

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL

Majandusteaduskond

Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Emilia Trejer

**KAKSIKDEFITSIIDI PAIKAPIDAVUS VALITUD EUROOPA  
LIIDU RIIKIDE NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Signe Rosenberg, PhD

Tallinn 2021

Deklareerin, et olen koostanud bakalaureusetöö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele töö koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks. Töö pikkuseks on 7749 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Emilia Trejer

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 185807TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: etrejer@gmail.com

Juhendaja: Signe Rosenberg, PhD:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

# SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE .....	5
SISSEJUHATUS .....	6
1. KAKSIKDEFITSIIDI PAIKAPIDAVUS .....	8
1.1. Kaksikdefitsiidi olemus .....	8
1.2. Ülevaade empiirilistest uurimustest .....	12
2. ANDMED JA ANALÜÜSIMEETODID .....	17
2.1. Andmete ülevaade .....	17
2.2. Uurimismeetodi kirjeldus .....	24
3. KAKSIKDEFITSIIDI PAIKAPIDAVUSE ANALÜÜS .....	27
3.1. ADF testi tulemused .....	27
3.2. Korrelatsioonanalüüs .....	28
3.3. Regressioonanalüüs .....	32
3.3.1. Saksamaa .....	32
3.3.2. Eesti .....	33
3.3.3. Soome .....	33
3.3.4. Prantsusmaa .....	34
3.3.5. Itaalia .....	35
3.4. Analüüsi tulemused ja järeldused .....	36
KOKKUVÕTE .....	37
SUMMARY .....	39
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU .....	41
LISAD .....	44
Lisa 1. Saksamaa, Eesti, Soome, Prantsusmaa ja Itaalia jooksevkonto saldo (% SKP-st) aastatel 2000-2019 .....	44
Lisa 2. Saksamaa, Eesti, Soome, Prantsusmaa ja Itaalia valitsussektori eelarve saldo (% SKP-st) aastatel 2000-2019 .....	45
Lisa 3. Saksamaa, Eesti, Soome, Prantsusmaa ja Itaalia valitsussektori võlg (% SKP-st) aastatel 2000-2019 .....	46
Lisa 4. Saksamaa, Eesti, Soome, Prantsusmaa ja Itaalia valitsussektori kulutused (% SKP-st) aastatel 2000-2019 .....	47
Lisa 5. Saksamaa, Eesti, Soome, Prantsusmaa ja Itaalia valitsussektori investeeringud (% GFCF-st) aastatel 2000-2019 .....	48

Lisa 6. Saksamaa, Eesti, Soome, Prantsusmaa ja Itaalia kodumajapidamiste sääst (% leibkonna kasutatavast sissetulekust) aastatel 2000-2019 .....	49
Lisa 7. Korrelatsioonikordaja p-väärtused Saksamaa mudeli puhul.....	50
Lisa 8. Korrelatsioonikordaja p-väärtused Eesti mudeli puhul.....	51
Lisa 9. Korrelatsioonikordaja p-väärtused Soome mudeli puhul .....	52
Lisa 10. Korrelatsioonikordaja p-väärtused Prantsusmaa puhul.....	53
Lisa 11. Korrelatsioonikordaja p-väärtused Itaalia mudeli puhul.....	54
Lisa 12. Saksamaa mudel enne korrigeerimist .....	55
Lisa 13. Saksamaa lõplik mudel .....	56
Lisa 14. Eesti mudel enne korrigeerimist .....	57
Lisa 15. Eesti lõplik mudel .....	58
Lisa 16. Soome mudel enne korrigeerimist .....	59
Lisa 17. Soome lõplik mudel .....	60
Lisa 18. Prantsusmaa mudel enne korrigeerimist .....	61
Lisa 19. Prantsusmaa lõplik mudel .....	62
Lisa 20. Itaalia mudel enne korrigeerimist .....	63
Lisa 21. Itaalia lõplik mudel .....	64
Lisa 22. Lihtlitsents.....	65

# LÜHIKOKKUVÕTE

Antud töö eesmärgiks on välja selgitada, kas Saksamaal, Prantsusmaal, Itaalias, Eestis ja Soomes kehtib kaksikdefitsiidi hüpotees aastatel 2000 kuni 2019. Töö eesmärgi saavutamiseks on püstitatud järgmised uurimisküsimused:

1. Mis on kaksikdefitsiit ning miks ja kuidas see tekib?
2. Mis tegurid mõjutavad kaksikdefitsiiti?
3. Kuidas kaksikdefitsiit mõjutab riigi majandust?
4. Kas Euroopa Liidu riikides esineb kaksikdefitsiit (kehtib kaksikdefitsiidi hüpotees)?

Töö koosneb kolmest peatükist. Esimeses peatükis tutvustatakse kaksikdefitsiidi olemust ning teiste autorite poolt korraldatud uurimusi. Teises peatükis räägitakse töös kasutatavatest andmetest ja uurimismeetoditest. Kolmandas peatükis viiakse läbi korrelatsioonanalüüs *Excelis* ning regressioonanalüüs statistikatarkvaras *Gretl*, kasutades vähimruutude meetodit iga riigi kohta eraldi ning seejärel esitatakse tulemused. Tulemusi võrreldakse teiste autorite tulemustega ning nende põhjal tehakse järeldusi. Kaksikdefitsiidi hüpotees leidis kinnitust Soomes, Prantsusmaal ja Itaalias ning ei leidnud kinnitust Saksamaa ja Eesti puhul.

Võtmesõnad: kaksikdefitsiit, jooksevkonto defitsiit, eelarvedefitsiit, EL riigid

## SISSEJUHATUS

Eelarvepuudujäägi ja kaubandusbilansi vahelise seose uurimine on oluline, sest selline uurimine on samaväärne asjakohase eelarvepoliitika kindlaksmääramisega, mis võib mõjutada majanduse välist tasakaalu (Bilman, Karaođlan 2020). Riikide eelarvete teema on oluline majanduses, kuna see, kuidas valitsussektor rahaga käitub, mõjutab kogu riigi majandust ning mõnel juhul ka ülejäänud maailma majandust. Antud töö teema aitab paremini mõista riikide eelarveid, jooksevkontode tasakaalu, defitsiite ja sellega seotuid probleeme ning kuidas riigi eelarved ja jooksevkontod majandust mõjutavad. Eriti aktuaalseks ja oluliseks muutub teema kriisiolukordades, kuna riigi peamiseks ülesandeks on majandust hoida võimalikult heal tasemel.

Mõiste „kaksikdefitsiit“ on suhteliselt uus, seda hakati kasutama 1980ndatel aastatel USA-s ning teemat ei ole veel väga palju uuritud. Autor teostab analüüsi selliste Euroopa Liidu riikide kohta nagu Saksamaa, Prantsusmaa, Itaalia, Eesti ja Soome. Valik osutus selliseks, kuna Saksamaa, Prantsusmaa ja Itaalia on kolm peamist Euroopa Liidu riiki ning Eesti ja Soome valiti selleks, et võrrelda naaberriike. Bakalaureusetöö uurimisprobleemiks on kaksikdefitsiidi hüpoteesi kehtivus valitud Euroopa Liidu riikides. Lisaks uuritakse teooria osas kaksikdefitsiidiga kaasnevaid mõjusid nii riigi kui ka maailma majandusele. Töö eesmärgiks on vaadelda jooksevkontosid, valitsuse kulutusi, eelarvedefitsiiti, valitsussektori võlga, valitsussektori investeeringuid ja erasäästu Euroopa Liidu riikide raames ning kontrollida, kas riigis kehtib kaksikdefitsiidi hüpotees või mitte.

Eesmärgi saavutamiseks püstitakse järgmised uurimisküsimusi:

1. Mis on kaksikdefitsiit ning miks ja kuidas see tekib?
2. Mis tegurid mõjutavad kaksikdefitsiiti?
3. Kuidas kaksikdefitsiit mõjutab riigi majandust?
4. Kas Euroopa Liidu riikides esineb kaksikdefitsiit (kehtib kaksikdefitsiidi hüpotees)?

Töös viiakse läbi korrelatsioonanalüüs ja regressioonanalüüs vähimruutude meetodil. Kasutatakse aastaseid andmeid ajavahemikus 2000 kuni 2019. Uuritakse riikide jooksevkonto saldo, eelarve saldo, erasäästu, valitsussektori kulutuste, võla ja investeeringute aegridu ning andmed pärinevad

OECD ja IMF andmebaasidest. Töös kontrollitakse ka aegridade statsionaarsust ADF- testiga ning mittestatsionaarsuse puhul võetakse vastava aegrea diferentsid.

Kontrollitakse autokorrelatsiooni (LM-testiga), multikollineaarsust (VIF-testiga), jääkliikmete allumist normaaljaotusele (Doornik-Hanseni-testiga), mudeli kuju õigsust (RESET-testiga) ja heteroskedastiivsust (White-testiga). Regressioonanalüüsi sõltuvaks muutujaks on jooksevkonto saldo ja sõltumatuteks muutujateks eelarve saldo, valitsuse kulutused, valitsuse võlg, investeringud ja erasääst. Korrelatsioonanalüüsi puhul uuritakse seost eelarvedefitsiidi ja jooksevkonto tasakaalu vahel valitud Euroopa Liidu riikide näitel. Uuritakse seost ka teiste sõltumatute muutujatega.

Töö esimeses osas kirjutatakse kaksikdefitsiidi olemusest, selle ajaloost, teguritest, mida see mõjutab ja kuidas, ning kirjeldatakse varasemaid empiirilisi uuringuid samal teemal. Teises osas antakse ülevaade analüüsis kasutatavatest andmetest ja uurimismeetoditest ning kirjeldatakse autori poolt koostatud regressioonmudelit. Kolmandas osas tutvustatakse teostatud analüüsi läbiviimist, uurimuse tulemusi ning tulemuste põhjal tehtud järeldusi.

# 1. KAKSIKDEFITSIIDI PAIKAPIDAVUS

Antud peatükis antakse ülevaade kaksikdefitsiidi olemusest, selle mõiste ajaloost ja tekkest, toetudes varasematele empiiriliste uuringutele. Kirjeldatakse tegureid, mida kaksikdefitsiit mõjutab ning mil määral see mõjutab riigisisest ja rahvusvahelist majandust.

## 1.1. Kaksikdefitsiidi olemus

Bagnai (2006) väidab, et kaksikdefitsiidi mudel toetub rahvamajanduse arvepidamise võrrandile:

$$Y = C + I + G + NX + NFI \quad (1)$$

kus

$Y$  – rahvamajanduse koguprodukt,

$C$  – eratarbimiskulud,

$I$  – investeerimine,

$G$  – valitsuse kulutused,

$NX$  – netoeksport ehk ekspordi ja impordi vahe,

$NFI$  – neto teguritulude välismaalt.

Jooksevkonto tasakaal võrdub  $NX$  ja  $NFI$  summaga. Samuti on teada, et jooksevkonto ( $CA$ ) on võrdne säästude ( $S$ ) ja investeeringute ( $I$ ) vahega. Seega jooksevkonto defitsiit on võrdne riiklike investeeringute sufitsiidiga säästude üle ehk kui riigi investeeringud ületavad sääste, tuleb see vahe finantseerida välismaalt. Banday ja Aneja (2016) väidavad, et intressimäärade suurenemine meelitab investeerima välismaalt, mis toob kaasa siseriikliku valuuta nõudluse kasvu ja selle väärtuse kallinemise, mis eeldab odavat importi ja kallist eksporti ning viib majanduse defitsiidi olukorda. Üldiselt, kui riigil on jooksevkonto defitsiit, siis peab olema vähemalt üks riik, millel on jooksevkonto ülejääk. Bagnai (2006) arvab, et vähem arenenud ja järelejäetud riikidel esineb sagedamini jooksevkonto puudujääk, samas kui arenenud majanduses eksisteerib tavaliselt jooksevkonto ülejääk. Kuid siin saaks tuua näitena USA-d, kus pikaajaliselt kehtis jooksevkonto defitsiit, kuigi USA on maailma majanduses esikohtadel.



Banday ja Aneja (2016) järgi võiks eelarvedefitsiidi ja jooksevkonto defitsiidi suhet kirjutada järgmiselt:

$$CA = SPvt - I - (G - T) \quad (2)$$

kus

$CA$  – jooksevkonto saldo,

$SPvt$  – erasäästmine,

$I$  – investeeringud,

$G$  – valitsuse kulutused,

$T$  – valitsuse poolt majapidamisetevõtetelt kogutud maksud,

$(G - T)$  – valitsuse eelarve saldo.

Valitsussektori eelarvedefitsiidi kasv suurendab jooksevkonto puudujääki ning vähendab kogu riigi kokkuhoidu. Kui jooksvaid makse hoitakse konstantsena ja  $SPvt - I$  jääb samaks või stabiilseks, suurendab ajutise ostu suurenemine valitsussektori eelarvepuudujääki ( $G - T$ ), mis mõjutab jooksevkontot positiivselt. Nii vähendab suurenenud ostude tulemusel valitsussektori eelarvepuudujääk riikide jooksevkonto ülejääki või suurendab riigi jooksevkonto puudujääki. (Banday, Aneja 2016)

Ahmed (1987) väidab, et majanduses tekib kaksikdefitsiit siis, kui riigil on nii jooksevkonto defitsiit kui ka eelarvedefitsiit. Teadusartiklites nimetatakse seda ka topeltdefitsiidiks. Igal riigil on oma maksebilanss, mis kajastab kaupade ja teenuste liikumist residentide ja mitteresidentide vahel ning koosneb jooksevkonto saldost, kapitali- ja finantskontost ning reservkontost. Jooksevkonto on maksebilansi konto, mis kajastab riigi netoeksporti. Kui import ületab ekspordi, on sellel riigil jooksevkonto puudujääk ning vastupidi kui eksport ületab importi, siis on riigil ülejääk. Valitsuse eelarved koosnevad raha sissevoolust ehk maksutulust ja laenuvõtmisest ning raha väljavoolust ehk kulutustest ja intressimaksetest. Valitsused laenavad raha võlakirjade emiteerimisega ja maksavad seejärel nende emissioonide eest intressi. Abelli (1990) järgi tekib eelarve puudujääk siis, kui valitsuse kulutused ületavad valitsuse tulusid ning eelarve ülejääk tekib siis, kui valitsuse tulud ületavad kulutusi. Eelarve puudujääki nimetatakse eelarvedefitsiidiks.

Mõned majandusteadlased, nagu Dornbusch (1976), Salvatore (2006) ning Banday ja Aneja (2016) usuvad, et suur eelarvedefitsiit on otseselt seotud jooksevkonto suure defitsiidiga. Seda makromajanduslikku teooriat tuntakse kui kaksikdefitsiidi hüpoteesi. Dornbusch (1976) väidab, et teooria kohaselt valitsuse maksukärped, mis suurendavad defitsiiti ja vähendavad tulusid,

suurendavad tarbimist. Suurenenud kulutused vähendavad säästumäärasid, mille tõttu riik suurendab välismaalt laenatud summat. Ehk kui riigil tekib kaksikdefitsiit, siis on ta võlgnik ülejäänud maailmale ning pikas perspektiivis võib see põhjustada riigi valuuta devalveerimise.

Kaufman *et al.* (2002) tutvustab oma töös makromajandusliku teooriat, mis annab jooksevkonto tasakaalustamatusele kaks seletust. Mundell-Flemingi mudel on staatiline mudel, mis põhineb IS-LM mudelil. Staatilise olemuse tõttu ei võta see arvesse vara akumulereerimise dünaamikat. Muundell-Flemingi mudelis tekivad arvelduskontod peamiselt riikliku eelarve muutuste tagajärjel, kuna väikeses avatud majanduses toob eelarve suurenemine kaasa intressimäärade tõusu. Intressimäärade tõus tekitab võlgades kapitali, mis toob kaasa kodumaise valuuta kallinemise. Kaksikdefitsiidi olukord tekib siis, kui valuuta kallinemine halvendab netoeksporti ning halvendab omakorda jooksevkontot.

