

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL  
Majandusteaduskond  
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Markus Allast

**EESTI TÖÖTLEVA TÖÖSTUSE ETTEVÕTETE  
PANKROTISTUMIST ENIM MÕJUTAVAD  
MAKROÖKONOOMILISED TEGURID 2020. AASTA NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava TABB, peeriala ärirahandus

Juhendaja: Kaido Kepp, MA

Tallinn 2022

Deklareerin, et olen koostanud lõputöö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele töö koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks. Töö pikkuseks on 7748 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Markus Allast .....

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 193566TABB

Üliõpilase e-posti aadress: markus.allast@gmail.com

Juhendaja: Kaido Kepp, MA:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

# SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE.....	5
SISSEJUHATUS .....	6
1. MAKRONÄITAJATE MÕJU PANKROTISTUMISELE .....	8
1.1. Pankrotistumise olemus .....	8
1.2. Makroökonomilised tegurid ettevõtete tasandil.....	11
1.3. Eesti töötleva tööstuse ülevaade .....	12
1.4. Eesti majanduslik seis .....	14
1.5. Varasemad uuringud .....	15
2. ANDMED JA METOODIKA .....	19
2.1. Andmed ja valim.....	19
2.2. Finantssuhtarvud ja makronäitajad .....	22
2.3. Tõenäosusmudelid .....	23
3. TULEMUSED JA JÄRELDUSED .....	27
3.1 Lineaarne tõenäosusmudel.....	27
3.2 Z'-Skoori ennustusvõime .....	29
3.3 Suhtarvudega mudeli regressioonanalüüs.....	30
3.4 Suhtarvude ja makronäitajatega mudeli regressioonanalüüs .....	33
3.5 Järeldused ja ettepanekud .....	34
KOKKUVÕTE .....	36
SUMMARY.....	38
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU .....	40
LISAD .....	43
Lisa 1. Töötleva tööstuse ja kogu ettevõtluse majandusnäitajad .....	43
Lisa 2. Viitaegadega makronäitajad (%).....	44
Lisa 3. Esialgse valimi suhtarvude kirjeldav statistika .....	45
Lisa 4. Finantssuhtarvude korrelatsioonimaatriks .....	46
Lisa 5. Suhtarvudega mudeli OLS Wald test.....	47
Lisa 6. Suhtarvudega mudeli OLS Wooldridge test .....	48
Lisa 7. Suhtarvudega mudeli OLS VIF hinnang.....	49
Lisa 8. Suhtarvudega mudeli GWLS tulemused.....	50
Lisa 9. Suhtarvude ja makronäitajate korrelatsioonimaatriks.....	51

Lisa 10. Suhtarvude ja SKP mudeli GWLS tulemused .....	52
Lisa 11. Suhtarvude ja TTI mudeli GWLS tulemused .....	53
Lisa 12. Suhtarvude ja ettevõtete põhivarainvesteeringute mudeli GWLS tulemused.....	54
Lisa 13. Suhtarvude ja THI mudeli GWLS tulemused .....	55
Lisa 14. Suhtarvude ja töötuse määra mudeli GWLS tulemused .....	56
Lisa 15. Suhtarvude ja keskmise brutokuupalga mudeli GWLS tulemused.....	57
Lisa 16. Suhtarvude ja ekspordi mudeli GWLS tulemused.....	58
Lisa 17. Lihtlitsents.....	59

## LÜHIKOKKUVÕTE

Bakalaureusetöö eesmärgiks on hinnata makronäitajate mõju 2020. aastal kohtumenetlusega pankrotti läinud Eesti töötleva tööstuse ettevõtetele. Lõplik valim moodustub 36-st nimetatud sektorisse kuuluvast äriorganisatsioonist, millest 14 puhul kuulutati 2020. aastal välja pankrot ja 22 jätkasid samal aastal oma tegevust. Valimisse kuuluvate ettevõtete kohta kogutakse andmeid nende majandusaaastaruannete sisust aastatel 2013-2017, arvutades (Altman *et. al* 2017) Z'-Skoori viis finantssuhtarvu, mis moodustavad regressioonanalüüsis kontrollgrupi. Makronäitajad valitakse üheaastase nihkega.

Regressioonanalüüsis leiab rakendust lineaarne tõenäosusmudel läbi grupiviisilise kaalutud vähimruutude meetodi. Seletavate tunnuste alla kuuluvate makronäitajate mõju hindamiseks vaadatakse mudelis arvutatud parameetrite hinnanguid. Neid hinnanguid vaadatakse kui tõenäosusi, mis kirjeldavad, kas ettevõtteid ohustab läbikukkumine või soosib tegevuse jätkumine. Regressioonanalüüsist selgub, et antud valimit mõjutasid vaadeldaval perioodil THI, töötuse määr ja ettevõtete investeeringud põhivaradesse, millest iga teguri ühikuline tõus suurendab ettevõtete pankrotistumise tõenäosust. Valitud makronäitajatest ei leia statistilist kinnitust SKP, töötustoodangu mahuindeks, keskmine brutokuupalk ega eksport.

Käesolev bakalaureusetöö koosneb kolmest peatükist. Esimeses peatükis on käsitletud teemakohaste valdkondade teoreetilist poolt, tuues välja varasema ajaloo pankrotistumise kohta ja ülevaate töötleva tööstuse kui ka Eesti üldise majandusliku seisuga kohta. Teises peatükis keskendutakse analüüsietapis kogutud andmetele ja meetoodilisele rakendusele nende kasutamisel. Kolmandas peatükis on välja toodud regressioonanalüüsile eelnevate statistiliste eelduste testimine, mudeli rakendamine ning tulemused ja järeldused.

Võtmesõnad: pankrotistumine, makronäitajad, Altmani Z'-Skoor, lineaarne tõenäosusmudel, töötlev tööstus

## SISSEJUHATUS

2022. aastal puhkenud sõjalukord on rääkimata tavainimeste elust ajanud sassi ka riikide majandused ja pööranud peapeale kogu ökonoomilise stabiilsuse. Möödunud aastal alanud tähelepanuväärne inflatsiooni tõus, eriolukorrast tingitud töötuse määra kasv, sõjaoperatsioonide tagajärjel hävinud infrastruktuurid ja seega riikide laenamisvajaduse suurenemine on vaid mõned tänapäeva ühiskonna murekohtadest, mis vähemal või rohkemal määral puudutavad kõiki sõjalukorrast kannatavaid või sanktsioonidest mõjutatavaid riike ja nende kodanikke.

Makromajanduslikud näitajad on enamasti omavahel korrelatsioonis ja liiguvad ajas tsüklitena. Majanduskasvu raugemise indikaatorid on tavainimestele tänapäeval tunnetatavad läbi toorainete kallinemise, kütuse-, elektri- ja kinnisvara hindade tempoka tõusu ja töö leidmisega seotud komplikatsioonide. Inflatsiooniga kaasnev ressursside maksumuse ja laenuintresside tõus seab nii ettevõtteid kui ka kodumajapidamised majanduslikult väljakutsuvasse positsiooni - kodanike kulud suurenevad, firmade tasandil muutub laenukohustuste täitmine vaevarikkamaks.

Laenukohustused on paratamatult üheks saatuslikuks põhjuseks ettevõtete pankrotistumisel. Nende mittetäitmise korral sünnib olukord, kus firma on kas ajutiselt või püsivalt maksejõuetu. Lootusetu olukorra puhul kuulutatakse firma läbi kohtumenetluse pankrotistunuks ja tema varad jaotatakse võlausaldajate vahel. Pankrotini viiva maksejõuetuse juured ulatuvad enamjaolt ettevõttesiseste tasanditeni ja seal tehtud otsuste/tegevusteni. Tihti peetakse pöördumatute sündmuste fundamentaalseteks ajenditeks just ettevõttesisest juhtimist ja korporatiivpoliitikat.

Võib oletada, et lisaks sisemistele näitajatele kannavad märkimisväärset rolli ettevõtete toimetulekus ka välised tegurid. Pankrotistumist prognoosivad mudelid on senimaani valdavalt hõlmanud endas sisemisi tegureid, enamasti finantssuhtarvude näol, ja üritanud nende abil leida ettevõtete pankrotistumise tõenäosust. Nendest tähelepanuväärsemad ja eesrindlikumad tööd on (Beaver 1966) ja (Altman 1968). Vähesemal määral on uuringutesse kaasatud just makromajanduslikud näitajad, mis lisades finantssuhtarvudele, võiksid parendada pankrotimudeli statistilist olulisust ehk prognoosida ettevõtte võimalikku pankrotti tõenäolisemalt.

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on hinnata makronäitajate mõju 2020. aastal kohtumenetlusega pankrotti läinud Eesti töötleva tööstuse ettevõtetele. Autor on võtnud vaatluse alla tööstuse kui Eesti suurima majandussektori alamharu - töötleva tööstuse. Idee antud teemat uurida tekkis eelpool nimetatud ühiskondlikest probleemidest ajendatud majandusraskustest ning soovist välja selgitada nende mõju konkreetse majandusharu (antud töös töötleva tööstuse) ettevõtete pankrotistumisele.

Töö eesmärgi saavutamiseks on autor üles seadnud kolm uurimisküsimust:

- 1) Kas makroökonomilised näitajad on mõjutanud töötleva tööstuse ettevõtete pankrotistumist?
- 2) Milline makroökonomiline tegur on töötleva tööstuse ettevõtete pankrotistumist enim mõjutanud?
- 3) Kas koostatud mudelite põhjal hinnatavate makronäitajate mõju ettevõtete pankrotistumisele on loogiliselt interpreteeritav?

Töö metoodilises osas rakendab autor lineaarset tõenäosusmudelit, valides seletavateks tunnusteks (Altman *et al.* 2017) uuringus välja toodud olulisemad ja multikollineaarsust vältivad finantssuhtarvud nii avalikele kui ka privaatsetele firmadele ning lisab uuringusse mõningad põhilisemad Eesti majanduse põhinäitajad koos viitaegadega, mille hulgas leiavad oma koha ka tööstussektoriga spetsiifilisemalt seotud indeksid. Lõplik valim moodustub 36-st töötleva tööstuse ettevõttest perioodil 2013-2017, millest 14 puhul kuulutati 2020. aastal kohtumenetlusega välja pankrot ja ülejäänud 22 jätkasid samal aastal oma tegevust. Andmete kogumine toimub järgnevatest organisatsioonidest: Äripäeva Infopank, Creditinfo, Statistikaamet ja Eesti Pank.

Töö on jaotatud kolmeks eraldiseisvaks peatükiks. Esimene peatükk hõlmab endas teoreetilist käsitlust pankrotistumise olemuse ja makroökonomiliste tegurite kohta ning annab ülevaate töötlevast tööstusest ja Eesti majanduslikust olukorrast. Teine peatükk sisaldab andmete kirjeldust ja valitud metoodika tutvustust ning selle rakendamist. Kolmandas peatükis on kajastatud empiirilise uuringu tulemused, nendest tehtavad järeldused ning täiendavad ettepanekud ja võimalikud murekohad.

Autor lisab märkuse, et välja töötatud pankrotimudel sobib enamikul juhtudel rakendamiseks ka teiste valdkondade ettevõtete toimetuleku prognoosimiseks. Prognoosi parendamise huvides võib mudelisse lisada valdkonnapõhisemaid näitajad.

# 1. MAKRONÄITAJATE MÕJU PANKROTISTUMISELE

Käesolevas peatükis kajastab autor teemakohaste valdkondade teoreetilist käsitlust. Välja on toodud varasem ajalugu pankrotistumise kohta, ettevõtete läbikukkumise põhjused, makroökonomiliste tegurite mõjud, varasemad uuringud ning töötleva tööstuse ja üldise Eesti majandusseisu ülevaade.

