

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOO  
Majandusteaduskond  
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Herman Vesiaid

**BALTIKUMI JA SKANDINAAVIA  
METALLITÖÖSTUSETTEVÕTETE KAPITALI STRUKTUURI  
MÕJURID**

Magistritöö

Juhendaja: dotsent Karin Jõeveer

Tallinn 2019

Deklareerin, et olen koostanud töö 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 9 007 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Herman Vesiaid .....

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 163666TARM

Üliõpilase e-posti aadress: HermanVesiaid@gmail.com

Juhendaja: dotsent Karin Jõeveer:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

# SISUKORD

ABSTRAKT .....	5
SISSEJUHATUS .....	6
1. KAPITALI STRUKTUUR – TEOORIA JA EMPIIRIKA .....	8
1.1. Kapitali struktuuri teooriad.....	8
1.1.1. Kompromissiteooria .....	9
1.1.2. Finantshierarhia teooria .....	11
1.1.3. Alternatiivsed teooriad .....	12
1.2. Empiirilise kirjanduse ülevaade .....	13
1.2.1. Kapitali struktuuri teooriaid laiemalt käsitlev empiiriline kirjandus.....	13
1.2.2. Tööstusettevõtteid käsitlev empiiriline kirjandus.....	14
1.2.3. Baltimaid ja Skandinaaviat käsitlev empiiriline kirjandus .....	16
2. ANDMED JA UURIMISMETOODIKA .....	18
2.1. Andmestik ja mudelisse valitud muutujad .....	18
2.2. Mudelis kasutatud muutujaid kirjeldav statistika .....	25
2.3. Uurimismetoodika .....	27
3. EMPIIRILINE ANALÜÜS .....	30
3.1. Regressioonanalüüs .....	30
3.3.1. Mudeli 1 analüüs .....	30
3.3.2. Mudeli 2 analüüs .....	32
3.3.3. Mudeli 3 analüüs .....	33
3.3.4. Mudeli 4 analüüs .....	34
3.3.5. Mudeli 5 analüüs .....	35

3.3.6. Mudeli 6 analüüs .....	36
3.2. Regressioonide kokkuvõte ja järeldused .....	37
KOKKUVÕTE .....	42
SUMMARY .....	44
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU .....	46
LISAD .....	50
Lisa 1. Juhusliku efektiga mudel ja Hausmani testi tulemus.....	50
Lisa 2. Fikseeritud efektiga mudeli 1 Gretl raport.....	51
Lisa 3. Fikseeritud efektiga mudeli 2 Gretl raport.....	52
Lisa 4. Fikseeritud efektiga mudeli 3 Gretl raport.....	53
Lisa 5. Fikseeritud efektiga mudeli 4 Gretl raport.....	54
Lisa 6. Fikseeritud efektiga mudeli 5 Gretl raport.....	55
Lisa 7. Fikseeritud efektiga mudeli 6 Gretl raport.....	56

## **ABSTRAKT**

Käesoleva magistritöö eesmärk oli reaalandmete põhjal välja selgitada peamised Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtete kapitali struktuuri mõjutavad tegurid ning võrrelda neid tulemusi peamiste kapitali struktuuri teooriate ning varasemate uuringutega. Lähtuvalt autori isiklikust huvist keskenduti antud töös Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtetele ning vaadeldi 1 909 ettevõtte finantsandmeid perioodi 2011-2017 vältel. Töö empiiriline osa viidi läbi paneelandmete modelleerimise teel, kasutades selleks tarkvara nimega Gretl.

Töös uuriti kahe erineva, laia ja kitsa finantsvõimenduse moodsiku seoseid ettevõtte kasumlikkuse, suuruse, kasvuvõimaluste, vanuse, materiaalsete põhivarade osakaalu ning ettevõtte riigis kehtiva tulumaksumääraga. Olulisimaks kapitali struktuuri mõjuriks osutus kasumlikkus. Negatiivne seos finantsvõimendusega avaldus kasumlikkuse ja vanuse puhul, positiivne seos ilmnes suuruse, kasvuvõimaluste ja materiaalsete põhivarade osakaaluga. Ettevõtte riigis kehtiv tulumaksumäär osutus statistiliselt ebaoluliseks ning autor jõudis järeldusele, et Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtted lähtuvad oma finantseerimisotsustes peamiselt järjekorrateooriast.

Võtmesõnad: Kapitali struktuur, Balti- ja Skandinaavia riigid, metallitööstus, finantsvõimendus

## SISSEJUHATUS

Kapitali struktuuri uuringud keskenduvad optimaalse võla- ja omakapitali suhte kujunemisele. Kuigi seda valdkonda on alates 1958. aastast (mil Modigliani ja Miller avaldasid kapitali struktuuri irrelevantsuse teesi) aktiivselt uuritud, pole tänaseni jõutud konsensusliku arusaamani optimaalse kapitali struktuuri ja seda kujundavate tegurite osas. Kõige kaalukamad kapitali struktuuri teooriad on kompromissi- ja järjekorra- ehk finantshierarhia teooria, mis pärinevad vastavalt 1973. ja 1984. aastast ning empiirikas pole kumbki suutnud otsustavalt peale jääda, kuna olenevalt uuritavast regioonist, ettevõtete tegevusvaldkonnast ning paljudest teistest teguritest, varieeruvad tulemused märkimisväärselt.

Käesoleva töö fookuses on lähtuvalt autori isiklikust huvist Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstussektor. Ühtlasi pole autori parima teadmise kohaselt antud tegevusvaldkonda varasemalt kapitali struktuuri ja ettevõtete finantseerimisotsuste kontekstis uuritud. Metallitööstus on kahtlemata olnud läbi aegade ning on ka tänasel päeval äärmiselt laia haardega ja oluline tööstusharu, mille amplituusse kuuluvad näiteks laevad, lennukid, ehituslikud konstruktsioonid ja ühtlasi ka söögiriistad. Autor soovib magistritöö tulemusena anda ülevaate peamistest Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtete finantseerimisotsuseid mõjutavatest teguritest ning nende tegurite mõjust. Töö tulemused võivad eelkõige huvi pakkuda metallitööstuses tegutsevatele ettevõtjatele ning nendega seotud osapooltele.

Käesolev magistritöö keskendub Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtete kapitali struktuuri mõjuritele ning uurimisprobleem on sõnastatud järgnevalt: Millised on Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtete peamised kapitali struktuuri mõjurid?

Töö eesmärk on reaalandmete põhjal välja selgitada peamised Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtete kapitali struktuuri mõjutavad tegurid ning võrrelda neid tulemusi peamiste kapitali struktuuri teooriate ning varasemate uuringutega. Töö käigus kontrolliti järgnevaid hüpoteese:

- H1: Ettevõtte kasumlikkusel on negatiivne seos finantsvõimendusega.
- H2: Ettevõtte suurusel on positiivne seos finantsvõimendusega.
- H3: Ettevõtte kasvuvõimalustel on positiivne seos finantsvõimendusega.
- H4: Ettevõtte vanusel on negatiivne seos finantsvõimendusega.
- H5: Ettevõtte materiaalsete põhivarade osakaalul on positiivne seos finantsvõimendusega.
- H6: Ettevõtte riigis kehtival tulumaksumääral on positiivne seos finantsvõimendusega.

Töö empiirilise osa läbiviimiseks kogutakse andmed Bureau Van Dijk ettevõtete andmebaasist Amadeus, mis hõlmab endas hulgaliselt Euroopa ettevõtete finantsandmeid. Valimisse kuuluvad Eesti, Läti, Leedu, Rootsi, Norra ja Taani ettevõtted, kelle NACE põhitegevusalaks on riiklikes registrites märgitud „Metalltoodete tootmine, v.a masinad ja seadmed”, seega välistatud on masinatööstuses tegutsevad ettevõtted. Uuring viiakse läbi paneelandmete modelleerimise teel, kasutades fikseeritud efektiga regressioonmudeleid. Modelleerimiseks kasutatakse ökonomeetriatarkvara nimega Gretl.

Magistritöö koosneb kolmest peatükist, millest esimeses tehakse ülevaade peamistest kapitali struktuuri teooriatest ning varasematest empiirilisest kirjandusest, muuhulgas ka Baltikumi ja Skandinaavia põhjal tehtud uurimustest ning laiemalt tööstusettevõtteid puudutavast empiirikast. Teises peatükis kirjeldatakse töös kasutatavaid andmeid, mudelite koostamiseks kasutatavaid muutujaid ning uuringu meetodikat. Kolmas peatükk kajastab paneelandmete modelleerimise tulemusi ning nende põhjal tehtud järeldusi.

# 1. KAPITALI STRUKTUUR – TEOORIA JA EMPIIRIKA

## 1.1. Kapitali struktuuri teooriad

Kapitali struktuurist on viimaste aastakümnete jooksul ilmunud hulgaliselt teoreetilist ja empiirilist kirjandust. Esimene üldtunnustatud kapitali struktuuri teooria pärineb USA majandusteadlaste Franco Modigliani ja Merton H. Milleri (edaspidi MM) 1958. aastal ilmunud artiklist, milles nad tutvustasid kapitali struktuuri irrelevantse teesi (ingl. k *capital-structure irrelevance proposition*). Antud teooria kohaselt ei sõltu ettevõtte väärtus täielikult efektiivse turu tingimustes oma- ja laenukapitali suhtest ning ettevõtte kaalutud keskmine kapitali hind (ingl. k *weighted average cost of capital - WACC*) ei tohiks muutuda olenemata muutustest kapitali struktuuris. (Modigliani, Miller, 1958).

MM irrelevantse teesi on palju kritiseeritud kuna selle aluseks olevad eeldused on elukauged. Reaalsuses ei ole turud täielikult efektiivsed, esinevad tehingu- ja pankrotikulud, agendiprobleemid, maksud ning informatsiooni asümmeetria. 1963. aastal tegid MM oma teooriale korrektuuri, lisades mudelisse ka ettevõtte tulumaksu. See omakorda muutis võlakapitali kasutamise atraktiivsemaks maksukilbist tekkiva efekti tõttu. Nende loogika kohaselt lahutatakse intressikulud maksustatavast kasumist, mistõttu laenukapitali kaasamisel maksukulu väheneb. (Modigliani, Miller, 1963) Seega sai järeldada, et optimaalne kapitali struktuur on 100% võlakapital, aga endiselt vaid maailmas, kus puuduvad tehingu- ja pankrotikulud, agendiprobleemid ning informatsiooni asümmeetria.

Frank ja Goyal (2008) sõnastasid levinud hinnangu MM teooriale järgnevalt: “Kuigi Modigliani-Milleri teoreem ei anna realistlikku ülevaadet sellest, kuidas ettevõtted oma tegevusi finantseerivad, pakub see võimaluse leidmaks põhjuseid, miks rahastamine võib olla oluline.” Ühtlasi pani nende teoreem aluse kahele järgnevale üldtunnustatud kapitali struktuuri teooriale, milleks on kompromissiteooria (ingl. k *tradeoff theory*) ning järjekorrasteooria (ingl. k *pecking order theory*).



Kapitali struktuuri teooriatest on avaldatud mitmeid põhjalikke ülevaateid ning ühtlasi on neid teooriaid ka erinevalt liigitatud. Harris ja Raviv (1991) jaotasid teooriad järgnevalt:

- maksudel ja pankrotikuludel baseeruvad teooriad;
- agendikuludel põhinevad teooriad;
- informatsiooni asümmeetriast lähtuvad teooriad;
- tootmissisendite- ja/või toodanguturu interaktsioonil põhinevad teooriad;
- ettevõtte kontrolliõiguslikest kaalutlustest lähtuvad teooriad.

Käesolevas töös on lähtutud Franki ja Goyali (2008) liigitusest ning järgnevates alampeatükkides on sellest lähtuvalt tehtud põhjalikum ülevaade kompromissi- ja järjekorrateooriast. Lisaks on tehtud põgus ülevaade ka alternatiivsetest kapitali struktuuri teooriatest alapeatükis 1.1.3.

### **1.1.1. Kompromissiteooria**

MM 1963. aasta korrektuur esialgsele teooriale baseerus endiselt ebarealistlikel eeldustel ning ei arvestanud võlakapitali kasutamisest tuleneva finantssurve ning pankrotiohuga, mistõttu arendasid mõtet edasi Alan Kraus ja Robert H. Litzenberger (1973), keskendudes optimaalse võla- ja omakapitali suhte leidmisele. Nad nõustusid MM teooriaga täiusliku turu tingimustes, kuid tõid välja, et ettevõtte tulude maksustamine ja pankrotikulud on reaalsuses esinevad turu puudused, millest ei saa finantsvõimenduse kasutamist propageerivas kirjanduses mööda vaadata. Seega oli nende teooria kohaselt optimaalse kapitali struktuuri leidmine võrdne laenust saadava maksueelise ja potentsiaalsete pankrotikulude vahel kompromissi leidmisega. (Kraus, Litzenberger, 1973)

Myers (1984) nõustus Krausi ja Litzenbergeriga selles osas, et optimaalse kapitali struktuurini on võimalik jõuda maksueeliste ning potentsiaalselt tekkivate pankrotikulude omavahelise tasakaalustamise teel. Ühtlasi täiendas ta Krausi ja Litzenbergeri teooriat oma seisukohaga, et ettevõtte peaks seadma eesmärgiks kindla võlakapitali osakaalu ning liikuma selle suunas kuni ettevõtte maksimaalne väärtus on saavutatud. Seega peab ettevõtte asendama omakapitali võlakapitaliga või vastupidi, et lõpuks jõuda optimaalse kapitali struktuurini, kus ettevõtte maksimaalne väärtus on saavutatud. (Myers, 1984)

Siiski ei saa Myersi teooriat võtta kui universaalset tõde, kuna sellel on mitmeid kaheldavaid eeldusi, mida reaalses elus ei esine. Esiteks pole eesmärk ehk ettevõtte maksimaalne väärtus otseselt mõõdetav eesmärk, teiseks pole ettevõtetele rakendatav maksusüsteem nii lihtsakoeline,

nagu Myersi teooria eelduseks on seadnud. Lisaks on oluline pankrotikulude olemus, ehk kas need on ühekordsed ja fikseeritud kulud nagu näiteks advokaadikulud või kaasneb nendega ka püsiv mõju näiteks mainekahjustusest? (Frank, Goyal, 2008) Haugen ja Senbet (1978) argumenteerisid, et pankrotikulud on kapitali struktuuriga seotud otsuste tegemisel tähtsusetud või lausa olematud, kuid seda vaid eeldusel, et kapitaliturul valitsevaid hindu määravad ratsionaalsed investorid.

Frank ja Goyal (2008) tõid välja kaks kompromissiteooria definiitsooni - staatiline kompromissiteooria ning eesmärgiga kohanev käitumine ehk dünaamiline kompromissiteooria. Staatilise kompromissiteooria (ingl. k *static trade-off theory*) kohaselt võtab ettevõtte eesmärgiks kindla optimaalse võlakapitali osakaalu maksueelistest saadava kasu ja pankrotikulude tasakaalustamise teel. Ühtlasi teeb ettevõtte seda ühekordselt, st hiljem muudatusi kapitali struktuuris tegemata. Dünaamiline kompromissiteooria (ingl. k *dynamic trade-off theory*) on aga ajas muutuv, ehk sarnaselt staatilisele kompromissiteooriale võetakse mingi finantsvõimenduse tase eesmärgiks, aga aja jooksul korrigeeritakse kõrvalekaldeid eesmärgistatud tasemest.