Intemporaalse lähenemise pooldajad juhivad tähelepanu sellele, et makromajanduslike nähtuste analüüsimiseks on vaja arvestada erasektori säästmis- ja investeerimisotsustega. Nendes mudelites käsitletakse jooksevkontot kui lahendust dünaamilisele optimeerimise probleemile, mille eesmärgiks on tarbimise optimaalne jaotamine aja jooksul. Jooksevkonto saldo on majanduse netovara muutus. Need mudelid alluvad Ricardo ekvivalentsusele, mis tähendab, et valitsussektori kulude rahastamise viis ei mõjuta jooksevkontot. (Bagnai 2006)

Sinai (2006) arvates tuleb riikliku eelarvepuudujäägi mõju intressimääradele analüüsimiseks teha vahet passiivsete ja aktiivsete defitsiitide vahel ning tuleks pöörata tähelepanu tööhõivele. Tuleks teha kindlaks, kas majandus on täistööhõive lähedal või mitte. Lisaks on oluline defitsiidi omadus, kas see on tsükliline ehk ajutine või struktuurne ehk püsiv. Olulist rolli mängib ka kehtiv riigi rahapoliitika. Nendest asjaoludest sõltuvalt võib defitsiidil olla põhjuslik seos intressimääradega või mitte. Seega riiklik eelarvepuudujääk saab mõjutada teiste varade (valuuta, aktsiad) hindu ning majandust üldiselt.

Daly ja Siddiki (2009) sõnul on valitsussektori eelarvepuudujääk neutraalne ja kaksikdefitsiidide olukord võib tekkida juhuslikult. Ricardo mudelis on jooksevkonto liikumapanev jõud tarbimise reageerimine erinevatele majandusšokkidele. Näiteks ajutise positiivse pakkumisšoki puhul on kodumajapidamiste sissetulek praegusel perioodil oodatust suurem ning eeldatavasti jäävad sissetulekud muutumatuteks. See võib ajendada kodumajapidamisi säästma osa praegusest sissetulekust, et tulevikus rohkem tarbida. Selline säästude suurenemine parandab jooksevkontot. Jooksevkonto reageerimine sõltub šoki omadustest. Kui šokk on püsiv, siis nii jooksev kui ka

tulevane sissetulek kasvavad ning tarbimine suureneb igal ajavahemikul, Kuna oodatav tasuvus investeringutelt on püsiva kõrge tootlikkuse tõttu suurem, siis suurenevad ka investeerimiskulutused. See omakorda toob kaasa suurema sissetuleku kasvu tulevikus. Seega Daly ja Siddiki (2009) jõudsid järelduseni, et eelarvedefitsiit ei mõjuta jooksevkontot, kuid mõjutab valitsuse kulutuste taset.

Esimesena hakati uurima kaksikdefitsiiti USA-s ajavahemikus 1980 kuni 1986. Nagu varem mainitud oli, eksisteerib kaksikdefitsiidi puhul kaks teoreetilist lähenemist. Esimene lähenemisviis arvestab Mundell-Flemingi raamistikku ning eeldab kapitali täielikku likviidsust ja ujuvaid vahetuskursse ehk eelarvedefitsiidi suurenemine toob kaasa reaalse siseriiklike intressimäärade tõusu, mis meelitab väliskapitali sissevoolu ja toob kaasa kodumaise valuuta kallinemise. Sama kehtib ka fikseeritud vahetuskursside korral. (Salvatore 2006)

Teine lähenemisviis toetub Keynesi teooriale. Eelarvedefitsiidi suurenemine motiveerib importi suurendama, mis omakorda halvendab kaubandusbilanssi. Feldsteini ja Horioka (1980) kohaselt võib tugev seos riiklike säästude ja kodumaiste investeringute vahel toetada kaksikdefitsiidi tekkimist. Nad väidavad, et riigi säästumäära suurendamine toob kaasa kõrgema investeerimismäära ja seeläbi majanduskasvu.

Barro (1974) väidab vastupidiselt kaksikdefitsiidi hüpoteesile, et eelarvepuudujäägi suurenemine toob kaasa erasäästu suurenemise ning see tähendab, et kodumajapidamised on piisavalt kaugelenägelikud, et prognoosida tulevikukulutusi praeguse puudujäägi rahastamiseks. Seepärast vähendavad nad oma nii tarbimis- kui ka investeerimiskulutusi, mis välistab seose eelarve ja jooksevkonto vahel.

Daly ja Siddiki (2009) leidsid, et eelarvedefitsiit mõjutab kaubanduse defitsiite. Mundell-Flemingi raamistikus ja ujuvate vahetuskursside olukorras tekitab eelarvepuudujäägi suurenemine reaalse intressimäärade tõusu, põhjustades kapitali sissevoolu ja tõstes kodumaise valuuta väärtust. See omakorda vähendab netoeksporti ning sama kehtib ka fikseeritud vahetuskursside puhul. Keynesi teooria kinnitab, et fikseeritud vahetuskursi alusel toimiv fiskaalne stimuleerimine loob suurema nominaaltulu, põhjustades kodumaise valuuta kallinemist, mis omakorda halvendab jooksevkonto saldot. Keynesi neeldumisteooria kohaselt suurendab eelarvedefitsiidi kasv siseriiklike kulutusi ja impordi kasvu, põhjustades jooksevkonto defitsiiti. Eelarvedefitsiidi tõus ja sellest tulenev reaalse intressimäära kasv põhjustab jooksevkonto defitsiidi ja vastupidi.

Eelarvepuudujääk on suur osa riiklikest kulutustest, mida rahastatakse võla emiteerimisega. Seda ei peeta soodsaks, kuna selline võlg suurendab investoritele kättesaadavate kvaliteetsete võlgade hulka ja mõjutab negatiivselt eralaenuvõtjate rahapakkumist, tõstes seeläbi eralaenude tegeliku intressimäära. Lisaks ei saa tulevased põlvkonnad täielikku kasu valitsuse täiendavatest kulutustest, kuna peavad nende laenude eest maksude suurendamise kaudu maksma. (Kearney, Mehdi 1990)

Paljudes tööstusriikides on tekkinud suur ja püsiv eelarvedefitsiit koos jooksevkonto puudujäägiga. Nendest sündmustest tuntuim toimus 1980. aastate Reagani fiskaalkatse raames, mis tähistas dollari tugeva kallinemise perioodi ja USA majanduse välistasakaalu ebatavalist muutust. Sarnane olukord on iseloomustanud ka selliseid riike nagu Rootsi ja Saksamaa, kus 1990. aastate alguse eelarvedefitsiidi kasvuga kaasnes kodumaise valuuta kallinemine ja jooksevkonto halvenemine. (Piersanti 2000)

Nende sündmuste kokkulangevus on tekitanud eelarve ja jooksevkonto saldo põhjuslike seoste või kaksikdefitsiidi küsimuses poleemikat, mida ei teoreetiline ega empiiriline analüüs pole suutnud lahendada. Lühidalt öeldes on vaidlus kajastanud kirjanduses valitsevat kahte vastupidist fiskaalpoliitika vaadet. Üks põhineb traditsioonilisel seisukohal, et eelarvedefitsiidil on majandusele oluline ja kahjulik mõju. Teine põhineb Ricardo arvamusel, et eelarvedefitsiidil pole mingit mõju.

## **1.2. Ülevaade empiirilistest uurimustest**

Paljudes OECD riikides on suur eelarve- ja väliskaubanduse tasakaalustamatus tekitanud vajaduse uurida lähemalt riikide jooksevkonto dünaamikat mõjutavaid tegureid. Seetõttu on paljudes empiirilistes uuringutes uuritud põhjuslikku seost avaliku sektori ja väliskaubanduse defitsiidi vahel. Uuemad empiirilised analüüsid näitavad, et eelarve ja väliskaubanduse defitsiidi vahel on põhjuslik seos, millele viitavad enamik tavapäraseid makromajanduslikke mudeleid. (Mann 2002)

Eelarve ja väliskaubanduse defitsiidi suhe võib pikas perspektiivis erineda. Sellele järeldusele jõutakse jooksevkonto käitumise selgitamisel. Näiteks Normandin (1999), kasutades Blanchardi mudelit, näitab, et eelarvedefitsiidi püsivus mõjutab kaksikdefitsiiti. Püsiv eelarvepuudujäägi muster tähendab, et tüüpiline tarbija eeldab, et praegusele eelarvedefitsiidile järgneb tulevane eelarvepuudujääk, see sunnib tarbijat jooksva tarbimise kasvu rahastama jooksevkonto puudujäägi

kaudu. Leachman ja Francis (2002) sõnul on kaksikdefitsiidi uurimisel oluline roll struktuursetel muutustel ning selle arvamuseni on jõudnud enamik majandusteadlasi ning tunnistavad struktuursete muutuste olulisust ilma ametlikke teste tegemata. Lisaks struktuursetele muutustele väidavad Leachman ja Francis (2002), et vahetuskurss mängib olulist rolli kaksikdefitsiidi ülekandemehhanismis.

Mann (2002) väidab, et USA majanduse 1990ndate alguses põhjustatud buum on sidunud eelarve ja jooksevkonto defitsiidi vahel, luues kiilu erainvesteeringute ja säästude vahel, nõrgendades kaksikdefitsiidi suhet. Autor mainib ka, et tegelikult on USA eelarvepuudujääk aastatel 1993-2000 vähenenud, samal ajal kui väliskaubanduse defitsiit on liikunud vastupidises suunas.

Kuigi kaksikdefitsiidi hüpoteesi on aegridade või paneelandmete abil juba üsna laialdaselt uuritud, pole järeldused ühesed. Paljud varasemad uuringud leidsid tõendeid hüpoteesi kasuks nagu Abelli (1990), Cavallo (2005), Holmesi (2011), Normandini (1999) ja Salvatore (2006), kuid näiteks Kaufmann (2002) ja Barro (1974) ei leidnud tõsiseid tõendeid selle hüpoteesi toetamiseks.

Eelarvedefitsiidi ja kaubandusbilansi vahelise seose uurimine on oluline, kuna see aitab asjakohase eelarvepoliitika kindlaksmääramisel, mis võib mõjutada majanduse väliskaubanduse tasakaalu. Eelarvepuudujäägi mõju kohta kaubandusbilansile on tehtud palju empiirilisi uuringuid, mille tulemused on ebaselged. Näiteks Bilman ja Karaođlan (2020) väitsid, et kaubanduse tasakaalu paranemine võib olla seotud eelarvedefitsiidi suurenemisega. Selle uuringu ajendiks on asjaolu, et kirjanduse vastakad empiirilised tulemused võivad tuleneda mittelineaarsete seoste olemasolust eelarvepuudujäägi ja kaubandusbilansi vahel.

Rafiqu (2010) uurimistöö tulemused näitavad, et eelarvešokid on eksogeensed. Suurbritannia tulemused näitavad, et esmastel eelarve saldo muutustel oli mõju jooksevkonto saldo kõikumistele. Esmase eelarvetasakaalu tähtsus Ühendkuningriigi reaalkursile tõusis 1980. aastate lõpust 1990. aastate keskpaigani märkimisväärselt. Dispersioonanalüüsi tulemuselt saab näha, kuidas Suurbritannia fiskaalpuudujääk pärast 1987. aasta aktsiaturgude krahhi aitas väga oluliselt kaasa jooksevkonto tasakaalu kõikumistele 1990. aastate keskpaigani. Umbes 1980. aastate keskpaigast kuni lõpuni moodustasid eelarvepuudujäägi muutused kuni 60% jooksevkonto saldo kõikumisest. Üldiselt tulemuselt saab näha, et ajalooliselt on Suurbritannia jooksevkonto saldo volatiilsuse suurenemine toimunud eelarve halvenemise perioodidel.

Cavallo (2005) on eristanud valitsuse tarbimise kahte komponenti, kulutusi lõpptoodangule ja kulutusi töötundidele, ning uurinud nende kasvu dünaamilisi mõjusid, kasutades kahe riigi majanduse mudelit. Autor leidis, et valitsuse lõpptoodangule tehtavate kulutuste suurenemine halvendab jooksevkonto saldot märkimisväärselt, kuid valitsuse töötundide suurenemisel on tunduvalt väiksem mõju. Valitsussektori kulutuste kasv töötundidele, mis võrdub 1 protsendiga SKPst, halvendab jooksevkonto saldot, mis vastab peaaegu 0,05 protsendile SKPst. Valitsuse töötundide positiivsed šokid võetakse vastu tööjõupakkumise suurenemise kaudu ja seetõttu ei mõjuta see otseselt jooksevkonto saldot, mis mõõdab rahvusliku sissetuleku ja siseriiklike kulutuste erinevust. Üldiselt näitavad Cavallo (2005) uuringu tulemused seda, et valitsuse tarbimist peetakse täielikult lõpptoodangu väljaminekuks ning tema rolli jooksevkonto saldo muutuste arvestamisel hinnatakse üle.

Alakbarov ja Şaşmaz (2010) leidsid kinnitust kaksikdefitsiidi hüpoteesile Prantsusmaal, Itaalias ja Soomes. Nad viisid läbi AMG meetodil (*Augmented Mean Group Estimator*) uuringu. Selles meetodis võetakse arvesse ristlõike sõltuvust ja ristlõikevõrrandite jaoks saab hinnata erinevaid koefitsiente. Tulemuseks olid statistiliselt olulised positiivsed koefitsiendid Prantsusmaa (0,208), Itaalia (0,178) ja Soome (0,575) puhul. See tähendab, et nende riikide puhul kehtib Keynesi lähenemine. Saksamaal oli statistiliselt oluline negatiivne koefitsient -0,485, mis tähendab, et eelarvepuudujäägi ja jooksevkonto defitsiidi vahel on pöördvõrdeline seos ehk kaksikdefitsiidi hüpotees ei kehti.

Kaksikdefitsiidi kinnitasid ka Banday ja Aneja (2016), kes uurisid kaksikdefitsiidi paikapidavust India näitel kointegratsioonanalüüsi ja Grangeri põhjuslikkuse Waldi testide abil. Autorite empiirilised tulemused näitavad, et eelarvedefitsiidil on pikaajaline mõju jooksevkonto defitsiidile ja vastupidi. Grangeri põhjuslikkuse tulemused näitavad jooksevkonto defitsiidi, eelarvedefitsiidi, vahetuskurssi ja inflatsioonimäära vahel kahesuunalisi tulemusi.

Avatud majanduse makromajanduse kohaselt viib valitsuse eelarve puudujääk jooksevkonto puudujäägini. Eelarve defitsiit toob kaasa sisemise reaalse intressimäära tõusu, mis meelitab väliskapitali ja toob kaasa kodumaise valuta kallinemise, mis omakorda toob kaasa jooksevkonto defitsiidi. Seega finantseeritakse kogu jooksevkonto defitsiit ja osa eelarve puudujäägist kapitali netosissevooluga. Salvatore (2006) leidis oma uuringus tõendeid selle kohta, et Prantsusmaal ja Itaalias eelarve ja jooksevkonto puudujäägi vahel on otsene seos, kuid eelarvepuudujääk võib viia jooksevkonto puudujäägini ühe või mitme aasta pärast. Seega võib jooksevkonto ülejääki kõigepealt seostada samaaegse eelarvepuudujäägiga, enne kui järgmise 2 või 3 aasta jooksul

ilmneb jooksevkonto puudujäägi ja eelarvepuudujäägi vaheline otsene seos. Salvatore kasutas oma uuringus eelarve saldot, jooksevkonto saldot ( $C_t$ ) ja ( $C_{t-1}$ ), tegeliku RKT kasvu ja reaalse RKT kasvu ülejäänud maailmas ning uuris G-7 riike ehk 7 peamist tööstusriiki.

Ka Granchev *et al.* (2012) uuring näitas, et paljudes Euroopa riikides esineb kaksikdefitsiidi nähtus. Hüpotees kinnitati kõigi riikide puhul, ainult Eestis ja Bulgaarias kehtib vastupidine seos. Eelarvepuudujääk on korrelatsioonis jooksevkonto suurenemisega ja ülejäägid langevad kokku jooksevkonto kõrge puudujäägiga. Viimane tulemus langeb kokku Fidmurci (2002) ja Granchevi (2010) järeldustega. Kuna need kaks riiki rakendavad valuutakomitee režiimi ja ranget eelarvepoliitikat, mida iseloomustab kõrge eelarveülejäak intensiivse majanduskasvu perioodidel ja minimaalne puudujääk majanduslanguse ajal. Seda tüüpi poliitikakomplekt ei ole kooskõlas kaksikdefitsiidi teooriaga. Regressioonanalüüsi mudeli determinatsioonikordaja on 0,38 ehk mudel seletab ära 38% koguhajuvusest.

Hiljutised uuringud rõhutavad, et üheseid järeldusi antud teemal ei ole, Grieri ja Haichuni (2009) sõnul on tulemuste erinevuse üks peamisi põhjusi see, et enamik kaksikdefitsiidi uurimistest on järginud lineaarset seost. Daly ja Siddiki (2009), Rafiq (2010) ja Holmes (2011) väidavad, et kaksikdefitsiidi paikapidavus muutub oluliselt, kui uuringus on lubatud mittelineaarsus. Oma teadustöös uurisid Grier ja Haichun (2009) jooksevkonto saldo ja Ameerika Ühendriikide valitsuse eelarve tasakaalu suhet nii pikas kui ka lühemas perspektiivis ning jõudsid järeldusele, et jooksevkonto saldo ja valitsuse eelarve saldo vahel pole Ameerika Ühendriikides pikaajalist seost.