## 1.1. Pankrotistumise olemus

Eesti õigekeelsussõnaraamatus on defineeritud pankrotti kui lootusetut maksejõuetust (ÕS 2018 s.v. pankrot). Tegemist on laenatud terminiga, mille juured ulatuvad nii saksa kui ka itaalia keelde, milles viimases kasutusel olev *bancrotta* tähendab otsetõlgituna "purustatud letti". Võõrsõnade leksikonis seisab, et tegemist on maksejõuetusega, mida kirjeldab võlgniku suutmatuse rahuldada võlausaldajate nõudeid, mille täitmise tähtpäev on saabunud. Pankrot kuulutatakse välja kohtus ning võlausaldajatele antakse õigus oma nõuded võlgnike varadega realiseerida. Pankrotimenetlus viiakse läbi pankrotiseaduse alusel. (VSL 2012 s.v. pankrot) Pankrotiseaduse kohaselt on pankrot võlgniku kohtumäärusega väljakuulutatud maksejõuetus. Võlgnik on maksejõuetu, kui ta ei suuda rahuldada võlausaldaja sissenõutavaks muutunud nõuet ja see suutmatuse ei ole võlgniku majanduslikust olukorrast tulenevalt ajutine. (PankrS § 1 lg 1, lg 2)

Varasemad teooriad pankrotistumise kohta on täheldanud, et maksejõuetute firmade puhul on süstemaatiline pankrotistumise protsess aeg-ajalt vajalik lähenemine, et seista kreditoride huvide eest. Võlausaldajad on rohkem huvitatud varade olemasolust kui maksejõuetute firmade päästmisest ja kui varad eksisteerivad, proovib iga kreditor oma osa haarata. (Schwartz 2005) 1542. aastal, Henry VII valitsemise ajal, võeti kasutusele esimene Inglismaa pankrotiseadus nimega "Dokument pankrotti läinud inimeste vastu", milles võlgnikke vaadati juskui kriminaale. 1570. aastal kujunes välja laiaulatuslikum seadus, mis lõi aluse Inglismaa pankrotisüsteemile. Ainult kreditorid võisid alustada pankrotimenetlust, võlgnikud võisid petturlike tegude järel sattuda vangikongi, võlgade tühistamine oli ennekuulmatu. Põhiliseks pankrotti kirjeldavaks käitumisviisiks loeti olukorda, kus võlgnik üritab takistada kreditoril oma võlgu, mis varasemalt



neile usaldatud oli, sisse nõudmast. Levinud näitena püsisid võlgnikud oma kodudes, vältimaks ühendust võlausaldajatega. (Tabb 1995)

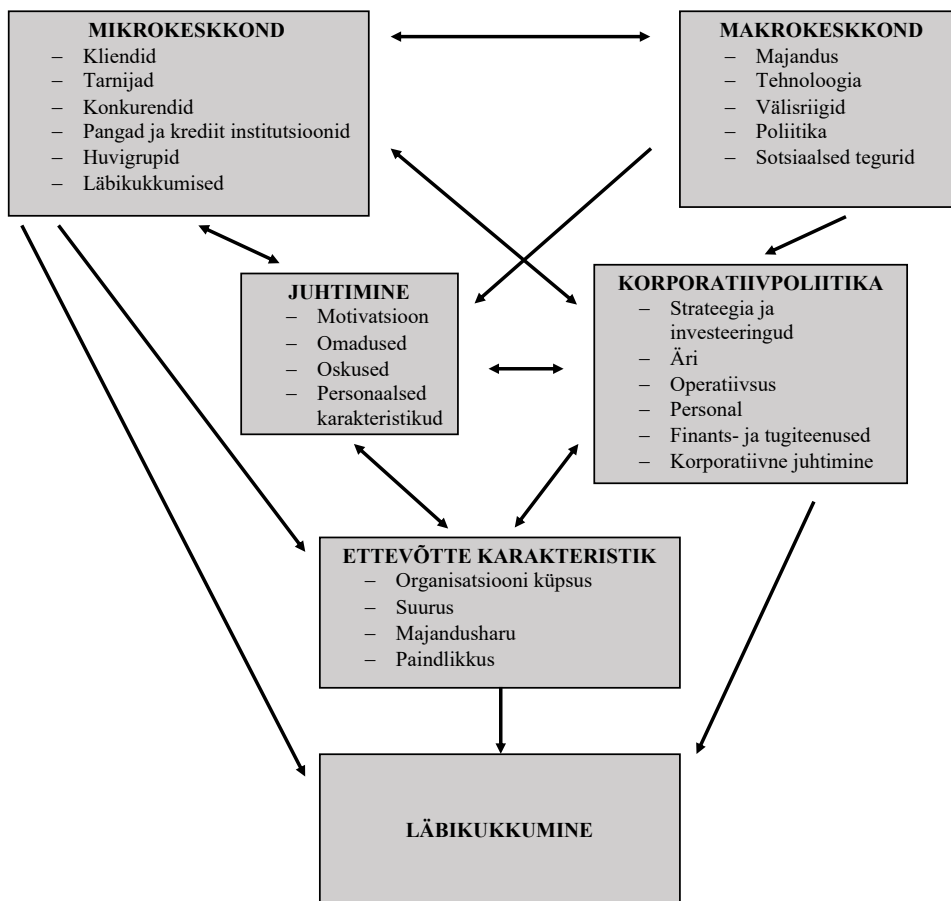
William H. Beaver on liigitanud pankrotistumise üheks läbikukkunud ettevõtte tunnuseks ning kirjeldanud seda kui firma jõuetust oma kohustusi tähtaegselt tasuda. Ettevõtte luhtumise indikaatoriteks loetleb Chicago ülikooli professor veel üleni võlgades arvelduskontot, võimetust tasuda võlakirjade pealt makstavaid intresse või maksta eelisaktsiate eest dividende. (Beaver 1966) Ettevõtte läbikukkumist võib mitmel põhjusel olla keeruline hinnata või seda tuvastada. Tihti valmistab probleeme tegevuse lõpetanud firmade identifitseerimine, läbikukkumise põhjuste määratlemine või endistelt omanikelt/juhtidelt täpsete selgituste saamine. Siiski on läbikukkumist defineeritud kahe range definitsiooniga: 1) juhtkonna tegevuse lõpp ja 2) äriühingu tegevuse lõpp. (Carter, Auken 2006) Watson ja Everett (1996) loevad juhtkonna vahetust läbikukkumise tunnuseks, kuna antud protsessis võivad ärilised ressursid olla paigutatud tulutoovamatesse kohtadesse. Headd (2003) esitab vastuargumendi tegevuse lõpetamise kui läbikukkumise indikaatorile, et majanduslikult tugevate firmade otsus tegevus lõpetada võib olla hoopiski planeeritud väljumisstrateegia.

Ettevõtted laenavad erinevatel põhjustel, kuid ilmselt populaarseim neist on soov tasuda tulevikus tekkivate rahavoogude eest. Paraku esineb olukordi, kus ühel hetkel pole firmal enam võimalik oma võlgade eest hoolt kanda. Olukorras, kus on palju kreditore ja võlgniku varad ei kata tema kohustisi, on just võlausaldajad esimesed, kes oma nõudeid koguma hakkavad. Taoline konkureeriv situatsioon võib hävitada firma varad ja kahandada kreditorite nõuete väärtust. Vältimaks selliseid olukordi, on võlausaldajate huvides, et läbi pankrotistumise protsessi paigutataks võlgniku varad ümber kindlas järjekorras. (Hart 2006)

Ameerika Ühendriikide õigusteadlase Douglas G. Baird'i arvates on pankroti väljakuulutamise eesmärgiks seista võlausaldajate kollektiivse huvi eest. Seda peab ta erinevates õigussüsteemides paika pandud pankrotiseaduste ainsaks edukuse mõõdupuuks. Teisalt näeb USA senaator ja Texase ülikoolis professorina töötanud Elizabeth Warren pankrotistumist kui üritust hinnata võlgnike puudujääke ja need erinevate osapoolte vahel ära jagada. Pankrot hõlmab endas justkui mitmeid omavahel konkureerivaid väärtusi ja tema hinnangul ei domineeri neist ükski. Seega koosneb pankrotistumise ümber käiv poliitika mitmetest teguritest, mille edukust võiks mõõta hoopis küsimusega "Kuidas jaotada kahjud õiglaselt?". (Warren 1987)

Carter ja Auken (2006) on pankrotistumist ajendavad tegurid jaotanud nelja suuremasse kategooriasse: (1) ettevõtte karakteristika, (2) kapitali kättesaadavus, (3) firma omanike/juhtide karakteristika ja (4) turud. Uuringutele tuginedes on pankrotti läinud ettevõtted enamasti nooremad, väiksemad ja limiteerituma kapitali kättesaadavusega kui teised firmad, samuti võivad nad kuuluda kindlatesse majandussektoritesse. Ettevõtte omanikud/juhid võivad olla kogenematumad ja madalama haridusega ning seista silmitsi barjääride ja langevate turgudega.

Ooghe ja De Prijcker on samuti oma töös (2008) rõhutanud aja ja mittefinantsiliste tegurite tähtsust pankrotistumisel ning loonud skemaatilise mudeli, mis selgitab erinevaid läbikukkumise põhjuseid ja näitab nende omavahelisi seoseid (joonis 1). Põhjused liigituvad viite suuremasse gruppi: makrokeskkond, mikrokeskkond, juhtimine, korporatiivpoliitika ja ettevõtte karakteristika.



Joonis 1. Kontseptuaalne läbikukkumise mudel  
Allikas: Ooghe, De Prijcker (2008)

Neist esimene mõjutab omanike/juhtide motivatsiooni, nende oskuste otstarbekust ja seega ka korporatiivpoliitikat. Mikrokeskkonnas toimuv kommunikatsioon ettevõtte ja selle huvigruppide

vahel määrab firma arengu. Juhtimisel ja korporatiivpoliitikal on suurem roll ettevõtte toimetuleku tõlgendamisel, mistõttu on nende grupid asetatud skeemi keskele. Madal kvaliteet ja ebakompetentsus juhtimises on suureks ohuks jätkusuutlikust otsivale ettevõttele ning seetõttu otsitakse just juhtimises peamisi pankrotistumise põhjuseid. Juhtkond seab üles korporatiivpoliitika, mis hõlmab endas nii strateegilist kui ka finantsilist poolt ning eelnevalt mainitud ebakompetentsuse esinemine võib viia ootamatute probleemideni ja halvemal juhul otse pankrotini. Viimase grupi moodustab ettevõtte karakteristika, mille alla kuuluvad mõjurid on organisatsiooni küpsus, suurus, majandusharu ja paindlikkus. Ettevõtte vanust hinnatakse neist üheks tähtsamaks näitajaks ja paigutatakse pingereas kõrgele kohale - noored firmad peavad hoolitsema oma tegevuse seaduspärasuse eest ja looma püsivaid suhteid võimalike huvigruppidega. (*Ibid.*)

Lõplikult maksejõuetu firma allakäik toimub tavaliselt järk-järgult enne pankrotistumise väljakuulutamist. Ettevõtte jaoks algavad probleemid, kui ärioperatsioone ei suudeta enam efektiivselt ellu viia. Selline olukord peegeldub enamasti viletsades efektiivsuse ja tasuvuse suhtarvudes. Juhul, kui ettevõtte pole suutnud oma tegevusaja jooksul piisavalt kasumit teenida, kahaneb ta maksejõuetus ning omakorda maksejõuetuse kordajad. Firma madalad kasumimarginaalid ja nõrk maksejõuetus annavad kreditoridele negatiivseid signaale, mille tulemusena pole laenuandjad enam nõus krediiti andma. Olukord peegeldub vahetult enne pankroti väljakuulutamist puudujäägina likviidsetes varades. (Pompe, Bilderbeek 2005)

## **1.2. Makroökonomilised tegurid ettevõtete tasandil**

Võib oletada, et üheks oluliseks pankrotistumist mõjutavaks teguriks on üleüldine majanduslik olukord, milles organisatsioonid tegutsevad. Empiirilistes uuringutes on tõestatud, et majanduslanguse perioodil kasvavad pankrotistumise määrad hoogsalt. Sünkroonsed muutused intressimäärades, rahvamajanduse koguproduktis (RKP), töötuse määras, müügis jm. kajastuvad erinevates majandustsükli faasides: kasvu-, kahanemis-, langus- ja taastumisfaas. (Liou, Smith 2007) Äriotsuste kohta on varasemast arvukalt uuringuid, millest on selgunud, et läbi aja on erinevate riikide lõikes domineerinud samad tsükleid mõjutavad näitajad: kasumid, investeeringud, raha, krediit, intressimäärad ja varad. Majandustsüklid pole alati tingimata seaduspärased - nende pikkus võib varieeruda lühikese perioodi ja enam kui viie aasta vahel, samuti pole nende liikumine korrapärane ning tsüklitel puudub pidev kasvutrend. (Hol 2007)

Mensah (1984) toob välja, et firmade kontekstis toimub pankrotistumine tavaliselt järkjärguliselt. Pankrotistunud ettevõtete esimesed indikaatorid võimalikust läbikukkumisest on nähtavad vähemalt kolm aastat enne pankrotistumist. Pankrotistumise määra kasv majanduslanguse perioodil on märk makroökonomiliste tegurite mõjust antud protsessis. Makroökonomilised tingimused mõjutavad toodete ja teenuste nõudlust, sellest tingituna ka müüki, samuti aga uute ettevõtete arvu, laenu hindu ja kättesaadavust, materjali-, tööjõukulu ja ühtlasi ettevõtete kui ka üldist läbikukkumise ja ellujäämise tõenäosust. (Liou, Smith 2007)

Varasemates uuringutes on kasutatud erinevaid rahvamajanduse seisude kirjeldavaid ja võimalikke äriühingute pankrotistumist põhjustavaid makronäitajaid. Neist tüüpilisim, teiste makronäitajatega enamasti tugevalt korreleeruv sisemajanduse koguprodukt (edaspidi ka SKP) on kasutust leidnud makroökonomilist aspekti kaasavates mudelites ning leidnud ka statistilist kinnitust. Ühtlasi on kaasatud investeringutele, kapitali kasutusele ja ettevõtte paindlikkusele mõju avaldavad intressimäärad. Samuti leiavad oma koha pankrotimudelites erinevad indeksid, mis on ka käesolevas töös aktuaalsed ja mõjutavad tööstussektorit. Tuntumad neist on tööstustoodangu indeks (edaspidi ka TTI) ja tarbijahinnaindeks (edaspidi ka THI). Üldjuhul kvalifitseeruvad nimetatud indeksid efektiivseteks parameetriteks hindamaks seost intressimäärade ja tööstussektori toimetuleku vahel. (Liou, Smith 2007)