Staatiline kompromissiteooria on langenud suure kriitika osaliseks, kuna see on vaid üheperioodiline teooria ning reaalses elus peavad ettevõtted arvestama eri perioodide iseärasustega. Ühtlasi pole staatilise kompromissiteooria mudelites arvestatud jaotamata kasumiga ning mingil tasemel võib seda asjaolu pidada otseseks tõenduseks, et see mudel ei kõlba. (Frank, Goyal, 2008)

Esimesed dünaamilised mudelid, mis tasakaalustasid maksusoodustusi pankrotikuludega pärinevad juba 1984. aastast. Täpsemalt Kane *et al.* (1984) ning Brennan ja Schwartz (1984), kus mõlemas töös analüüsiti ajas muutuvaid mudeleid, võttes arvesse ebakindlust tuleviku suhtes, maksusid ning pankrotikuluseid, aga ei arvestatud tehingukuludega. Nende puudumine viitas asjaolule, et ettevõtted võisid dünaamilise teooria kohaselt oma optimaalset finantsvõimenduse taset korrigeerida liiga tihti. Reaalsuses kaasnevad igasuguse finantseerimisega mitmesugused teenustasud, mille summad võivad väga kõrgeks osutuda. Tehingukulud lisasid mudelisse esmalt Fischer *et al.* (1989) ning sellest tulenevalt oli ettevõtetel mõistlikum korrigeerida võlataset vaid juhul, kui see oli eesmärgistatud kursilt juba märkimisväärselt kõrvale kaldunud. (Frank, Goyal, 2008)

Kuigi leidub palju erinevaid nüansse erinevate autorite töödes, on dünaamilise kompromissiteooria erinevatel tõlgendustel ka kindlad ühised jooned. Läbivalt kehtib seisukoht, et optimaalne finantseerimisotsus tänasel päeval sõltub sellest, mis on optimaalne ka järgneval perioodil. Ühtlasi kehtib enamuse mudelite puhul ka tees, et investori ja ettevõtte tulumäära tuleb omavahel võrrelda. Lisaks kehtib enamuse dünaamiliste mudelite puhul asjaolu, et tehingukulud ja maksud loovad olukordi, kus kapital ei peaks ühelt osapoolelt teisele mingitel kindlatel ajaperioodidel üle minema. (Frank, Goyal, 2008)

### **1.1.2. Finantshierarhia teooria**

Finantshierarhia teooria ehk järjekorrateooria (ingl. k *pecking order theory*) kerkis esile Myersi (1984) ning Myersi ja Majlufi (1984) artiklitest võimaliku alternatiivina kompromissiteooriale. Antud teooria kohaselt on ettevõtte jaoks eelistatuimaks rahastusallikaks sisemised vahendid nagu jaotamata kasum. Kui sisemistest vahenditest ei piisa, kasutatakse järgmise variandina laenu ning seejärel teisi võlainstrumente ning vaid tagumises hädas rahastatakse tegevusi aktsiate emiteerimise teel.

Finantshierarhia teooria kohaselt ei eksisteeri optimaalset võõrkapitali osakaalu kapitali struktuuris, mille poole ettevõtte peaks püüdlema. Finantsvõimenduse tase sõltub seega vaid ettevõtte konkreetsetest vajadustest ning selle kaasamine pole ettevõtte jaoks eraldiseisev eesmärk. Järjekorrateooria aluseks olev finantseerimisallikate järjestus sõltub erinevatest teguritest, muuhulgas ka agendikuludest ning maksudest. (Frank, Goyal, 2008)

Finantshierarhia teooria eeldab, et ettevõtte juhtkond tegutseb omanike huvides ning ühtlasi on reeglina juhtkonnal ka parem ülevaade ettevõtte käekäigust kui välistel investoritel, ehk esineb informatsiooni asümmeetria. Sel põhjusel on ka aktsiate emiteerimine viimane variant võõrkapitali kaasamisel, kuna see annab potentsiaalsetele investoritele signaali, et ettevõtte on ülehinnatud. Seda just seetõttu, et paljudel juhtudel on ülehinnatud ettevõtte juht aldis välisinvestoritele osalust müüma, aga alahinnatud ettevõtte juht mitte. (Frank, Goyal, 2008) Seega võib juba börsil olevate ettevõtete puhul uute lihtaktsiate emiteerimine tuua kaasa aktsiahinna languse, kuna varasemad investorid soovivad oma osaluse likvideerida.

### 1.1.3. Alternatiivsed teooriad

Leidub ka alternatiivseid kapitali struktuuri teooriaid lisaks kompromissi- ja finantshierarhia teooriatele. Üks nendest on agenditeooria (ingl. k *agency theory*), mis käsitleb agendikulud ehk kulusid, mis tulenevad ettevõttesiseselt omanike ja juhtide ning võlakapitali kasutamise puhul võlausaldajate ja aktsionäride vahelistest huvide konfliktidest. (Jensen, Meckling, 1976) Jensen ja Meckling argumenteerisid oma 1976. aasta artiklis, et agendikulud on ettevõtte rahanduses vältimatud. Ettevõtte juhid ehk agendid tegutsevad enda huvides ning taotlevad kõrgemat kompensatsiooni ning töökoha kindlust. Nad pooldavad “kindlustavaid investeringuid”, mis kohandavad ettevõtte varasid ja tegevusi juhtide oskustele ja teadmistele vastavalt ning parandavad seeläbi oma positsiooni investorite ees. (Myers, 2001)

Võlausaldajate ja aktsionäride vahel tekivad agendikulud sisuliselt vaid juhul kui esineb maksejõuetuse risk. Kui võla tagasimakse on garanteeritud, siis pole võlausaldajatel huvi ettevõtte rahavoogude, väärtuse või riskitaseme vastu. Kui esineb märkimisväärne oht, et võlakohustused jäävad täitmata ning ettevõtte juhtkond tegutseb aktsionäride huvides, siis võib tekkida juhtidel kiusatus toimida selliselt, et väärtus kanduks võlausaldajatelt üle aktsionäridele. Seda saavad nad teha näiteks riskantsematesse varadesse investeerides või riskantsemat tegevusstrateegiat rakendades. Kõrgema riskiga suurenevad aktsionäride hüved ning võlausaldajad kannatavad seejuures negatiivsete mõjude all. (Myers, 2001)

Agenditeooriaga seondub ka vaba rahavoo teooria (ingl. k *free cash flow theory*), mille kohaselt ohtlikult kõrge finantsvõimenduse tase suurendab ettevõtte väärtust, aga vaid juhul kui ettevõtte tegevusrahavoo ületab suurel määral investeerimisvõimalusi. See teooria on eelkõige seostatav pika tegevusajalooga ning küpsete ettevõtetega, kellel on kalduvus üleinvesteerimisele. (Myers, 2001) Vaba rahavoo teooria kontekstis tekivad huvide konfliktid juhtkonna ja omanike vahel seoses investeerimisvajadusi ületava kapitali kasutusvõimalustega. Omanikud soovivad raha dividendidena kätte saada, aga juhtkond soovib seda “liigset” raha enda ja ettevõtte hüvanguks ühel või teisel viisil ära kasutada. Jenseni (1986) kohaselt saab sellises olukorras väljastada võlga aktsiate vastu. Seeläbi tekib juhtkonnal kohustus maksta tuleviku vaba rahavoo omanikele välja, mis on tõhusam kui lihtsalt dividendimakseid suurendada. Maksejõuetuse oht motiveerib sellisel juhul juhtkonda mõistlikumalt rahaga ringi käima ning seeläbi muutub ka kogu organisatsioon tõhusamaks.

## 1.2. Empiirilise kirjanduse ülevaade

### 1.2.1. Kapitali struktuuri teooriaid laiemalt käsitlev empiiriline kirjandus

Suur osa empiirilisest kapitali struktuuri kirjandusest üritab välja selgitada, kas ettevõtete finantseerimisotsused põhinevad rohkem kompromissi- või järjekorrateoorial. Titman ja Wessells (1988) uurisid USA ettevõtete 1974-1982 andmete põhjal kapitali struktuuri mõjureid ning leidsid oma töös, et tehingukuludel on oluline roll kapitali struktuuri valikul, mis toetab osaliselt järjekorrateooriat. Ühe tõendina tehingukulude olulisuse kohta tõid nad välja negatiivse seose mineviku kasumlikkuse ja hetke võlataseme vahel.

Fama ja French (2002) testisid kompromissi- ja järjekorrateooria paikapidavust ning leidsid, et kasumlikumad ettevõtted ja väiksema investeerimismahuga ettevõtted maksavad üldiselt rohkem dividende, mis on kooskõlas nii järjekorra- kui ka kompromissiteooriaga. Ühtlasi leidsid nad järjekorrateooriale omaselt, et kasumlikumad ettevõtted on üldiselt madalama finantsvõimenduse tasemega. Kompromissiteooria kasuks rääkis aga leid, et suurema investeerimismahuga ettevõtted on madalama finantsvõimenduse tasemega.

Frank ja Goyal (2002) testisid järjekorrateooriat suuremahulise USA börsiettevõtete valimi peal aastatel 1971-1998. Sellest uuringust selgus, et keskmiselt ei piisanud sisemistest rahastusallikatest, et investeringuid rahastada ning laialdaselt kasutati väliseid finantseerimisallikaid. Ühtlasi selgus ka tõsiasi, et võlakapitali kasutamine ei domineerinud suurel määral omakapitalifinantseeringu üle, mis räägib järjekorrateooriale vastu.

2005. aastal tehti uurimistöo 1566 Hispaania ettevõtte näitel, milles leiti, et kiire kasvuga (arenemisfaasis) ettevõtted käituvad oma finantseerimisotsustes vastavalt järjekorrateooriale, aga küpsemad ettevõtted on oma otsustes tasakaalukamad, mis viitab sellele, et oluline roll kapitali struktuuri valikul on ka ettevõtte elutsükli järgul ning varasematel rahastamispoliitikatel. (Sanchez-Vidal, Martin-Ugedo, 2005) Bulan ja Yan (2010) leidsid oma uurimuses aga vastupidise seose, viidates asjaolule, et arenenud ettevõtete rahastamisotsused seonduvad paremini järjekorrateooriaga küpsete ettevõtete puhul. Lisaks tuli nende uuringust välja, et mida suurem ettevõtte, seda paremini järjekorrateooria nende finantseerimisotsuseid selgitab.

Serrasqueiro ja Caetano (2015) uurisid Portugali väikeste ja keskmise suurusega ettevõtete kapitali struktuuri mõjureid, et selgitada välja kas ettevõtete otsuseid selgitab paremini järjekorra- või kompromissiteooria. Nende valim koosnes 53-st ettevõttest ning andmestik oli aastate 1998-2005 kohta. Uuringu tulemusena leiti negatiivne suhe kasumlikkuse ja finantsvõimenduse ning samuti ettevõtte vanuse ja finantsvõimenduse vahel. Ühtlasi leidsid nad statistiliselt ebaolulised seosed ka kehtiva maksumäära ja finantsvõimenduse, võlaga mitteseotud maksukilbi ja finantsvõimenduse ning riski ja finantsvõimenduse vahel. Tulemused kalduvad selgelt järjekorrateooria poole, kuna finantseerimisel eelistavad väikesed ja keskmise suurusega ettevõtted kasutada sisemisi vahendeid ning üldiselt ei arvestata kapitali struktuuri otsuste tegemisel laenust saadava maksukilbi mõju ning pankrotiohuga.

Jõeveer (2018) uuris Euroopa ettevõtete kapitali struktuuri, võrreldes omavahel Kesk- ja Ida-Euroopa ning Lääne-Euroopa ettevõtteid. Andmed olid aastate 2006-2014 kohta ning pärinesid Bureau Van Dijk Amadeuse andmebaasist. Uuringu tulemusena leidis toetust järjekorrateooria, kuna kasumlikkus oli negatiivses seoses finantsvõimendusega ning sõltuvus võõrkapitalist oli positiivses seoses finantsvõimendusega. Kompromissiteooria kasuks rääkis aga finantsvõimenduse taseme eesmärgistatus ettevõtete seas. Üldiselt selgus veel uuringust, et nii Lääne- kui ka Kesk- ja Ida-Euroopa ettevõtted eelistavad omakapitalifinantseeringut laenamisele.

### **1.2.2. Tööstusettevõtteid käsitlev empiiriline kirjandus**

Majanduslikud olud ning väljakutsed varieeruvad tööstusharude lõikes, mistõttu ei saa ka erinevates tööstusharudes tegutsevate ettevõtete finantseerimisotsuste puhul üldistusi teha. Rahandusõpikutes nagu Ross, Westerfield ja Jaffe (2008) on regulaarselt viidatud võlatasemete tööstusharupõhiste erisustele ning seda võib põhjendada asjaoluga, et ettevõtete juhid võtavad ettevõtte finantsvõimenduse taseme määramisel eesmärgiks oma tööstusharu mediaantaseme. (Frank, Goyal, 2009) Kuna ettevõtete finantsvõimenduse tasemed varieeruvad tööstusharude lõikes olulisel määral, on antud töös lähema uurimise all metallitööstusettevõtted. Autori parima teadmise kohaselt pole kitsalt metallitööstusettevõtete kapitali struktuuri varasemalt uuritud, mistõttu on järgnevalt toodud ülevaade laiemalt tööstusettevõtteid puudutavast empiirikast.

Frank ja Goyal (2009) uurisid USA börsil noteeritud ettevõtete andmeid perioodil 1950-2003, et selgitada välja millised tegurid järjepidevalt ettevõtete finantsvõimenduse taset mõjutavad. Nende uuringu kohaselt on väga oluliseks mõjuriks tööstusharu mediaan finantsvõimenduse tase, mida

saab tõlgendada selliselt, et ettevõtete juhid võtavad tööstusharu mediaani eeskujuks enda ettevõtte finantsvõimenduse taseme määratlemisel.

Gupta (1969) uuris ettevõtete suuruse, kasvumäära ning tööstusharu mõju tootmisettevõtete kapitali struktuurile ning leidis, et koguvõla ja koguvarade (ingl. k *TD/TA - Total Debt/Total Assets*) ning tööstuse kasvumäära korrelatsioonikoefitsient oli statistiliselt ebaoluline. Ühtlasi ei tulnud tema uurimusest välja seost kasumlikkuse ja koguvõla ning koguvarade suhte vahel. Autor jõudis seega järeldusele, et kõrgema kasumlikkusega tööstusharude puhul, kus on rohkem sisemisi vahendeid investeringute finantseerimiseks, ei ole sellest tulenevalt ilmtingimata madalam finantsvõimenduse tase. Gupta uuring baseerus USA maksuameti poolt avaldatud *Statistics of Income* väljaandest saadud 173 tuhande tööstusettevõtte 1961-1962 andmete põhjal.

Toy *et al.* (1974) uurisid kasvumäära, kasumlikkuse ja riski mõju tööstusettevõtete finantsvõimendusele. Valim koosnes 816 ettevõttest, mis kuulusid nelja tööstusharusse (elektroonikatööstus, paberitööstus, toidutööstus ja kemikaalitööstus) viies riigis (Norra, USA, Holland, Jaapan ning Prantsusmaa) ning andmestik pärines aastatest 1966-1972. Üllatuslikult selgus uuringust, et kõrgem finantsvõimenduse tase on seoses suurema tulude varieeruvusega, mis on vastuolus optimaalse kapitali struktuuri teooriaga.

Vicente-Lorente (2001) uuris Hispaania tööstusettevõtete kapitali struktuuri mõjureid, kasutades eesmärgi täitmiseks paneelandmete analüüsi. Valim koosnes 119 tööstusettevõttest ning andmestik oli kogutud aastate 1990-1994 kohta. Uuringu tulemusel ei leidnud toetust informatsiooni asümmeetria, mis varasemate USA andmetel põhinevate uuringute puhul oli toetust leidnud (Vogt, 1994; Whited, 1992). Selle põhjuseks pakkus autor välja, et Hispaania puhul võivad pangad tegutseda samaaegselt nii privilegeeritud aktsionäride kui laenuandjatena, mistõttu on neil ühised huvid ettevõtete juhtkondadega ning informatiivsed piirangud on seega väiksemad kui teistel aktsionäridel.