Šulikova *et al.* (2014) Balti riikide kui väikeste avatud majandusega riikide analüüs, näitas, et Lätis ja Leedus on eelarve saldo hästi seletatav jooksevkontoga (umbes 20%), kuid mitte Eestis, kus eelarve tasakaal on jooksevkontost ja investeringutest peaaegu sõltumatu. Šulikova *et al.* (2014) uurimuses nimetatakse Eesti eelarvepoliitikat palju mõistlikumaks kui teiste Balti riikide omasid. Eelarvetasakaalu sõltumatus tulemused Eestis on kooskõlas nn valitsuse efektiivsuse indeksiga. Valitsuse efektiivsuse indeksiga mõõdetakse poliitika kujundamise ja rakendamise kvaliteeti ning valitsuse kohustuste usaldusväärset. Valitsuse efektiivsuse indeks on kõige kõrgem Eestis (84,76), kui võrrelda Läti ja Leeduga. Samal ajal on Eesti eelarve saldo viimastel aastatel positiivne ja eelarve tasakaalu areng ei sõltu muudest majandusteguritest 2014. aasta seisuga. Antud uuring kinnitas kaksikdefitsiidi olemasolu Eestis. Kui eelarvedefitsiidi osakaal SKPst suureneb ühe protsendipunkti võrra, siis pikemas perspektiivis suureneb jooksevkonto defitsiidi osakaal 0,299 punkti võrra.

Toetudes empiirilistele uuringutele, võib järeldada, et kaksikdefitsiit eksisteerib valitud riikides ning tulemused sõltuvad rohkesti analüüsi tingimustest, kaasavatest teguritest ja lähenemisviisist. Kui toetuda uuringutele, kus väidetakse, et kaksikdefitsiit eksisteerib, siis saab järeldada, et kaksikdefitsiit mõjutab väliskaubandust, vahetuskursse ja reaalseid intressimäärasid ning et eelarvedefitsiidi ja jooksevkonto defitsiidi vahel esineb seos. Paljud majandusteadlased nõustuvad sellega, et pikas perspektiivis on kaksikdefitsiidi eksisteerimine nähtavam ja mõjuvam.



## 2. ANDMED JA ANALÜÜSIMEETODID

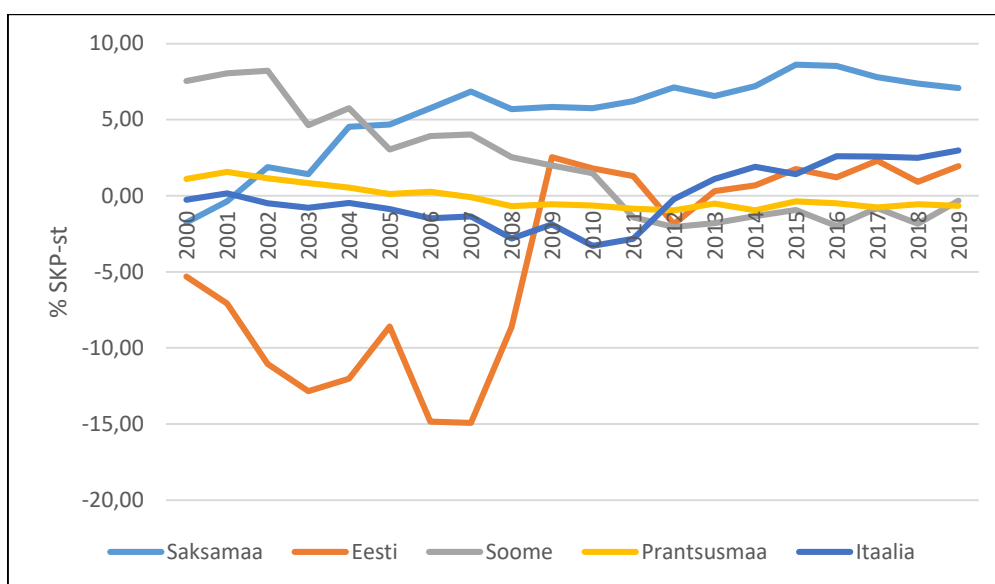
Antud peatükis antakse detailse ülevaate töö analüüsi osas kasutatavatest andmetest ja uurimismeetoditest. Tutvustatakse lähemalt sõltuvaid ja sõltumatuid muutujaid. Kirjeldatakse täpsemalt regressioonanalüüsi ja korrelatsioonanalüüsi. Tutvustatakse teste, mida kasutatakse analüüsi osas.

### 2.1. Andmete ülevaade

Antud bakalaureusetöös kasutatakse aastaseid andmeid ajavahemikus 2000 kuni 2019 Saksamaa, Prantsusmaa, Itaalia, Soome ja Eesti kohta. Jooksevkonto saldo, eelarve saldo, valitsussektori investeeringute, valitsussektori kulutuste ja kodumajapidamiste säästu (edaspidi erasääst) kajastavad andmed pärinevad Majanduskoostöö ja Arengu organisatsiooni (*The Organisation for Economic Cooperation and Development*, OECD) andmebaasist ning valitsussektori võla andmed pärinevad rahvusvahelise valuutafondi andmebaasist (*International Monetary Fund*). Uuritakse riikide jooksevkonto saldo, eelarve saldo, valitsussektori võla, valitsussektori kulutuste, valitsussektori investeeringute ning kodumajapidamiste säästu aegridu. Jooksevkonto saldo, eelarve saldo, valitsussektori võla ja kulutuste mõõtühikuteks on protsent riigi SKP-st. Valitsussektori investeeringute mõõtühikuks on kapitali kogumahutus põhivarasse. Erasäästu mõõtühikuks on % leibkonna kasutatavast sissetulekust.

Autori andmete valik põhineb varasematel empiirilistel uuringutel. Põhialuseks mudeli koostamisel on Banday ja Aneja (2016) uurimus, milles kasutatud valem on välja toodud alapeatükis 1.1. Uurimusele toetudes valiti sõltuvaks muutujaks jooksevkonto saldo ja sõltumatuteks muutujateks erasäästu, valitsussektori investeeringuid, valitsussektori võla, valitsussektori kulutusi ning eelarve saldo. Kearney ja Mehdi (1990) arvates mängib valitsuse võlg olulist rolli kaksikdefitsiidi puhul, seega autor seda kontrollib. Eelarve defitsiidi näitajas on ka valitsussektori kulutused, seega, kui need kaks näitajat on ühes regressioonis, võib juhtuda see, et nad on omavahel tugevasti korreleeruvad ning sellega tuleks arvestada.

Jooksevkonto on tasakaaluarvesüsteem eksporditavate ja imporditavate kaupade ja teenuste rahalise väärtuse vahel. Jooksevkonto defitsiiti väljendab negatiivne jooksevkonto saldo. Seda näitajat mõõdetakse miljonites dollarites või protsendina SKP-st. Jooksevkonto saldo on Prantsusmaal, Itaalias, Eestis ja Soomes üsna sarnane alates 2012. aastast (vt Joonis 1), kuid Saksamaal on näitaja kõrgem kui teistel riikidel alates 2004. aastast. Jooniselt on näha, et situatsioon on viimastel aastatel stabiilne ning Eesti jooksevkonto saldo oli teiste riikidega võrreldes palju madalam aastatel 2000-2008. Tabelis 1 on välja toodud jooksevkonto saldo kirjeldav statistika riikide kaupa. Üks võimalike põhjuseid, miks Eesti nii drastiliselt erineb teistest riikidest, võib seisneda väliskaubandusbilansi negatiivses saldos.



Joonis 1. Jooksevkonto saldo (*current account balance*), % SKP-st  
Allikas: OECD andmebaas (2021), koostatud toetudes lisa 1 esitatud andmetele

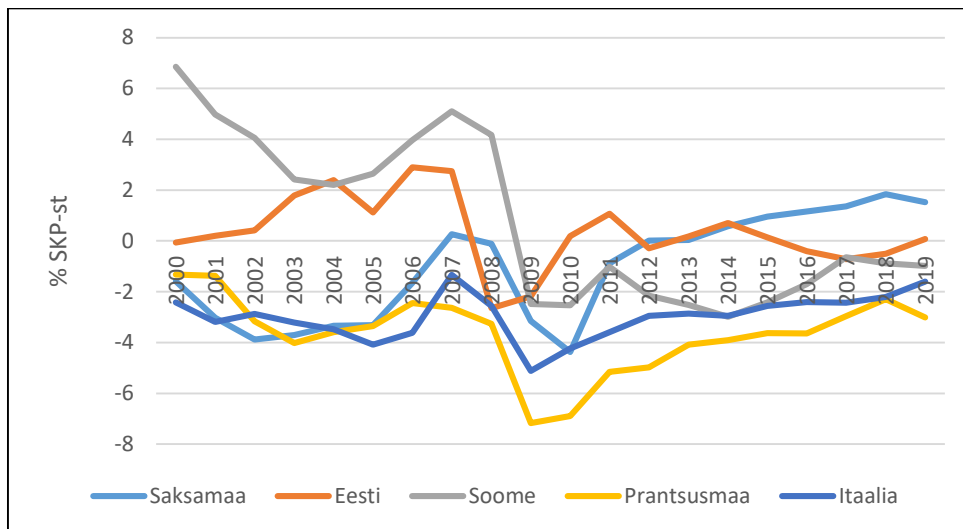
Tabel 1. Saksamaa, Eesti, Soome, Prantsusmaa ja Itaalia jooksevkonto saldo kirjeldav statistika, % SKP-st

	Keskmine	Mediaan	Standardhälve	Min	Max	Variatsioonikordaja
DEU	5,34	6,03	2,88	-1,76	8,61	0,54
EST	-4,12	-0,78	6,46	-14,9	2,54	1,57
FIN	1,93	1,74	3,57	-2,05	8,21	1,85
FRA	-0,13	-0,50	0,78	-0,97	1,57	6,05
ITA	-0,08	-0,37	1,94	-3,29	2,98	24,69

Allikas: OECD andmebaas (2021), koostatud statistikatarkvaras *Gretl*

Valitsussektori eelarvepuudujääk on määratletud kui valitsuse kulude ja tulude tasakaal. Netolaenuandmine tähendab, et valitsusel on sufitsiit ja see pakub rahalisi ressursse teistele sektoritele ning netolaenu võtmine tähendab valitsuse defitsiiti ja nõuab finantsvahendeid teistelt sektoritelt. Seda näitajat mõõdetakse protsendina SKP-st. Kõik OECD riigid koostavad

oma andmed vastavalt 2008. aasta rahvamajanduse arvepidamise süsteemile SNA 2008 (*System of National Accounts 2008*). Valitsussektori eelarve saldode erinevus riigiti on väiksem kui jooksevkonto saldo puhul. Jooniselt 2 saab näha, et 2008. aastal oli murdepunkt ning see võib olla seotud majanduskriisiga. Aastast 2010 hakkas olukord paranema, kuid mitte drastiliselt. Tabelis 2 on välja toodud eelarve saldo kirjeldav statistika.



Joonis 2. Valitsussektori eelarve saldo (*general government budget balance*), % SKP-st  
Allikas: OECD andmebaas (2021), koostatud toetudes lisas 2 esitatud andmetele

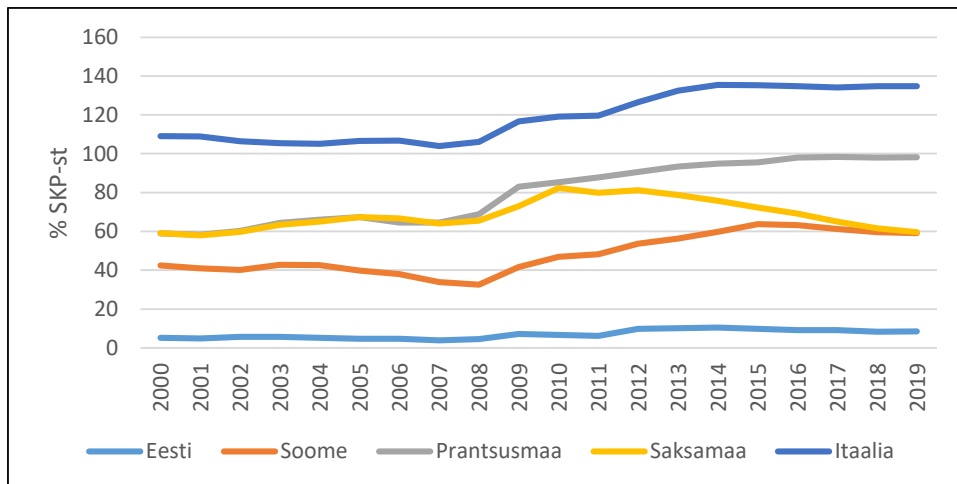
Tabel 2. Saksamaa, Eesti, Soome, Prantsusmaa ja Itaalia eelarve saldo kirjeldav statistika, % SKPst

	Keskmine	Mediaan	Standardhälve	Min	Max	Variatsioonikordaja
DEU	-1,06	-0,50	2,09	-4,38	1,84	1,96
EST	0,36	0,18	1,42	-2,64	2,89	3,99
FIN	0,80	-0,77	3,22	-2,99	6,85	4,00
FRA	-3,64	-3,47	1,52	-7,17	-1,32	0,42
ITA	-2,98	-2,91	0,89	-5,12	-1,34	0,30

Allikas: OECD andmebaas (2021), koostatud statistikatarkvaras *Gretl*

Valitsussektori suhe SKP-sse mõõdab valitsussektori koguvõlga protsendina SKP-st. See on valitsuse rahanduse jätkusuutlikkuse põhinäitaja. Võlg arvutatakse valuuta, hoiuste, võlaväärtpaberite, laenude, kindlustuste, pensionide ning muude võlade summana. Valitsuse võla muutused ajas peegeldavad peamiselt varasema valitsussektori eelarvepuudujäägi mõju. Joonisel 3 on esitatud valitsuse võla näitaja dünaamika ning tabelis 3 on näidatud muutuja kirjeldav statistika riikide kaupa. Kõige suurem võlg ajavahemikus 2000-2019 oli Itaaliale ning kõige väiksem Eestil. Andmed on ühtlased ning kõikidel riikidel on nähtav kasv välja arvatud Saksamaal, kus võlg vastupidi väheneb. Saksamaa on alates 2012. aastast saavutanud kogu riigi eelarve sufitsiidi ja suutis vähendada võla suhet SKP-sse 82,5%-lt 74,8%-le. 2014. aastal saavutas

Saksamaa eelarve sufitsiidi 0,6% SKP-st, mis tähendab, et Saksamaa võlg enam ei kasva, vaid vastupidi kahaneb. Itaalias on eurotsooni riikidest kõige väiksem mitteresidentide riigivõlg ja rahvuslik rikkus on neli korda suurem kui tema riigivõlg. Eestis on valitsussektori võlg ühtlane.