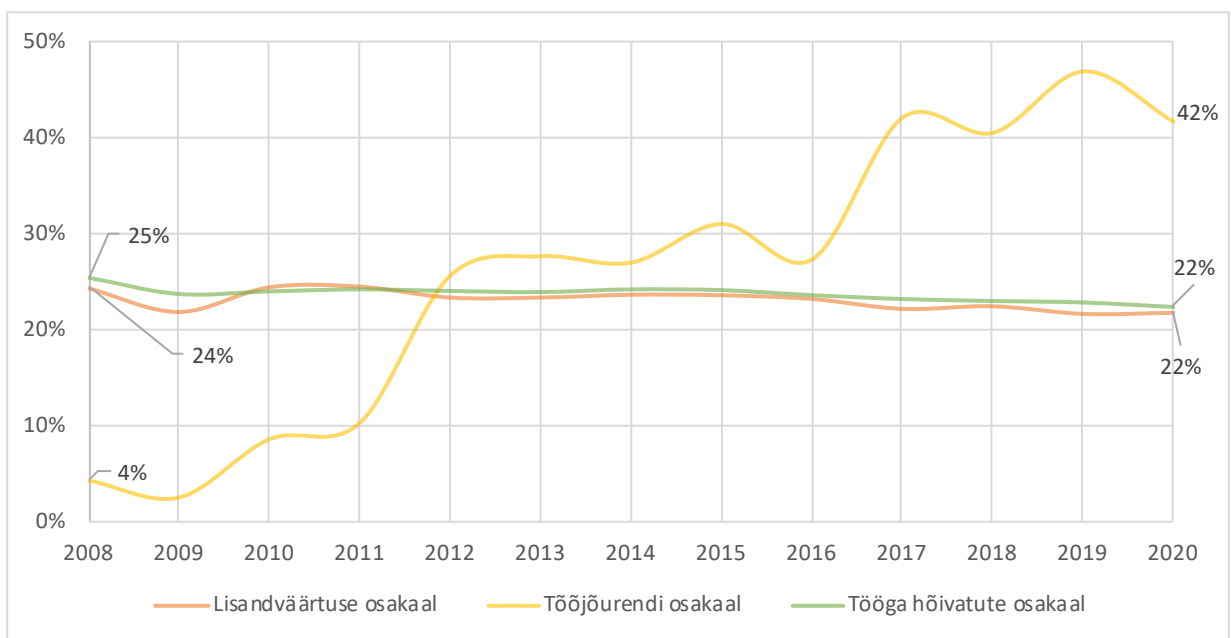
### **1.3. Eesti töötleva tööstuse ülevaade**

Töötlev tööstus paikneb Eesti Majanduse Tegevusalade Klassifikaatori (EMTAK) tegevusalade nimestikus ja leiab oma koha jao C alt. Töötlev tööstus hõlmab endas tegevusi materjalide, ainete või komponentide mehaanilise/füüsikalise või keemilise muundamise/töötlemisega uuteks toodeteks. Töötlemise all mõeldakse tavaliselt kauba olulist muutmist, renoveerimist või rekonstrueerimist ning töödeldavaks materjaliks, aineks või komponendiks loetakse põllumajanduses, metsanduses, kalanduses või mäetööstuses toodetud tooret või töötleva tööstuse mõne teise tegevusala toodet. (E-äriregister 2008)

Tööstussektor kannab riikide majanduses üha olulisemat rolli, olles üheks keskseks haruks nii lisandväärtuse loomisel, ekspordi tagamisel kui ka tööhõive pakkumisel (Tööstusalade ... 2018). Eesti sisemajanduse koguproduktist moodustab tööstussektor ligikaudu viiendiku ning ekspordikäibest koguni kahe kolmandiku. Tööstuses esinev tihe konkurents ja modernisatsioon on

Euroopa Liidu aktiivse rolli tõttu üha enam tajutav nähtus. Nende hinnangul on sektori jätkusuutlik areng ühiskondlikus plaanis ülimalt oluline, et luua tulevikuplaanis jätkusuutlikke ja kvaliteetseid töökohti, tagada kestlik majanduskasv ja lahendada sotsiaalseid probleeme. Viimaste aastate tendentsina mõjuvad Eesti tööstussektori käekäigule aina enam regionaalsed ja globaalsed muutused, tähelepanuväärset efekti avaldavad maailmas toimuvad sündmused (nii tehnoloogilised kui ka mittetehnoloogilised). (Tööstuspoliitika ... 2017)

Viimase kümnendi jooksul on üheks selgeks murekohaks välja kujunenud töötlevas tööstuses loodav suhteliselt madal lisandväärtus. Perioodil 2008–2017 on kõnealuse sektori äriorganisatsioonide, tööga hõivatute arv ja lisandväärtus püsinud osakaaluna kogu ettevõtlusest ühtlasel tasemel. 2000. aastate lõpus, väljudes riikide majandust valitsenud ülemaailmsest majanduskriisist, kerkis töötleva tööstuse keskmine palgatase ootustest kiiremini, ent viimaste aastate mastaabis torkab esile pidurdunud kasvutempo. Sellise trendi jätkumine võib tulevikus tekitada ettevõtete juhtidele vajalike töötajate leidmisega probleeme. Antud murekohale viitab juba praegu asjaolu, et viimaste aastatega on töötlevas tööstuses oluliselt kasvanud renditööjõu kasutamine. (Leoma, Ungro 2020) Tööjõurendi, lisandväärtuse ja tööga hõivatute osakaalusid kogu ettevõtlusest illustreerib joonis 2 (vt ka lisa 1).



Joonis 2. Töötleva tööstuse majandusnäitajate osakaalud kogu ettevõtlusest (%)

Allikas: Eesti Statistikaamet, tabel EM001, autori arvutused

Eesti töötlevas tööstuses leidub tegevusega hõivatud ettevõtteid üle 7500, millest enamus on väikese või keskmise suurusega. Äriorganisatsioonidest nimekamate hulka kuuluvad näiteks võrguseadmete tootja Ericsson Eesti AS, laevaehitus- ja metallitöötlemiskontsern BLRT Grupp AS kui ka tööstuselektronika tootja Enics Eesti AS. Sektor on oluliseks kodumaise majanduse eestvedajaks, luues inimestele rohkelt uusi töökohti. Töötlevat tööstust võib pidada suurimaks tööandjaks Eestis, kus töötab peaaegu iga viies tööga hõivatu. Sama näitaja põhjal on suuremateks harudeks puidutööstus, metallitööstus ja toiduainete tootmine. Sektori konkurentsivõime sõltub suuresti tootlikuse kasvatamisest, mis eeldab lisainvesteeringuid põhivaradesse, ent olulisel kohal on ka protsessis osalevate inimeste arendamine. Antud majandusharu on tugevalt seotud välisurgudega (peamiselt Soome ja Rootsi), kuhu müüakse rohkem kui 60% kodumaisest toodangust. (2018. aasta ... 2019)

#### **1.4. Eesti majanduslik seis**

Nii nagu kogu maailmas, valitseb ka Eesti majanduses segane olukord ja sõjaolukorrast tingitud muutustega kohanemine. Siiski pole eriolukorraga kaasnevad sanktsioonid (näiteks Vene toodete embargo) veel täies ulatuses realiseerinud, veel vähem Eesti majandusele oma täit mõju avaldanud. Eesti Panga poolt igal aastal ilmuvas kvartaalses ülevaates Rahapoliitika ja Majandus seisab, et küllaga on Eesti majandusaktiivsus saanud korralikult kannatada eeskätt koroonakriisi järgse kasvuhoo raugemise ja kallinenud energiahindade poolest. Taoline situatsioon on omakorda kiirendanud inflatsiooni, mistõttu satub küsimuse alla tarbimise kasvu jätkusuutlikus. Käesoleva aasta veebruaris kerkis hinnatõus koguni 12%-ni, sellest ligikaudu poole moodustasid energiahinnad. Kiirenevas kasvutempos olevate energiahindade tõusu taga on mitmeid erinevaid faktoreid – sealhulgas nii maagaasi, süsihappegaasi kui ka nafta hindade tõus, mille hulka lisandub ka piiratud ülekandevõimsus. Eelmisel aastal kasvama hakanud ja käimasoleva aasta alguses suurena püsinud tööjõupuudus ja rahvusvahelised tarneraskused põhjustavad pakkumispoolseid probleeme ning pärsivad viimase kahe aasta majanduskasvu jätku. (Rahapoliitika ... 2022)

Siiski on Eesti majanduslik seis viimaste aastate jooksul ületanud ootusi, võttes arvesse kriisiolukorda, ja näidanud seejuures tugevaid numbreid. Eelmisel aastal nägi kodumaine majandus 8,3%-st kasvu, millest märkimisväärse panuse andis harukordne kasv äriteenuste sektoris. Viimase aja trendina on hoogsalt kasvanud ka tööstustoodang, eratarbimine, jaekaubanduse maht kui ka konkurents pangandusturul. Neist viimase puhul on laienenud

laenusajate ring ja neile pakutavate kohustuste tingimused veidi leevenenud. Tugevajõulisi tulemusi demonstreerisid ka Eesti kaubanduspartnerid, kelleks on Eesti Panga andmetel Läti, Leedu, Soome, Rootsi ja Saksamaa, mis kinnitab Eesti riigi ekspordinõudlust. Eestis valmistatav toodang on maailmaturul kasvanud (ekspordihinnaindeks kasvas 20%), selle tulemusena on olenemata pakkumispoolsetest probleemidest kasvanud jõudsalt ka tööstustoodangu maht, millest 60% moodustab eksport. (Rahapoliitika ... 2022)

## 1.5. Varasemad uuringud

Märkimisväärsed, teedrajavad ning tänapäeva uuringutele siiani suureks eeskujuks olevad Beaver (1966) ja Altman (1968) on tõenäoliselt ühed mõjuvõimsamad tööd pankrotistumise prognoosimisel. Mõlemas uuringus on seletavateks tunnusteks valitud finantssuhtarvud - Beaver kasutas oma töös erinevaid suhtarvude gruppe, millest igaüht esindas kuus konkreetset näitajat, ja sooritas seejärel ühemõõtmelise analüüsi (*univariate analysis*), lisades kasutatud tegurid ükshaaval mudelisse. Beaveri empiiriline analüüs põhines tõepära suhte testil (*likelihood-ratio test*), millest selgus mõningane varieeruvus kasutatud näitajate ennustusvõimetes. Näiteks oli rahavoogude ja võla suhtarvul tugev ennustusvõime kogu vaadeldava perioodi jooksul, samal ajal demonstreerisid likviidsussuhtarvud aga oluliselt kehvemaid tulemusi. Samuti sai suhtarvude toel klassifitseerida tegevust jätkanud ettevõtteid oluliselt efektiivsemalt kui pankrotistunud äriühinguid. (Beaver 1966)

Altman aga rakendas ennustusvõime parendamise huvides mitmemõõtmelist diskriminantanalüüsi (*multivariate discriminant analysis*). Altmani diskriminantanalüüsi funktsioon avaldus kujul (Altman 1968):

$$Z = v_1X_1 + v_2X_2 + \dots + v_nX_n \quad (1)$$

kus

$v_1, v_2, \dots, v_n$  on ühikud koefitsendid

$X_1, X_2, \dots, X_n$  on seletavad tunnused

Mudel arvutab ühe eraldiseisva  $Z$ -väärtuse (tuntud ka kui Altmani  $Z$ -skoor), mis prognoosib finantssuhtarvudel põhineval meetodil ettevõtete pankrotistumise tõenäosust. Altman rõhutab enda uuringus, et võrreldes ühemõõtmeliste analüüsidega, kus vaadatakse individuaalseid karakteristikuid ükshaaval, saab MDA kasutamisel hinnata tervet seletavate muutujate komplekti

korraga, mis antud uuringu puhul koosneb viiest näitajast: netokäibekapital / koguvara, jaotamata kasum / koguvara, ärikasum / koguvara, turukapitalisatsioon / kohustused kokku, müügitulu / koguvara. Uuringu empiirilises osas, diskriminantanalüüsi rakendades, leidis Altman igale suhtarvule koefitsendi ehk kaalu. Viie kaalutud suhtarvude toel leitav Z-Skoor klassifitseerib firmad kolme tsooni ( $< 1,81$  = "pankrotitsoon",  $1,81-2,99$  = "hall ala" (ei saa täpseid järeldusi teha),  $> 2,99$  = "ohutu tsoon"). Diskriminantanalüüs osutus äärmiselt efektiivseks, ennustades 94% täpsusega ettevõtete pankrotistumist. Näiteks saavad krediitiasutused kasutada Altmani Z-Skoori kui laenuaotlejate käekäiku kirjeldavat indikaatorit, vähendades seega oluliselt taustauuringule minevat ajakulu. (*Ibid.*)