Voulgaris *et al.* (2004) uurisid kapitali struktuuri mõjureid Kreeka tööstusettevõtete näitel, et aidata kaasa nende ettevõtete majandustulemuste paranemisele. Nende uuringus olid kasutusel kaks paneelandmete kogumit, millest üks koosnes väikestest ja keskmise suurusega Kreeka tööstusettevõtetest ning teine suurtest Kreeka tööstusettevõtetest. Mõlema valimi puhul osutus väga oluliseks kapitali struktuuri mõjuriks kasumlikkus, mis oli negatiivses seoses

finantsvõimendusega, nagu on omane finantshierarhia teooriale. Ühtlasi leiti, et finantsvõimenduse tase kerkis koos ettevõtte suurusega ning ettevõtte kasv (möödetuna koguvara suurenemisena) tõi samuti kaasa kõrgema finantsvõimenduse taseme. Kahe grupi vahel leidis siiski ka erinevusi, näiteks varude ja debitoorse võlgnevuse akumulatsioon oli finantsvõimenduse mõjuriks vaid väikeste ja keskmise suurusega ettevõtete puhul, kuna Kreeka pangad vaatavad seda kui ebaefektiivset juhtimist. Lisaks ei mõjutanud likviidsus suurte ettevõtete laenuvõimendust, aga väikeste ja keskmise suurusega ettevõtete puhul oli see seos oluline. Samuti leiti, et kõrgemad kasumimarginaalid põhjustasid lühiajalise võlgnevuse kasvu vaid väikeste ja keskmise suurusega Kreeka tööstusettevõtete puhul.

Talberg *et al.* (2008) leidsid, et ehitus- ja materjalide sektoris, kuhu kuuluvad ka käesoleva töö fookuses olevad metallitööstusettevõtted, on kõrge kasumlikkuse koefitsient. Ühtlasi määratlesid nad oma uuringus, et ehitus- ja materjalide sektori puhul on tegemist üsna küpse tööstusharuga (keskmine ettevõtete vanus 51 aastat), mistõttu on selles sektoris valdavalt ka kõrge finantsvõimenduse tase (ligikaudu 35%). Kõrgem finantsvõimenduse tase pika tegevusajalooga ettevõtete puhul võib olla seotud kõrgema usaldusega pankade ja muude võlausaldajate poolt.

### **1.2.3. Baltimaid ja Skandinaaviat käsitlev empiiriline kirjandus**

Avarmaa *et al.* (2011) uurisid Baltikumis tegutsevate rahvusvaheliste ja kohalike ettevõtete kapitali struktuuri kujunemist aastate 2000-2008 andmete põhjal. Uuringust selgus, et Baltikumis tegutsevate ettevõtete finantsvõimendus on olulises negatiivses seoses nii ettevõtte vanuse kui ka kasumlikkusega, mis viitab järjekorrateooria kehtimisele. Ühtlasi leiti, et võrreldes rahvusvaheliste ettevõtetega on kohalikel ettevõtetel reeglina kõrgemad kasumimarginaalid, kuid rahvusvahelised ettevõtted olid seejuures kõrgema finantsvõimendusega.

Norvaišienė ja Stankevičienė (2007) uurisid Baltikumi börsil noteeritud finantssektorist väljaspool tegutsevate ettevõtete kapitali struktuuri mõjureid aastate 2000-2005 andmete põhjal. Nad leidsid, et arenenud riikide ja Baltikumi ettevõtete kapitali struktuuride vahel on olulised erinevused laenukapitali kaasamise osas. Nimelt kippusid nendel aastatel Baltikumi börsidel noteeritud ettevõtted kaasama oluliselt vähem laenu, kui arenenud turgude ettevõtted. Seega leidis nende uuringu tulemusel jällegi toetust järjekorrateooria, kuna Baltikumi ettevõtted eelistavad sisemisi vahendeid laenamisele ning laenamist aktsiate emiteerimisele. Ühtlasi leiti Eesti ettevõtete puhul negatiivne korrelatsioon ettevõtte suuruse ja kapitali struktuuri kirjeldavate näitajate vahel, ja



ettevõtte suuruse ning pikaajaliste laenukohustuste suhtarvu vahel, mis tõendavad samuti järjekorrateooria kehtivust, kuna suurematel ettevõtetel on võimalik kuhjata kokku suurem hulk sisemisi vahendeid, et ei tekiks vajadust laenu kaasata.

Bistrova *et al.* (2011) uurisid Balti börsil noteeritud ettevõtete bilansi kvaliteeti ning kapitali struktuuri, et selgitada välja nende mõju ettevõtete aktsiahindadele ja kasumlikkusele. Nad leidsid, et Baltikumi ettevõtted kalduvad pigem konservatiivsete kapitalijuhtimispoliitikate poole ning nende finantsvõimenduse tase on üldiselt madal, nagu on tüüpiline arenevate turgude puhul. Lisaks tuli nende uurimusest välja, et investorid eelistavad tugevama bilansiga ettevõtteid, mis mõjutab aktsiahinda positiivses suunas ning ühtlasi leiti negatiivne seos finantsvõimenduse taseme ja kasumlikkuse vahel. Need tulemused räägivad järjekorrateooria kasuks, kuna eelistatakse sisemiste vahendite kasutamist laenu kaasamisele, teisel kohal on võlainstrumentide kasutamine ning vaid viimase variandina kaalutakse aktsiate emiteerimist.

## **2. ANDMED JA UURIMISMETOODIKA**

Käesolev peatükk on jagatud kolmeks alapeatükiks, millest esimene annab ülevaate töös kasutatud andmestikust ning kirjeldab mudelis kasutatud muutujaid. Ühtlasi on esitatud ka autori püstitatud hüpoteesid. Teine alapeatükk keskendub muutujaid kirjeldavale statistikale ning kolmandas jaotuses on ülevaade töö eesmärkide täitmiseks kasutatud uurimismetoodikast.

### **2.1. Andmestik ja mudelisse valitud muutujad**

Käesoleva magistritöö fookus on Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtetel. Andmed on võetud Bureau Van Dijk Amadeuse andmebaasist, mis hõlmab endas enam kui 19 miljoni Euroopa ettevõtte andmeid. Informatsioon antud andmebaasis pärineb läbi riiklike andmebaaside otse ettevõtete majandusaasta aruannetest, mistõttu on sõltuvalt riikides järgitavatest raamatupidamisstandarditest raamatupidamislikud andmed kohati puudulikud.

Esialgne valim koosnes 3 854 Eestis, Lätis, Leedus, Rootsis, Taanis ja Norras registreeritud ettevõttest, mille põhitegevusala NACE liigituse alusel on “Metalltoodete tootmine, v.a masinad ja seadmed”, ehk välistatud on masinatööstuses tegutsevad ettevõtted. NACE klassifikatsiooni „Metalltoodete tootmine, v.a masinad ja seadmed“ alla kuuluvad ettevõtted, mis toodavad ehitislikke metallkonstruktsioone, mahuteid, aurugeneraatoreid, relvi ja laskemoona, söögiriistasid, tööriistu ning muid metallist tooteid. Ühtlasi ka ettevõtted, kes pakuvad erinevaid metallitöötamise teenuseid nagu sepistamine, valtsimine, stantsimine, painutamine ning pinnatöötlus. Seega on ka kitsendatult metallitööstus siiski üpris lai tegevusvaldkond, mis hõlmab paljusid erineva iseloomu ja toodete ja teenuste nimistutega ettevõtteid.

Andmed võeti aastate 2011-2017 kohta ning valimist eemaldati ettevõtted, kelle puhul uuringu läbiviimiseks vajalikud bilansi ja kasumiaruande andmed olid vähemalt ühel vaadeldaval aastal puudulikud. Eemaldada tuli 1 945 ettevõtet ning lõppvalimisse jäi 1 909 ettevõtet, mis on ligi 50% kõigist Amadeuse andmebaasis NACE klassifikatsiooni “Metalltoodete tootmine, v.a masinad ja

seadmed” alla kuuluvatest Baltikumi ja Skandinaavia ettevõtetest. Kuna balansseeritud paneelandmed on seitsme aasta kohta, on töös kasutatud 13 363 vaatlust.

NACE klassifikatsiooni „Metalltoodete tootmine, v.a masinad ja seadmed“ alla kuuluvad ettevõtted, mis toodavad ehitislikke metallkonstruktsioone, mahuteid, aurugeneraatoreid, relvi ja laskemoona, söögiriistasid, tööriistu ning muid metallist tooteid. Ühtlasi ka ettevõtted, kes pakuvad erinevaid metallitöötluste teenuseid nagu sepistamine, valtsimine, stantsimine, painutamine ning pinnatöötlus. Seega on ka kitsendatult metallitööstus siiski üpris lai tegevusvaldkond, mis hõlmab paljusid erineva iseloomu ja toodete ja teenuste nimistutega ettevõtteid.

Börsil noteeritud ettevõtteid jäi valimisse vaid kolm, ehk ainult 0,15% valimist. Ühtlasi kuulusid valimisse kaks ettevõtet, mis olid varasemalt olnud börsiettevõtted, kuid uuringu läbiviimise ajaks olid need börsilt lahkunud. Seetõttu pole antud uuringus börsiettevõtete kapitali struktuuri mõjureid eraldiseisvalt analüüsitud. Kogu Baltikumi ja Skandinaavia NACE koodi “Metalltoodete tootmine, v.a masinad ja seadmed” alla kuuluvate ettevõtete käibemaht 2017. aastal oli natuke üle 24 miljardi euro ning lõpliku valimi käibemaht ligikaudu 17 miljardit eurot, ehk 70,83% kogukäibest. Valimi ettevõtetest 201 olid registreeritud Eestis, 138 Lätis, 24 Leedus, 1051 Rootsis ning 495 Norras. Puudulike finantsandmete tõttu ei jäänud valimisse ühtegi Taani ettevõtet.

Järgnevalt on tehtud ülevaade mudelisse valitud muutujatest, nende arvutusmeetoditest ning teoreetilisele kirjandusele tuginevatest seoste suundadest sõltuva ning sõltumatute muutujate vahel. Ühtlasi on esitatud autori teoreetilise kirjanduse ja varasemate uuringute põhjal püstitatud hüpoteesid.

**Finantsvõimendus.** Sõltuvate muutujatena on antud töös kasutusel kaks erinevat finantsvõimenduse mõõdikut. Esimene neist on lai finantsvõimendus ehk võlakordaja, mis on arvutatud järgmise valemi järgi:

$$\text{Lai finantsvõimendus} = \frac{(\text{lühiajalised kohustised} + \text{pikaajalised kohustised})}{\text{koguvabad}}$$

(1)

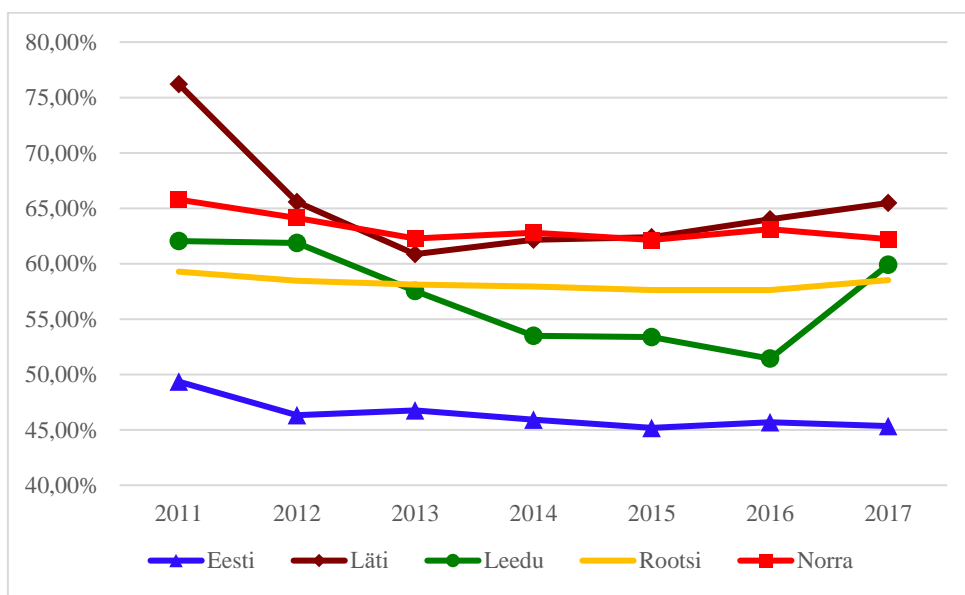
Rajan ja Zingales (1995) tõid välja, et traditsiooniline võlakordaja on hea näitaja varasemate finantseerimisotsuste hindamiseks. Ühtlasi on seda näitajat valimi ettevõtete andmete põhjal

võimalik hõlpsasti arvutada. Kuid kuna traditsiooniline võlakordaja on arvatud kõikide kohustiste põhjal ning hõlmab endas ka eraldisi, võlgasid tarnijatele ning muid lühiajalisi komponente, mida ei kasutata otseselt finantseerimistegevuseks, on antud töös kasutusel ka fiktiivne kitsas finantsvõimenduse mõõdik, mis finantseerimisotsuste kontekstis peaks andma täpsema ülevaate ettevõtete finantsvõimenduse tasemetest. Kitsas finantsvõimendus on käesolevas töös arvatatud järgmiselt:

$$\text{Kitsas finantsvõimendus} = \frac{(\text{lühiajalised kohustised} + \text{pikaajalised kohustised} - \text{eraldised} - \text{võlad tarnijatele})}{\text{koguvõlad}}$$

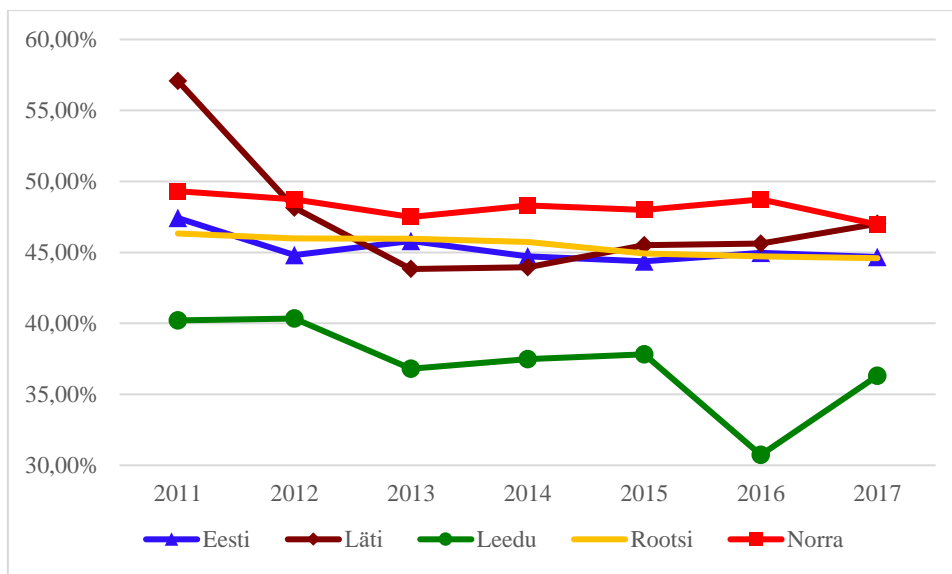
(2)

Lai ja kitsas finantsvõimendus erinevad käesoleva valimi puhul teineteisest märkimisväärselt, lai finantsvõimendus on keskmiselt 59%, kitsas aga vaid 46%. Täpsem finantsvõimenduse tasemete jaotus geograafiliselt läbi aastate on alljärgnevalt toodud joonistel 1 ja 2.