Joonis 3. Valitsussektori võlg (*general government debt*), % SKP-st

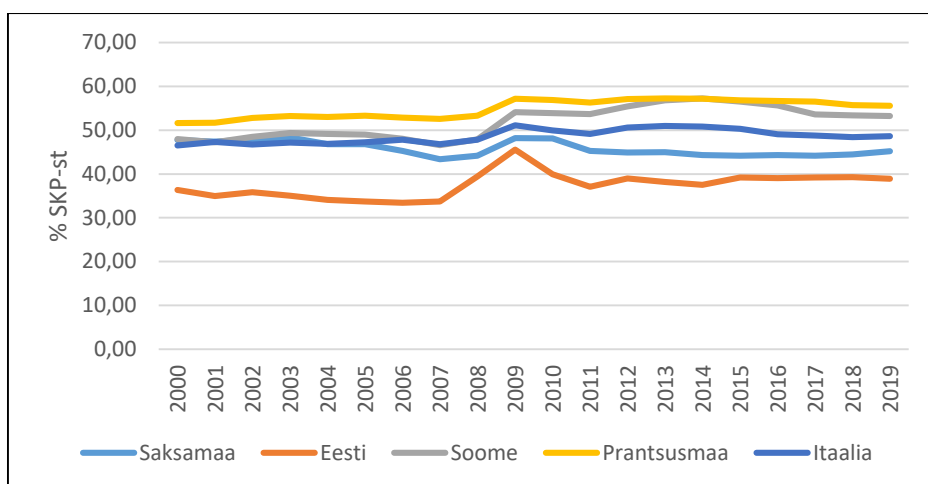
Allikas: Rahvusvahelise valuutafondi andmebaas (2021), koostatud toetudes lisa 3 esitatud andmetele

Tabel 3. Saksamaa, Eesti, Soome, Prantsusmaa ja Itaalia valitsussektori võla kirjeldav statistika, % SKP-st

	Keskmine	Mediaan	Standardhälve	Min	Max	Variatsioonikordaja
DEU	68,30	66,10	7,82	57,90	82,40	0,11
EST	6,94	6,36	2,23	3,77	10,40	0,32
FIN	48,30	44,80	10,20	32,60	63,60	0,21
FRA	79,80	84,10	15,70	58,30	98,30	0,20
ITA	119,10	117,90	13,00	103,90	135,40	0,11

Allikas: Rahvusvahelise valuutafondi andmebaas (2021), koostatud statistikatarkvaras *Gretl*

Valitsussektori kulutused (vt Joonis 4) näitavad valitsuse suurust riikides. Näitaja suur erinevus riigiti on tingitud riikide lähenemisviiside mitmekesisusest avalike kaupade ja teenuste pakkumisel ning sotsiaalkaitsel, mitte erinevustest kulutatud ressurssides. Seda mõõdetakse tuhandetes USA dollarites elaniku kohta või protsendina SKP-st. Ajavahemikul 2000 kuni 2019 oli Eesti keskmine kasvumäär 8,86%. Valitud riikidest on Eesti kõrgeim keskmine kasvumäär 8,86%, samal ajal kui Itaalias on madalaim keskmine kasvumäär 2,2%. Saksamaal oli ajavahemikul 2000 kuni 2019 aasta keskmine kasvumäär 2,6%. Soome keskmine kasvumäär on 4% ning Prantsusmaal 3%. Kirjeldava statistika valitsussektori kulutuste kohta saab näha tabelis 4. Selline sarnasus võib olla seotud ka sellega, et kõik riigid kuuluvad Euroopa Liitu, kus on regulatsioonidega määratletud valitsussektori kulutustega käitumine.



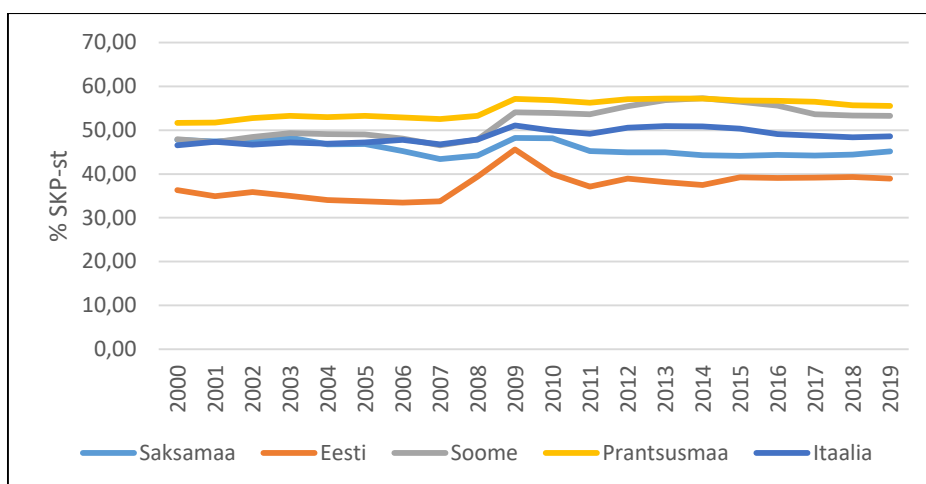
Joonis 4. Valitsussektori kulutused (*general government spending*), % SKP-st  
Allikas: OECD andmebaas (2021), koostatud toetudes lisa 4 esitatud andmetele

Tabel 4. Saksamaa, Eesti, Soome, Prantsusmaa ja Itaalia valitsussektori kulutuste kirjeldav statistika, % SKP-st

	Keskmine	Mediaan	Standardhälve	Min	Max	Variatsioonikordaja
DEU	45,80	45,20	1,66	43,40	48,30	0,04
EST	37,50	37,80	2,94	33,50	45,60	0,08
FIN	51,90	53,30	3,63	46,60	57,30	0,07
FRA	54,90	55,60	2,09	51,70	57,20	0,04
ITA	48,60	48,50	1,57	46,50	51,10	0,03

Allikas: OECD andmebaas (2021), koostatud statistikatarkvaras *Gretl*

Valitsus teeb investeeringuid teadus- ja arendustegevusse, sõjaväesse, transpordi infrastruktuuri ja avalikesse hoonetesse, nagu koolid ja haiglad. Seda näitajat mõõdetakse protsendina kogu kapitali kogumahtuvusest põhivarasse. GFCF on kapitali kogumahutus põhivarasse. Valitsussektori investeeringute dünaamika on nähtav joonisel 5 ning kirjeldav statistika on leitav tabelist 5. Investeeringud on sarnase trendiga. Kõikide nende riikide investeeringute maht suurenes 2009. aastal, mis võib olla seotud 2007-2008 aastatel toimunud majanduskriisiga, mille tagajärjel varade hinnad olid langenud tasemele, mis muutis investeerimise atraktiivseks. Üldine sarnasus võib olla tingitud samast asjaolust kui valitsussektori kulutuste puhul ehk Euroopa Liidu õigusaktidest ja regulatsioonidest.



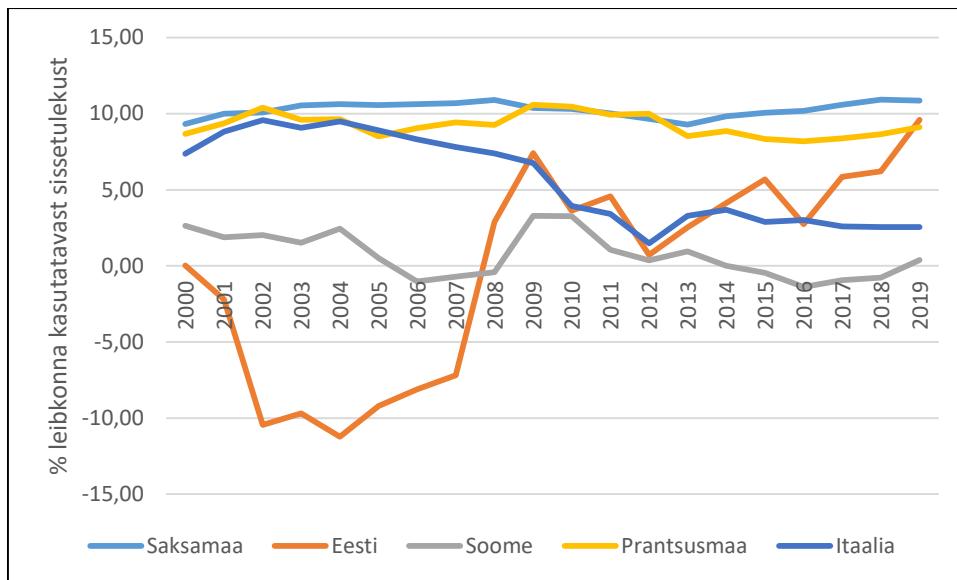
Joonis 5. Valitsussektori investeeringud (*government investment*), % GFCF-st  
Allikas: OECD andmebaas (2021), koostatud toetudes lisas 5 esitatud andmetele

Tabel 5. Saksamaa, Eesti, Soome, Prantsusmaa ja Itaalia valitsussektori investeeringute kirjeldav statistika, % GFCF-st

	Keskmine	Mediaan	Standardhälve	Min	Max	Variatsioonikordaja
DEU	10,80	10,80	0,65	9,83	12,30	0,06
EST	19,00	19,20	3,31	13,80	26,80	0,17
FIN	16,80	17,30	1,47	14,40	19,50	0,09
FRA	17,30	17,80	1,37	14,80	19,30	0,08
ITA	14,30	14,60	1,42	11,70	18,20	0,10

Allikas: OECD andmebaas (2021), koostatud statistikatarkvaras *Gretl*

Majapidamiste sääst on määratletud kui leibkonna kasutatav netosissetulek koos pensioniõiguste muutuste korrigeerimisega, millest on lahutatud lõpptarbimiskulud. Korrigeerimiskirje käsitleb leibkondade kohustuslikku säästmist, kogudes vahendeid pensionisammastesse. Kodumajapidamiste säästmine (erasäästmine) on peamine siseriiklik rahastamisallikas kapitaliinvesteeringute rahastamiseks, mis soodustab pikaajalist majanduskasvu. Kodumajapidamiste säästumäär näitab netosäästmise kogusummat protsendina leibkonna kasutatavast tulust. Seega näitab see, kui palju leibkonnad praegusest sissetulekust kokku hoiavad, ja seda, kui palju sissetulekut saadi juurde. Joonisel 6 on näidatud majapidamise säästu dünaamika ja tabelis 6 on näidatud muutuja kirjeldav statistika riikide lõikes. Jooniselt võib näha, et Eesti erineb teistest riikidest aastatel 2000 kuni 2008. Sellise erinevuse võimalikuks põhjuseks võib olla asjaolu, et aastad 2001 kuni 2007 lõppesid riigieelarveülejäagiga (mida saab näha jooniselt 2).



Joonis 6. Kodumajapidamiste säästmine (*household savings*), % leibkonna kasutatavast tulust  
Allikas: OECD andmebaas (2021), koostatud toetudes lisa 6 esitatud andmetele

Tabel 6. Saksamaa, Eesti, Soome, Prantsusmaa ja Itaalia kodumajapidamiste säästu kirjeldab statistika, % leibkonna kasutatavast tulust

	Keskmine	Mediaan	Standardhälve	Min	Max	Variatsioonikordaja
DEU	10,30	10,30	0,49	9,29	10,90	0,05
EST	-0,11	2,63	6,74	-11,20	9,60	62,67
FIN	0,73	0,45	1,48	-1,39	3,29	2,03
FRA	9,25	9,18	0,75	8,18	10,60	0,08
ITA	5,64	5,35	2,90	1,47	9,57	0,51

Allikas: OECD andmebaas (2021), koostatud statistikatarkvaras *Gretl*

Kõik muutujad olid valitud varasematele uuringutele toetudes. Eelarve saldo ja jooksevkonto saldo oli kasutuses kõikides varasemates uuringutes ning oli lisatud erasääst, tuginedes Bagnai (2006) arvamusele, valitsussektori kulutused, toetudes Daly ja Siddikile (2009), valitsussektori investeeringud, vastavalt Banday ja Anejale (2016) ning valitsussektori võla, järgides Kearney ja Mehdi (1990) empiirilist uuringut.

## 2.2. Uurimismeetodi kirjeldus

Käesoleva lõputöö eesmärgiks on välja selgitada, kas kaksikdefitsiit eksisteerib Saksamaal, Eestis, Soomes, Prantsusmaal ja Itaalias või mitte. Soovitakse kindlaks teha, kas eelarvedefitsiidi ja jooksevkonto defitsiidi vahel on statistiliselt oluline seos ning kui eksisteerib, siis kas see on tugev või nõrk. Uuritakse, kui palju eelarvedefitsiit mõjutab jooksevkonto defitsiiti. Töö eesmärgi saavutamiseks ja töös varasemalt püstitatud uurimisküsimustele vastuse leidmiseks kasutatakse korrelatsioon- ja regressioonanalüüsi.

Kõigepealt viiakse läbi aegridade statsionaarsuse kontrolli ADF (*Augmented Dickey Fuller*) testiga programmis *Gretl*, kuna töös kasutatakse aegridu. Sisukaks hüpoteesiks on ühikjuure puudumine, mis on statsionaarsuse tunnuseks. Kui aegrida osutub mittestatsionaarseks, siis korrelatsiooni tõlgendamisel võib esineda probleeme ning tõenäoliselt esineb näiv regressioon. Selle vältimiseks võetakse mittestatsionaarse aegrea puhul diferentsid.

Peale ADF testi teostatakse korrelatsioonanalüüsi programmis *Excel*. Muutujate vahelise seose tugevuse ja suuna mõõtmiseks kasutatakse antud töös Pearsoni korrelatsioonikordajat. Kui Pearsoni korrelatsioonikordaja on null, siis see viitab korrelatsiooni puudumisele ning kui kordaja võrdub ühega, siis tegemist on täieliku korrelatsiooniga. Negatiivse kordaja puhul ühe suuruse kasv tähendab teise suuruse kahanemist ja positiivse kordaja puhul mõlemad suurused kasvavad. Kuna muutujaid on mitu, siis luuakse korrelatsioonimaatriksi. Selle loomiseks kasutatakse programmis *Gretl* funktsiooni *Correlation matrix*.

Korrelatsioonanalüüsi kasutatakse eelarve saldo ja jooksevkonto saldo vahelise sõltuvuse kontrollimiseks. Kuna korrelatsioon võib esineda ka üksteisest mittesõltuvate tunnuste vahel, siis kasutatakse antud töös t-testi, et määrata, kas analüüsi tulemusel saadud korrelatsioonikordaja on statistiliselt oluline või mitte. Kui suuruste vahel on seos kinnitatud, siis järgmiseks sammuks on regressioonanalüüsi abil selle seose modelleerimine.

Autor kasutab regressioonanalüüsi vähimruutude meetodil (*OLS-ordinary least squares*), mille abil uurib suuruste vahelist sõltuvust ning kirjeldab seda valemi põhjal. Regressioonanalüüsi kasutatakse lineaarse mudeli loomiseks, mis selgitab eelarve saldo ja jooksevkonto saldo vahelist seost. Regressioonanalüüsi läbiviimiseks valiti statistikatarkvara *Gretl*. Mudeli koostamiseks kasutatakse järgmist regressioonmudelit:



$$CAB_t = b_0 + b_1DEF_t + b_2HS_t + b_3INV_t + b_4SPND_t + b_5DEBT_t + u_t \quad (3)$$

kus

$CAB$  – jooksevkonto saldo,

$t$  – aeg,

$DEF$  – eelarve saldo,

$HS$  – erasääst,

$INV$  – investeeringud,

$SPND$  – valitsussektori kulutused,

$DEBT$  – valitsussektori võlg,

$b_0$  – vabaliige,

$u$  – juhuslik komponent.

Käesoleva töö regressioonanalüüsis on sõltuvaks tunnuseks jooksevkonto saldo (*current account balance*,  $CAB$ ), mille mõõtühikuks on % SKP-st ning sõltumatuteks muutujateks on eelarve saldo (*general government deficit*,  $DEF$ ), mille mõõtühikuks on % SKP-st, valitsussektori võlg (*general government debt*,  $DEBT$ ), mille mõõtühikuks on % SKP-st, valitsussektori kulutused (*general government spending*,  $SPND$ ), mille mõõtühikuks on samuti % SKP-st. Valitsussektori investeeringud (*government investment*,  $INV$ ), mille mõõtühikuks % GFCF-st (% kapitali kogumahutusest põhivarasse) ja kodumajapidamiste sääst (*household savings*,  $HS$ ), mille mõõtühikuks on % leibkonna kasutatavast sissetulekust. Võrrandis on ka juhuslik komponent.

Analüüsi käigus koostatakse viis mudelit iga riigi kohta eraldi ning olulise nivooaks valiti 5%. Koostatakse esialgseid mudeleid koos ülalnimetatud muutujatega OLS meetodil. Seejärel hinnatakse mudeli kirjeldusvõimet, selle tunnuste olulisust ning vajadusel korrigeeritakse mudeli eemaldades mitteolulisi muutujaid. Lõpuks saadakse mudel, millele testitakse selle kuju õigsust, heteroskedastiivsust, jääkliikmete allumist normaaljaotusele, autokorrelatsiooni ja multikollineaarsust. Mudeli seletusvõime kontrollimiseks ehk kui hästi mudel kirjeldab suurustevahelisi seoseid, kasutatakse determinatsioonikordajat  $R^2$ , mis näitab kui suure osa varieerumisest on mudeli poolt ära seletatud.

Andmete modelleerimisel võib esineda probleeme juhuslike liikmete dispersiooniga. Kui see ei ole konstantne, siis tegemist on heteroskedastiivsusega ning selle kontrollimiseks kasutab autor White'i testi. Nullhüpoteesiks on heteroskedastiivsuse puudumine ning sisukaks hüpoteesiks on heteroskedastiivsuse esinemine. Mudeli kuju õigsust, funktsionaalsust ja korrektsust kontrollitakse

Ramsey RESET testiga ning kui tulemuseks on tunnuse  $p$  väärtus suurem kui olulisuse nivoo 5%, siis mudeli kuju on korrektne.