MDA kasutamine on olnud üheks populaarseimaks meetodiks pankrotimudelite koostamisel, kuid mõningate statistiliste piirangute poolest võib diskriminantanalüüsi rakendamisel esineda probleeme. Nende vältimiseks on varasemast USA professor James A. Ohlson kasutusele võtnud logistilise regressioonimudeli, mis oma olemuselt nõuab vähem piiranguid ja eeldusi, et mudel oleks õigesti interpreteeritud. Tema tööst selgub, et ettevõtete pankrotistumisele avaldab statistiliselt olulist mõju (1) firma suurus, (2) finantsstruktuur, (3) ettevõtte tegevusest tulenev kasum/kahjum ja (4) likviidsus. (Ohlson 1980)

Shumway (2001) viitab enda uuringus MDA ja logistilise regressioonimudeli staatilisusele, mis on tingitud ajadimensiooni vältimisest, ning pakub välja, et analüüsiks sobiks paremini hoopis ohumudeli (*hazard model*) rakendamine. Erinevalt MDA ja logit mudelist võtab ohumudel arvesse ettevõtete pankrotistumise riski aja jooksul - see tähendab, et kuna paljude ettevõtete karakteristik on pidevas muutuses, siis ka firma risk pankrotistuda muutub aja jooksul. Olulisel kohal on värsked finantsandmed ja firma vanus. Ohumudel sarnaneb oma olemuselt logistilisele regressioonimudelile, kus funktsiooni seletavate tunnuste hulka on kaasatud ka aeg, mis firma on veetnud nn majanduslikult stabiilses grupis (pole pankrotti läinud, üle võetud, likvideerimisel jms.). Shumway ohumudeli tulemused peegeldavad turupõhiste tegurite tähtsust pankrotimudelite koostamisel, millest statistilist kinnitust leidnud turu suurus ja aktsia tootlus mõjutasid otseselt firmade läbikukkumist.

Hol (2007) võttis oma töös lisaks finantsuhtarvudele kasutusele ka makroökonomilised tegurid ja rakendas uuringu empiirilises osas logit mudelit (*logit*). Valitud makronäitajateks olid: (1) SKP, (2) SKP lõhe või toodangulõhe, (3) tööstustoodangu indeks TTI ja (4) rahapakkumine M1. Hol leidis, et SKP lõhe, tööstustoodangu indeks ja rahapakkumine on statistiliselt olulised tunnused,



firmad pankrotistuvad tõenäolisemalt kui SKP on allpool oma potentsiaalset trendi. Huvitava asjaoluna ei avaldanud reaalne majanduskasv aga statistilist olu Hol uuringus analüüsitavaatele andmetele. Sarnaselt kaasas Altman (1983) oma töösse makroökonomilise aspekti ja avastas, et reaalne majanduskasv, aktsiaturgude tootlus ja rahapakkumine on tõukejõuks firmade pankrotistumises.

Baueri ja Agarwali (2014) uuringus rakendatava ROC-kõvera (*receiver operating characteristics curve analysis*) analüüsi käigus selgub, et eelpool nimetatud Shumway (2001) kasutatud ohumudel on oma olemuse poolest pankrotistumise tõenäosuse määramisel tõepoolest täpsem kui teistes varasemates uuringutes kasutatud nn staatilised meetodid. Erinevalt Altmani (1968) ja Beaveri (1966) töödest, kus seletavate tunnustena esinevad suhtarvud kuuluvad ühte kategooriasse, lubab ohumudel hinnata mitmeid dimensioone (suhtarvud, turunäitajad, aeg) korruga. ROC-kõvera analüüsi tulemustes on näha, et individuaalsete ettevõtete pankrotistumise tõenäosuse leidmisel on võtmetähtsusega, millist meetodit regressioonanalüüsis rakendatakse. Nii finantssuhtarvudel, finantssuhtarvudel ja turuandmetel põhineva mudeli kui ka ohumudeli ennustusvõimed erinevad kohati piisavalt, et ühes funktsioonis rolli kandvad seletavad tunnused muutuksid teises statistiliselt mitteoluliseks.

Altmani esialgsele Z-skoorile (1968) järgnenud uuringud on mõju avaldanud ka autorile endale. Tema 2017. aasta uuringus on rõhutatud nii aja, ettevõtte suuruse, majandusharu kui ka makroökonomiliste tegurite tähtsust pankrotimudelite koostamisel. Samas töös tutvustati uuendatud Z-Skoore nii avalikele kui ka privaatsetele ettevõtetele ( $Z'$ -Skoor ja  $Z''$ -Skoor), kus turukapitalisatsioon asendati omakapitali raamatupidamisliku väärtusega. Uuringust selgub, et lisaks ohu- ja turupõhiste mudelitele, pole finantsuhtarvud ligi 50 aasta möödudes oma tähtsust antud teema puhul kaotanud. Nimelt prognoosis uuendatud  $Z''$ -Skoor olulise täpsusega firmade pankrotistumist rahvusvahelises kontekstis, kus kõik kasutatud näitajad ennustasid ühtlaselt hästi. Antud bakalaureusetöös on olulisel kohal uuendatud mudelid, sest kõik käesoleva töö valimisse kuuluvad ettevõtted ei avalikud. (Altman *et al.* 2017).

Tabel 1. Varasema kirjanduse ülevaade

Autor(id)	Pealkiri	Metoodika
Beaver (1966)	Financial Ratios As Predictors of Failure	Tõepära suhte test ( <i>likelihood-ratio test</i> )
Altman (1968)	Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy	Diskriminantanalüüs ( <i>MDA</i> )
Ohlson (1980)	Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy	Logistiline regressioonimudel ( <i>logistic regression</i> )
Altman (1983)	Why businesses fail	Hajutatud viivitusmudel ( <i>distributed-lag model</i> )
Shumway (2001)	Forecasting Bankruptcy More Accurately: A Simple Hazard Model	Ohumudel ( <i>hazard model</i> )
Hol (2007)	The influence of the business cycle on bankruptcy probability	Logit mudel ( <i>logit model</i> )
Bauer, Agarwal (2014)	Are hazard models superior to traditional bankruptcy prediction approaches? A comprehensive test	ROC-kõvera analüüs ( <i>receiver operating characteristics curve analysis</i> )
Altman, Iwanicz-Drozdowska, Laitinen, Suvas (2017)	Financial Distress Prediction in an International Context: A Review and Empirical Analysis of Altman's Z-Score Model	Logistiline regressioonimudel ( <i>logistic regression</i> )

Allikas: autori koostatud

Firmade pankrotistumist analüüsid on eksperdid enamjaolt pööranud tähelepanu individuaalsete organisatsioonide spetsiifilistele tulemustele, vähem on aga proovitud firmade läbikukkumist seostada makroökonomilise keskkonna trendide ja selle üldise seisukorraga (Altman 1983). Paraku on firmade saatus tõenäoliselt sõltuv ka välistest teguritest (näiteks muutused sektoripõhistes näitajates või äritsükli faasis). Küllaga leidub varasemast nende mõju hindavaid uuringuid oluliselt vähem. (Hol 2007) Käesoleva töö kontekstis äratas autoris huvi eelnevalt nimetatud makroökonomilise aspekti kaasamine, et näha, millised näitajad on enim firmade arengukäiku pidurdanud. Arvestades, et Altmani Z-Skoor pole pea poolesaja aasta jooksul enda aktuaalsust kaotanud ning uuendatud indeksid suudavad konkureerida teiste populaarsete mudelitega, käsitletakse järgnevates peatükkides ka nende olulisust. Lisades vaadeldavad välised tegurid suhtarvudega mudelisse, loodab autor näha makronäitajate statistilist kinnitust.

## **2. ANDMED JA METOODIKA**

Alljärgnevides alapeatükkides tutvustatakse bakalaureusetöö analüüsietapis kogutud andmeid ja meetodilist rakendust nende kasutamisel. Lisaks on välja pakutud alternatiivseid lähenemisi sarnaste uurimisprobleemide lahendamisel. Analüüs sooritatakse vabatarkvaras Gretl.

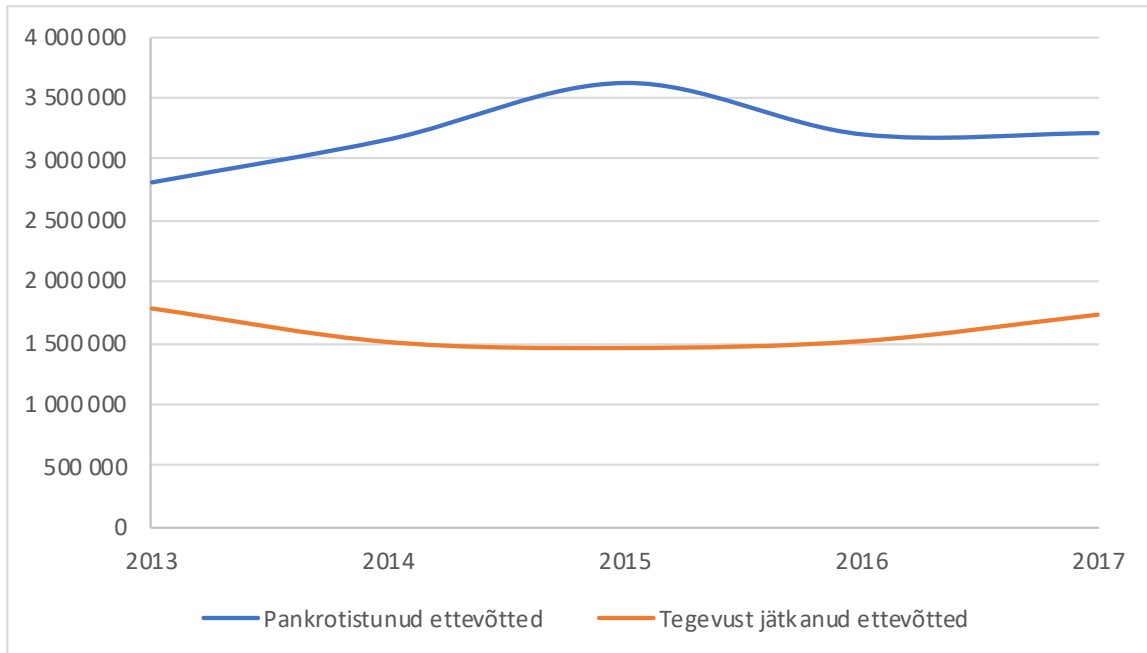
### **2.1. Andmed ja valim**

Käesoleva töö raames sooritatava ökonomeetrilise analüüsi ettevalmistamisel on autor kogunud andmeid töötleva tööstuse individuaalsete ettevõtete majandusaasta aruannete, Eesti riigi põhiliste makronäitajate ning tööstussektorit spetsiifilisemalt mõjutavate indeksite kohta. Nimetatud andmed pärinevad Äripäeva Infopanga, Statistikaameti ja Eesti Panga kodulehekülgedelt, informatsioon pankrotistunud ettevõtete nimekirja kohta tuleneb Creditinfolt. Ettevõtete majandusaasta aruanded hõlmavad viieaastast perioodi, neist väljaloetava informatsiooni toel moodustub algvalim 50 ettevõttest, millest 21 puhul kuulutati 2020. aastal Pankrotiseaduse alusel välja pankrot. Ülejäänud juhuslikult valitud 29 ettevõtet jätkasid oma tegevust samal aastal ja sattusid valimisse sarnaste müügitulemuste alusel kolm aastat enne pankrotistumise väljakuulutamist. Kolmeaastane erinevus perioodide vahel tuleneb sellest, et enamjaolt olid kõige kaasaegsemad aruanded kättesaadavad just alates 2017. aastast. Nagu varasemalt mainitud (Mensah 1984), siis pankrotistumise protsess on pikaajaline ja võimalikud indikaatorid läbikukkumisest peaksid nähtavad olema mitmeid perioode enne lõplikku põhjaminekut. Seda meeles pidades, võtab autor kasutusele aastate 2013-2017 kohta käivad andmed 50 individuaalse töötleva tööstuse ettevõtte kohta. Makronäitajad ja nende alla liigituvad sektoripõhised indeksid on käesolevasse uuringusse võetud üheaastase nihkega.