Joonis 1. Lai finantsvõimendus läbi aastate

Allikas: Amadeus andmebaas, autori koostatud



Joonis 2. Kitsas finantsvõimendus läbi aastate  
Allikas: Amadeus andmebaas, autori koostatud

**Kasumlikkus.** Erinevate teoreetiliste käsitleste ning varasemate uuringute põhjal on finantsvõimenduse ja kasumlikkuse vahelise seose suund vastuoluline. Tulenevalt maksukilbi mõjust on kompromissiteooria kohaselt kasumlikkuse ja finantsvõimenduse vahel positiivne seos. Positiivse seose on empiirikas leidnud nii MacKie-Mason (1990) kui ka Fama ja French (2002). Järjekorrateooriale tuginedes on seose suund aga negatiivne, st mida kasumlikum on ettevõtte, seda rohkem on neil jaotamata kasumit ning puudub vajadus laenukapitali kaasamiseks. Empiirikas on negatiivne seos ka mitmete autorite töödes kinnitust leidnud. (Titman, Wessels, 1988; Rajan, Zingales, 1995; Wald, 1999; Booth *et al.*, 2001, Voulgaris *et al.*, 2004; Nivorozhkin, 2005; Hovakimian *et al.*, 2012) Tuginedes hulgalistele varasematele uuringutele ning järjekorrateooriale on autor püstitanud järgneva hüpoteesi:

**Hüpotees 1: Ettevõtte kasumlikkusel on negatiivne seos finantsvõimendusega.**

Käesolevas töös on kasumlikkuse mõõdikuna kasutatud sarnaselt Jõeveeruga (2006) maksujärgse kasumi ehk puhaskasumi suhet koguvaradesse (puhaskasum/koguvara), teisisõnu varade puhaskasumtaablust. Lõpliku valimi keskmiseks kasumlikkuseks kõikide riikide põhjal kujunes 6,1%.

Varasemates kapitali struktuuri uuringutes on kasumlikkuse näitajana kasutatud ka intresside, maksude, depretsatsioonide ja amortisatsioonide eelse kasumi (ingl. k *EBITDA - Earnings Before Interest, Taxes, Depreciation and Amortization*) ja koguvara suhtarvu (Rajan, Zingales, 1995; Huizinga *et al.*, 2008), ärikasumi jagatist käibega (Titman, Wessels, 1988; Avarmaa *et al.*, 2011)

ning EBITDA ja müügikäibe suhtarvu (ingl. k *EBITDA/Sales*) (Nivorozhkin, 2005). Autor valis kasumlikkuse mõõdikuks varade puhasrentaabluse, kuna see peegeldab ka laenukapitali kasutamise seotud intressikulu ja tulumaksu mõju.

**Suurus.** Sarnaselt kasumlikkusele on ka suurus üks nendest kapitali struktuuri mõjuritest, mille puhul on varasemate autorite poolt täheldatud nii negatiivset kui ka positiivset seost finantsvõimendusega. Haas ja Peeters (2006) ning Frank ja Goyal (2007) leidnud oma töödes suuruse ja finantsvõimenduse vahel negatiivse seose. Need tulemused on kooskõlas järjekorrateooriaga, mille kohaselt ettevõtte eelistavad sisemisi vahendeid laenamisele.

Rajan ja Zingales (1995) ning Wald (1999) leidsid oma uuringutes aga negatiivse seose Saksamaa puhul, positiivse Suurbritannia puhul ning statistiliselt ebaolulise seose Prantsusmaa ning Itaalia puhul. Nivorozhkin (2005) leidis aga üleminekumajandusi uurides olulise positiivse seose kõikide valimi riikide puhul, välja arvatud Eesti ja Poola, kus seos oli ebaoluline. Nende tulemuste põhjenduseks tõi Nivorozhkin välja, et ettevõtte suurus on kreditoride silmis stabiilsuse näidikuks. Suuremad ettevõtteid tihtipeale ka rohkem hajutatud, mistõttu on nende oht pankrotistuda väiksem, mis omakorda võimaldab neil kasutada rohkem finantsvõimendust kui väiksemad ettevõtteid. (Titman, Wessels, 1988) Seega võiks eeldada, et suuruse ja finantsvõimenduse vahel on positiivne seos. Sarnaselt Titmani ja Wesselsi käsitlusele on ka Rajan ja Zingales (1995) märkinud, et maksejõuetuse tõenäosus võiks olla pöördvõrdelises seoses ettevõtte suurusega, st suurematel ettevõtetel on makseraskustesse sattumise tõenäosus väiksem kui väiksematel ettevõtetel. Lähtudes varasemate uuringute tulemustest on autor püstitanud alljärgneva hüpoteesi:

**Hüpotees 2: Ettevõtte suurusel on positiivne seos finantsvõimendusega.**

Varasemates uuringutes on ettevõtte suuruse mõõdikuna kasutatud logaritmi ettevõtte koguvaredest (Nivorozhkin, 2005; Haas, Peeters, 2006) ning logaritmi ettevõtte müügikäibest (Titman, Wessels, 1988; Rajan, Zingales, 1995; Avarmaa *et al.*, 2011). Vältimaks korrelatsiooni teiste varade mahtu esindavate näitajatega, valis käesoleva töö autor suuruse mõõtmiseks viimase, ehk logaritmi ettevõtte müügikäibest.

**Kasuvõimalused.** Titman ja Wessels (1988) on märkinud, et ettevõtte kasvuvõimaluste ja finantsvõimenduse vaheline seos peaks tulenevalt suurematest agendikuludest olema negatiivne.

Teisalt leidsid Rajan ja Zingales (1995) oma uurimuses positiivse seose kasvu ja finantsvõimenduse vahel ning ka Haas ja Peeters (2006) viitasid hüpoteeside püstitamisel asjaolule, et kiiresti kasvavatel ettevõtetel pole tihtipeale akumulbeerunud jaotamata kasumit ning sellest tulenevalt vajavad nad investeringute tegemiseks väliseid vahendeid. Sellest lähtuvalt on ka käesoleva töö autor püstitanud järgneva hüpoteesi:

**Hüpotees 3: Ettevõtte kasvuvõimalustel on positiivne seos finantsvõimendusega.**

Ettevõtte kasvuvõimaluste mõõdikuna on autor kasutusele võtnud koguvarade suhtelise muutuse võrreldes varasema perioodiga, nagu varasemalt Titman ja Wessels (1988) ning Haas ja Peeters (2006).

**Vanus.** Järjekorrateooria kohaselt on ettevõtte vanuse ning finantsvõimenduse vahel oluline negatiivne seos, kuna kauem tegutsenud ettevõtetel on potentsiaalselt kogunenud rohkem jaotamata kasumit, millega võla osakaalu vähendada. (Nivorozhkin, 2005) Haas ja Peeters (2006) argumenteerisid vastupidiselt, et vanematel ettevõtetel on kõrgem finantsvõimenduse sihttase, kuna neil on parem maine kreditoride seas ning sellest tulenevalt ka madalamad finantsvõimenduse kasutamise seotud kulud. Vastupidiselt Haasi ja Peetersi (2006) argumentatsioonile, testitakse käesolevas töös järjekorrateooriast lähtuvalt järgnevat hüpoteesi:

**Hüpotees 4: Ettevõtte vanusel on negatiivne seos finantsvõimendusega.**

Käesolevas töös on vanuse mõõdikuks aastate arv vaatlusaasta ja asutamisaasta vahel, mida varasemalt nii Nivorozhkin (2005) kui ka Haas ja Peeters (2006) on kasutanud.

**Materiaalsete põhivarade osakaal.** Ettevõtte likvideerimisel võib materiaalsetel põhivaradel olla kõrge tagatisväärtus, kuid see sõltub suuresti materiaalse põhivara tüübist. Osad põhivaraobjektid võivad olla niivõrd ettevõttespetsiifilised, et nende likvideerimisväärtus on pea olematu, näiteks eripärased tootmiseseadmed. Samas näiteks kinnisvara või autod on pankroti korral likviidsed ning vähendavad seega pankrotikuluseid. (Haas, Peeters, 2006)

Eelneva põhjal saab järeldada, et materiaalsete põhivarade osakaalul on positiivne seos finantsvõimendusega, kuna võlausaldajate silmis on tegemist lisatagatisega, mistõttu on ka laenamisega seotud kulud madalamad. Ühtlasi toetab positiivset seost materiaalse põhivara ja

finantsvõimenduse vahel ka Titmani ja Wesselsi (1988) tööst selgunud immateriaalsete põhivarade negatiivne seos finantsvõimendusega. Käesolevas töös on seega püstitatud järgnev hüpotees:

**Hüpotees 5: Ettevõtte materiaalsete põhivarade osakaalul on positiivne seos finantsvõimendusega.**

Materiaalsete põhivarade osakaal on arvutatud materiaalsete põhivarade jagatisena koguvaradega, nagu varasemates töödes Rajan ja Zingales (1995), Nivorozhkin (2005), Jõeveer (2006) ning Haas ja Peeters (2006) on kasutanud. Booth *et al.* (2001) lahutasid põhivarade suhtarvu leidmiseks koguvaradest käibevarad ning jagasid tulemi koguvaradega, kuid sellisel juhul ei arvestata immateriaalsete põhivaradega.

**Ettevõtte riigis kehtiv tulumaksumäär.** Lähtudes traditsioonilisest kompromissiteooriast, on maksukilbi mõju tõttu riigis kehtiva tulumaksumäära ning ettevõtte võlataseme vahel positiivne seos. Empiirikas on sellele tõendust leidnud MacKie-Mason (1990), kes uuris spetsiifiliselt maksude mõju finantseerimisotsustele. Eelnevale tuginedes on käesoleva töö autor püstitanud järgneva hüpoteesi:

**Hüpotees 6: Ettevõtte riigis kehtival tulumaksumääral on positiivne seos finantsvõimendusega.**

Tulumaksu mõõdikuna on käesolevas töös kasutusel reaalsed tulumaksumäärad, mis vaatluse all olevates riikides vaadeldavatel aastatel kehtisid. Vastava informatsiooni on autor võtnud ülemaailmse auditi-, maksu-, õigus-, ja nõustamisteenuseid pakkuva ettevõtte KPMG koostatud tulumaksumäära tabelist (*Corporate Tax*, 2019). Siinkohal tuleb silmas pidada ka Eesti maksusüsteemi eripära, mille kohaselt tulumaksustatakse vaid jaotatud kasumit, mis motiveerib ettevõtjaid kasumit reinvesteerima. See ilming peaks viitama järjekorrasteooriale ning püstitatud hüpoteesiga vastupidisele seosele, kuid kuna Eesti on vaid pisike osa uuritavast regioonist ning moodustab käesoleva töö valimist ligi 11%, leiab autor, et tulumaksumäär peaks siiski mõjutama positiivselt finantsvõimenduse taset.



Tabel 1. Mudelites kasutatud muutujate kirjeldus

Lühend	Muutuja	Arvutusmeetod	Hüpoteetiline seose suund
LFV	Lai finantsvõimendus	(lühiajalised kohustised + pikaajalised kohustised) / koguvarad	
KFV	Kitsas finantsvõimendus	(lühiajalised kohustised + pikaajalised kohustised - eraldised - võlad tarnijatele) / koguvarad	
KASUM	Kasumlikkus	puhaskasum / koguvarad	-
SUURUS	Suurus	naturaallogaritm netomüügikäibest	+
KASV	Kasvuvõimalused	koguvarad / koguvarad <sub>t-1</sub> - 1	+
VANUS	Vanus	vaatlusaasta - asutamisaasta	-
MAT_PV	Materiaalsete põhivarade osakaal	materiaalne põhivara / koguvarad	+
TM	Ettevõtte riigis kehtiv tulumaksumäär	vaatlusaastal kehtinud tulumaksumäär ettevõtte riigis (%)	+

Allikas: Autori koostatud

## 2.2. Mudelis kasutatud muutujaid kirjeldav statistika

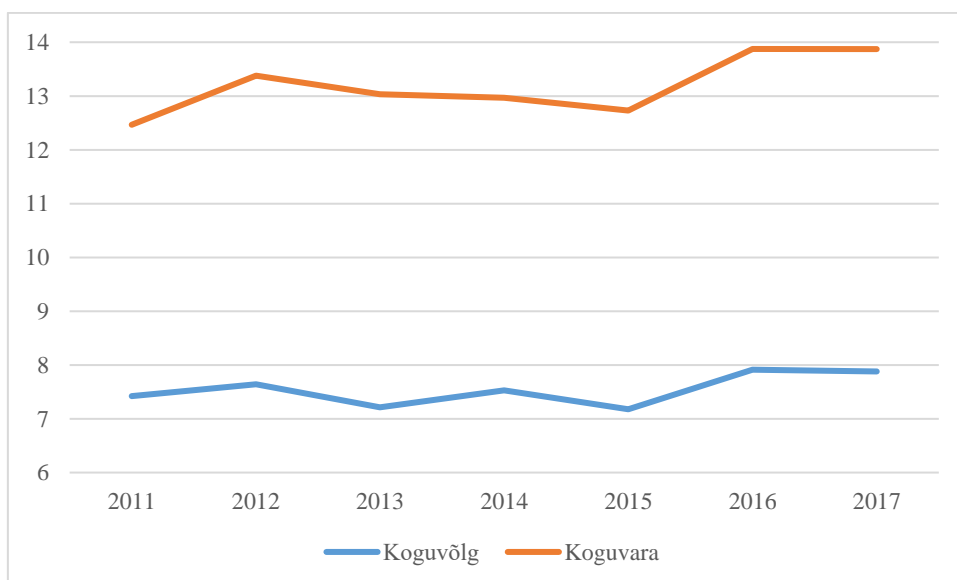
Tabelis 2 on ülevaade muutujaid kirjeldavast statistikast. Keskmiselt on valimi ettevõtete lai finantsvõimenduse tase 59% ning kitsas finantsvõimenduse tase 46%, ehk tegemist on väga kõrge võimendusega tööstusharuga. Laia ja kitsa finantsvõimenduse standardhälbed on vastavalt 26% ning 23%, mis viitab asjaolule, et valimis on väga kõrge finantsvõimenduse tasemega ning ka väga madala finantsvõimenduse tasemega ettevõtteid. Ühtlasi on valimi keskmine põhivarade osakaal vaid 29%, mis on autori arvates üllatavalt madal, arvestades, et metallitööstuses kasutatakse hulgaliselt erinevaid tootmiseseadmeid. Madal põhivarade osakaal võib olla põhjendatud rendipinnal tegutsemisega, st ettevõtetel puudub oma tootmistehh ning bilansis pole kajastatud kinnisvara, millel tootmistegevus toimub. Keskmine kasumlikkus ehk varade puhaskasum on ettevõtetel 6,1%, mis tähendab, et metallitööstuse kasumimarginaalid on suhteliselt väikesed. Kõrgeim tulumaksumäär oli aastatel 2011-2013 Norras (28%), madalaim aga kogu vaatlusperioodi vältel Lätis ja Leedus (15%). Kusjuures ainult Lätis ja Leedus püsis tulumaksumäär vaatlusaastate jooksul täielikult muutumatuna. Kõige suurema languse tegi tulumaksumäär Rootsis, kus aastatel 2011-2012 oli määr 26,3%, ning aastatel 2013-2017 oli maksumäär 22%.

Tabel 2. Mudelites kasutatud muutujaid kirjeldav statistika

Muutuja	Keskmine	Mediaan	Miinimum	Maksimum	Standardhälve
LFV	0,588	0,596	0,001	4,973	0,258
KFV	0,462	0,456	0,001	4,555	0,229
KASUM	0,061	0,059	-2,507	1,258	0,145
SUURUS	8,008	7,868	-0,129	14,572	1,164
KASV	0,117	0,027	-0,944	43,900	0,856
VANUS	21	18	0	142	14,985
MAT_PV	0,287	0,244	0,000	0,958	0,220
TM	0,232	0,220	0,150	0,280	0,035

Allikas: Autori koostatud

Joonisel 3 on kujutatud valimi summaarne koguvõla ja koguvara maht triljonites eurodes, vertikaalsel teljel on varade ja kohustiste maht ning horisontaalteljel on vaatluse all olevad aastad. Jooniselt on näha, et nii koguvaramad kui ka lühi- ja pikaajaliste kohustiste summa on püsinud vaatlusaastate jooksul üsna muutumatuna, kuid liiguvad siiski kerge tõusutrendiga ülespoole. Ühtlasi liiguvad need huvitaval kombel käsikäes ning suuri kõikumisi teineteise suhtes pole. Lühi- ja pikaajaliste kohustiste suhtarv koguvaramadesse on kogu vaatlusperioodi vältel 55-60% raames püsinud, justkui oleks ettevõtete juhtkonnad lähtunud staatilisest kompromissiteooriast ning seadnud selle suurusjärgu optimaalseks võla osakaaluks.