Multikollineaarsuse kontrollimiseks kasutab autor VIF testi. Kui tulemuseks saadakse arvu, mis on suurem kui 10, siis tegemist on multikollineaarsusega ning kui vastupidi väiksem kui 10, siis multikollineaarsust ei esine. Autokorrelatsiooni esinemist kontrollitakse LM testiga ning nullhüpoteesiks on autokorrelatsiooni puudumine ja sisukaks hüpoteesiks vastupidi autokorrelatsiooni esinemine. Selle eemaldamiseks tuleb eemaldada trend, sesoonset ja tsüklilist komponenti. Doornik-Hanseni testiga tehakse kindlaks, kas jääkliikmed alluvad normaaljaotusele või mitte. Nullhüpoteesiks on jääkliikmete allumine normaaljaotusele ja sisukaks hüpoteesiks vastupidi.

Antud lõputöö kolmandas osas koostatakse ökonomeetrilised mudelid programmides *Gretl* ja *Excel*, teostatakse korrelatsioon- ja regressioonanalüüs ning esitatakse tulemusi.

### 3. KAKSIKDEFITSIIDI PAIKAPIDAVUSE ANALÜÜS

Antud peatükis koostatakse ökonomeetrilised mudelid ning esitatakse Saksamaa, Prantsusmaa, Eesti, Soome ja Itaalia korrelatsioon- ja regressioonanalüüsi tulemused. On välja toodud järeldused, toetudes varasematele empiirilistele uuringutele, mida tutvustati esimeses peatükis ning ettepanekud teema edasiseks uurimiseks.

#### 3.1. ADF testi tulemused

Enne korrelatsioonanalüüsi teostamist viidi läbi aegidade statsionaarsuse kontrollimiseks ADF testi programmis *Gretl*. Enamik aegridadest osutusid mittestatsionaarseteks (vt Tabel 7) ning mittestatsionaarsete muutujate puhul võeti esimest järku diferentse. Tulemused on näidatud tabelis 8. Kriipsud tabelis 8 tähendavad, et aegrida oli statsionaarne ning seda polnud vaja diferentsida. Kui p-väärtus on väiksem kui olulise nivoo 5%, siis tegemist on statsionaarse aegrega. Riikide koodid on järgmised: DEU-Saksamaa, EST-Eesti, FIN-Soome, FRA-Prantsusmaa ja ITA-Itaalia.

Tabel 7. ADF testi tunnuste p-väärtused

	CAB	DEF	HS	INV	SPND	DEBT
DEU	0,0958	0,0008	0,0103	0,3083	0,2657	0,9275
EST	0,3606	0,0000	0,0350	0,3907	0,2950	0,1704
FIN	0,7211	0,5919	0,1188	0,1057	0,8469	0,0175
FRA	0,1184	0,0429	0,1651	0,5391	0,8533	0,6012
ITA	0,8334	0,0465	0,5917	0,2483	0,9852	0,0001

Allikas: Koostatud programmis *Gretl* toetudes lisades 1-6 esitatud andmetele

Tabel 8. ADF testi diferentsitud tunnuste p-väärtused

	d_CAB	d_DEF	d_HS	d_INV	d_SPND	d_DEBT
DEU	0,0200	-	0,0103	0,0424	0,0000	0,8737
EST	0,0002	-	0,0012	0,0037	0,0003	0,0055
FIN	0,0003	0,0247	0,0162	0,0333	0,0275	-
FRA	0,0001	-	0,0243	0,0219	0,0297	0,0353
ITA	0,0201	0,0026	0,0297	0,0001	0,0006	-

Allikas: Koostatud programmis *Gretl* toetudes lisades 1-6 esitatud andmetele

Saksamaa valitsussektori võla aegrida oli mittestatsionaarne ka peale diferentsimist, seega otsustas autor võta teist järku diferentsi, mille tulemusel p-väärtus oli 0,0017. Saksamaa mudelites kasutati tunnust  $d_d\_DEBT$ . Kui kõik aegread olid statsionaarseteks muudetud, jätkati korrelatsioonanalüüsiga programmis *Excel*.

### 3.2. Korrelatsioonanalüüs

Korrelatsioonanalüüsi teostati programmis *Gretl*, kasutades funktsiooni *Correlation matrix*. Korrelatsioonanalüüs on analüüsimeetod, mis aitab teha kindlaks seose olemasolu, selle suunda, statistilist olulisust ja tugevust. Lisaks viiakse läbi t-testi programmis *Excel* kordajate statistilise olulise määramiseks, et andmed oleksid usaldusväärsed. Riikide koode kasutatakse sarnaselt eelmisele alapeatükile.

Korrelatsioonanalüüsi teostati eelarve saldo ja jooksevkonto saldo seose uurimiseks. Tabelis 9 on näidatud Saksamaa muutujate korrelatsioonanalüüsi tulemused ning lisas 7 on esitatud korrelatsioonikordajate statistilise olulise tabel. Jooksevkonto saldo ja eelarve saldo vahel on nõrk negatiivne ja statistiliselt oluline seos ( $p=0,004$ ), mis viitab kaksikdefitsiidi puudumisele Saksamaal, mis on kooskõlas Alakbarovi ja Şaşmazi (2020) empiirilise uuringuga, kuna Saksamaal kehtib pöördvõrdeline seos eelarve ja jooksevkonto saldo vahel. Eelarve saldol on nõrk negatiivne seos valitsussektori võlaga ja valitsussektori kulutustega, mis on loogiline, sest eelarve defitsiidi valemis üheks komponendiks on valitsussektori kulutused, ning väga nõrk seos valitsussektori investeringutega. Eelarvel on nõrk positiivne seos erasäästudega, mis vastab Barrole (1974), kes arvas, et eelarve defitsiidi suurenemine on positiivselt seotud erasäästudega. Jooksevkonto saldol on nõrk negatiivne seos valitsussektori investeringutega, valitsussektori kulutustega, valitsussektori võlaga ning väga nõrk negatiivne seos erasäästuga.

Tabel 9. Korrelatsioonimaatriks Saksamaa muutujatega

	d_CAB	DEF	d_HS	d_INV	d_SPND	d_d_DEBT
d_CAB	1					
DEF	-0,3673	1				
d_HS	0,0348	0,1048	1			
d_INV	-0,2477	-0,1151	-0,1471	1		
d_SPND	-0,3603	-0,1261	-0,1883	0,8540	1	
d_d_DEBT	-0,1409	-0,1808	0,0465	0,5620	0,7946	1

Allikas: Koostatud programmis *Gretl* toetudes lisades 1-6 esitatud andmetele

Eesti muutujate korrelatsioonianalüüsi tulemused on esitatud tabelis 10 ning analüüsi tunnuste p-väärtused on näidatud lisas 8. Jooksevkonto saldo ja eelarve saldo vahel on tugev, kuid statistiliselt mitteoluline ( $p=0,4887$ ) negatiivne seos (-0,6085). Tulemus on vastuolus Šulikova *et al.* (2014) uuringuga, kuid on vastavuses Fidmurci (2002) ja Granchevi (2010) järeldustega. Eesti rakendab valuutakomitee režiimi ja ranget eelarvepoliitikat, mida iseloomustab kõrge eelarve ülejääk intensiivse majanduskasvu perioodidel ja minimaalne puudujääk majanduslanguse ajal. Jooksevkonto saldol on tugev positiivne seos erasäästuga, investeringutega, valitsussektori kulutustega ja nõrk positiivne seos valitsussektori võlaga. Eelarve saldol on nõrk negatiivne seos erasäästuga, keskmine negatiivne seos investeringutega, tugev negatiivne seos valitsussektori kulutustega ning nõrk negatiivne seos valitsussektori võlaga. Daly ja Siddiki (2009) uurimuse tulemus leidis kinnitust, eelarve saldo ei ole positiivselt seotud jooksevkonto saldoga, kuid on negatiivselt seotud valitsussektori kulutustega.

Tabel 10. Korrelatsioonimaatriks Eesti muutujatega

	d_CAB	DEF	d_HS	d_INV	d_SPND	d_DEBT
d_CAB	1					
DEF	-0,6085	1				
d_HS	0,6614	-0,3591	1			
d_INV	0,4346	-0,4572	0,2725	1		
d_SPND	0,5831	-0,5659	0,5017	0,8171	1	
d_DEBT	0,2251	-0,4490	0,0072	0,5988	0,5782	1

Allikas: Koostatud programmis *Gretl* toetudes lisades 1-6 esitatud andmetele

Soome muutujate korrelatsioonianalüüsi tulemused on esitatud tabelis 11 ning selle analüüsi tunnuste p-väärtused on leitavad lisast 9. Nagu tabelist saab lugeda, on eelarve saldol ja jooksevkonto saldol statistiliselt mitteoluline (0,4985) ja väga nõrk positiivne (0,0676) seos, mis võib viidata kaksikdefitsiidi olemasolule Soomes, mis on ka kooskõlas Alakbarovi ja Şaşmazi (2020) uurimusega. Jooksevkonto saldol on keskmine positiivne seos erasäästuga, väga nõrk negatiivne seos investeringutega, nõrk negatiivne seos valitsussektori kulutustega ja nõrk

positiivne seos valitsussektori võlaga. Eelarvel on tugev negatiivne seos erasäästuga ja valitsussektori investeeringutega, väga tugev negatiivne seos valitsussektori kulutustega, mis on kooskõlas Daly ja Siddiki (2009) arvamusega, ning nõrk positiivne seos valitsussektori võlaga.

Tabel 11. Korrelatsioonimaatriks Soome muutujatega

	d_CAB	d_DEF	d_HS	d_INV	d_SPND	DEBT
d_CAB	1					
d_DEF	0,0676	1				
d_HS	0,3700	-0,6950	1			
d_INV	-0,0453	-0,5923	0,4994	1		
d_SPND	-0,1918	-0,8939	0,6049	0,7011	1	
DEBT	0,2420	0,2234	-0,0409	-0,0446	-0,2107	1

Allikas: Koostatud programmis *Gretl* kasutades lisades 1-6 esitatud andmeid

Prantsusmaa korrelatsioonanalüüsi tulemusi saab näha tabelis 12 ning statistilise olulisuse tabeli lisa 10. Eelarve saldo ja jooksevkonto saldo vahel on väga nõrk, kuid statistiliselt oluline ( $p=0,0000$ ) positiivne seos (0,0448), mis nagu ka Soome puhul võib viidata kaksikdefitsiidile. Prantsusmaa puhul jooksevkonto saldol on väga nõrk seos erasäästuga, valitsussektori investeeringutega, ning see on kooskõlas Alakbarovi ja Şaşmazi (2020) uuringuga, väga nõrk seos valitsussektori kulutustega ja valitsussektori võlaga, mis on autori arvates loogiline. Eelarve saldol on väga nõrk positiivne seos erasäästuga, tugev negatiivne seos valitsussektori kulutustega, nagu ka teiste riikide raames loogiline, ja valitsussektori võlaga ning nõrk negatiivne seos valitsussektori investeeringutega.

Tabel 12. Korrelatsioonimaatriks Prantsusmaa muutujatega

	d_CAB	DEF	d_HS	d_INV	d_SPND	d_DEBT
d_CAB	1					
DEF	0,0448	1				
d_HS	-0,0282	0,0448	1			
d_INV	0,0502	-0,4114	0,3281	1		
d_SPND	-0,0469	-0,5213	0,3996	0,8238	1	
d_DEBT	-0,0534	-0,7312	0,1582	0,7655	0,8892	1

Allikas: Koostatud programmis *Gretl* kasutades lisades 1-6 esitatud andmeid

Viimasena esitatakse Itaalia korrelatsioonimaatriksi tabelis 13 ning lisa 10 saab näha kordajate statistilise olulisuse tabeli. Itaalia jooksevkonto saldo ja eelarve saldo vahel on väga nõrk statistiliselt oluline (0,000) positiivne seos (0,0023), mis viitab kaksikdefitsiidile ning vastab varasematele uurimustele. Jooksevkonto saldol on nõrk positiivne seos erasäästuga (0,2090),

valitsussektori investeringutega (0,2371), mis on kooskõlas töö alguses mainitud Piersanti (2000) empiirilise uuringuga, valitsussektori kulutustega (0,2899) ja valitsussektori võlaga (0,4200). Eelarve saldol on nõrk negatiivne seos erasäästuga (-0,2080), mis on vastuolus Barroga (1974), tugev negatiivne seos investeringutega (-0,5336), valitsussektori kulutustega (-0,7410), vastavuses Daly ja Siddikiga (2009) ning nõrk positiivne seos valitsussektori võlaga (0,1202).

Tabel 13. Korrelatsioonimaatriks Itaalia muutujatega

	d_CAB	d_DEF	d_HS	d_INV	d_SPND	DEBT
d_CAB	1					
d_DEF	0,0023	1				
d_HS	0,2090	-0,2081	1			
d_INV	0,2371	-0,5536	0,1577	1		
d_SPND	0,2899	-0,7401	0,0190	0,6861	1	
DEBT	0,4200	0,1203	0,0253	-0,1492	-0,1717	1

Allikas: Koostatud programmis *Gretl* toetudes lisades 1-6 esitatud andmetele

Kokkuvõtlikult näitas korrelatsioonanalüüs, et Prantsusmaal ja Itaalias esineb kaksikdefitsiit, kuna eelarve saldo ja jooksevkonto saldo vahel on positiivne ja statistiliselt oluline seos. Soomes võib esineda kaksikdefitsiit, kuna seos eelarve saldo ja jooksevkonto vahel on positiivne. Nnende riikide puhul kehtib Keynesi lähenemine. Eestis kaksikdefitsiidi hüpotees ei leidnud kinnitust, kuna eelarve saldo ja jooksevkonto saldo vahel on statistiliselt oluline negatiivne seos, mis on vastuolus Šulikova *et al.* (2014) empiirilise uuringuga Balti riikide kohta. Saksamaa puhul samuti ei leidnud kinnitust kaksikdefitsiidi hüpotees, mis on kooskõlas Alakbarovi ja Şaşmazi (2010) uuringuga, kuna Saksamaal kehtib pöördvõrdeline seos eelarve saldo ja jooksevkonto saldo vahel. Nagu töö esimeses osas oli mainitud, sõltub uuringu tulemus valitud muutujatest ja analüüsimeetodist ning ühiseid tulemusi ja arvamust antud teemal pole.

### 3.3. Regressioonanalüüs

Regressioonanalüüs teostatakse programmis *Gretl* hariliku vähimruutude meetodil (OLS), mille abil testitakse mudeli tunnuste olulisust ja mudeli kirjeldusvõimet ning vajadusel korrigeeritakse mudelit eemaldades nivool 5% mitteolulisi tunnusi. Lõpuks saadakse mudel, mida testitakse mudeli kuju korrektsusele, heteroskedastiivsusele, autokorrelatsioonile, multikollineaarsusele ning jääkliikmete alluvust normaaljaotusele.

#### 3.3.1. Saksamaa

Kasutades vähimruutude meetodit koostati mudel, kus kasutati jooksevkonto saldo esimest järku diferentsi, eelarve saldo, erasäästu esimest järku diferentsi, valitsussektori investeringute esimest järku diferentsi, valitsussektori kulutuste esimest järku diferentsi ja valitsussektori võla teist järku diferentsi. Sõltuvaks muutujaks nagu varem oli mainitud valiti jooksevkonto saldo esimest järku diferents. Algses mudelis olid kõik muutujad statistiliselt mitteolulised ning selle olukorra parandamiseks eemaldati ükshaaval muutujaid. Esialgne mudel on esitatud lisas 12. Lõpliku mudelisse jäid eelarve saldo ja valitsussektori kulutuste esimest järku diferents. Selle ja ka kõikide järgnevate mudelite puhul on vaatluste arv 19. Lõpliku mudeli seletusvõime  $R^2$  on 0,303 ning mudel on statistiliselt oluline varem valitud nivool 5% (0,038). Mõlemad muutujad on negatiivsed, mis on kooskõlas Daly ja Siddiki (2009) ning Alakbarovi ja Şaşmazi (2020) uuringutega, mille tulemusel kaksikdefitsiit Saksamaa puhul ei leidnud kinnitust. Lisas 13 on esitatud Saksamaa lõplik mudel koos kõikide testide tulemustega. Mudeli parandamiseks kasutati robustseid standardvigu. Ramsey RESET testiga kontrolliti mudeli kuju korrektsust, mille tulemuseks oli  $p=0,8608$  ehk mudelil on õige kuju. Heteroskedastiivsuse kontrollimine White testiga näitas, et  $p=0,2104$ , mis tähendab, et mudelis ei esine heteroskedastiivsust. Autokorrelatsiooni olemasolu kontrolliti LM testiga, mille tulemuseks oli  $p=0,08996$ , mis viitab autokorrelatsiooni puudumisele. VIF näitajaga kontrolliti multikollineaarsust ning nagu varem oli kirjutatud, kui näitaja on väiksem kui 10, siis multikollineaarsust ei esine. Testi tulemusel olid mõlemad näitajad võrdsed 1,016 ehk multikollineaarsus antud mudeli puhul puudub. Autor kontrollis jääkliikmete allumist normaaljaotusele Doornik-Hanseni testiga, mille tulemuseks oli  $p=0,7341$  ehk jäägid alluvad normaaljaotusele.