Algvalimi koostamisel lähtus autor Creditinfo poolt pakutud nimekirjast pankrotistunud ettevõtetest, kust leidis kõik 45 töötleva tööstuse äriorganisatsiooni, kellele kuulutati 2020. aastal kohtumenetlusega välja pankrot. Ettevõtetest 41 olid osühinguna, kolm aktsiaseltina ja üks ettevõtte ka tulundusühistuna registreeritud. Firma ettevõtlusvormi puudutavaid piiranguid ei seatud. Küllaga, arvestades vaatluse alla võetud ajaperioodi (2013-2017), mahtus neist saadaval

olevate majandusaasta aruannete põhjal valimisse 21 tükki. Ühe autoripoolse soovina hoida valim võimalikult suur, oli tegemist esialgu esimese ja ainsa piiranguga pankrotistunud ettevõtetele. Kohtumenetlusega likvideeritud ettevõtetele vastanduvad, tegevust jätkanud ettevõtted sattusid valimisse sarnaste müügitulemuste alusel viimasel kättesaadaval aruandeaastal. Majandusaasta aruannetes sisalduv informatsioon on igal ettevõttel individuaalne ja tihti ka erinevas formaadis. Segaduste ja väärandmete kasutuse vältimiseks sisestas autor käesoleva töö raames aktuaalseid bilansi- ja kasumiaruannete kirjeid ükshaaval, olles modelleerinud eelnevalt Excelis sobiva tabeli (Ettevõtete 2013-2017 ... 2022), millest hilisema analüüsi käigus eksportida andmed Gretl-i tarkvaraprogrammi.

Algvalimi moodustanud 50 ettevõtet võib jagada kahte gruppi: (1) pankrotigrupp (21 ettevõtet) ja (2) tegevust jätkanud grupp (29 ettevõtet). Vaadeldud perioodis oli grupp 1 keskmiseks koguvarade summaks 3 204 254€, püsides vahemikus 28 060€ - 27 534 661€. Grupp 2 vastavad näitajad olid 1 597 626€ (keskmine koguvarade summa) ja 4 751€ - 15 628 012€ (koguvarade miinum- ja maksimumväärtus). Autor juhib tähelepanu keskmiste koguvarade proportsioonide erinevustele grupp 1 ja grupp 2 vahel, mida iseloomustab joonis 3.

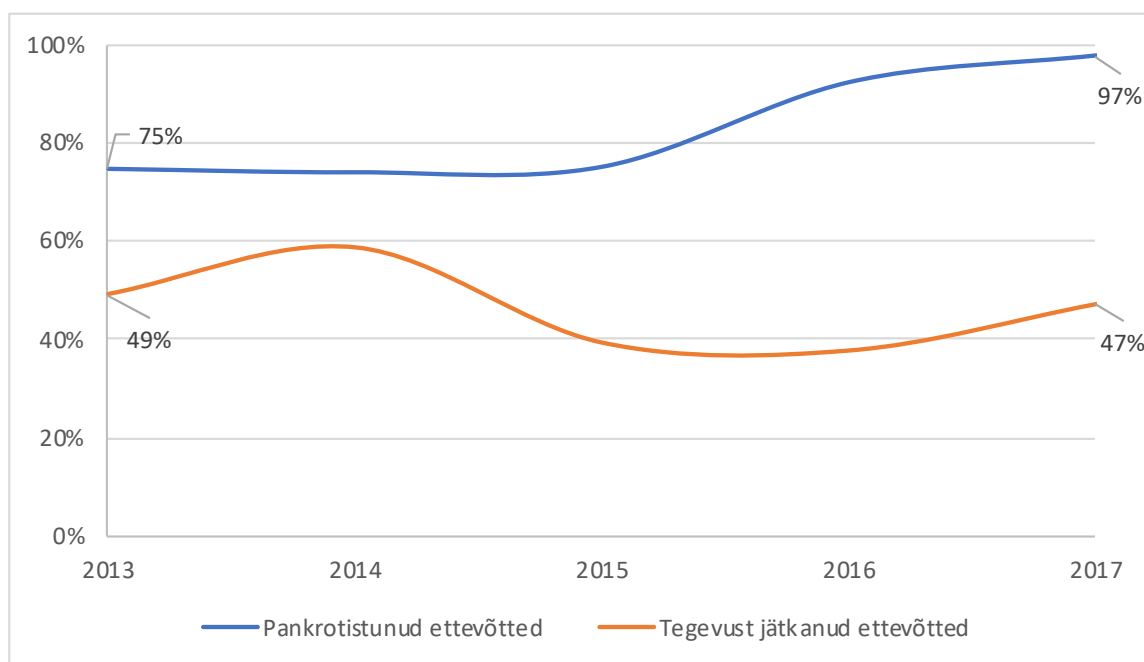


Joonis 3. Pankrotistunud ja tegevust jätkanud ettevõtete keskmiste koguvarade väärtus 2013-2017 (EUR)

Allikas: autori koostatud ettevõtete majandusaruannete põhjal

Jooniselt 3 on näha, et pankrotistunud ettevõtete keskmised koguvarad on suuremad kui tegevust jätkanud ettevõtetel, seda eriti 2015. aastal. Koguvarade näitajat võib pidada üheks ettevõtte suurust näitavaks indikaatoriks, kuna enamjaolt on suurematel ettevõtetel suurem koguvarade tase ja vastupidi. Koguvarade gruppidevahelise küllaltki suure varieeruvuse tõttu võib antud töö kontekstis teiste ettevõtte suurust iseloomustavate tegurite mitteamestamine (nt töötajate arv) kujuneda lõplikus ökonomeetriselises mudelis potentsiaalseks murekohaks.

Keskmete koguvarade küllaltki suure erinevuse tõttu võtab autor kasutusele veel ühe suhtarvu, et teha eeltöö ökonomeetriselisele analüüsile ja näha, kas vaadeldavas perioodis esinevad märgatavad erinevused grupp 1 ja grupp 2 vahel. Joonis 4 illustreerib seekohal olulist vaatepilti, millest avaldub, et keskmete kohustuste suhe koguvaradesse on pankrotistunud ettevõtetel oluliselt kõrgem kui tegevust jätkanud ettevõtetel ning 2017. aastal saavutanud kriitiliselt kõrge tulemuse (97%). Tegevust jätkanud firmade puhul moodustavad vaadeldava valimi puhul kohustused alla poole koguvaradest.



Joonis 4. Pankrotistunud ja tegevust jätkanud ettevõtete keskmiste kohustuste suhe koguvaradesse 2013-2017 (%)

Allikas: autori koostatud ettevõtete majandusaruannete põhjal

## 2.2. Finantssuhtarvud ja makronäitajad

Ettevõtete suhtarvud on antud töö puhul kontrollgrupiks makronäitajate mõju hindamiseks. Kuna puudub üks selgesti eristatav pankrotinäitaja, tuleb hinnangute tegemisel arvesse võtta mitmeid tegureid korraga. (Altman *et al.* 2017) uuringus, kus analüüsiti rahvusvahelisi ettevõtteid, on välja pakutud individuaalsete organisatsioonide suhtarvudel põhinev Z'-Skoor, mis sobib hindamiseks ka privaatsete firmade puhul. Varasema kirjanduse (peamiselt Altmani enda 1968. aasta uuringu) põhjal on Z'-Skoori valemiks funktsioon olulisematest firmade käekäiku hindavatest bilansi- ja kasumiaruannete kirjete suhtarvudest. Z'-Skoor on kirja pandud järgnevalt (Altman *et al.* 2017):

$$Z' = 0,717 X_1 + 0,847 X_2 + 3,107 X_3 + 0,420 X_4 + 0,998 X_5 \quad (2)$$

kus

0,717, 0,847, ... 0,998 on ühiku koefitsendid

$X_1$  netokäibekapital / koguvara (*Working Capital / Total Assets*)

$X_2$  jaotamata kasum / koguvara (*Retained Earning / Total Assets*)

$X_3$  EBIT (ärikasum) / koguvara (*Earnings before Interest and Taxes / Total Assets*)

$X_4$  omakapital / kohustused kokku (*Book Value of Equity / Book value of Total Liabilities*)

$X_5$  müügitulu / koguvara (*Sales / Total Assets*)

Z' pidevat väärtust omav summaarne indeks (sõltuv tunnus)

Lisaks eelpool nimetatud ettevõttepõhistele näitajatele on autor uuringusse kaasanud ka kogu majandust mõjutavad makronäitajad, mille hulka kuuluvad mõningad Eesti Panga kodulehelt (Eesti Pank, tabel 3. Eesti...) leitavad kodumaise majanduse põhinäitajad. Käesoleva töö puhul on autor valinud nendest järgnevad tegurid:

- 1) Sisemajanduse koguprodukt (SKP)
- 2) Tööstustoodangu mahuindeks (TTI)
- 3) Ettevõtete investeeringud põhivaradesse
- 4) Tarbijahinnaindeks (THI)
- 5) Töötuse määr
- 6) Keskmise brutokuupalk
- 4) Eksport

### 2.3. Tõenäosusmudelid

Kasutades paneelandmete struktuuri ja binaarset sõltuvat tunnust, leiab käesoleva bakalaureusetöö analüüsi etapis rakendust sobiv tõenäosusmudel. Esmalt tutvustab autor erinevaid tõenäosusmudeleid ja valib seejärel nendest sobiva. Alternatiivseid mudeleid soovitud probleemi lahendamiseks on mitmeid. Seda, millist konkreetset funktsiooni on kasutusel olevate andmete korral paslik rakendada ja mida tähendab binaarne sõltuv tunnus, leiab alljärgnevas lõikes.

Klassikalist logistilist regressioonimudelit (*logistic regression*) võib nimetada tõenäosusmudelite baasfunktsiooniks, mille järgi on tuletatud teised alternatiivsed meetodid sarnaste probleemide lahendamiseks. Logistiline regressioonimudel on oma olemuse poolest küllaltki sarnane lineaarse regressioonimudeliga, nende peamine erinevus seisneb mudelist arvutatava sõltuva tunnuse väärtuses. Kui lineaarses regressioonimudelis otsitakse eelduste kohaselt ühte pidevat, mistahes kvantitatiivset väärtust omavat tunnust, siis logistilises regressioonimudelis omab üks, mudelist arvutatav sõltuv tunnus ehk  $Y$  binaarset/dihhotoomset väärtust. See tähendab, et otsitav väärtus kategoriseeritakse vastavalt etteantud juhiste ühte gruppi kahest (peamiselt kas grupp null või grupp üks). (Hosmer Jr *et al.* 2013) Logistiline regressioonimudel on lugejale lihtsamini interpreteeritav ja aitab ära hoida võimalikku segadust tulemuste tõlgendamisel - mudelisse lisatud individuaalsete seletavate tunnuste karakteristikast avaldub sõltuva tunnuse tõenäosus, mille väärtus langeb vahemikku null kuni üks (Sperandei 2014).

Klassikaline logistiline regressioonimudel on üldjoones kirja pandud järgnevalt (Altman *et al.* 2017):

$$p(Y = 1|X) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_k X_k)}} \quad (3)$$

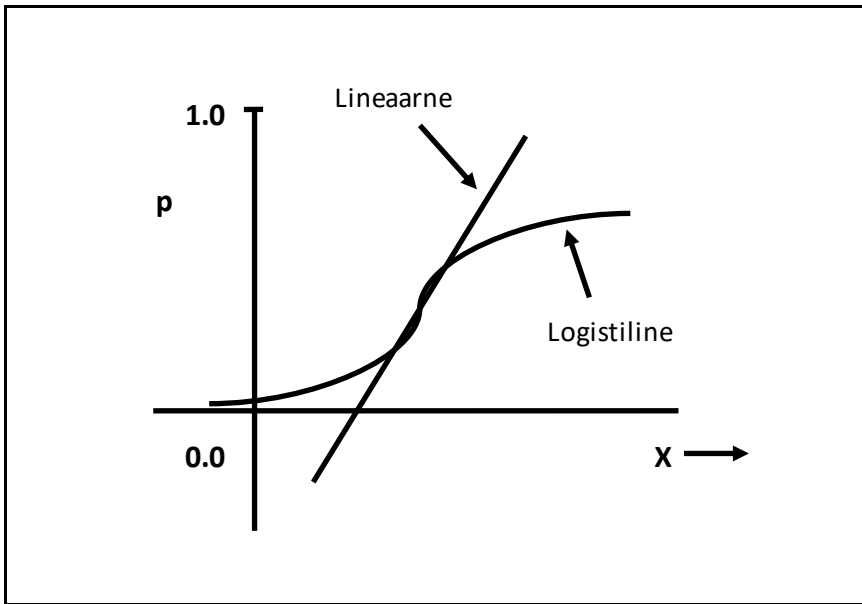
kus

$p$  - sündmuse esinemise tõenäosus

$\beta_i$  ( $i = 0, \dots, k$ ) - seletavate tunnuste koefitsendid

$X_k$  ( $i = 1, \dots, k$ ) - seletavate tunnuste väärtused

Taoline funktsioon näeb graafiliselt välja S-kujulise kõverana (joonis 5), mis keskelt on praktiliselt lineaarne, kuid otstes kõverdub. Seda sellepärast, et püsida piiratud väärtuste (nulli ja ühe) sees. Antud juhul muutub lineaarse mudeli kasutamine mõnevõrra problemaatiliseks, kuna prognoositavad tõenäosused ei pruugi püsida vahemikus null kuni üks. Seda sellepärast, et võrduse parempool ei arvesta seatud piiranguga langeda diskreetsesse piirkonda. (DeMaris 1995)



Joonis 5. Lineaarne vs logistiline regressioonimudel.  
Allikas: Demaris (1995)

Siiski on kasutusel oleva andmestruktuuri ja binaarse sõltuva tunnusega mudelite hindamine olnud varasemas kirjanduses sisuliselt lahendamata probleem, kuigi osalisi lahendusi nagu logit või probit meetodeid on kasutatud (Klaassen, Magnus 2001). Hoolimata logiti ja probiti atraktiivsusest, rakendatakse analoogsete probleemide lahendamisel ka lineaarset tõenäosusmudelit (*linear probability model*), mille kasutamisel rikutakse eeldust, et ennustatud tõenäosused püsivad vahemikus null kuni üks. (Horrace, Oaxaca 2006) Küllaga võib andmetüübist tingituna olla antud juhul mittelineaarsete mudelite (logit, probit) koostamine ebaratsionaalne, sest kasutusel olevas tarkvaraprogrammis Gretl on see praktiliselt sobimatu lähenemisviis. Seetõttu on autor otsustanud sarnaselt (Klaassen, Magnus 2001) läheneda käesoleva probleemi lahendamisele läbi lineaarse tõenäosusmudeli, rakendades (nagu ka teiste lineaarsete mudelite puhul) sobilikku vähimruutude meetodit, mis tehakse kindlaks edasiste statistiliste eelduste testimisel.