Joonis 3. Valimi summaarne koguvõla ja koguvara maht, miljardites eurodes

Allikas: Autori koostatud

Tabelis 3 on esitatud autori koostatud muutujate korrelatsioonimaatriks, mille abil kontrolliti muutujate omavahelist sõltuvust. Juhul kui seletavad muutujad on omavahel tugevas korrelatsioonis, ehk esineb multikollineaarsus, võivad parameetrite standardvigade hinnangud olla liialt suured ning sellest tulenevalt mudelid ebaefektiivsed.

Tabel 3. Muutujate korrelatsioonimaatriks

	LFV	KFV	KASUM	SUURUS	KASV	VANUS	MAT_PV	TM
LFV	1	0,898	-0,332	-0,015	0,059	-0,126	0,038	0,050
KFV	0,898	1	-0,291	-0,082	0,046	-0,127	0,185	0,037
KASUM	-0,332	-0,291	1	0,028	0,096	-0,027	-0,084	-0,045
SUURUS	-0,015	-0,082	0,028	1	-0,075	0,261	-0,105	0,125
KASV	0,059	0,046	0,096	-0,075	1	-0,079	0,012	-0,057
VANUS	-0,126	-0,127	-0,027	0,261	-0,079	1	0,000	0,009
MAT_PV	0,038	0,185	-0,084	-0,105	0,012	0,000	1	-0,228
TM	0,050	0,037	-0,045	0,125	-0,057	0,009	-0,228	1

Allikas: Autori koostatud

Tugev positiivne seos (0,8981) esines laia ja kitsa finantsvõimenduse vahel (vastavalt LFV ja KFV), aga kuna neid kahte samas mudelis korruga ei kasutata, pole nende vaheline korrelatsioon oluline. Nõrk negatiivne seos esines kasumlikkuse (KASUM) ja laia ning kitsa finantsvõimenduse vahel (vastavalt -0,3320 ja -0,2914). Nõrk positiivne seos oli vanuse (VANUS) ja suuruse (SIZE) vahel (0,2614). Kuna korrelatsioonikordaja oli ülalmainitud seoste puhul suhteliselt madal (0,3 lähedal), siis puudub autori hinnangul kollineaarsuse esinemise oht.

### 2.3. Uurimismetoodika

Käesolev töö keskendub Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtete kapitali struktuuri mõjurite testimisele. Testimine viiakse läbi kasutades vabavaralist statistikaprogrammi Gretl ning modelleerimine toimub ettevõtete paneelandmetel. Võrk (2003) tõi paneelandmete eelisenä välja objektide heterogeensusega arvestamise ning andmete kohta rohkema informatsiooni ning varieeruvuse andmise, samas ka kollineaarsuse vähenemise muutujate vahel ning hinnangute suurema efektiivsuse.

Paneelandmete modelleerimise puhul on laialdaselt kasutusel kaks mudelit – fikseeritud efektiga mudel ning juhusliku efektiga mudel. Selgitamaks välja kumb mudel mingi konkreetse andmestikuga paremini sobib, kasutatakse Hausmani spetsifikatsiooni testi, mis näitab kas sõltumatud muutujad on korrelatsioonis juhuslike efektidega või mitte. Antud testi nullhüpoteesi puhul puudub korrelatsioon eksogeensete muutujate ning objektile iseloomuliku efekti vahel, mis tähendab, et õige on kasutada juhusliku efektiga mudelit. Sisuka hüpoteesi korral on aga fikseeritud efektiga mudel juhusliku efektiga mudelist tõhusam. Kui saab olla kindel, et erinevused objektide vahel on võrreldavad regressioonifunktsiooni nihetega, sobib paremini fikseeritud efektiga mudel. Kui aga valim on võetud üldkogumist juhuslikkuse alusel ning soovitakse tulemusi üldkogumile üldistada, on asjakohasem kasutada juhusliku efektiga mudelit. (Vörk, 2003)

Esmalt koostas autor juhusliku efektiga mudeli ning selle Hausmani spetsifikatsiooni testi olulisuse tõenäosus jäi alla 5% kriteeriumi (vt Lisa 1). Seetõttu on töös edaspidi kasutusel fikseeritud efektiga mudel, mille üldine matemaatiline kuju on järgnev:

$$FV_{it} = \alpha_i + \beta_1 KASUM_{it} + \beta_2 SUURUS_{it} + \beta_3 KASV_{it} + \beta_4 VANUS_{it} + \beta_5 MAT\_PV_{it} + \beta_6 TM_{it} + u_{it} \quad (3)$$

kus

$\alpha_i$  – lõikepunkt

$\beta_{it}$  – ettevõtte  $i$  aasta  $t$  seletava muutuja hinnatav parameeter,

$FV_{it}$  – ettevõtte  $i$  finantsvõimendus ajahetkel  $t$ ,

$KASUM_{it}$  – ettevõtte  $i$  kasumlikkus ajahetkel  $t$ ,

$SUURUS_{it}$  – ettevõtte  $i$  suurus ajahetkel  $t$ ,

$KASV_{it}$  – ettevõtte  $i$  kasvuvõimalused ajahetkel  $t$ ,

$VANUS_{it}$  – ettevõtte  $i$  vanus ajahetkel  $t$ ,

$MAT\_PV_{it}$  – ettevõtte  $i$  materiaalse põhivarade osakaal ajahetkel  $t$ ,

$TM_{it}$  – ettevõtte  $i$  asukohariigi ettevõtte tulumaksumäär ajahetkel  $t$ ,

$u_{it}$  – ettevõtte  $i$  vealiige ajahetkel  $t$ .

Fikseeritud efektiga mudeli hindamise puhul tuleb arvestada vealiikmete dispersiooni konstantsuse ehk homoskedastiivsusega. Ühtlasi on oluline kontrollida kas mudel allub normaaljaotusele. Juhul kui vealiikmete dispersioon ei ole konstantne ning esineb heteroskedastiivsus, pole parameetrite hinnangud efektiivsed. (Brooks, 2008)

Heteroskedastiivsust testiti käesolevas töös Waldi grupisises heteroskedastiivsuse testiga, mille nullhüpoteesi kohaselt on vealiikmete dispersioon konstantne. Waldi testi puhul kehtis nullhüpotees, ehk heteroskedastiivsust ei esinenud (vt Lisa 2). Normaaljaotuse kontrollimiseks kasutati Doornik-Hanseni testi, mille nullhüpoteesi kohaselt alluvad vealiikmed normaaljaotusele. Doornik-Hanseni testi puhul tuli käesoleva töö valimi puhul nullhüpotees tagasi lükata, ehk vealiikmed ei allunud normaaljaotusele. Gujarati ja Porteri (2009) kohaselt tohib aga piisavalt suure valimi korral  $t$  ja  $F$  teste kasutada ka juhul, kui vealiikmed ei allu normaaljaotusele. Käesoleva töö vaatluste arv on 13 363, mistõttu saab eeldada, et  $t$  ja  $F$  testid kehtivad.

## 3. EMPIIRILINE ANALÜÜS

### 3.1. Regressioonanalüüs

Järgnevalt viidi kapitali struktuuri mõjurite hindamiseks läbi modelleerimine kuue erineva mudeliga. Mudel 1 hõlmab endas kogu valimit ning sõltuvaks muutujaks on lai finantsvõimenduse suhtarv (LFV). Mudelis 2 on samuti kasutusel kogu valim ning sõltuvaks muutujaks on kitsas finantsvõimendus (KFV). Lisaks korraldati mudelit 1 eraldi Eesti, Läti, Rootsi ja Norra ettevõtetega, et vaadelda metallitööstusettevõtete kapitali struktuuri mõjureid riigipõhiselt (Vastavalt mudelid 3-6). Kuna valimisse ei jäänud ühtegi Taani ettevõtet ning vaid 24 Leedu ettevõtet, on need riigipõhistest regressioonidest välja jäetud. Kõikide mudelite statistilist olulisust kontrolliti F-testi abil, mille tulemused genereerib Gretl iga mudeli puhul automaatselt (vt Lisa 2; Lisa 3; Lisa 4; Lisa 5; Lisa 6 ja Lisa 7).

#### 3.3.1. Mudeli 1 analüüs

Mudelis 1 oli sõltuvaks muutujaks lai finantsvõimendus (LFV).

Mudeli 1 matemaatiline üldkuju on järgnev:

$$LFV_{it} = \alpha_i + \beta_1 KASUM_{it} + \beta_2 SUURUS_{it} + \beta_3 KASV_{it} + \beta_4 VANUS_{it} + \beta_5 MAT\_PV_{it} + \beta_6 TM_{it} + u_{it} \quad (4)$$

Tabelis 4 on esitatud mudeli 1 regressioontulemused. Kõik sõltumatud muutujad, välja arvatud ettevõtte riigis kehtiv tulumaksumäär (TM) on statistiliselt olulised olulisusnivool 0,01, ehk tihedalt seotud ettevõtete laia finantsvõimendusega (LFV). Mudeli grupisisene determinatsioonikordaja  $R^2$  oli 0,160646, mis tähendab, et 16% finantsvõimenduse variatsioonist on mudeliga kirjeldatav. Tegemist on viie erineva riigi 1909 ettevõtte andmetega, mistõttu on valim heterogeenne ning heterogeense valimi puhul on madal determinatsioonikordaja  $R^2$  väärtus tüüpiline. (Guarajati, Porter, 2009)

Tabel 4. Mudeli 1 regressioontulemused

Muutuja	Koefitsient	Standardviga	Olulisus
Konstant	0,580	0,044	***
KASUM	-0,424	0,010	***
SUURUS	0,019	0,004	***
KASV	0,012	0,001	***
VANUS	-0,006	0,001	***
MAT_PV	0,117	0,013	***
TM	-0,139	0,101	
Grupisisene R <sup>2</sup>	0,161		
Vaatlusi	13 363		

Märkused: \* parameeter on oluline olulisusnivool 0,1; \*\* -nivool 0,05; \*\*\* -nivool 0,01

Allikas: Lisa 2, autori arvutused

**Kasumlikkusel** (KASUM) on negatiivne seos finantsvõimendusega, mis on kooskõlas autori püstitatud hüpoteesiga. Negatiivne seos on korduvalt ka varasemates uuringutes esinenud. (Titman, Wessels, 1988; Rajan, Zingales, 1995; Wald, 1999; Booth *et al.*, 2001, Voulgaris *et al.*, 2004; Nivorozhkin, 2005; Hovakimian *et al.*, 2012) Seega on kasumlikematel ettevõtetel madalam finantsvõimenduse tase ning mudeli põhjal toob üheprotsendiline kasumlikkuse kasv kaasa finantsvõimenduse taseme vähenemise lausa 0,42% võrra. Antud seos viitab finantshierarhia teooria kehtimisele, mille kohaselt ettevõtted eelistavad sisemisi vahendeid laenukapitalile.

**Suurusel** (SUURUS) on autori hüpoteesiga ühtivalt positiivne seos finantsvõimendusega. Lisaks autori hüpoteesile kattub see seos ka kompromissi- ja finantshierarhia teooriaga. See tähendab, et kui ettevõtte käibe naturaallõgaritm suureneb ühe protsendi võrra, suureneb finantsvõimenduse tase 0,019% võrra. See nähtus võib olla põhjendatud kreditoride kõrgendatud usaldusega suuremate ettevõtete vastu, mistõttu võivad suurematel ettevõtetel olla madalamad laenukulud. Ühtlasi on suuremad ettevõtted tihti diversifitseeritumad, mistõttu on pankrotioht maandatud. Positiivse seose suuruse ja finantsvõimenduse vahel on leidnud ka Titman ja Wessels (1988), Rajan ja Zingales (1995) ning Jõeveer (2006).

**Kasuvõimalustel** (KASV) on positiivne seos finantsvõimendusega, mis kinnitab autori püstitatud hüpoteesi. Kui ettevõtte koguarvade suhteline muutus käesoleva ja eelneva aasta vahel kasvab ühe protsendi võrra, siis finantsvõimendus kasvab 0,012% võrra. Autori hinnangul on see

seos igati loogiline, kuna kasvu eelduseks on täiendavad investeeringud (eriti metallitööstuses), mida enamjaolt finantseeritakse laenukapitaliga.

**Vanusel** (VANUS) on negatiivne seos finantsvõimendusega, mis ühtib autori püstitatud hüpoteesi ja järjekorrateooriaga, mille kohaselt eelistatakse sisemisi vahendeid välistele. Sama suunaga seose leidis oma uurimuses ka Nivorozhkin (2005), kes põhjendas seost aastate jooksul akumulunud jaotamata kasumiga, mida saab laenukapitali asemel täiendavate investeeringute rahastamiseks kasutada. Käesoleva valimi puhul toob ettevõtte vanuse kasv ühe aasta võrra kaasa finantsvõimenduse taseme vähenemise 0,006% võrra.

**Materiaalsete põhivarade osakaalu** (MAT\_PV) ja finantsvõimenduse vahel on positiivne seos, mis ühtib autori püstitatud hüpoteesiga. Seda seost toetab ka kompromissiteooria, kuna materiaalsel põhivaradel on ettevõtte likvideerimisel tagatisväärus, mis vähendab ettevõtte pankrotikuluseid. Käesoleva valimi puhul väljendub seos järgnevalt - kui ettevõtte materiaalsete põhivarade osakaal kasvab ühe protsendi võrra, kaasneb sellega finantsvõimenduse taseme kasv 0,117% võrra. Varasemalt on sama seose leidnud ka Rajan ja Zingales (1995) ning Haas ja Peeters (2006). Keskmiselt oli valimi ettevõtete põhivarade osakaal 29%, mis arvestades metallitööstuse iseloomu, on üsna madal, kuna kasutatakse hulgaliselt erinevaid tootmisseadmeid.

**Tulumaksumäär** (TM) oli antud mudelis negatiivse kordajaga, kuid statistiliselt ebaoluline, mistõttu ei saa autori püstitatud hüpoteesi paraku ümber lükata. Selle ebaolulisus võis olla tingitud asjaolust, et kasutusel oli fikseeritud efektiga mudel, mis ei arvesta ajas konstantsete muutujate efektiga.

### 3.3.2. Mudeli 2 analüüs

Eemaldamaks kaubanduskrediidi ja eraldiste mõju, kasutati mudelis 2 sõltuva muutujana kitsast finantsvõimenduse mõõdikut (KFV).

Mudeli 2 matemaatiline üldkuju on järgnev:

$$KFV_{it} = \alpha_i + \beta_1 KASUM_{it} + \beta_2 SUURUS_{it} + \beta_3 KASV_{it} + \beta_4 VANUS_{it} + \beta_5 MAT\_PV_{it} + \beta_6 TM_{it} + u_{it} \quad (5)$$

Tabelis 5 on esitatud mudeli 2 regressioontulemused. Mudelis 2 osutusid statistiliselt ebaoluliseks sarnaselt mudelile 1 ettevõtte riigis kehtiv tulumaksumäär (TM) ning üllatuslikult ka ettevõtte



suurus (SUURUS). Ülejäänud muutujad olid statistiliselt olulised olulisusnivool 0,01, ehk tihedalt seotud ettevõtete kitsa finantsvõimendusega (KFV). Mudeli grupisisene determinatsioonikordaja  $R^2$  oli 0,130213, mis tähendab et 13% kitsa finantsvõimenduse variatsioonist on mudeliga kirjeldatav. Statistiliselt oluliste muutujate seoste suunad ühtivad mudelis 2, sarnaselt mudelile 1, autori püstitatud hüpoteesidega. Täpsem Gretli regressioontulemuste raport on esitatud töö Lisas 3.

Tabel 5. Mudeli 2 regressioontulemused

Muutuja	Koefitsient	Standardviga	Olulisus
Konstant	0,536	0,043	***
KASUM	-0,307	0,010	***
SUURUS	0,002	0,003	
KASV	0,010	0,001	***
VANUS	-0,005	0,001	***
MAT_PV	0,229	0,012	***
TM	-0,159	0,098	
Grupisisene $R^2$	0,130		
Vaatlusi	13 363		

Märkused: \* parameeter on oluline olulisusnivool 0,1; \*\* -nivool 0,05; \*\*\* -nivool 0,01

Allikas: Lisa 3, autori arvutused

### 3.3.3. Mudeli 3 analüüs

Mudel 3 koostati vaid Eesti ettevõtetest koosneva alamvalimiga, kasutades sõltuva muutujana laia finantsvõimenduse suhtarvu (LFV). Eesti ettevõtteid oli selles valimis 201, ehk kasutatud on 1 407 vaatlust. Mudeli 3 matemaatiline üldkuju on sama, nagu mudelil 1.