Saksamaa lõpliku mudeli kuju on järgmine:

$$d\_CAB_t = -0,2130d\_DEF_t - 0,3237d\_SPND_t + 0,2005 \quad (4)$$



Kui eelarve saldo tõuseb 1 protsendipunkti võrra, siis jooksevkonto saldo väheneb 0,22 protsendipunkti ning valitsussektori kulutuste 1 protsendipunktise tõusu korral langeb jooksevkonto saldo 0,32 protsendipunkti võrra.

### 3.3.2. Eesti

Mudeli sõltuvaks muutujaks oli jooksevkonto saldo esimest järku diferents ja sõltumatuteks muutujateks eelarve saldo ning ülejäänud muutujate esimest järku diferentsid. Peaaegu kõik tunnused osutusid esialgses mudelis statistiliselt mitteolulisteks ning neid eemaldati ühekaupa. Esialgne mudel on esitatud lisas 14. Lõpliku mudelisse jäid eelarve saldo ja erasäästu esimest järku diferents. Mudeli seletusvõime näitaja, determinatsioonikordaja  $R^2$  on 0,595 ning mudel on statistiliselt oluline nivool 5% (0,000). Eelarve saldo koefitsient on negatiivne ning erasäästu koefitsient vastupidi positiivne. Seega Eestis ei esine kaksikdefitsiiti, mis on vastuolus Šulikova *et al.* (2014) empiirilise uuringuga. Lõplik mudel on esitatud lisas 15 koos testide tulemustega. Mudeli kuju korrektsus oli kontrollitud Ramsey RESET testiga ning tulemuseks oli  $p=0,3140$ , mis tähendab, et mudeli kuju on korrektne. White testi tulemuseks oli  $p=0,0340$ , mis tähendab, et mudelis esineb heteroskedastiivsus nivool 0,05, kuid puudub olulisuse nivool 0,01. Autokorrelatsiooni LM test näitas, et autokorrelatsioon puudub ( $p=0,4916$ ). Eesti puhul ei esinenud ka multikollineaarsust, mida kinnitas VIF näitaja, mis oli alla 10 (1,148). Doornik-Hanseni testi tulemus ( $p=0,2465$ ) näitas, et jäägid alluvad normaaljaotusele.

Eesti lõpliku mudeli kuju on järgmine:

$$d\_CAB_t = -1,1051DEF_t + 0,4974d\_HS_t + 0,5495 \quad (5)$$

Kui eelarve saldo tõuseb 1 protsendipunkti võrra, siis jooksevkonto saldo väheneb 1,11 protsendipunkti ning erasäästu 1 protsendipunktise tõusu korral tõuseb jooksevkonto saldo 0,497 protsendipunkti.

### 3.3.3. Soome

Soome mudeli sõltuvaks muutujaks oli jooksevkonto saldo esimest järku diferents. Sõltumatuteks muutujateks olid valitsussektori kulutused ning ülejäänud muutujate esimest järku diferentsid. Esialgses mudelis ei olnud eelarve saldo, investeringud, võlg ja kulutused olulised nivool 5% ning seetõttu hakati üksahaaval muutujaid mudelist eemaldama. Esialgne mudel on esitatud lisas 16. Mudelisse jäid valitsussektori kulutused ja erasääst. Determinatsioonikordaja  $R^2$  on 0,409 ehk

modeli seletusvõime on 40,9%. Mudel on statistiliselt oluline nivool 0,05 ( $p=0,0014$ ). Mudelist jäi välja eelarve saldo, seega ei saa regressioonanalüüsi põhjal teha järeldust kaksikdefitsiidi kohta. Erasääst on positiivne ning valitsussektori kulutused on negatiivsed, mis on loogiline. Lisas 17 saab näha Soome lõpliku mudeli koos kõikide testide tulemustega. Ramsey RESET testi tulemuseks oli  $p=0,7050$ , mis viitab mudeli kuju õigsusele. Heteroskedastiivsuse White testi tulemuseks oli  $p=0,4995$  ehk mudelis ei esine heteroskedastiivsust. Autokorrelatsiooni LM testi tulemuseks on  $p=0,4742$ , mis tähendab, et autokorrelatsioon puudub. Multikollineaarsuse VIF näitajad on väiksemad kui 10 ehk multikollineaarsus puudub. Doornik-Hanseni test kinnitas jääkide allumist normaaljaotusele ( $p=0,7253$ ).

Soome lõpliku mudeli kuju on järgmine:

$$d\_CAB_t = 0,8443d\_HS_t - 0,5371d\_SPND_t - 0,1644 \quad (6)$$

Kui erasääst tõuseb 1 protsendipunkti võrra, siis jooksevkonto saldo suureneb 0,84 protsendipunkti ning valitsussektori kulutuste 1 protsendipunktise tõusu korral langeb jooksevkonto saldo 0,53 protsendipunkti.

### 3.3.4. Prantsusmaa

Prantsusmaa mudeli sõltuvaks muutujaks oli jooksevkonto saldo ning sõltumatuteks muutujateks olid eelarve saldo ja ülejäänud muutujate esimest järku diferentsid. Esialgses mudelis olid kõik muutujad statistiliselt mitteolulised nivool 5%. Nagu ka varemate mudelite puhul hakati üksikhaaval muutujaid eemaldama. Algse mudeli saab vaadata lisas 18. Mudelisse jäid eelarve saldo ja valitsussektori kulutuste esimest järku diferents. Mudeli seletusvõime ( $R^2$ ) on 29,7%. Mudel on statistiliselt oluline nivool 0,1 ( $p=0,0595$ ). Nii eelarve saldo kui ka valitsussektori kulutused on positiivsed. Valitsussektori kulutused on statistiliselt mitteolulised. Prantsusmaa lõplik mudel on esitatud lisas 19. Ramsey RESET testiga kinnitati mudeli kuju korrektsust ( $p=0,1085$ ). White testi tulemusel ( $p=0,1346$ ) kinnitati, et mudelis ei esine heteroskedastiivsust. LM testi tulemuseks oli  $p=0,0067$ , mis tähendab, et esineb autokorrelatsioon. Autokorrelatsiooni põhjuseks võib olla asjaolu, et mudelisse jäid nii eelarve saldo kui ka valitsuse kulutused. Eelarve saldo üheks komponendiks on valitsussektori kulutused. VIF näitajad olid väiksem kui 10 ehk multikollineaarsust ei esine. Doornik-Hanseni testiga tehti kindlaks jääkliikmete allumist normaaljaotusele ( $p=0,1437$ ).

Prantsusmaa lõpliku mudeli kuju on järgmine:

$$d\_CAB_t = 0,3263DEF_t - 0,2657d\_SPND_t + 0,9803 \quad (7)$$

Kui eelarve saldo tõuseb 1 protsendipunkti võrra, siis jooksevkonto saldo suureneb 0,33 protsendipunkti ning valitsussektori kulutuste 1 protsendipunktise tõusu korral langeb jooksevkonto saldo 0,27 protsendipunkti.

### 3.3.5. Itaalia

Itaalia mudeli sõltuvaks muutujaks jooksevkonto saldo esimest järku diferents ning sõltumatuteks muutujateks on valitsussektori võlg ja ülejäänud muutujate esimest järku diferentsid. Esimeses mudelis ei olnud investeringud ja erasääst olulised nivool 5% ning seetõttu eemaldati muutujaid ükshaaval ja kasutati robustseid standardvigu, mille tagajärjel mudel paranes. Esialgset mudelit võib näha lisas 20. Mudelisse jäid eelarve saldo, erasäästu ja valitsussektori kulutuste esimest järku diferentsid ning valitsussektori võlg. Mudeli seletusvõime on 50,7%. Mudel on statistiliselt oluline nivool 0,05 ( $p=0,000$ ) ning kõik muutujad on positiivsed. Itaalia lõpliku mudeli saab näha lisas 21. Ramsey RESET testi tulemuseks oli  $p=0,5856$ , mudeli kuju on korrektne. Heteroskedastiivsuse White test näitas, et  $p=0,2543$ , mis tähendab, et mudelis ei esine heteroskedastiivsust. Autokorrelatsiooni olemasolu kontrolliti LM testiga, mille tulemuseks oli  $p=0,7553$ , mis viitab autokorrelatsiooni puudumisele. VIF näitajaga kontrolliti multikollineaarsust ning nagu varem oli kirjutatud, kui näitaja on väiksem kui 10, siis multikollineaarsust ei esine. Testi tulemusel olid mõlemad näitajad alla 10 ehk multikollineaarsus antud mudeli puhul puudub. Autor kontrollis jääkliikmete allumist normaaljaotusele Doornik-Hanseni testiga, mille tulemuseks oli  $p=0,4805$  ehk jäägid alluvad normaaljaotusele.

Itaalia lõpliku mudeli kuju on järgmine:

$$d\_CAB_t = 0,6225d\_DEF_t + 0,2876d\_HS_t + 0,7478d\_SPND_t + 0,0355DEBT_t - 4,1079 \quad (8)$$

Kui eelarve saldo tõuseb 1 protsendipunkti võrra, siis jooksevkonto saldo suureneb 0,63 protsendipunkti võrra, erasäästu 1 protsendipunktise tõusu korral tõuseb jooksevkonto saldo 0,29 protsendipunkti, valitsussektori kulutuste 1 protsendipunktise tõusu korral suureneb jooksevkonto saldo 0,75 protsendipunkti ning valitsussektori võla 1 protsendipunktise tõusu korral suureneb jooksevkonto saldo 0,04 protsendipunkti.

### 3.4. Analüüsi tulemused ja järeldused

Töö peamiseks eesmärgiks oli teha kindlaks, kas Saksamaal, Eestis, Soomes, Prantsusmaal ja Itaalias kehtib kaksikdefitsiidi hüpotees. Selleks koostati viis mudelit iga riigi kohta eraldi ning viidi läbi nii korrelatsioon- kui ka regressioonanalüüs.

Varasemate empiiriliste uuringute kohaselt tekib majanduses kaksikdefitsiit siis, kui riigil on nii jooksevkonto defitsiit kui ka eelarvedefitsiit. Eelarve saldo ja jooksevkonto saldo vahel peaks olema positiivne seos. Korrelatsioonanalüüsi tulemusel saab järeldada, et Soomes, Prantsusmaal ja Itaalias esineb kaksikdefitsiit, mis on kooskõlas Alakbarov ja Şaşmazi (2020) uuringuga. Jooksevkonto saldo ja eelarve saldo vahel esineb positiivne ja statistiliselt oluline seos. Eestis on tugev negatiivne statistiliselt oluline seos eelarve saldo ja jooksevkonto saldo vahel, mis on vastuolus Šulikova *et al.* (2014) empiirilise uurimusega, kuid kooskõlas Fidmurci (2002) ja Ganchevi (2010) järeldustega. Saksamaa mudel ei leidnud kinnitust kaksikdefitsiidi hüpoteesile, mis on kooskõlas Alakbarov ja Şaşmazi (2020) ning Daly ja Siddiki (2009) empiiriliste uuringutega.

Soome mudeli regressioonanalüüsi käigus osutus eelarve saldo muutuja statistiliselt mitteoluliseks nivool 0,05 ning vaatamata autori püüdlustele, ei olnud võimalik seda mudelisse jätta. Itaalia regressioonanalüüsi tulemuseks saadi, et eelarve saldo suurenedes 1 protsendipunkti võrra, suureneb jooksevkonto saldo 0,6224 protsendipunkti, mis näitab tugevat positiivset seost muutujate vahel. Prantsusmaa eelarve saldo suurenedes 1 protsendipunkti võrra suureneb jooksevkonto saldo protsendipunkti 0,326 võrra.

Töö käigus leiti vastuseid kõikidele alguses püstitatud uurimisküsimustele. Peaaegu kõik mudelid läbisid kõike teste edukalt. Prantsusmaa puhul esines autokorrelatsioon ning selle parandamiseks kasutas autor robustseid standardvigu. Autokorrelatsiooni võib põhjustada olulise tunnuse väljajäämine ning järgnevates töödes kaksikdefitsiidi teemal tuleks mudelisse lisada muutujaid. Autokorrelatsiooni teiseks põhjuseks võib olla asjaolu, et valitsussektori kulutused on kasutatud eraldi muutujana, kuigi see esineb eelarve saldoses. Teema edasiseks uurimiseks võiks kasutada Granger causality Wald testi, mida kasutasid Banday ja Aneja (2016), VAR-meetodit sarnaselt Vamvoukasele (1997), Granchev *et al.* (2012) ja Normandinile (1999) ning kointegratsiooni ja multikointegratsiooni testi, mida kasutas Leachman (2002) ja Kaufmann *et al.* (2002).

## KOKKUVÕTE

Eelarve ja jooksevkonto vahelise seose uurimine on oluline, sest selline uurimine on samaväärne asjakohase eelarvepoliitika kindlaksmääramisega, mis võib mõjutada majanduse välist tasakaalu (Bilman, Karaođlan 2020). Majanduses tekib kaksikdefitsiit siis, kui riigil on nii jooksevkonto defitsiit kui ka eelarvedefitsiit. Töö peamiseks eesmärgiks oli teha kindlaks, kas Saksamaal, Eestis, Soomes, Prantsusmaal ja Itaalias kehtib kaksikdefitsiidi hüpotees.

Eesmärgi saavutamiseks olid töö alguses püstitatud järgmised küsimused:

1. Mis on kaksikdefitsiit ning miks ja kuidas see tekib?
2. Mis tegurid mõjutavad kaksikdefitsiiti?
3. Kuidas kaksikdefitsiit mõjutab riigi majandust?
4. Kas Euroopa Liidu riikides esineb kaksikdefitsiit (kehtib kaksikdefitsiidi hüpotees)?

Esiteks uuriti varasema teaduskirjanduse antud teemal ning seejärel viidi läbi korrelatsioon- ja regressioonanalüüsi Saksamaa, Eesti, Soome, Prantsusmaa ja Itaalia raames. Antud töös kasutatavad andmed pärinevad OECD ja IMF andmebaasidest ning uuritavaks perioodiks on aastad 2000 kuni 2019. Valik on tingitud andmete usaldusväärsusest ja kättesaadavusest. Tuleks mainida, et ajavahemikku jääb 2008. aasta majanduskriis, mis tõenäoliselt mõjutas muutujaid.

Kõigepealt kontrolliti muutujate statsionaarsust ADF testiga programmis *Gretl*. Seejärel tehti korrelatsioonanalüüsi statistikatarkvaras *Gretl*, kasutades funktsiooni *correlation matrix*, sest tunnuseid oli mitu, ning t-testi, mille abil statistilist olulisust kontrolliti, viidi läbi programmis *Excel*. Regressioonanalüüsi viidi läbi tarkvaras *Gretl*, kasutades vähimruutude meetodit, kus sõltuvaks muutujaks valiti jooksevkonto saldo ning sõltumatuteks muutujateks eelarve saldo, erasääst, valitsussektori investeeringud, valitsussektori kulutused ja valitsussektori võlg. Lõplikel mudelitel kontrolliti mudeli kaju korrektsust Ramsey RESET testiga, heteroskedastiivsust White testiga, autokorrelatsiooni LM testiga, multikollineaarsust VIF testiga ja jääkide allumist normaaljaotusele Doornik-Hanseni testiga.

Analüüsi käigus selgus, et kaksikdefitsiit, ehk positiivne seos eelarve saldo ja jooksevkonto saldo vahel, esineb Soomes, Prantsusmaal ja Itaalias, mis on kooskõlas autori poolt uuritud varasema

kirjandusega. Kaksikdefitsiidi hüpotees ei leidnud kinnitust, ehk seos eelarve saldo ja jooksevkonto saldo vahel on negatiivne, Saksamaal ja Eestis, mis on Eesti puhul vastuolus Šulikova *et al.*(2014) uuringuga ning kooskõlas Alakbarovi ja Şaşmazi (2020) uuringuga ning ka ülejäänud tulemused olid loogilised.