LPM funktsioon näeb oma olemuselt välja kui tüüpiline lineaarne regressioonimudel (valem 4), kuid kuna sõltuv tunnus on binaarne, siis nimetatakse seda lineaarseks tõenäosusmudeliks (Gujarati, Porter 2009). Lineaarse regressioonimudeli korral eeldatakse, et mudelist avalduv sõltuv tunnus väljendub kui  $Y = E(Y|x) + \varepsilon$ , kus  $E(Y|x)$  on tingimuslik keskvärtus (*conditional mean*), ühtlasi sõltuva tunnuse kvantitatiivne suurus, arvestades  $x$  ehk seletavate tunnuste väärtusi ja  $\varepsilon$  on juhuslik komponent, mis kirjeldab valimi kõrvale kaldumist tingimuslikust keskvärtusest.



Tingimuslik keskvärtus arvestab juhusliku komponendi abil ka teiste sõltuvat tunnust mõjutavate regressoritega, mida mudelisse parasjagu lisatud pole. Eelduste kohaselt allub juhuslik komponent  $\varepsilon$  normaaljaotusele, see tähendab, et tema keskvärtus on võrdne nulliga ja dispersioon on konstantne. Dihhotoomset ehk binaarset väärtust omava sõltuva tunnuse korral on olukord teine. Kaheväärtuselise sõltuva tunnuse korral võib oletada, et sõltuv tunnus  $Y$  avaldub funktsioonina  $Y = \pi(Y) + \varepsilon$ , kus  $\pi$  iseloomustab tõenäosust. Juhuslik komponent  $\varepsilon$  arvestab sel puhul, et  $Y$  omab binaarset väärtust, st et kui  $Y = 1$ , siis  $\varepsilon = 1 - \pi(Y)$  ja vastupidiselt kui  $Y = 0$ , siis  $\varepsilon = -\pi(Y)$ . Tõenäosus, et  $Y = 1$  on  $\pi(Y)$  ja  $y = 0$  on  $1 - \pi(Y)$ . (Hosmer Jr *et al.* 2013)

Ühendatud andmetes (*pooled data*) on kokku kombineeritud nii ruum kui ka aeg ehk kasutusel on aegread (*time series data*) ja ristanndmed (*cross-sectional data*). Sellist ühendatud andmete struktuuri nimetatakse tänapäeval paneelandmeteks (*panel data*). Klassikaliseim lähenemine paneelandmete ökonomeetriliseks kasutamiseks on hariliku vähimruutude meetodi (*ordinary least squares*) rakendamine, mis oma statistiliste eelduste kohaselt arvestab ruumi ja ajaefekti kombineerimisega. Enamjaolt on OLS ka põhiliseks meetodiks sarnaste probleemide lahendamisel. (Stimson 1985) Küllaga võivad hariliku vähimruutude rakendamisel olla lineaarses tõenäosusmudelis rikutud mõningad statistilised eeldused, andes nihkega hinnangud mudeli parameetrites või standardvigades. Nende probleemide vältimiseks on OLS-i asemel võimalik kasutada kaalutud vähimruutude meetodit (*weighted least squares*), kus suurema vealiikme dispersiooniga vaatlustele antakse väiksemad kaalud ja vastupidi. (Wooldridge 2015) Paneelandmete korral kasutatakse grupiviisilist kaalutud vähimruutude meetodit (*groupwise weighted least squares*).

Sotsiaalteadustes on vähimruutude meetod üks populaarsemaid lineaarse mudeli analüüsimeetodeid. Mudeli eesmärgiks on modelleerida seos ühe sõltuva tunnuse ( $Y$ ) ja ühe või seletavate tunnuste komplekti vahel ( $X_1, X_2, \dots, X_n$ ). Lineaarse regressioonimudeli üldkuju avaldub järgnevalt (Pohlman, Leitner 2003):

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n + \varepsilon \quad (4)$$

kus

$\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_n$  on regressiooni koefitsendid ehk parameetrid

$X_1, X_2, \dots, X_n$  on seletavate tunnuste vektorid

$\varepsilon$  on juhuslik liige

Sellise mudeli parameetrid on lineaarsed, kuid mudeli koefitsentide vahel võib olla ka mittelineaarne seos. (*Ibid.*)

Vähimruutude meetodi kasutamisel saab tõhusalt kontrollida püstitatud hüpoteese, mida võetakse vastu või lükatakse ümber regressioonimudelil arvutatavate statistikute alusel. Ometi on vähimruutude meetodi puhul rakendataval lineaarsel regressioonimudelil mitmeid eeldusi ja piiranguid, mille rikkumise korral võivad tulla nihkega hinnangud nii keskväertustes kui ka standardvigades. (Ugrinowitsch *et al.* 2004) USA professorite Damodar Gujarati ja Dawn Porteri avaldatud teoses (Gujarati, Porter 2009) on välja toodud kümme eeldust regressioonimudeli ladusale töötamisele, milleks on:

- 1) Regressioonimudel on lineaarne parameetrite suhtes.
- 2) Seletavad tunnused ( $X$ -väärtused) on eksogeensed ehk puuduvad stohhastiliselt.
- 3) Seletavad tunnused on sõltumatud juhuslikust liikmetest ehk juhusliku liikme  $\varepsilon$  keskväertus on null (vabaliikmega mudeli puhul automaatselt täidetud).
- 4) Mudel on homoskedastiivne (puudub heteroskedastiivsus).
- 5) Jääkliikmete vahel puudub autokorrelatsioon.
- 6) Valimi vaatluste arv peab olema suurem kui hinnatavate parameetrite arv.
- 7) Seletavate tunnuste väärtused peavad piisavalt varieeruma.
- 8) Mudelis ei tohi seletavad tunnused olla tugevas korrelatsioonis (lineaarses sõltuvuses). Samuti ei tohi esineda multikollinearsust.
- 9) Mudeli spetsifikatsioonis ei esine kõrvalekaldeid, st mudelisse lisatud andmed on korrektselt klassifitseeritud.
- 10) Juhuslikud liikmed peavad alluma normaaljaotusele.

Ülaltoodud eelduste seas on nii elementaarseid kui ka spetsiifilisemaid piiranguid, millest mõnda on eriti majandusandmete puhul keeruline vältida või üldse testida (nt heteroskedastiivsus). Regressioonimudelite hindamisel on autor arvestanud eelnimetatud piirangutega ja proovinud püsida etteantud raamistiku sees, et tulemuste tõlgendamisel ei esineks nihkega hinnanguid, mis võivad valede järeldusteni viia.

### 3. TULEMUSED JA JÄRELDUSED

Järgnevas osas tutvustatakse rakendatavaid mudeleid ning vaatluse all oleva valimi põhjal sooritatud regressioonanalüüsi etappe. Tulemusi vaadatakse nii suhtarvude kui ka suhtarvude ja makronäitajatega mudeli korral. Hindamisel on kogu mudeli ja regressorite olulisuse tõenäosused, mudeli seletusvõime ning parameetrite suunad, et leida kinnitust makronäitajate mõjule ettevõtete pankrotistumises.

#### 3.1 Lineaarne tõenäosusmudel

Käesoleva bakalaureusetöö raames hindab autor kontrollgrupi moodustavate suhtarvude ja vaatluse all olevate makronäitajate toel lineaarseid tõenäosusmudeleid, mis arvestavad paneelandemete ja binaarse sõltuva tunnusega. Lineaarsest tõenäosusmudelist avalduvaid parameetrite hinnangud vaadatakse kui tõenäosusi (täpsemalt - kuidas muutub ettevõtete pankrotistumise tõenäosus, kui vaatluse all olev seletav tunnus kasvab ühe ühiku võrra). Mudelit rakendatakse sobiliku vähimruutude meetodi abil, mis selgitatakse regressioonanalüüsi käigus testitavate statistiliste eelduste kontrollimisel. Lineaarses tõenäosusmudelis võivad hariliku vähimruutude meetodi (OLS) rakendamisel olla rikutud jääkliikmete normaaljaotus ja homoskedastiivsus (Denk, Finkel 1992).

Regressioonimudeli seletavad tunnused on nähtavalt tabelis 2. Lineaarsete tõenäosusmudelite regressorid varieeruvad mudeliti, kuid kõikide rakendatavate funktsioonide sõltuv tunnus jääb analüüsi käigus muutumatuks. Antud uuringus omab sõltuv tunnus (Y) binaarset väärtust (0 = ettevõtte jätkas 2020. aastal oma tegevust, 1 = ettevõttele kuulutati 2020. aastal välja pankrot). Lineaarsete tõenäosusmudelite esialgsed funktsioonid suhtarvudega (valem 5) kui ka suhtarvude ja makronäitajatega (valem 6) avalduvad järgnevalt:

$$Y(0,1) = \pi = const + \beta_1 \frac{\text{netokäibekapital}}{\text{koguvara}} + \beta_2 \frac{\text{jaotamata kasum}}{\text{koguvara}} + \beta_3 \frac{\text{ärikasum}}{\text{koguvara}} + \beta_4 \frac{\text{omakapital}}{\text{kohustused kokku}} + \beta_5 \frac{\text{müügitulu}}{\text{koguvara}} + \varepsilon \quad (5)$$

$$\begin{aligned}
Y(0,1) = \pi = & \text{const} + \beta_1 \frac{\text{netokäibekapital}}{\text{koguvara}} + \beta_2 \frac{\text{jaotamata kasum}}{\text{koguvara}} + \beta_3 \frac{\text{ärikasum}}{\text{koguvara}} + \\
& \beta_4 \frac{\text{omakapital}}{\text{kohustused kokku}} + \beta_5 \frac{\text{müügitulu}}{\text{koguvara}} + \beta_6 \text{SKP}_{t-1} + \beta_7 \text{TTI}_{t-1} + \beta_8 \text{Invest}_{t-1} + \\
& \beta_9 \text{THI}_{t-1} + \beta_{10} \text{Tootus}_{t-1} + \beta_{11} \text{Palk}_{t-1} + \beta_{12} \text{Eksport}_{t-1} + \varepsilon
\end{aligned} \tag{6}$$

kus

$Y(0,1)$  ehk  $\pi$  on mudeli sõltuv tunnus, tõenäosus

$\text{const}$  on vabaliige ehk konstant

finantssuhtarvud ja viitajaga makronäitajad on regressorid

$\varepsilon$  on juhuslik liige

Oma koha mudelis 7 leiavad üheaastase nihkega (t-1) võetud makronäitajad. Seda seepärast, et veenduda tegurite mõjus ettevõtete finantssuhtarvudele. Mõlemasse funktsiooni on automaatselt sisse lülitatud ka konstant, mida käesoleva töö raames hindamisele ei võeta. Küllaga aitab vabaliige hoiduda kolmanda (Gujarati, Porter 2009) statistilise eelduse rikkumisest, mispuhul on juhusliku liikme  $\varepsilon$  keskvärtus automaatselt null. Esialgsed mudelid leiavad rakendust juhul, kui seletavate tunnuste vahel ei esine tugevat korrelatsiooni.

Tabel 2. Regressioonimudeli seletavad tunnused

Seletav tunnus	Sisu
WC/TA	netokäibekapital / koguvara
RE/TA	jaotamata kasum / koguvara
EBIT/TA	ärikasum / koguvara
BE/BTL	omakapital / kohustused kokku
Sales/TA	müügitulu / koguvara
SKP	sisemajanduse koguprodukti muut (%)
TTI	tööstustoodangu mahuindeksi muut (%)
Invest	ettevõtete põhivara investeringute muut (%)
THI	tarbijahinnaindeksi muut (%)
Tootus	töötuse määr (%)
Palk	keskmise brutokuupalga muut (%)
Eksport	ekspordi väärtuse muut (%)

Allikas: autori koostatud

LPM regressorite sümbolid ja nende sisulised tähendused on nähtavalt tabelis 2, kus finantssuhtarvudest moodustuvasse kontrollgruppi kuuluvad: WC/TA, RE/TA, EBIT/TA, BE/BTL

ja Sales/TA. Makronäitajate puhul on kasutusel järgnevad tähised: SKP, TTI, Invest, THI, Tootus, Palk ja Eksport. Enamikud viitajaga makronäitajad (v.a. töötuse määr) on arvatud protsentuaalsete muutustena võrreldes eelmise aastaga (muut) (vt lisa 2).