Lisas 4 on esitatud mudeli 3 täpsem Gretli raport, regressioontulemuste kokkuvõtte aga esitatud allpool Tabelis 6. Mudeli 3 puhul oli determinatsioonikordaja  $R^2$  0,195895, ehk ligi 20% Eesti metallitööstusettevõtete laia finantsvõimenduse variatsioonist on mudeliga kirjeldatud. Sarnaselt mudeliga 2, pole mudelis 3 ettevõtte suurus (SUURUS) ja ettevõtte riigis kehtiv tulumaksumäär (TM) statistiliselt olulised, ühtlasi on erinevalt mudelitest 1 ja 2 konstant muutunud olulisusnivool vähemoluliseks (mudelites 1 ja 2 nivool 0,01, mudelis 3 nivool 0,05). Statistiliselt oluliste muutujate seoste suunad on aga sarnaselt mudelitele 1 ja 2 autori püstitatud hüpoteesidega kooskõlas.

Tabel 6. Mudeli 3 regressioontulemused

Muutuja	Koefitsient	Standardviga	Olulisus
Konstant	0,776	0,308	**
KASUM	-0,432	0,028	***
SUURUS	0,009	0,009	
KASV	0,039	0,006	***
VANUS	-0,010	0,003	***
MAT_PV	0,132	0,032	***
TM	-1,316	1,294	
Grupisisene R <sup>2</sup>	0,196		
Vaatlusi	1 407		

Märkused: \* parameeter on oluline olulisusnivool 0,1; \*\* -nivool 0,05; \*\*\* -nivool 0,01

Allikas: Lisa 4, autori arvutused

### 3.3.4. Mudeli 4 analüüs

Mudel 4 koostati Lätis registreeritud ettevõtete alamvalimiga ning sõltuvaks muutujaks oli lai finantsvõimenduse suhtarv (LFV). Läti ettevõtteid kuulus valimisse 138, ehk mudelis kasutati 966 vaatlust.

Mudeli 4 matemaatiline üldkuju on järgnev:

$$LFV_{it} = \alpha_i + \beta_1 KASUM_{it} + \beta_2 SUURUS_{it} + \beta_3 KASV_{it} + \beta_4 VANUS_{it} + \beta_5 MAT\_PV_{it} + u_{it}$$

(6)

Kuna Lätis on vaatlusaastate jooksul (2011-2017) tulumaksumäär (TM) muutumatuna püsinud (15%), siis fikseeritud efektiga mudel jättis selle kollineaarsuse tõttu välja. Determinatsioonikordaja R<sup>2</sup> oli mudeli 4 puhul 0,204644, ehk mudeli kirjeldab 20% Läti metallitööstusettevõtete finantsvõimenduse variatsioonist. Olulisusnivool 0,01 statistiliselt olulised muutujad olid aga kasumlikkus (KASUM) ja ettevõtte suurus (SUURUS). Kasuvõimalused (KASV) oli statistiliselt ebaoluline, vanus (VANUS) ja materiaalsete põhivarade osakaal (MAT\_PV) olid vastavalt olulisusnivool 0,1 ja 0,05 statistiliselt olulised. Ühtlasi on Läti puhul ka ettevõtte suuruse (SUURUS) ja finantsvõimenduse (LFV) vahelise seose suund erinevalt mudelitest 1-3 negatiivne, mis on kooskõlas järjekorrateooriaga ning Haasi ja Peetersi (2006) ning Franki ja Goyali (2007) leidudega, kuid vastuolus autori püstitud hüpoteesidega. Tabelis 7 on kokkuvõtvalt esitatud mudeli 4 regressioontulemused, täpsem Gretli raport on toodud Lisas 5.

Tabel 7. Mudeli 4 regressioontulemused

Muutuja	Koefitsient	Standardviga	Olulisus
Konstant	1,418	0,117	***
KASUM	-0,519	0,046	***
SUURUS	-0,092	0,017	***
KASV	0,001	0,003	
VANUS	-0,007	0,004	*
MAT_PV	0,146	0,071	**
Grupisisene R <sup>2</sup>	0,205		
Vaatlusi	966		

Märkused: \* parameeter on oluline olulisusnivool 0,1; \*\* -nivool 0,05; \*\*\* -nivool 0,01

Allikas: Lisa 5, autori arvutused

### 3.3.5. Mudeli 5 analüüs

Mudel 5 koostati Rootsi ettevõtete alamvalimiga ning sõltuvaks muutujaks sarnaselt kahele eelnevale mudelile oli lai finantsvõimendus (LFV). Rootsi ettevõtete alamvalim oli suurim (1 051 ettevõtet) ning vaatluste arv mudelis 5 oli seega 7 357. Mudeli 5 matemaatiline üldkuju on sama nagu mudelitel 1 ja 3.

Grupisisene determinatsioonikordaja R<sup>2</sup> oli 0,224233, ehk 22% Rootsi metallitööstusettevõtete finantsvõimenduse variatsioonist on mudeliga kirjeldatud. Mudelis 5 olid erinevalt eelnevatest mudelitest statistiliselt olulised kõik muutujad, varasemalt polnud ettevõtte tulumaksumäär (TM) osutunud ühelgi juhul statistiliselt oluliseks. Ühtlasi on selle alamvalimi puhul paljude muutujate kordajate märgid vahetunud, negatiivne seos esineb vaid kasumlikkuse ja finantsvõimenduse vahel, kõikidel teistel sõltumatutel muutujatel on finantsvõimendusega positiivne seos. Nendest seoste suundadest on autori püstitatud hüpoteesidega vastuolus vaid ettevõtte vanus (VANUS), mis Rootsi ettevõtete puhul on positiivselt seotud finantsvõimendusega, kuid statistiliselt oluline vaid olulisusnivool 0,1. Tabelis 8 on esitatud mudeli 5 regressioontulemuste kokkuvõte ning täpsem Gretli raport asub töö Lisas 6.

Tabel 8. Mudeli 5 regressioontulemused

Muutuja	Koefitsient	Standardviga	Olulisus
Konstant	0,110	0,055	**
KASUM	-0,465	0,012	***
SUURUS	0,041	0,005	***
KASV	0,060	0,004	***
VANUS	0,002	0,001	*
MAT_PV	0,149	0,014	***
TM	0,314	0,093	***
Grupisisene R <sup>2</sup>	0,224		
Vaatlusi	7357		

Märkused: \* parameeter on oluline olulisusnivool 0,1; \*\* -nivool 0,05; \*\*\* -nivool 0,01

Allikas: Lisa 6, autori arvutused

### 3.3.6. Mudeli 6 analüüs

Mudel 6 koostati Norra metallitööstusettevõtete alamvalimiga, kokku oli neid 495, ehk vaatlusi oli selles mudelis 3 465. Sarnaselt mudelitele 1, 3, 4 ja 5, oli mudelis 6 sõltuva muutujana kasutusel lai finantsvõimenduse suhtarv (LFV) ning mudeli matemaatiline üldkuju on sama, nagu mudelil 1. Grupisisene determinatsioonikordaja R<sup>2</sup> oli mudeli 6 puhul 0,144432, ehk mudel kirjeldab 14% Norra metallitööstusettevõtete finantsvõimenduse variatsioonist. Tabelis 9 on esitatud mudeli 6 regressioontulemuste kokkuvõte ning täpsem Gretli raport on esitatud Lisas 7. Sarnaselt Rootsi ettevõtete mudelile (Mudel 5), on ka mudeli 6 puhul kõik muutujad statistiliselt olulised, kuid peamise erinevusena on selle mudeli puhul on kõik muutujad olulisuse nivool 0,01 olulised. Mudelis 6 on seoste suunad laia finantsvõimenduse (LFV) ja sõltumatute muutujate vahel kõik kooskõlas autori püstitatud hüpoteesidega.

Tabel 9. Mudeli 6 regressioontulemused

Muutuja	Koefitsient	Standardviga	Olulisus
Konstant	0,665	0,128	***
KASUM	-0,364	0,018	***
SUURUS	0,056	0,006	***
KASV	0,016	0,003	***
VANUS	-0,013	0,002	***
MAT_PV	0,095	0,025	***
TM	-1,054	0,322	***
Grupisisene R <sup>2</sup>	0,144		
Vaatlusi	3465		

Märkused: \* parameeter on oluline olulisusnivool 0,1; \*\* -nivool 0,05; \*\*\* -nivool 0,01

Allikas: Lisa 7, autori arvutused

### 3.2. Regressioonide kokkuvõte ja järeldused

Käesolevas peatükis on esitatud kokkuvõtlik ülevaade regressioonimudelite tulemustest, nende ühtivusest autori püstitatud hüpoteesidega ning tehtud järeldustest.

**Hüpotees 1:** Ettevõtte kasumlikkusel on negatiivne seos finantsvõimendusega.

Kõikides koostatud mudelites oli kasumlikkuse ja finantsvõimenduse vahel negatiivne seos, kusjuures kõigil juhtudel oli see olulisuse nivool 0,01 statistiliselt oluline, ehk tulemus oli väga usaldusväärne. Antud leid on kooskõlas nii autori püstitatud hüpoteesiga kui ka järjekorra- ehk finantshierarhia teooriaga, mille kohaselt eelistavad ettevõtted kasutada laenamise asemel sisemisi vahendeid. Kasumlikkuse mõõdikuna oli töös kasutusel puhaskasumi suhe koguvaradesse ning keskmiselt kujunes valimi ettevõtete kasumlikkuseks 6,1%. Ühtlasi oli keskmiselt mudelite kasumlikkuse koefitsient -0,42, mis tähendab, et mida kasumlikum on ettevõtte, seda madalam on tema finantsvõimenduse tase ning Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtete puhul toob üheprotsendiline kasumlikkuse kasv kaasa finantsvõimenduse taseme vähenemise lausa 0,42% võrra. Seega kinnitasid regressioonide tulemused autori hüpoteesi, et Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtete kasumlikkuse ja finantsvõimenduse vahel on negatiivne seos.

**Hüpotees 2:** Ettevõtte suurusel on positiivne seos finantsvõimendusega.

Ettevõtte suuruse ja finantsvõimenduse vahel polnud seose suund ja statistiline olulisus mudelite lõikes nii sirgjooneline nagu kasumlikkuse puhul. Seos oli olulisuse nivool 0,01 oluline nelja mudeli puhul, kahel juhul oli seos ebaoluline. Ühtlasi esines mudelis 4 (Läti ettevõtete alamvalim) statistiliselt oluline negatiivne seos suuruse ja finantsvõimenduse vahel. Seega esines statistiliselt oluline positiivne seos kolmes mudelis, milleks olid mudel 1 (lai finantsvõimendus, koguvalim), mudel 5 (Rootsi ettevõtete alamvalim) ning mudel 6 (Norra ettevõtete alamvalim). Ettevõtte suuruse mõõdikuna oli töös kasutusel müügikäibe naturaallogaritm, et vältida korrelatsiooni teiste koguvaradel põhinevate muutujatega. Kuna negatiivne seos esines vaid Läti ettevõtete alamvalimi puhul (mis moodustas koguvalimist vaid 7,23%), leidis töös kinnitust autori püstitatud hüpotees, et Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtete suurusel on positiivne seos finantsvõimendusega. Kuigi hüpoteesi saab vastu võtta, oli kõikide mudelite puhul siiski tegemist nõrga seosega. Mudelite keskmiseks ettevõtte suuruse koefitsiendiks kujunes 0,03, mis tähendab, et üheprotsendilise käibe naturaallogaritmi kasvuga kaasneb vaid 0,03% finantsvõimenduse taseme tõus.

**Hüpotees 3:** Ettevõtte kasvuvõimalustel on positiivne seos finantsvõimendusega.

Nivool 0,01 statistiliselt oluline positiivne seos kasvuvõimaluste ja finantsvõimenduse vahel esines viies mudelis. Erandina oli mudeli 4 (Läti ettevõtete alamvalim) puhul seos statistiliselt ebaoluline, kuid siiski positiivne. Kasvuvõimaluste mõõdikuna oli kasutusel ettevõtte varade suhteline muutus võrreldes varasema aastaga. Antud leid kinnitab autori püstitatud hüpoteesi, et Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtete kasvuvõimalustel on positiivne seos finantsvõimendusega. Leid on autori hinnangul ka igati loogiline, kuna kiiresti kasvavatel ettevõtetel pole investeringute rahastamiseks tihtipeale kogunenud jaotamata kasumit, sest kasvu tagamiseks on vaja pidevalt täiendavaid investeringuid teha. Eriti kehtib see metallitööstuses, kus käibe kasvatamiseks on oluline investeerida tõhusamatesse tootmisseedmetesse, mille hinnad küündivad sadadesse tuhandettesse eurodesse. Kuigi hüpotees 3 leidis kinnitust, on ka kasvuvõimaluste mõju finantsvõimenduse tasemele väike. Keskmiselt kujunes mudelite lõikes kasvuvõimaluste koefitsiendiks vaid 0,02, mis tähendab, et kasvuvõimaluste mõõdiku üheprotsendiline kasv toob kaasa finantsvõimenduse taseme kasvu vaid 0,02% võrra.

**Hüpotees 4:** Ettevõtte vanusel on negatiivne seos finantsvõimendusega.

Nivool 0,01 oluline negatiivne seos ettevõtte vanuse ja finantsvõimenduse vahel leidis neljas mudelis, kahes mudelis oli seos oluline nivool 0,1, millest ühel juhul oli seos ka positiivne. Seega leidis negatiivne seos kokku viies koostatud mudelis, positiivne seos esines vaid mudelis 5 (Rootsi ettevõtete alamvalimiga koostatud mudel). Ettevõtte vanuse mõõdikuks oli töös kasutusel aastate arv vaatlusaasta ning asutamisaasta vahel, vanim ettevõtte valimis oli 142-aastane, ning nooremad polnud 2017. aasta seisuga aastatki veel tegutsenud. Mudelistest selgunud tulemused toetavad järjekorrateooriat, kuna vanematel ettevõtetel on tihtipeale kogunenud rohkem jaotamata kasumit, mida finantseerimistegevuseks kasutada. Ühtlasi kinnitavad need tulemused ka autori püstitatud hüpoteesi, et Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtete vanusel on negatiivne seos finantsvõimendusega. Siinkohal on jällegi tegemist suhteliselt marginaalse mõjuga muutujaga, kuna mudelite keskmise vanuse koefitsiendi põhjal kaasneb üheprotsendilise vanuse kasvuga finantsvõimenduse taseme vähenemine vaid 0,002% võrra.

**Hüpotees 5:** Ettevõtte materiaalsete põhivarade osakaalul on positiivne seos finantsvõimendusega.

Materiaalsete põhivarade osakaalu ning finantsvõimenduse vahel esines positiivne seos kõikide mudelite puhul, ühtlasi oli viie mudeli puhul tulemus olulisusnivool 0,01 ning vaid ühel juhul nivool 0,05 statistiliselt oluline. Materiaalsete põhivarade osakaalu mõõdikuna oli töös kasutusel materiaalse põhivara suhe koguvaradesse ning keskmiselt oli valimi põhivarade osakaal 29%, mis on metallitööstuse puhul autori hinnangul üllatavalt madal, kuna metallitööstusest tegutsevad ettevõtted peaksid reeglina kasutama hulgaliselt erinevaid tootmisseadmeid, mida enamjaolt kajastatakse bilansis põhivarana. Madal osakaal võib aga olla põhjendatud rendipinnal tegutsemisega, mis tähendab, et ettevõtetel puudub oma kinnisvara, mille olemasolu kergitaks olulisel määral materiaalse põhivara mahtu. Tulemused aga kinnitavad autori püstitatud hüpoteesi, et Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtete materiaalsete põhivarade osakaal on finantsvõimendusega positiivses korrelatsioonis. Ühtlasi on see kooskõlas ka kompromissiteooriaga, kuna suurema materiaalse põhivara osakaaluga ettevõtetel on madalamad pankrotikulud tänu põhivara tagatisväärtusele, mis soodustab laenukapitali kaasamist. Kuigi hüpotees leidis kinnitust ning seos materiaalsete põhivarade ja finantsvõimenduse taseme vahel oli pisut tugevam kui eelneva kolme näitaja puhul, on ka materiaalsete põhivarade korral siiski

tegemist suhteliselt madala koefitsiendiga (kõikides mudelites keskmiselt 0,14). Seega kaasneb materiaalsete põhivarade osakaalu suurenemisega ühe protsendi võrra finantsvõimenduse kasv vaid 0,14% võrra.