Mõni tulemus oli vastavuses varasema teooriaga ja mõni vastuolus, kuid antud teemal siamaani pole ühist arvamust kaksikdefitsiidi kohta. Teemat tuleks edasi uurida kasutades näiteks viitaegu ning tunnuste lisamist. Võiks kasutada ka teisi analüüsimeetodeid, näiteks kointegratsioonanalüüsi ja VAR-meetodit.

# **SUMMARY**

## **VALIDITY OF A TWIN DEFICIT ON THE EXAMPLE OF SELECTED EUROPEAN UNION COUNTRIES**

Emilia Trejer

An examination of the link between the budget and the current account is important, as such an examination is tantamount to determining appropriate fiscal policies that may affect the external balance of the economy. In the economy, a twin deficit arises when a country has both a current account deficit and a budget deficit. The aim of this bachelor's thesis is to investigate whether the twin deficit hypothesis is valid in Germany, Estonia, Finland, France and Italy.

In order to achieve the goal of the bachelor's thesis, the following research questions were asked:

1. What is a twin deficit and why and how does it arise?
2. What factors influence the twin deficit?
3. How does the twin deficit affect country's economy?
4. Is there a twin deficit in the countries of the European Union (twin deficit hypothesis applies)?

First, previous research literature on this topic was examined, and then correlation and regression analyzes were performed in Germany, Estonia, Finland, France and Italy. The data used in this work come from OECD and IMF databases and the study period is 2000 to 2019. The choice is due to the reliability and availability of the data. It should be mentioned that the economic crisis of 2008 is likely to have affected the variables.

The constancy of the variables was first checked by the ADF test in Gretl statistical software using a correlation matrix because there were several characteristics, and a t-test to check statistical significance was performed in Excel. The regression analysis was performed in Gretl using ordinary least squares method, where the current account balance was chosen as the dependent variable and the budget balance, private saving, government investment, government expenditure and government debt as the independent variables. In the final models, the correctness of the model

shape was checked by the Ramsey RESET test, the heteroskedasticity by the White test, the autocorrelation LM test, the multicollinearity by the VIF test, and the normal distribution of residuals by the Doornik-Hansen test.

The analysis revealed that a double deficit, or a positive relationship between the budget balance and current account balance, exists in Finland, France and Italy, which is in line with the author's previous literature. The twin deficit hypothesis was not confirmed, ie the relationship between the budget balance and the current account balance is negative, in Germany and Estonia, which is contradiction with the Šulikova *et al.* (2014).

Some results were in line with the previous theory and some were contradictory, but there is still no common view on the twin deficit. The topic should be further explored using, for example, delay times and the addition of attributes. Other analytical methods could be used, such as cointegration analysis and VAR method.



## KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Abell, J. D. (1990). Twin deficits during the 1980s: An empirical investigation. *Journal of Macroeconomics*, 12 (1), 81-96.
- Ahmed, S. (1987). A government spending, the balance of trade and the terms of trade in British history, *Journal of Monetary Economics*, 20 (2), 195-220.
- Alakbarov, N., Şaşmaz, M.,Ü. (2020). Analysis of twin deficit problem and Feldstein-Horioka hypothesis: an empirical investigation for OECD countries, *International Journal of Management Economics and Business*, 16 (3), 494-512.
- Bagnai, A. (2006). Structural breaks and the twin deficit hypothesis. *International Economics and Economic Policy*, 3 (2), 137-155.
- Banday, U., J., Aneja, R. (2016). How budget deficit the current account deficit are interrelated in Indian economy. *Theoretical and Applied Economics*, 23 (1), 237-246.
- Barro, R. (1974). Are government bonds net wealth? *Journal of Political Economy*, 82 (6), 1095-1117.
- Bilman, M. E., Karaođlan, S. (2020). Does the twin deficit hypothesis hold in the OECD countries under different real interest rate regimes? *Journal of Policy Modeling*, 42 (1), 202-215.
- Cavallo, M. (2005). Government consumption expenditures and the current account. *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series*, No. 2005-03.
- Daly, V., Sidikki, U. J. (2009). The twin deficit in OECD Countries: Cointegration analysis with regime shifts. *Applied Economics Letters*, 16 (11), 1155-1164.
- Dornbusch, R. (1976). Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, 84 (6), 1161-1176.
- Feldstein, M., Horioka, C. (1980). Domestic saving and International capital flows. *Economic Journal*, 90, 314-329.
- Fidmure, J. (2002). Twin deficits: Implications of Current Account and Fiscal Imbalances for the Accession Countries. *The Oesterreichische National Bank, Focus on Transition 2/2002*, 72-83.
- Ganchev, G. (2010). The twin deficit hypothesis: The case of Bulgaria. *Financial theory and Practice*, 34 (4), 357-377.
- Ganchev, G., T., Stavrova, E., Tsenkov, V. (2012). Testing the twin deficit hypothesis: The case of central and Eastern European Countries. *International Journal of Contemporary Economics and Administrative Sciences*, 2 (1), 1-21.

- Grier, K., Haichun, Y. (2009). Twin sons of different mothers: The long and short of the twin deficits debate. *The Economic Inquiry*, 47 (4), 625-638.
- Holmes, M. J. (2011). Threshold cointegration and the short-run dynamics of twin deficit behaviour. *Research in Economics*, 65 (3), 271-277.
- International monetary fund (IMF). (2021) General government debt. Global debt database (database) [Online] [https://www.imf.org/external/datamapper/GG\\_DEBT\\_GDP@GDD/SWE](https://www.imf.org/external/datamapper/GG_DEBT_GDP@GDD/SWE), 01. detsember 2021.
- Kaufmann, S., Scharler, J., Winckler, G. (2002). The Austrian current account deficit: Driven by twin deficits or by intemporal expenditure allocation? *Empirical Economics*, 27 (3), 529-542.
- Kearney, C., Mehdi, M. (1990). Fiscal policy and current account performance: International evidence on the twin deficits. *Journal of Macroeconomics*, 12 (2), 197-219.
- Leachmann, L. L., Francis, B. (2010). Twin deficits: Apparition or reality? *Applied Economics*, 34 (9), 1121-1132.
- Mann, C. L. (2002). The U.S. current account deficit sustainability. *Journal of Economic Perspectives*, 16 (3), 131-152.
- Normandin, M. (1999). Budget deficit persistence and the twin deficits hypothesis. *Journal of International Economics*, 49 (1), 171-193.
- OECD. (2021) Current account balance. OECD General government (database) [Online] <https://data.oecd.org/trade/current-account-balance.htm>, 01. detsember 2021.
- OECD. (2021) General government deficit. OECD General government (database) [Online] <https://data.oecd.org/gga/general-government-deficit.htm>, 01. detsember 2021.
- OECD. (2021) General government spending. OECD General government (database) [Online] <https://data.oecd.org/gga/general-government-spending.htm>, 01. detsember 2021.
- OECD. (2021) Household savings. OECD Household (database) [Online] <https://data.oecd.org/hha/household-savings.htm>, 01. detsember 2021.
- OECD. (2021) Investment by sector. OECD General government (database) [Online] <https://data.oecd.org/gdp/investment-by-sector.htm#indicator-chart>, 01. detsember 2021.
- Piersanti, G. (2000). Current account dynamics and expected future budget deficits: Some International evidence. *Journal of International Money and Finance*, 19 (2), 255-271.
- Rafiq, S. (2010). Fiscal stance, the current account and the real exchange rate: Some empirical estimates from a time-varying framework. *Structural Change and Economic Dynamics*, 21 (4), 276-290.
- Salvatore, D. (2006). Twin deficits in the G-7 countries and global structural imbalances. *Journal of Policy Modeling*, 28 (6), 701-712.

- Sinai, A. (2006). Deficits expected deficits, financial markets, and the economy, *North American Journal of Economics and Finance*, 17 (1), 79-101.
- Šulikova, V., Siničakova, M., Horvath, D. (2014). Twin deficits in small open Baltic economies. *Panoeconomicus*, 61 (2), 227-239.
- Vamvoukas, G. A. (1997). A note on budget deficits and interest rates: evidence from small open economy, *Southern Economic Journal*, 63 (3), 803-11.

## LISAD

### Lisa 1. Saksamaa, Eesti, Soome, Prantsusmaa ja Itaalia jooksevkonto saldo (% SKP-st) aastatel 2000-2019

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
DEU	-1,76	-0,37	1,88	1,41	4,54	4,68	5,76	6,85	5,69	5,84
EST	-5,31	-7,07	-11,06	-12,86	-12,02	-8,59	-14,85	-14,92	-8,62	2,54
FIN	7,53	8,05	8,21	4,64	5,76	3,03	3,93	4,02	2,54	1,99
FRA	1,11	1,57	1,15	0,83	0,54	0,10	0,25	-0,10	-0,70	-0,55
ITA	-0,27	0,15	-0,49	-0,79	-0,48	-0,88	-1,48	-1,36	-2,81	-1,89
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
DEU	5,76	6,22	7,13	6,55	7,19	8,61	8,52	7,78	7,37	7,08
EST	1,79	1,29	-1,85	0,30	0,69	1,76	1,22	2,30	0,91	1,95
FIN	1,49	-1,43	-2,05	-1,80	-1,33	-0,94	-2,00	-0,80	-1,85	-0,34
FRA	-0,63	-0,86	-0,97	-0,51	-0,96	-0,37	-0,49	-0,77	-0,56	-0,67
ITA	-3,29	-2,82	-0,23	1,11	1,90	1,42	2,59	2,57	2,50	2,98

Allikas: OECD andmebaas (2021)

**Lisa 2. Saksamaa, Eesti, Soome, Prantsusmaa ja Itaalia valitsussektori eelarve saldo (% SKP-st) aastatel 2000-2019**

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
DEU	-1,58	-3,03	-3,87	-3,70	-3,33	-3,32	-1,65	0,26	-0,12	-3,15
EST	-0,07	0,20	0,42	1,79	2,40	1,13	2,89	2,74	-2,64	-2,18
FIN	6,85	4,98	4,06	2,42	2,21	2,65	3,97	5,11	4,18	-2,48
FRA	-1,32	-1,38	-3,16	-4,02	-3,59	-3,36	-2,44	-2,64	-3,26	-7,17
ITA	-2,42	-3,19	-2,87	-3,22	-3,48	-4,08	-3,62	-1,34	-2,56	-5,12
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
DEU	-4,38	-0,88	0,01	0,04	0,58	0,96	1,16	1,36	1,84	1,52
EST	0,19	1,08	-0,28	0,18	0,70	0,14	-0,41	-0,72	-0,50	0,08
FIN	-2,53	-1,02	-2,16	-2,52	-2,99	-2,43	-1,70	-0,65	-0,89	-0,98
FRA	-6,89	-5,15	-4,98	-4,08	-3,90	-3,63	-3,64	-2,96	-2,29	-3,01
ITA	-4,24	-3,59	-2,95	-2,85	-2,95	-2,55	-2,40	-2,44	-2,20	-1,60

Allikas: OECD andmebaas (2021)

**Lisa 3. Saksamaa, Eesti, Soome, Prantsusmaa ja Itaalia valitsussektori võlg  
(% SKP-st) aastatel 2000-2019**

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
DEU	59,0 7	57,94	59,70	63,31	64,99	67,35	66,70	63,99	65,52	72,99
EST	5,11	4,77	5,66	5,60	5,11	4,70	4,63	3,77	4,50	7,20
FIN	42,4 3	40,89	40,12	42,69	42,57	39,86	38,00	33,90	32,56	41,53
FRA	58,8 8	58,34	60,26	64,42	65,94	67,38	64,61	64,54	68,78	83,04
ITA	109, 03	108,8 9	106,3 6	105,4 9	105,1 0	106,5 6	106,7 4	103,8 9	106,1 6	116,6 1
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
DEU	82,3 8	79,80	81,14	78,72	75,67	72,21	69,19	64,99	61,63	59,52
EST	6,61	6,11	9,76	10,16	10,45	9,79	9,06	9,12	8,30	8,40
FIN	46,9 0	48,27	53,62	56,23	59,83	63,64	63,18	61,27	59,63	59,01
FRA	85,2 6	87,84	90,60	93,41	94,89	95,58	97,96	98,32	98,06	98,12
ITA	119, 20	119,6 9	126,4 9	132,4 6	135,3 7	135,2 8	134,7 8	134,1 3	134,8 1	134,8 1

Allikas: IMF andmebaas (2021)

**Lisa 4. Saksamaa, Eesti, Soome, Prantsusmaa ja Itaalia valitsussektori  
kulutused (% SKP-st) aastatel 2000-2019**

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
DEU	47,76	47,42	47,87	48,30	46,79	46,82	45,24	43,40	44,20	48,20
EST	36,32	34,94	35,85	35,02	34,06	33,74	33,46	33,74	39,40	45,59
FIN	47,94	47,28	48,47	49,34	49,12	49,02	48,07	46,57	47,88	54,09
FRA	51,65	51,72	52,80	53,27	52,98	53,29	52,88	52,57	53,30	57,15
ITA	46,54	47,34	46,70	47,17	46,88	47,24	47,79	46,78	47,83	51,11
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
DEU	48,14	45,24	44,92	44,94	44,30	44,14	44,35	44,20	44,46	45,17
EST	39,94	37,09	38,95	38,18	37,52	39,24	39,07	39,19	39,29	38,93
FIN	53,91	53,66	55,44	56,82	57,28	56,49	55,65	53,63	53,35	53,26
FRA	56,88	56,29	57,11	57,23	57,21	56,80	56,69	56,50	55,69	55,57
ITA	49,93	49,17	50,59	50,95	50,86	50,32	49,08	48,76	48,38	48,61

Allikas: OECD andmebaas (2021)

**Lisa 5. Saksamaa, Eesti, Soome, Prantsusmaa ja Itaalia valitsussektori  
investeeringud (% GFCF-st) aastatel 2000-2019**

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
DEU	10,05	10,40	10,91	10,84	10,17	10,10	10,33	9,83	10,40	12,34
EST	16,38	16,93	19,34	15,90	13,84	14,10	14,58	16,36	19,78	26,77
FIN	15,29	14,87	17,11	17,75	17,56	15,68	14,68	14,40	14,64	17,07
FRA	18,30	17,90	18,00	18,56	18,57	18,42	17,51	17,02	16,73	19,29
ITA	13,69	14,55	11,71	14,82	15,16	15,10	14,76	14,65	14,82	18,21
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
DEU	12,06	11,40	10,90	10,95	10,47	10,69	10,78	10,95	11,26	11,45
EST	22,59	19,07	22,00	19,97	19,48	21,31	18,96	22,84	21,39	18,90
FIN	16,20	16,72	17,45	18,90	19,51	17,62	18,23	17,43	17,50	17,94
FRA	18,80	17,68	18,02	18,06	16,98	15,84	15,40	14,79	14,86	15,47
ITA	15,48	14,79	14,41	14,61	13,89	14,18	13,40	12,61	11,94	12,73

Allikas: OECD andmebaas (2021)



**Lisa 6. Saksamaa, Eesti, Soome, Prantsusmaa ja Itaalia kodumajapidamiste sääst (% leibkonna kasutatavast sissetulekust) aastatel 2000-2019**

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
DEU	9,33	9,99	10,08	10,55	10,62	10,56	10,64	10,70	10,91	10,37
EST	0,02	-2,21	-10,46	-9,70	-11,23	-9,20	-8,12	-7,20	2,89	7,42
FIN	2,63	1,88	2,01	1,53	2,45	0,51	-1,03	-0,70	-0,41	3,29
FRA	8,67	9,37	10,39	9,60	9,65	8,50	9,05	9,43	9,25	10,59
ITA	7,36	8,83	9,57	9,08	9,49	8,90	8,30	7,81	7,38	6,76
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
DEU	10,31	10,02	9,65	9,29	9,84	10,06	10,20	10,59	10,93	10,87
EST	3,62	4,58	0,72	2,54	4,14	5,68	2,73	5,84	6,21	9,60
FIN	3,27	1,05	0,35	0,95	0,00	-0,46	-1,39	-0,95	-0,78	0,39
FRA	10,45	9,94	10,00	8,52	8,86	8,33	8,18	8,37	8,65	9,11
ITA	3,93	3,41	1,47	3,29	3,69	2,89	3,00	2,60	2,55	2,55

Allikas: OECD andmebaas (2021)

## Lisa 7. Korrelatsioonikordaja p-väärtused Saksamaa mudeli puhul

	d_CAB	DEF	d_HS	d_INV	d_SPND	d_d_DEBT
d_CAB						
DEF	0,003559					
d_HS	0,07636	0,011711				
d_INV	0,11263	0,013917	0,482419			
d_SPND	0,108268	0,056014	0,51143	0,170427		
d_d_DEBT	0,291516	0,161253	0,441183	0,444822	0,466311	