### 3.2 Z'-Skoori ennustusvõime

Antud uuringu ühe osana testib autor (Altman *et al.* 2017) uuringus välja toodud Z'-Skoori lineaarset mudelit käesolevasse valimisse kuuluvate töötleva tööstuse ettevõtete puhul, mis sisaldab endas ainuüksi äriorganisatsioonipõhiseid näitajaid. Enne lõpliku regressioonimudeli välja töötamist on oluline näha, kas Z'-Skoori ennustusvõime on piisav, et klassifitseerida ettevõtted kasutusel olevate suhtarvude toel ühte gruppi kahest (pankrotigrupp ja tegevust jätkanud grupp). Firmade viie finantssuhtarvu ja Z'-Skoori arvutused on nähtaval autori koostatud andmetabelis (Ettevõtete 2013-2017 ... 2022). Mudelist arvatava Z'-Skoori kvantitatiivse väärtuse põhjal liigitab autor ettevõtted kolme gruppi (<1,2 - pankrotigrupp, 1,21-2,89 - neutraalne grupp ja >2,9 - tegevust jätkanud grupp).  $Z' < 1,2$  indikeerib, et ettevõtte finantsseisund on ohus ja esineb selge pankrotistumiseoht,  $1,21 < Z' < 2,89$  klassifitseerib ettevõtte „halli alasse“, andes ettevõtte toimetulekule neutraalse hinnangu,  $Z' > 2,9$  näitab, et ettevõtte finantsseisund on stabiilne ja võimalik pankrotistumiseoht on ebatõenäoline (Daniela *et al.* 2016). Z'-Skoori ennustusvõime tulemused aastate lõikes on nähtavad tabelis 3.

Tabel 3. Z'-Skoori ennustusvõime aastate lõikes (%)

Aasta	Õigesti ennustatud	Neutraalne hinnang	Valesti ennustatud
2017	52%	27%	21%
2016	49%	26%	24%
2015	49%	27%	24%
2014	52%	25%	22%
2013	49%	28%	23%

Allikas: autori koostatud.

Tabelist 3 on näha, et Z'-Skoori mudel on ettevõtete staatuse õigesti ennustanud ~ 50% ulatuses, valesti ennustanud aga ligi veerandi (neutraalne hinnang jäänud seejuures 25-28% vahele). Tabel 3 tulemustest võime teha järelduse, et valimis esineb klassifitseerimisveast tulenevaid erindeid ehk ettevõtteid, kelle Z'-Skoor pole suutnud õigesti vastavasse gruppi määratleda. Põhjuseid selleks

võib olla mitmeid, ent tingimata mängib olulist rolli ettevõtete suurusel ja vanusel tulenevad erinevused suhtarvudes (käesoleva töö murekoht). Üheks selliseks suhtarvuks on jaotamata kasum/koguvara, kus nooremad firmad võivad näidata kehvemaid tulemusi, arvestades, et neil on olnud vähem aega koguda kumulatiivseid kasumeid (Altman 1983). Teades, et erandid võivad oluliselt mõjutada parameetride hinnanguid, on autor otsustanud käesolevas töös need ettevõtted lõplikust regressioonianalüüsist eemaldada ja jätta alles ainult ettevõtted, kelle Z'-Skoor on suutnud enamikel juhtudel või viimasel aastal kas otse õigesse gruppi määrata või anda neutraalse hinnangu.

### 3.3 Suhtarvudega mudeli regressioonianalüüs

Olles korrektselt grupeeritud firmad Z'-Skoori põhjal valimisse alles jätnud, leiavad oma koha korrigeeritud valimis 39 ettevõtet perioodil 2013-2017. Autor sooritab esimese regressioonianalüüsi, rakendades lineaarset tõenäosusmudelit. Esimese sammuna vaadatakse seletavate tunnuste kirjeldavat statistikat (vt lisa 3), mis on nähtav tabelis 4.

Tabel 4. Esialgse valimi suhtarvude kirjeldav statistika

Suhtarv	Keskvärtus	Mediaan	Standardhälve	Min	Max
WC/TA	0,239	0,188	0,357	-1,05	0,993
RE/TA	0,375	0,406	0,394	-1,35	0,953
EBIT/TA	0,0919	0,0638	0,188	-0,699	1,076
BE/BTL	4,621	0,859	12,84	-0,417	138,2
Sales/TA	1,659	1,459	1,164	0,0005	9,04

Allikas: autori koostatud Gretl aruannete põhjal.

Tabelist 4 paistab silma suur erinevus miinimum- ja maksimumväärtuse vahel ja sellest tingituna ka kõrge standardhälve (12,84) suhtarvu omakapital/kohustused kokku puhul, mis võib edasise uurimise tulemusi oluliselt mõjutada. Üheks variandiks suured erinevused väärtuste vahel kõrvale jätta, on seletavate tunnuste logaritmine. Arvestades, et seletavate tunnuste seas on mitmeid negatiivseid väärtusi, kahaneks logaritmine käigus vaatluste hulk märgatavalt, sest teadaolevalt ei saa negatiivsetest väärtustest logaritme arvutada. Samuti on seletavate tunnuste skaalad ühesugused. Ekstreemväärtuste vältimiseks on autor otsustanud eemaldada valimist üksikud ettevõtted, kelle väärtused kvalifitseeruvad erindite hulka. Lõplikusse valimisse nii (1) suhtarvude kui ka (2) suhtarvude ja makronäitajatega mudelisse kuulub 36 ettevõtet, millest 14 puhul kuulutati

2020. aastal kohtumenetlusega välja pankrot ja 22 jätkasid samal aastal oma tegevust. Regressioonanalüüsile eelneva sammuna kontrollib autor, et parameetrite vahel ei esineks tugevat lineaarset seost. Selle testimiseks vaadatakse seletavate tunnuste korrelatsioonimaatriksit (vt lisa 4), mille tulemused on nähtavad tabelis 5.

Tabel 5. Finantssuhtarvude korrelatsioonimaatriks

WC/TA	RE/TA	EBIT/TA	BE/BTL	Sales/TA	–
1,0000	0,6306	0,4759	0,5953	0,0418	WC/TA
–	1,0000	0,3588	0,6012	0,0772	RE/TA
–	–	1,0000	0,3996	0,2296	EBIT/TA
–	–	–	1,0000	0,0146	BE/BTL
–	–	–	–	1,0000	Sales/TA

Allikas: autori koostatud Gretl aruannete põhjal.

Tabelis 5 on nähtaval Pearsoni korrelatsioonikordajad, mis iseloomustavad lineaarset seost mudelisse lisatud suhtarvude vahel. Väärtused lähedal nullile indikeerivad, et tunnuste vahel puudub lineaarne seos, kuid väärtused, mis langevad piirkonda  $\pm 1$ , näitavad, et tunnuste vahel esineb väga tugev positiivne või negatiivne lineaarne seos. Üldiselt loetakse väga tugevaks korrelatsiooniks 0,8-st suuremaid kordajaid, tugev korrelatsioonikordaja jääb vahemikku 0,6 – 0,8. (Chan 2003) Käesolevas uuringus on autor otsustanud suhtarvude mudelist välja jätta vaid väga tugevalt korreleeruvad tunnused. Tabelist 5 on näha, et ühegi tunnuse vahel ei esine väga tugevat korrelatsiooni, st korrelatsioonikordaja väärtus ei ole lähedal -1-le ega 1-le. Suurima korrelatsiooniga kordajad on netokäibekapital/koguvara ja jaotamata kasum/koguvara (korrelatsioonikordajaga 0,631). Mittelineaarsus kontrollitud, rakendatakse harilikku vähimruutude meetodit, et näha lineaarse tõenäosusmudeli tulemusi. Enne tulemuste interpreteerimist tuleb kontrollida, et mudelis ei esineks heteroskedastiivsust, jääkliikmete vahel ei oleks autokorrelatsiooni ja seletavate tunnuste vahel puuduks multikollineaarsus. Heteroskedastiivsuse kontrollimiseks sooritatakse Wald test (vt lisa 5), kus kontrollitakse nullhüpoteesi paikapidavust. ( $H_0$  = heteroskedastiivsust ei esine, kus olulisuse tõenäosus  $p > 0,05$ ). Wald testi olulisuse tõenäosus  $p = 0$ , seega tuleb nullhüpotees ümber lükata, esineb heteroskedastiivsust. Autokorrelatsiooni testimiseks sooritatakse Wooldridge test (vt lisa 6) ( $H_0$  = jääkliikmetevahelist autokorrelatsiooni ei esine,  $p > 0,05$ ). Wooldridge testi olulisuse tõenäosus  $p = 7.54675e-26$ , taaskord tuleb ümber lükata nullhüpotees ja vastu võtta sisukas hüpotees:  $H_1$  = jääkliikmete vahel esineb autokorrelatsioon ( $p < 0,05$ ). Multikollineaarsuse testimiseks vaadatakse

VIF (*Variance Inflation Factor*) hinnangut (vt lisa 7). Antud mudeli puhul multikollineaarsust ei esine, st ükski VIF-väärtus ei ole suurem kui 10 ( $VIF > 10$  puhul võib esineda multikollineaarsus). Siiski rikub heteroskedastiivsuse ja jääkliikmete autokorrelatsiooni esinemine OLS-i statistilisi eeldusi, mille korral pole F- ja t-testi hinnangud relevantsed. Nende probleemide vältimiseks on OLS-i asemel paslik kasutada paneelandmetest tingitud grupiviisilist kaalutud vähimruutude meetodit (*groupwise weighted least squares*), kus suurema vealiikme dispersiooniga vaatlused omavad väiksemaid kaale ja vastupidi. GWLS regressioonanalüüsi tulemused (vt lisa 8) on nähtaval tabelis 6.

Tabel 6. Suhtarvudega mudeli GWLS tulemused

Regressor	Koefitsent	Standardviga	T-test	P-väärtus
const	0,936830	0,0289442	32,37	$1,51 \cdot 10^{-75}***$
WC/TA	0,00181784	0,0739919	0,02457	0,9804
RE/TA	-0,584205	0,0512960	-11,39	$8,26 \cdot 10^{-23}***$
EBIT/TA	-0,0323592	0,127060	-0,2547	0,7993
BE/BTL	-0,0204412	0,00496346	-4,118	$5,89 \cdot 10^{-5}***$
Sales/TA	-0,203934	0,0168413	-12,11	$7,13 \cdot 10^{-25}***$

Allikas: autori koostatud Gretl aruannete põhjal.

Märkus: \* oluline nivool 0,1; \*\* oluline nivool 0,05; \*\*\* oluline nivool 0,01.

Tabelist 6 on näha, et pankrotistumist on oluliselt mõjutanud jaotamata kasum/koguvara (olulisuse tõenäosus  $p = 8.26e-23$ ), omakapital/kohustused kokku ( $p = 5.89e-05$ ) ja müügitulu/koguvara ( $p = 7.13e-25$ ). Statistiliselt mitteolulisteks tunnusteks osutusid netokäibekapital/koguvara ja ärikasum/koguvara, mille olulisuse tõenäosused on vastavalt  $p = 0.9804$  ning  $p = 0.7993$ . Statistilist olulist kinnitavad ka parameetrite hinnangute suunad, mis iga statistiliselt olulise ( $p < 0,05$ ) tunnuse korral on negatiivsed, st iga tunnuse muutus ühe marginaalühiku võrra vähendab pankrotistumise tõenäosust. Tunnuse jaotamata kasum/koguvara ühikuline tõus vähendab tõenäosust pankrotistumiseks lausa ~58%, tunnuste omakapital/kohustused kokku ning müügitulu/koguvard aga ~2% kummagi puhul.



### 3.4 Suhtarvude ja makronäitajatega mudeli regressioonanalüüs

Kuna paljude makronäitajate liikumine ajas on omavahel korrelatsioonis, tuleb taas enne suhtarvude ja makronäitajatega mudeli testimist heita pilk peale seletavate tunnuste korrelatsioonimaatriksile (vt lisa 9), mis on nähtav tabelis 7.