**Hüpotees 6:** Ettevõtte riigis kehtival tulumaksumääral on positiivne seos finantsvõimendusega.

Ettevõtte riigis kehtiva tulumaksu ja finantsvõimenduse vahel esines positiivne seos vaid mudelis 5 (Rootsi ettevõtete alamvalimiga koostatud mudel), ning seos oli ka statistiliselt oluline nivool 0,01. Neljas mudelis esines negatiivne seos, kuid vaid ühel juhul oli seos statistiliselt oluline (mudelid 6, Norra ettevõtete alamvalim). Mudelis 4 (Läti ettevõtete alamvalim) eemaldas fikseeritud efektiga mudel tulumaksumäära, kuna see oli kõigil vaadeldavatel aastatel konstantne (15%). Kuna positiivne seos finantsvõimendusega esines vaid Rootsi ettevõtete alamvalimi puhul, ei leidnud kinnitust autori püstitatud hüpotees, et Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtete riigis kehtiva tulumaksumäära ja finantsvõimenduse vahel on positiivne seos. Tulumaksumäära mõõdikuna oli kasutusel riikides vaadeldavatel aastatel kehtinud reaalne tulumaksumäär, mis nii Läti kui Leedu puhul oli kogu vaatlusperioodi jooksul konstantne ning Eestis muutus vaid ühe protsendipunkti võrra. Suuremad muutused toimusid nii Rootsi kui Norra tulumaksumääras, mille puhul alamvalimitega koostatud mudelites osutusid seosed finantsvõimendusega ka statistiliselt oluliseks. Kuna fikseeritud efektiga mudel ei arvesta efektiivselt ajas konstantsete muutujate mõjuga, võis tulumaksu mõõdik ebaoluliseks kujuneda just Eesti, Läti ja Leedu tulumaksumäärade tõttu.

Kokkuvõtvalt avaldus käesoleva töö raames koostatud mudelitest Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtete finantsvõimendusega positiivne seos ettevõtte suuruse, kasvuvõimaluste ja põhivara osakaaluga. Negatiivne seos finantsvõimendusega oli aga ettevõtte vanuse ning kasumlikkusega. Statistiliselt ebaoluliseks osutus ettevõtte riigis kehtiv tulumaksumäär. Võrreldes koguvalimiga, olid iga riigi põhjal eraldi koostatud mudelite tulemused mõningal juhul vastuolulised, kuna koguvalim oli suuresti kaldu Rootsi ja Norra ettevõtete poole.

Tulemuste põhjal saab järeldada, et Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtete finantseerimisotsused jälgivad suuresti finantshierarhia ehk järjekorratooriat, kuid osade muutujate (ettevõtte suurus ja materiaalsete põhivarade osakaal) puhul kehtisid siiski ka kompromissiteooriale omased seosed. Ühtlasi on Baltikumi ja Skandinaavia



metallitööstusettevõtete olulisimaks finantseerimisotsuste mõjuteguriks kasumlikkus, mis põhjendab ära suurima osa finantsvõimenduse tasemete varieeruvusest.

Tulevastes kapitali struktuuri töödes soovitab autor valida maksukilbi mõju uurimiseks reaalsete tulumaksumäärade asemel ettevõtete kasumiaruandest saadava makstud tulumaksusumma jagatist maksueelse kasumiga, nagu varasemalt Booth et al. (2001) ning Avarmaa et al. (2011) on kasutanud. See võib aidata maksumäärade konstantsusest tulenevat statistilist ebaolulisust vähendada.

## KOKKUVÕTE

Käesoleva töö eesmärk oli uurida Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtete kapitali struktuuri mõjureid ning nende vastavust peamistele kapitali struktuuri teooriatele ning varasematele uuringutele. Sõltuva muutujana olid töös kasutusel kaks finantsvõimenduse mõõdikut, milleks olid klassikaline võlakordaja ning kitsam fiktiivne näitaja, mille puhul olid kogu kohustistest lahutatud eraldised ja võlad tarnijatele ning tulem jagatud koguvaradega. Lähtuvalt varasematest uuringutest ning kapitali struktuuri teooriatest olid sõltumatuteks muutujateks ettevõtte kasumlikkus, suurus, kasvuvõimalused, vanus, materiaalsete põhivarade osakaal ning riigis kehtiv tulumaksumäär.

Töö lõplik valim koosnes 1 909 metallitööstusettevõttest, millest 201 olid registreeritud Eestis, 138 Lätis, 24 Leedus, 1 051 Rootsis ning 495 Norras. Puudulike finantsandmete tõttu tuli esialgselt andmekogust eemaldada kõik Taani ettevõtted. Andmed olid aastate 2011-2017 kohta ning võetud Bureau Van Dijk ettevõtete andmebaasist Amadeus. Töö lõppvalim esindas ligi 50% kõigist Amadeuse andmebaasis NACE liigituse „Metalltoodete tootmine, v.a masinad ja seadmed“ alla kuuluvatest Baltikumi ja Skandinaavia ettevõtetest. Töös kasutati 13 363 vaatlust, eesmärgi saavutamiseks püstitati kuus hüpoteesi ning nende testimiseks koostati kuus fikseeritud efektiga paneelandmetel põhinevat regressioonmudelit.

Esimene hüpotees (ettevõtte kasumlikkusele on negatiivne seos finantsvõimendusega) leidis kõigis koostatud mudelites kinnitust, mis viitab järjekorrateooria kehtimisele. Kasumlikkuse mõõdikuks oli käesolevas töös puhaskasumi suhe koguvaradesse ning keskmiselt oli valimi ettevõtete kasumlikkus 6,1%. Seega eelistavad Baltikumi ja Skandinaavia ettevõtted laenamise asemel kasutada võimalusel eelisjärjekorras sisemisi vahendeid ning kasumlikematel ettevõtetel on üldiselt madalam finantsvõimenduse tase. Ühtlasi oli tegemist mõõdukalt tugeva seosega, üheprotsendiline kasumi kasv toob Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtete puhul kaasa finantsvõimenduse taseme vähenemise 0,42% võrra. Teine hüpotees (ettevõtte suurusel on positiivne seos finantsvõimendusega) leidis samuti kinnitust, kuid tegemist oli üpris nõrga ning osade mudelite puhul ka statistiliselt ebaolulise seosega. Ettevõtte suurust mõõdeti müügi käibe naturaallõgaritmiga ning selle näitaja üheprotsendiline tõus tõi valimi põhjal kaasa vaid 0,03%

finantsvõimenduse taseme kasvu, mis viitab asjaolule, et Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtete puhul on ettevõtte suurus finantseerimisotsuste kontekstis üpriski marginaalse mõjuga. Kolmas hüpotees (ettevõtte kasvuvõimalustel on positiivne seos finantsvõimendusega) leidis taaskord kinnitust, kuid sarnaselt ettevõtte suurusele, on ettevõtte kasvuvõimaluste mõju finantsvõimenduse tasemele jällegi marginaalne. Kasvuvõimalused olid töös mõõdetud vaatlusaasta koguvarade suhtelise muutusega võrreldes varasema aastaga. Neljas hüpotees (ettevõtte vanusel on negatiivne seos finantsvõimendusega) sai kinnitatud ning sarnaselt eelnevatele muutujatele, on ka vanus üsna marginaalse mõjuga muutuja. Üheprotsendilise vanuse mõõdiku kasvuga kaasneb Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtete puhul finantsvõimenduse taseme vähenemine vaid 0,002% võrra. Vanuse mõõdikuna oli töös kasutusel aastate arv vaatlusaasta ja asutamisaasta vahel. Viies hüpotees (ettevõtte materiaalsete põhivarade osakaalul on positiivne seos finantsvõimendusega) leidis küll kinnitust, kuid jällegi oli tegemist väikese mõjuga muutujaga. Materiaalsete põhivarade osakaal oli töös arvatud materiaalsete põhivarade ja koguvarade jagatisena ning keskmiselt oli valimi põhivarade osakaal vaid 29% juures. Üheprotsendiline põhivarade osakaalu kasv toob kaasa finantsvõimenduse suurenemise 0,14% võrra. Kuues hüpotees (ettevõtte riigis kehtival tulumaksumääral on positiivne seos finantsvõimendusega), ei leidnud käesolevas töös kinnitust, kuna osutus enamikes koostatud mudelites statistiliselt ebaoluliseks. Ebaolulisuse põhjuseks oli fikseeritud efektiga mudeli kasutamine, mis ei arvesta efektiivselt ajas konstantsete muutujate mõjuga. Ainsad mudelid, kus maksumäär oluliseks osutus, olid Rootsi ja Norra alamvalimitega koostatud mudelid, kuna nendes riikides kõikis maksumäär vaatlusaastate jooksul rohkem, kui Balti riikides.

Kokkuvõtvalt oli olulisim kapitali struktuuri mõjur Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtete puhul kasumlikkus, mis põhjendas ära suurima osa finantsvõimenduse tasemete varieeruvusest. Kuigi osade muutujate puhul (ettevõtte suurus ja materiaalsete põhivarade osakaal) viitasid tulemused kompromissiteooria kehtimisele, oli kõige mõjukam muutuja kasumlikkus. Finantsvõimenduse taseme ja kasumlikkuse vahelise seose suund oli kooskõlas finantshierarhia teoriaga, mistõttu on käesoleva töö autor jõudnud järeldusele, et Baltikumi ja Skandinaavia metallitööstusettevõtted lähtuvad oma finantseerimisotsustes peamiselt järjekorra- ehk finantshierarhia teoriast.

## **SUMMARY**

### **THE DETERMINANTS OF CAPITAL STRUCTURE IN BALTIC AND SCANDINAVIAN METALWORKING COMPANIES**

Herman Vesiaid

Modigliani and Miller laid the foundation to capital structure research with their seminal article in 1958. Since then, the capital structure of firms has been widely researched, but to date, no consensus has been reached on the optimal capital structure and the factors that shape it. The most prominent capital structure theories are the trade-off and pecking order theories, dating back to 1973 and 1984 respectively. In empirical research, neither of the aforementioned theories have decisively managed to prove their superiority, as the results vary significantly depending on the researchable region, industry and other factors.

Driven by the personal interest of the author, this particular master's thesis focuses on the Baltic and Scandinavian metalworking sector. To the best of the author's knowledge, the metalworking sector has never been researched in the context of capital structure. The author wishes to provide an insight into the determinants of capital structure for Baltic and Scandinavian metalworking companies and the impact of these determinants on leverage. The results of this thesis should mostly be of interest to entrepreneurs in the metalworking sector and related parties.

The goal of this thesis was to identify the main factors that influence the capital structure of Baltic and Scandinavian metalworking companies and to link the results to the main capital structure theories and prior research. In order to achieve the goal, the following hypotheses were established:

H1: Profitability is negatively correlated with financial leverage.

H2: Size is positively correlated with financial leverage.

H3: Growth opportunities are positively correlated with financial leverage.

H4: Age is negatively correlated with financial leverage.

H5: Tangibility is positively correlated with financial leverage.

H6: The corporate tax rate is positively correlated with financial leverage.

The data for the empirical part of this thesis was gathered from Bureau Van Dijk's firm database Amadeus. The final sample consisted of 1 909 companies, of which 201 were registered in Estonia, 138 in Latvia, 24 in Lithuania, 1 051 in Sweden, and 495 in Norway. Due to incomplete financial data, not a single Danish company was left in the sample. The balanced panel data sample represented around 50% of all Baltic and Scandinavian companies in the Amadeus database which were classified under "Manufacture of fabricated metal products, except machinery and equipment" according to the NACE classification. 13 363 observations were used, as the data was for the years 2011-2017. The research was conducted by panel data modelling, more specifically using the Gretl software to compose fixed-effect regression models.

Two measures of leverage – broad and narrow – were used as dependent variables. The broad leverage measure was the standard debt ratio, while the narrow measure was a fictitious measure for which provisions and creditors were deducted from total liabilities and the result divided by total assets. Stemming from previous studies and theories of capital structure, the independent variables were profitability, size, growth opportunities, age, tangibility and the corporate tax rate.

As a result of the research, all hypotheses, except for the last one, were confirmed. The most important capital structure determinant for Baltic and Scandinavian metalworking companies turned out to be profitability, which accounted for the largest part of the variation in leverage levels. Although some of the variables (size and tangibility) referred to the validity of the trade-off theory, the most prominent variable was profitability. The correlation between the level of leverage and profitability was in line with the pecking order theory, which is why the author of this thesis has come to the conclusion that the financing decisions of Baltic and Scandinavian metalworking companies mainly rely on pecking order theory.

## KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Avarmaa, M., Hazak, A., & Männasoo, K. (2011). Capital Structure Formation in Multi-national and Local Companies in the Baltic States. – *Baltic Journal of Economics*, Vol. 11, No. 1, 125-145.
- Bistrova, J., Lace, N., Peleckienė, V. (2011). The Influence of Capital Structure on Baltic Corporate Performance. – *Journal of Business Economics and Management*, Vol. 12 No. 4, 655-669.
- Booth, L., Aivazian, V., Demircuc-Kunt, A., & Maksimovic, V. (2001). Capital Structures in Developing Countries. – *The Journal of Finance*, Vol. 56, No. 1, 87-130.
- Brennan, M. J., Schwarz, E. S. (1984). Optimal Financial Policy and Firm Valuation. – *The Journal of Finance*, Vol. 39, No. 3, 593-607.
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance. Second Edition*. New York. Cambridge University press.
- Bulan, L., Yan, Z. (2010). Firm Maturity and the Pecking Order Theory. – *International Journal of Business and Economics*, Vol. 9, No. 3, 179-200.
- Corporate tax. KPMG Global. Kättesaadav:  
<https://home.kpmg/vn/en/home/services/tax/tax-tools-and-resources/tax-rates-online/corporate-tax-rates-table.html> , 16. märts 2019
- Fama, E.F., French, K.R. (2002). Testing Trade-Off and Pecking Order Predictions about Dividends and Debt. – *The Review of Financial Studies*, Vol. 15, No. 1, 1-33.
- Fischer, E. O., Heinkel, R., Zechner, J. (1989). Dynamic Capital Structure Choice: Theory and Tests. – *The Journal of Finance*, Vol. 44, No. 1, 19-40.
- Frank, M.Z., Goyal, V. K. (2002). Testing the Pecking Order Theory of Capital Structure. – *Journal of Financial Economics*, Vol. 67, 217–248.
- Frank, M.Z., Goyal, V. K. (2008). Trade-off and Pecking Order Theories of Debt. – *Handbook of Empirical Corporate Finance*, Volume 2, 136-171.
- Frank, M. Z., Goyal, V. K. (2009) Capital Structure Decisions: Which Factors Are Reliably Important? – *Financial Management*, Vol. 38, No. 1, 1-37.
- Gujarati, D.N., Porter, D.C. (2009). *Basic Econometrics*. 5th ed. New York: McGraw-Hill.