Allikas: Arvutused *Excelis*, kasutades t-testi

## Lisa 8. Korrelatsioonikordaja p-väärtused Eesti mudeli puhul

	d_CAB	DEF	d_HS	d_INV	d_SPND	d_DEBT
d_CAB						
DEF	0,488698					
d_HS	0,433502	0,436551				
d_INV	0,38488	0,382651	0,35167			
d_SPND	0,367215	0,372523	0,322079	0,49521		
d_DEBT	0,403064	0,332538	0,362029	0,471974	0,471678	

Allikas: Arvutused *Excelis*, kasutades t-testi

## Lisa 9. Korrelatsioonikordaja p-väärtused Soome mudeli puhul

	d_CAB	d_DEF	d_HS	d_INV	d_SPND	DEBT
d_CAB						
d_DEF	0,4985					
d_HS	0,2071	0,3298				
d_INV	0,1094	0,1891	0,1893			
d_SPND	0,1187	0,1974	0,1190	0,3163		
DEBT	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	

Allikas: Arvutused *Excelis*, kasutades t-testi

## Lisa 10. Korrelatsioonikordaja p-väärtused Prantsusmaa puhul

	d_CAB	DEF	d_HS	d_INV	d_SPND	d_d_DEBT
d_CAB						
DEF	2,49E-12					
d_HS	2,65E-01	6,84E-12				
d_INV	3,94E-01	6,07E-11	2,09E-01			
d_SPND	1,22E-01	1,69E-11	2,12E-01	7,32E-03		
d_d_DEBT	6,86E-03	2,50E-08	8,30E-03	1,50E-03	2,62E-03	

Allikas: Arvutused *Excelis*, kasutades t-testi

## Lisa 11. Korrelatsioonikordaja p-väärtused Itaalia mudeli puhul

	d_CAB	d_DEF	d_HS	d_INV	d_SPND	DEBT
d_CAB						
d_DEF	0,0000					
d_HS	0,0810	0,2099				
d_INV	0,2762	0,4277	0,3042			
d_SPND	0,4136	0,4409	0,1504	0,2683		
DEBT	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	

Allikas: Arvutused *Excelis*, kasutades t-testi

## Lisa 12. Saksamaa mudel enne korrigeerimist

Model 3: OLS, using observations 3-20 (T = 18)  
 Dependent variable: d\_CAB

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>
const	0.0976422	0.281104	0.3474	0.7339
DEF	-0.189268	0.115656	-1.636	0.1257
d_INV	0.710656	0.874091	0.8130	0.4308
d_SPND	-0.855820	0.506696	-1.689	0.1150
d_d_DEBT	0.126994	0.112444	1.129	0.2791

Mean dependent var	0.414121	S.D. dependent var	1.094185
Sum squared resid	13.16082	S.E. of regression	1.006166
R-squared	0.353375	Adjusted R-squared	0.154414
F(4, 13)	1.776100	P-value(F)	0.193799
Log-likelihood	-22.72274	Akaike criterion	55.44549
Schwarz criterion	59.89735	Hannan-Quinn	56.05934
rho	-0.402014	Durbin-Watson	2.707795

Allikas: Autori poolt koostatud programmis *Gretl*

## Lisa 13. Saksamaa lõplik mudel

Model 7: OLS, using observations 2-20 (T = 19)  
 Dependent variable: d\_CAB  
 HAC standard errors, bandwidth 2 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.200509	0.128993	1.554	0.1396	
DEF	-0.212981	0.0817478	-2.605	0.0191	**
d_SPND	-0.323730	0.136281	-2.375	0.0304	**
Mean dependent var	0.465439	S.D. dependent var		1.086630	
Sum squared resid	14.81613	S.E. of regression		0.962293	
R-squared	0.302894	Adjusted R-squared		0.215756	
F(2, 16)	4.031223	P-value(F)		0.038216	
Log-likelihood	-24.59697	Akaike criterion		55.19394	
Schwarz criterion	58.02725	Hannan-Quinn		55.67345	
rho	-0.414252	Durbin-Watson		2.815198	

RESET test for specification -  
 Null hypothesis: specification is adequate  
 Test statistic:  $F(2, 14) = 0.151533$   
 with p-value =  $P(F(2, 14) > 0.151533) = 0.86078$

White's test for heteroskedasticity -  
 Null hypothesis: heteroskedasticity not present  
 Test statistic:  $LM = 7.14001$   
 with p-value =  $P(\text{Chi-square}(5) > 7.14001) = 0.210434$

Test for normality of residual -  
 Null hypothesis: error is normally distributed  
 Test statistic:  $\text{Chi-square}(2) = 0.618248$   
 with p-value = 0.73409

LM test for autocorrelation up to order 1 -  
 Null hypothesis: no autocorrelation  
 Test statistic:  $LMF = 3.28541$   
 with p-value =  $P(F(1, 15) > 3.28541) = 0.0899591$

Variance Inflation Factors  
 Minimum possible value = 1.0  
 Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

DEF 1.016  
 d\_SPND 1.016

Allikas: Autori poolt koostatud statistikatarkvaras *Gretl*



## Lisa 14. Eesti mudel enne korrigeerimist

Model 8: OLS, using observations 2-20 (T = 19)

Dependent variable: d\_CAB

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.475794	0.714047	0.6663	0.5168	
DEF	-0.931596	0.565424	-1.648	0.1234	
d_HS	0.458851	0.221737	2.069	0.0590	*
d_INV	0.0946510	0.401195	0.2359	0.8172	
d_SPND	0.123966	0.547335	0.2265	0.8243	
d_DEBT	-0.0124528	0.775066	-0.01607	0.9874	

Mean dependent var	0.382054	S.D. dependent var	3.774732
Sum squared resid	99.97305	S.E. of regression	2.773127
R-squared	0.610203	Adjusted R-squared	0.460282
F(5, 13)	4.070145	P-value(F)	0.019161
Log-likelihood	-42.73422	Akaike criterion	97.46844
Schwarz criterion	103.1351	Hannan-Quinn	98.42745
rho	-0.139312	Durbin-Watson	2.264835

Allikas: Autori poolt koostatud statistikatarkvaras *Gretl*

## Lisa 15. Eesti lõplik mudel

Model 12: OLS, using observations 2-20 (T = 19)

Dependent variable: d\_CAB

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.549498	0.621730	0.8838	0.3899	
DEF	-1.10505	0.442082	-2.500	0.0237	**
d_HS	0.497350	0.166677	2.984	0.0088	***
Mean dependent var	0.382054	S.D. dependent var		3.774732	
Sum squared resid	103.7728	S.E. of regression		2.546724	
R-squared	0.595388	Adjusted R-squared		0.544811	
F(2, 16)	11.77202	P-value(F)		0.000718	
Log-likelihood	-43.08860	Akaike criterion		92.17721	
Schwarz criterion	95.01052	Hannan-Quinn		92.65672	
rho	-0.179904	Durbin-Watson		2.334051	

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic:  $F(2, 14) = 1.25956$

with  $p\text{-value} = P(F(2, 14) > 1.25956) = 0.314043$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic:  $LM = 12.0574$

with  $p\text{-value} = P(\text{Chi-square}(5) > 12.0574) = 0.0340093$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic:  $\text{Chi-square}(2) = 2.80084$

with  $p\text{-value} = 0.246493$

LM test for autocorrelation up to order 1 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic:  $LMF = 0.496958$

with  $p\text{-value} = P(F(1, 15) > 0.496958) = 0.491642$

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

DEF 1.148

d\_HS 1.148

Allikas: Autori poolt koostatud statistikatarkvaras *Gretl*

## Lisa 16. Soome mudel enne korrigeerimist

Model 14: OLS, using observations 2-20 (T = 19)

Dependent variable: d\_CAB

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-1.10000	1.53579	-0.7162	0.4865	
d_DEF	0.0236771	0.425075	0.05570	0.9564	
d_HS	0.826949	0.331122	2.497	0.0267	**
d_INV	0.0421103	0.373793	0.1127	0.9120	
d_SPND	-0.503447	0.440798	-1.142	0.2740	
DEBT	0.0190886	0.0302799	0.6304	0.5394	

Mean dependent var	-0.414258	S.D. dependent var	1.439761
Sum squared resid	21.28692	S.E. of regression	1.279631
R-squared	0.429495	Adjusted R-squared	0.210070
F(5, 13)	1.957364	P-value(F)	0.152701
Log-likelihood	-28.03954	Akaike criterion	68.07909
Schwarz criterion	73.74572	Hannan-Quinn	69.03811
rho	-0.218916	Durbin-Watson	2.358660

Allikas: Autori poolt koostatud statistikatarkvaras *Gretl*

## Lisa 17. Soome lõplik mudel

Model 18: OLS, using observations 2-20 (T = 19)

Dependent variable: d\_CAB

HAC standard errors, bandwidth 2 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.164405	0.192810	-0.8527	0.4064	
d_HS	0.844261	0.196570	4.295	0.0006	***
d_SPND	-0.537130	0.123190	-4.360	0.0005	***
Mean dependent var	-0.414258	S.D. dependent var		1.439761	
Sum squared resid	22.04062	S.E. of regression		1.173686	
R-squared	0.409295	Adjusted R-squared		0.335457	
F(2, 16)	10.11991	P-value(F)		0.001444	
Log-likelihood	-28.37009	Akaike criterion		62.74018	
Schwarz criterion	65.57350	Hannan-Quinn		63.21969	
rho	-0.182472	Durbin-Watson		2.298758	

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic:  $F(2, 14) = 0.358441$

with p-value =  $P(F(2, 14) > 0.358441) = 0.704994$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic:  $LM = 4.35538$

with p-value =  $P(\text{Chi-square}(5) > 4.35538) = 0.499463$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic:  $\text{Chi-square}(2) = 0.642448$

with p-value = 0.725261

LM test for autocorrelation up to order 1 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic:  $LMF = 0.539029$

with p-value =  $P(F(1, 15) > 0.539029) = 0.474156$

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

d\_HS 1.577

d\_SPND 1.577

Allikas: Autori poolt koostatud statistikatarkvaras *Gretl*

## Lisa 18. Prantsusmaa mudel enne korrigeerimist

Model 19: OLS, using observations 2-20 (T = 19)

Dependent variable: d\_CAB

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>
const	-0.0562177	0.322224	-0.1745	0.8642
DEF	-0.00761197	0.105134	-0.07240	0.9434
d_HS	-0.0216976	0.164184	-0.1322	0.8969
d_INV	0.120358	0.200210	0.6012	0.5581
d_SPND	-0.0423276	0.277055	-0.1528	0.8809
d_DEBT	-0.0186626	0.0903027	-0.2067	0.8395

Mean dependent var	-0.093282	S.D. dependent var	0.342099
Sum squared resid	2.042287	S.E. of regression	0.396357
R-squared	0.030517	Adjusted R-squared	-0.342361
F(5, 13)	0.081841	P-value(F)	0.993923
Log-likelihood	-5.771327	Akaike criterion	23.54265
Schwarz criterion	29.20929	Hannan-Quinn	24.50167
rho	-0.240622	Durbin-Watson	2.308879

Allikas: Autori poolt koostatud statistikatarkvaras *Gretl*

## Lisa 19. Prantsusmaa lõplik mudel

FRA: OLS, using observations 2-20 (T = 19)

Dependent variable: d\_CAB

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.980336	0.479399	2.045	0.0577	*
DEF	0.326281	0.125633	2.597	0.0195	**
d_SPND	0.265732	0.180197	1.475	0.1597	
Mean dependent var	-0.193628	S.D. dependent var		0.742331	
Sum squared resid	6.971489	S.E. of regression		0.660089	
R-squared	0.297159	Adjusted R-squared		0.209304	
F(2, 16)	3.382370	P-value(F)		0.059547	
Log-likelihood	-17.43504	Akaike criterion		40.87007	
Schwarz criterion	43.70339	Hannan-Quinn		41.34958	
rho	0.640655	Durbin-Watson		0.584064	

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic:  $F(2, 14) = 2.61329$

with p-value =  $P(F(2, 14) > 2.61329) = 0.108538$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic:  $LM = 8.41885$

with p-value =  $P(\text{Chi-square}(5) > 8.41885) = 0.134613$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic:  $\text{Chi-square}(2) = 3.87962$

with p-value = 0.143731

LM test for autocorrelation up to order 1 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic:  $LMF = 9.85767$

with p-value =  $P(F(1, 15) > 9.85767) = 0.00674709$

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

DEF 1.374

d\_SPND 1.374

Allikas: Autori poolt koostatud statistikatarkvaras *Gretl*

## Lisa 20. Itaalia mudel enne korrigeerimist

Model 45: OLS, using observations 2-20 (T = 19)

Dependent variable: d\_CAB

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-4.12687	1.76180	-2.342	0.0357	**
d_DEF	0.625456	0.302201	2.070	0.0590	*
d_HS	0.278360	0.190965	1.458	0.1687	
d_INV	0.0461529	0.174531	0.2644	0.7956	
d_SPND	0.705695	0.312481	2.258	0.0418	**
DEBT	0.0356675	0.0146084	2.442	0.0297	**

Mean dependent var	0.171076	S.D. dependent var	0.968545
Sum squared resid	8.271862	S.E. of regression	0.797682
R-squared	0.510118	Adjusted R-squared	0.321702
F(5, 13)	2.707402	P-value(F)	0.068693
Log-likelihood	-19.05983	Akaike criterion	50.11966
Schwarz criterion	55.78629	Hannan-Quinn	51.07868
rho	-0.082200	Durbin-Watson	2.079909

Allikas: Autori poolt koostatud statistikatarkvaras *Gretl*

## Lisa 21. Itaalia lõplik mudel

Model 50: OLS, using observations 2-20 (T = 19)

Dependent variable: d\_CAB

HAC standard errors, bandwidth 2 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-4.10787	1.28728	-3.191	0.0065	***
d_DEF	0.622452	0.291883	2.133	0.0512	*
d_HS	0.287552	0.0989717	2.905	0.0115	**
d_SPND	0.747835	0.298435	2.506	0.0252	**
DEBT	0.0354714	0.0107193	3.309	0.0052	***
Mean dependent var	0.171076	S.D. dependent var		0.968545	
Sum squared resid	8.316357	S.E. of regression		0.770730	
R-squared	0.507483	Adjusted R-squared		0.366764	
F(4, 14)	15.07823	P-value(F)		0.000056	
Log-likelihood	-19.11079	Akaike criterion		48.22159	
Schwarz criterion	52.94378	Hannan-Quinn		49.02077	
rho	-0.090076	Durbin-Watson		2.102947	

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic:  $F(2, 12) = 0.559674$

with p-value =  $P(F(2, 12) > 0.559674) = 0.585617$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 17.0347

with p-value =  $P(\text{Chi-square}(14) > 17.0347) = 0.254334$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 1.46592

with p-value = 0.480484

LM test for autocorrelation up to order 1 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 0.101325

with p-value =  $P(F(1, 13) > 0.101325) = 0.755301$

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

d\_DEF 2.419

d\_HS 1.092

d\_SPND 2.347

DEBT 1.031

Allikas: Autori poolt koostatud statistikatarkvaras *Gretl*



## Lisa 22. Lihtlitsents

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

Mina Emilia Trejer

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Kaksikdefitsiidi paikapidavus valitud Euroopa Liidu riikide näitel“, mille juhendaja on Signe Rosenberg,
    - 1.1 reprodutseerimiseks lõputöö säilitamise ja elektroonse avaldamise eesmärgil, sh Tallinna Tehnikaülikooli raamatukogu digikogusse lisamise eesmärgil kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni;
    - 1.2 üldsusele kättesaadavaks tegemiseks Tallinna Tehnikaülikooli veebikeskkonna kaudu, sealhulgas Tallinna Tehnikaülikooli raamatukogu digikogu kaudu kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni.
  2. Olen teadlik, et käesoleva lihtlitsentsi punktis 1 nimetatud õigused jäävad alles ka autorile.
  3. Kinnitan, et lihtlitsentsi andmisega ei rikuta teiste isikute intellektuaalomandi ega isikuandmete kaitse seadusest ning muudest õigusaktidest tulenevaid õigusi.
- 

01. detsember 2021

---

<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 tähtajaks nõusolekut lõputöö reprodutseerimiseks ja avalikustamiseks vastavalt lihtlitsentsi punktidele 1.1. ja 1.2, siis lihtlitsents nimetatud tähtaja jooksul ei kehti.