- Gupta, M. C. (1969). The Effect of Size, Growth, and Industry on the Financial Structure of Manufacturing Companies. – *The Journal of Finance*, Vol. 24, No. 3, 517-529.
- Haas, R., Peeters, M. (2006). The Dynamic Adjustment Towards Target Capital Structures of Firms in Transition Economies. – *The Economics of Transition*, Vol. 14, No. 1, 133-169.
- Harris, M., Raviv, A. (1991). The Theory of Capital Structure. – *The Journal of Finance*, Vol. 46, No. 1, 297-355.
- Haugen, R. A., Senbet, L. W. (1978). The Insignificance of Bankruptcy costs to the Theory of Optimal Capital Structure. – *The Journal of Finance*, Vol. 33, No. 2, 383-393.
- Hovakimian, A., Kayhan, A., Titman, S. (2012) Are Corporate Default Probabilities Consistent with the Static Trade-Off Theory? – *The Review of Financial Studies*, Vol. 25, No. 2, 315-340.
- Jensen, M. C., Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. – *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, No. 4, 305-360.
- Jensen, M. C. (1986). Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers. – *The American Economic Review*, Vol. 76, No. 2, 323-329.
- Jõeveer, K. (2006). *Sources of Capital Structure: Evidence from Transition Countries*.  
Kättesaadav: [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1130306](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1130306) , 15. märts 2019.
- Jõeveer, K. (2018). Firm Capital Structure in Europe: A comparative analysis of CEE firms vs. Western firms in the changing financial environment. – *The Routledge Companion to European Business: 1<sup>st</sup> Edition*. (Toim.) G., Suder, M., Riviere, J., Lindeque. Routledge, 267-281.
- Kane, A., Marcus, A. J., McDonald, R. L. (1984). How Big is the Tax Advantage to Debt? – *The Journal of Finance*, Vol. 39, No. 3, 841-853.
- Kraus, A., Litzenberger, R. H. (1973). A State-Preference Model of Optimal Financial Leverage. – *The Journal of Finance*, Vol. 28, No. 4, 911-922.
- MacKie-Mason, J. K. (1990). Do taxes affect corporate financing decisions? – *The Journal of Finance*, Vol. 45, No. 5, 1471-1493.
- Modigliani, F., Miller, M. H. (1958). The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. – *The American Economic Review*, Vol. 48, No. 3, 261-297.
- Modigliani, F., Miller, M. H. (1963). Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction. – *The American Economic Review*, Vol. 53, No. 3, 433-443.
- Myers, S. C. (1984). The Capital Structure Puzzle. – *The Journal of Finance*, Vol. 39, No. 3, 575-592.

- Myers, S. C., Majluf, N. S. (1984). Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have. – *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, No. 2, 187-221.
- Myers, S. C. (2001). Capital Structure. – *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 2, 81–102.
- Nivorozhkin, E. (2005). Financing Choices of Firms in EU Accession Countries. – *Emerging Markets Review*. Vol. 6. No. 2, 138-169.
- Norvaišienė, R., Stankevičienė, J. (2007). The Interaction of Internal Determinants and Decisions on Capital Structure at the Baltic Listed Companies. – *Engineering Economics*, 2007, No. 2, 7-17.
- Rajan, R. G., Zingales, L. (1995). What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data. – *The Journal of Finance*, Vol. 50, No. 5, 1421-1460.
- Sanchez-Vidal, J., Martin-Ugedo, J. F. (2005). Financing Preferences of Spanish Firms: Evidence on the Pecking Order Theory. – *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 25, 341–355.
- Serrasqueiro, Z., Caetano, A. (2015). Trade-Off Theory versus Pecking Order Theory: Capital Structure Decisions in a Peripheral Region of Portugal. – *Journal of Business Economics and Management*, Vol. 16 No. 2, 445-466.
- Talberg, M., Winge, C., Frydenberg, S., Westgaard, S. (2008). Capital Structure Across Industries. – *International Journal of the Economics of Business*, Vol. 15, No. 2, 181-200.
- Titman, S., Wessells, R. (1988). The Determinants of Capital Structure Choice. – *The Journal of Finance*, Vol. 43, No. 1, 1-19.
- Toy, N., Stonehill, A., Remmers, L., Wright, R., Beekhuisen, T. (1974). A Comparative International Study of Growth, Profitability, and Risk as Determinants of Corporate Debt Ratios in the Manufacturing Sector. – *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 9, No. 5, 875-886.
- Vicente-Lorente, J. D. (2001). Specificity and Opacity as Resource-Based Determinants of Capital Structure: Evidence for Spanish Manufacturing Firms. – *Strategic Management Journal*, Vol. 22, No. 2, 157-177.
- Voulgaris, F., Asteriou, D., Agiomirgianakis, G. (2004). Size and Determinants of Capital Structure in the Greek Manufacturing Sector. – *International Review of Applied Economics*, Vol. 18, No. 2, 247–262.
- Võrk, A. (2003). *Staatilised paneelandmete mudelid*. Kättesaadav: [http://www.researchgate.net/profile/Andres\\_Vrk/publication/265033234\\_Staatilised\\_paaneelandmete\\_mudelid/links/546237770cf2c0c6aec1ab82.pdf](http://www.researchgate.net/profile/Andres_Vrk/publication/265033234_Staatilised_paaneelandmete_mudelid/links/546237770cf2c0c6aec1ab82.pdf) , 16. märts 2019.



Wald, J.K. (1999). How Firm Characteristics Affect Capital Structure: An International Comparison. – *The Journal of Financial Research*, Vol. 22, No. 2, 161–187.

# LISAD

## Lisa 1. Juhusliku efektiga mudel ja Hausmani testi tulemus

Model 0: Random-effects (GLS), using 13363 observations  
Included 1909 cross-sectional units  
Time-series length = 7  
Dependent variable: LFV

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	0,489939	0,0269720	18,16	<0,0001	***
KASUM	-0,437245	0,00961193	-45,49	<0,0001	***
SUURUS	0,0141463	0,00276507	5,116	<0,0001	***
KASV	0,0131574	0,00137846	9,545	<0,0001	***
VANUS	-0,00278846	0,000301528	-9,248	<0,0001	***
MAT_PV	0,0946746	0,0111830	8,466	<0,0001	***
TM	0,179444	0,0641350	2,798	0,0051	***
Mean dependent var	0,587589	S.D. dependent var		0,258200	
Sum squared resid	780,7581	S.E. of regression		0,241771	
Log-likelihood	14,04808	Akaike criterion		-14,09615	
Schwarz criterion	38,40556	Hannan-Quinn		3,422296	
rho	0,421044	Durbin-Watson		0,902147	

'Between' variance = 0,0410177

'Within' variance = 0,0150416

theta used for quasi-demeaning = 0,776887

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(6) = 2406,23

with p-value = 0

Breusch-Pagan test -

Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 21168,6

with p-value = 0

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(6) = 129,801

with p-value = 1,4158e-025

Allikas: autori arvutused

## Lisa 2. Fikseeritud efektiga mudeli 1 Gretl raport

Model 1: Fixed-effects, using 13363 observations  
 Included 1909 cross-sectional units  
 Time-series length = 7  
 Dependent variable: LFV

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,579917	0,0436190	13,30	<0,0001	***
KASUM	-0,423745	0,00991862	-42,72	<0,0001	***
SUURUS	0,0186074	0,00354528	5,248	<0,0001	***
KASV	0,0121134	0,00138124	8,770	<0,0001	***
VANUS	-0,00558124	0,000839451	-6,649	<0,0001	***
MAT_PV	0,117294	0,0126841	9,247	<0,0001	***
TM	-0,139083	0,100840	-1,379	0,1678	
Mean dependent var	0,587589	S.D. dependent var		0,258200	
Sum squared resid	172,1959	S.E. of regression		0,122644	
LSDV R-squared	0,806697	Within R-squared		0,160646	
LSDV F(1914, 11448)	24,96078	P-value(F)		0,000000	
Log-likelihood	10114,02	Akaike criterion		-16398,04	
Schwarz criterion	-2035,071	Hannan-Quinn		-11605,49	
rho	0,421044	Durbin-Watson		0,902147	

Joint test on named regressors -

Test statistic:  $F(6, 11448) = 365,176$

with p-value =  $P(F(6, 11448) > 365,176) = 0$

Test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic:  $F(1908, 11448) = 20,7572$

with p-value =  $P(F(1908, 11448) > 20,7572) = 0$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic:  $\text{Chi-square}(1909) = 3,0296e+006$

with p-value = 0

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic:  $\text{Chi-square}(2) = 73674,9$

with p-value = 0

Allikas: autori arvutused

### Lisa 3. Fikseeritud efektiga mudeli 2 Gretl raport

Model 2: Fixed-effects, using 13363 observations  
 Included 1909 cross-sectional units  
 Time-series length = 7  
 Dependent variable: KfV

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,535717	0,0425797	12,58	<0,0001	***
KASUM	-0,307467	0,00968228	-31,76	<0,0001	***
SUURUS	0,00164492	0,00346080	0,4753	0,6346	
KASV	0,0100972	0,00134833	7,489	<0,0001	***
VANUS	-0,00463508	0,000819448	-5,656	<0,0001	***
MAT_PV	0,228952	0,0123819	18,49	<0,0001	***
TM	-0,159278	0,0984377	-1,618	0,1057	
Mean dependent var	0,461836	S.D. dependent var	0,228729		
Sum squared resid	164,0876	S.E. of regression	0,119722		
LSDV R-squared	0,765274	Within R-squared	0,130213		
LSDV F(1914, 11448)	19,50042	P-value(F)	0,000000		
Log-likelihood	10436,29	Akaike criterion	-17042,57		
Schwarz criterion	-2679,602	Hannan-Quinn	-12250,03		
rho	0,323034	Durbin-Watson	1,052802		

Joint test on named regressors -

Test statistic:  $F(6, 11448) = 285,641$

with p-value =  $P(F(6, 11448) > 285,641) = 0$

Test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic:  $F(1908, 11448) = 16,038$

with p-value =  $P(F(1908, 11448) > 16,038) = 0$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 64725,2

with p-value = 0

Allikas: autori arvutused

## Lisa 4. Fikseeritud efektiga mudeli 3 Gretl raport

Model 3: Fixed-effects, using 1407 observations  
 Included 201 cross-sectional units  
 Time-series length = 7  
 Dependent variable: LFV

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,776211	0,307874	2,521	0,0118	**
KASUM	-0,432317	0,0280098	-15,43	<0,0001	***
SUURUS	0,00896210	0,00928922	0,9648	0,3348	
KASV	0,0386402	0,00581629	6,643	<0,0001	***
VANUS	-0,00965174	0,00336089	-2,872	0,0042	***
MAT_PV	0,132469	0,0320699	4,131	<0,0001	***
TM	-1,31644	1,29360	-1,018	0,3090	
Mean dependent var	0,463624	S.D. dependent var		0,259538	
Sum squared resid	17,13468	S.E. of regression		0,119494	
LSDV R-squared	0,819079	Within R-squared		0,195895	
LSDV F(206, 1200)	26,37256	P-value(F)		0,000000	
Log-likelihood	1104,659	Akaike criterion		-1795,319	
Schwarz criterion	-708,7313	Hannan-Quinn		-1389,229	
rho	0,396617	Durbin-Watson		0,864359	

Joint test on named regressors -

Test statistic:  $F(6, 1200) = 48,7238$

with p-value =  $P(F(6, 1200) > 48,7238) = 1,08391e-053$

Test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic:  $F(200, 1200) = 19,1442$

with p-value =  $P(F(200, 1200) > 19,1442) = 2,49124e-263$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic:  $\text{Chi-square}(2) = 1726,57$

with p-value = 0

Allikas: autori arvutused

## Lisa 5. Fikseeritud efektiga mudeli 4 Gretl raport

Model 4: Fixed-effects, using 966 observations  
 Included 138 cross-sectional units  
 Time-series length = 7  
 Dependent variable: LFV

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	1,41795	0,117183	12,10	<0,0001	***
KASUM	-0,519268	0,0460162	-11,28	<0,0001	***
SUURUS	-0,0923610	0,0173480	-5,324	<0,0001	***
KASV	0,000722934	0,00342076	0,2113	0,8327	
VANUS	-0,00747194	0,00442140	-1,690	0,0914	*
MAT_PV	0,145818	0,0709441	2,055	0,0402	**
Mean dependent var	0,652355	S.D. dependent var		0,426788	
Sum squared resid	51,13966	S.E. of regression		0,249275	
LSDV R-squared	0,709058	Within R-squared		0,204644	
LSDV F(142, 823)	14,12497	P-value(F)		2,2e-146	
Log-likelihood	48,65089	Akaike criterion		188,6982	
Schwarz criterion	885,5607	Hannan-Quinn		453,9988	
rho	0,447468	Durbin-Watson		0,860416	

Joint test on named regressors -

Test statistic:  $F(5, 823) = 42,3515$

with p-value =  $P(F(5, 823) > 42,3515) = 7,13665e-039$

Test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic:  $F(137, 823) = 9,5982$

with p-value =  $P(F(137, 823) > 9,5982) = 3,15735e-102$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 808,493

with p-value =  $2,7421e-176$

Allikas: autori arvutused

## Lisa 6. Fikseeritud efektiga mudeli 5 Gretl raport

Model 5: Fixed-effects, using 7357 observations  
 Included 1051 cross-sectional units  
 Time-series length = 7  
 Dependent variable: LFV

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,109724	0,0551988	1,988	0,0469	**
KASUM	-0,464676	0,0121352	-38,29	<0,0001	***
SUURUS	0,0412390	0,00499180	8,261	<0,0001	***
KASV	0,0595084	0,00409420	14,53	<0,0001	***
VANUS	0,00166789	0,000911111	1,831	0,0672	*
MAT_PV	0,148514	0,0140149	10,60	<0,0001	***
TM	0,313934	0,0929560	3,377	0,0007	***
Mean dependent var	0,582235	S.D. dependent var		0,226129	
Sum squared resid	55,13550	S.E. of regression		0,093550	
LSDV R-squared	0,853419	Within R-squared		0,224233	
LSDV F(1056, 6300)	34,73444	P-value(F)		0,000000	
Log-likelihood	7562,027	Akaike criterion		-13010,05	
Schwarz criterion	-5713,153	Hannan-Quinn		-10501,93	
rho	0,448788	Durbin-Watson		0,886689	

Joint test on named regressors -

Test statistic:  $F(6, 6300) = 303,499$

with p-value =  $P(F(6, 6300) > 303,499) = 0$

Test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic:  $F(1050, 6300) = 27,2268$

with p-value =  $P(F(1050, 6300) > 27,2268) = 0$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic:  $\text{Chi-square}(2) = 8395,35$

with p-value = 0

Allikas: autori arvutused

## Lisa 7. Fikseeritud efektiivne mudel 6 Gretl raport

Model 6: Fixed-effects, using 3465 observations  
 Included 495 cross-sectional units  
 Time-series length = 7  
 Dependent variable: LFV

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,665101	0,128347	5,182	<0,0001	***
KASUM	-0,363750	0,0184766	-19,69	<0,0001	***
SUURUS	0,0556179	0,00566158	9,824	<0,0001	***
KASV	0,0164763	0,00292810	5,627	<0,0001	***
VANUS	-0,0132541	0,00239848	-5,526	<0,0001	***
MAT_PV	0,0945155	0,0248932	3,797	0,0001	***
TM	-1,05380	0,321995	-3,273	0,0011	***
Mean dependent var	0,632049	S.D. dependent var		0,239184	
Sum squared resid	38,17852	S.E. of regression		0,113493	
LSDV R-squared	0,807347	Within R-squared		0,144432	
LSDV F(500, 2964)	24,84234	P-value(F)		0,000000	
Log-likelihood	2893,826	Akaike criterion		-4785,651	
Schwarz criterion	-1704,267	Hannan-Quinn		-3685,380	
rho	0,344413	Durbin-Watson		1,043389	

Joint test on named regressors -

Test statistic:  $F(6, 2964) = 83,3942$

with p-value =  $P(F(6, 2964) > 83,3942) = 9,23825e-097$

Test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic:  $F(494, 2964) = 22,854$

with p-value =  $P(F(494, 2964) > 22,854) = 0$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic:  $\text{Chi-square}(2) = 10951,3$

with p-value = 0

Allikas: autori arvutused