Tabel 7. Suhtarvude ja makronäitajate korrelatsioonimaatriks

WC/TA	RE/TA	EBIT/TA	BE/BTL	Sales/TA	SKP	TTI	Invest	THI	Tootus	Palk	Eksport	–
1,000	0,631	0,476	0,595	0,042	-0,032	0,029	-0,029	-0,034	-0,030	-0,028	-0,076	WC/TA
–	1,000	0,359	0,601	0,077	0,006	0,036	-0,004	0,002	0,006	-0,016	-0,034	RE/TA
–	–	1,000	0,400	0,230	0,079	0,022	0,080	0,098	0,099	-0,019	0,052	EBIT/TA
–	–	–	1,000	0,015	-0,021	0,004	-0,026	-0,023	-0,025	0,015	-0,018	BE/BTL
–	–	–	–	1,000	0,088	0,017	0,121	0,138	0,135	-0,045	0,043	Sales/TA
–	–	–	–	–	1,000	0,441	0,507	0,717	0,836	-0,094	0,710	SKP
–	–	–	–	–	–	1,000	-0,372	0,081	0,150	0,381	-0,138	TTI
–	–	–	–	–	–	–	1,000	0,835	0,842	-0,579	0,498	Invest
–	–	–	–	–	–	–	–	1,000	0,971	-0,130	0,568	THI
–	–	–	–	–	–	–	–	–	1,000	-0,257	0,602	Tootus
–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	1,000	0,106	Palk
–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	1,000	Eksport

Allikas: autori koostatud Gretl aruannete põhjal.

Tabelist 7 selgub, et suhtarvude ja makronäitajate vahel esineb nõrk korrelatsioon, küllaga korreleeruvad omavahel tugevalt (1) THI ja SKP (korrelatsioonikordaja 0,717); (2) THI ja investeeringud (0,835); (3) töötuse määr ja SKP (0,836); (4) töötuse määr ja investeeringud (0,842); (5) töötuse määr ja THI (0,971); (6) eksport ja SKP (0,710); (7) eksport ja töötuse määr (0,602). Seitsme tunnuse peale koguni seitse regressorite paari, mis on omavahel tugevalt või väga tugevalt seotud. Võttes arvesse makronäitajate puhul esineva tunnustevahelise korrelatsiooni, lisab autor kõik makronäitajad individuaalselt suhtarvudega mudelisse. Seega hinnatakse seitset erinevat võrrandit, kus suhtarvudest moodustuv kontrollgrupp on igal mudelil ühesugune, muutub vaid lisanduv makronäitaja. Mudelite hindamisel vaadatakse ennekõike parameetrite hinnanguid (tunnuste koefitsente), mudeli enda kui ka regressorite olulisuse tõenäosusi ( $p$ -väärtusi) ja mudeli seletusvõimet (*Coefficient of Determination - R<sup>2</sup>*), mille hinnangud kõigi seitsme mudeli kohta (vt lisa 10-16) on nähtaval tabelis 8.

Tabel 8. Suhtarvude ja makronäitajate mudelite GWLS tulemused

Mudel (suhtarvud ja makronäitaja)	Tunnuse koefitsent	Tunnuse p-väärtus	Mudeli p-väärtus	R <sup>2</sup>
1. mudel (SKP)	0,0126542	0,2314	1,51 · 10 <sup>-61***</sup>	0,819134
2. mudel (TTI)	0,00181716	0,8521	9,51 · 10 <sup>-61***</sup>	0,81522
3. mudel (Investeeringud)	0,00293558	0,0970 *	2,36 · 10 <sup>-62***</sup>	0,822991
4. mudel (THI)	0,0177836	0,0381**	2,71 · 10 <sup>-63***</sup>	0,827385
5. mudel (Töötuse määr)	0,0217697	0,0517*	6,66 · 10 <sup>-63***</sup>	0,82557
6. mudel (Palk)	-0,0033729	0,8749	1,09 · 10 <sup>-60***</sup>	0,814919
7. mudel (Eksport)	0,00465682	0,3883	4,53 · 10 <sup>-61***</sup>	0,816808

Allikas: autori koostatud Gretl aruannete põhjal.

Tabelist 8 on näha, et kõikide regressioonimudelite seletusvõime (R<sup>2</sup>) on üpris kõrge, jäädes vahemikku 0,815 – 0,827, see tähendab, et mudelisse kuuluvad regressorid seletavad ~ 82% – 83% täpsusega ettevõtete pankrotistumise ajendeid. Samuti on kõik seitse mudelit statistiliselt olulised nivool 0,01. Olulisuse nivool 0,1 osutusid firmade pankrotistumist mõjutavateks makronäitajateks ettevõtete investeeringud põhivaradesse, THI ja töötuse määr. THI ja töötuse määra ühikulise tõusu korral suureneb kummagi näitaja puhul ettevõtete pankrotistumise tõenäosus ~ 2%, ettevõtete põhivarainvesteeringute puhul aga ~ 0,3%.

### 3.5 Järeldused ja ettepanekud

Regressioonanalüüsist selgus, et statistiliselt olulised pankrotistumist mõjutavad makrotegurid on töötleva tööstuse äriorganisatsioonide näitel ettevõtete investeeringud põhivaradesse, THI ja töötuse määr. Kõikide nimetatud näitajate ühikuline tõus suurendab firmade pankrotistumise tõenäosust. THI ja töötuse määra kasvu puhul on ettevõtete pankrotistumise kasvutempo kiirenemine igati loogiline tulem. Tarbijahinnaindeksi muutus mõjutab otseselt sektoris töödeldavate materjalide hindasid ja töötlemisprotsessis osalevate töötajate palgakulusid. Arvestades, et töötlevas tööstuses tegeletakse materjalide töötlemisega ja sektor on Eestis üheks peamiseks tööpakkujaks, võib äkilise hinnatõusu tagajärjel kallinevad toormehinnad ja vajaminevate töötajate palgatõus mõjuda haavatavatele ettevõtetele laastavalt. Töötuse määra kasv pärsib stabiilsete töökohtade väljakujunemist ja paneb ettevõtete juhid olukorda, kus renditööjõu kasutamine muutub üha populaarsemaks. Antud majandusharu kontekstis on konkurentsivõime tagamise huvides ülimalt oluline, et organisatsioonid suudaksid leida vajalikud töötajad ja säilitaksid nende töökohad.

Töötleva tööstuse ettevõtete pankrotistumist mõjutava tegurina kinnitas statistilist olulisust ka ettevõtete investeeringud põhivaradesse. Põhivarainvesteeringute kasvutempo kiirenemisel suurenevad tihti peale ka laenukohustused, mis omakorda võib tekitada defitsiiti likviidsetes varades. Küllaga ei leidnud antud valimi puhul statistilist kinnitust keskmise brutokuupalga ega ekspordi mõju pankrotistumisele, mis on mõnevõrra üllatuslik, teades, et sektor on tugevasti sõltuv välisturgudest ja keskmise palgataseme kasvutrend on aastate jooksul raugenud. Lisaks osutusid makronäitajatest mitteoluliseks veel sisemajanduse koguprodukt ja tööstustoodangu mahuindeks.

Töö varajasemas faasis koostas autor uuringu eesmärgi sõnastamisel kolm uurimisküsimust:

- 1) Kas makroökonomilised näitajad on mõjutanud töötleva tööstuse ettevõtete pankrotistumist?
- 2) Milline makroökonomiline tegur on töötleva tööstuse ettevõtete pankrotistumist enim mõjutanud?
- 3) Kas koostatud mudelite põhjal hinnatavate makronäitajate mõju ettevõtete pankrotistumisele on loogiliselt interpreteeritav?

Regressioonanalüüsi tulemuste ja nendest formuleeritud järelduste põhjal saab väita, et mõned vaatluse alla võetud makroökonomilised näitajad on tõepoolest mõjutanud töötleva tööstuse ettevõtete pankrotistumist. Koostatud mudelite põhjal on nendest ettevõtete käekäiku enim mõjutanud THI, mille ühikuline tõus suurendab pankrotistumise tõenäosust  $\sim 2\%$ . Statistiliselt oluliste makronäitajate mõju ettevõtete käekäigule on loogiliselt interpreteeritav, arvestades, et antud teguritel on otsene mõju firmade kuludele ja potentsiaalsetele lisalaenukohustustele.

Käesoleva bakalaureusetöö koostamise protsessi jooksul on autor täheldanud mõningaid murekohti, soovitades järgnevatel uuringutes neid ennatlikult arvestada. Sarnaste probleemide juurdlemisel tuleks hoolikalt läheneda valimi koostamisel seatud kriteeriumitele. Antud bakalaureusetöös on konkreetselt näha, et valimisse kuuluvate pankrotigrupi ja tegevust jätkanud ettevõtete grupi keskmiste koguvarade tasemes on suured erinevused. Ettevõtete suuruse ja vanuse mitteamistamise korral võivad paratamatult sattuda vaatluse all olevad ettevõtted ebavõrdsesse olukorda. Samuti soovitab autor kasutusele võtta pikema perioodi kui viis aastat, et veenduda makronäitajate piisavas varieeruvuses. Ühtlasi tasub arvestada, et pankrot on pikaajaline protsess ja reaalse läbikukkumise saabumist on raske kindla kuupäeva seisuga määratleda, mistõttu võib asjakohaste andmete leidmine ja nende hilisem kasutamine kujuneda küllaltki keeruliseks väljakutseks.

## KOKKUVÕTE

Äriorganisatsioonide toimetuleku hindamisel on väliskeskkonna muutustest tingitud mõjude arvestamine aktuaalne lähenemine. Kallinevate hindade ja tööpuudusega silmitsi seistes, satuvad paratamatult mõningad haavatavad ettevõtted olukorda, kus lõpliku pankroti väljakuulutamise on möödapääsmatu samm. Siiski on klassikalises ettevõtete pankrotistumise analüüsis olnud põhiohk valdavalt sisemistel näitajatel, makronäitajate kaasamine olnud seejuures hilisem trend ja autorile teadaolevalt oluliselt vähem kasutust leidnud. Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks oli hinnata makronäitajate mõju nii Eesti majandust kui ka kodumaisel pinnal tööd otsivaid kodanikke oluliselt mõjutava töötleva tööstuse sektori ettevõtete pankrotistumisele. Vaatluse alla võeti 2020. aastal pankrotistunud ja samal aastal tegevust jätkanud ettevõtted, täpsemalt nende 2013-2017 aastate majandusaasta aruanded, ja makronäitajad üheaastase nihkega. Analüüsimeetodiks valiti lineaarne tõenäosusmudel, rakendades grupiviisilist kaalutud vähimruutude meetodit, mille abil sai leida makrotegurite muutustega tingitud tõenäosused firmade pankrotistumiseks. Regressioonimudelitesse kuulusid lisaks makronäitajatele ka kontrollgrupi moodustanud ettevõtete finantssuhtarvud, mille põhjal hinnati igale ettevõttele Altmani Z'-Skoor.

Töö eesmärgi sõnastamisel seadis autor üles kolm uurimisküsimust:

- 1) Kas makroökonomilised näitajad on mõjutanud töötleva tööstuse ettevõtete pankrotistumist?
- 2) Milline makroökonomiline tegur on töötleva tööstuse ettevõtete pankrotistumist enim mõjutanud?
- 3) Kas koostatud mudelite põhjal hinnatavate makronäitajate mõju ettevõtete pankrotistumisele on loogiliselt interpreteeritav?

Käesoleva töö koostamisel vastas autor kõikidele püstitatud küsimustele. Regressioonanalüüsi tulemustest selgus, et vaadeldaval perioodil mõjutasid töötleva tööstuse ettevõtete saatust THI, töötuse määr ja ettevõtete investeeringud põhivaradesse. Kõikide näitajate ühikuline suurenemine toob kaasa ka kõrgema tõenäosuse firmade pankrotistumiseks. Kolmest näitajast osutus

statistiliselt olulisimaks THI, mille marginaalse tõusuga suureneb pankrotistumise tõenäosus ~2%. Arvestades, et THI kasvades muutuvad toormehinnad ja rohkem ressursse läheb töötlemisprotsessis osalevate töötajate palgatasudele, töötuse määra kiirenemisel kogub hoogu renditööjõu kasutamine, mille tulemusena satuvad küsimuse alla stabiilsed töökohtad, ning ettevõtete põhivarainvesteeringute suurenemisel kaasnevad tihtipeale lisalaenukohustused, on antud makrotegurite mõju pankrotistumisele igati mõistetav tulem. Teades, et töötlev tööstus sõltub tugevasti välisturgudest ja keskmise palgataseme kasvutempo on aastate jooksul raugenud, on mõnevõrra üllatuslik, et keskmine brutokuupalk ja eksport ei ostunud olulisteks näitajateks. Ühtlasi ei leidnud statistilist kinnitust ka sisemajanduse koguprodukt ega tööstustoodangu mahuindeks.

Edasiste uuringute koostamisel soovib autor hoolikalt kaaluda valimile seatud kriteeriumeid, et ettevõtete vahel ei esineks suuri erinevusi vanuses ega suuruses. Lisaks tasub arvestada, et pankrotistunud ettevõtete kohta käivate asjakohaste andmete kogumine ning lõplikult maksejõuetu firma identifitseerimine on küllaltki proovile panev protsess. Samuti on soovitatav kasutada pikemat perioodi kui viis aastat, et veenduda makronäitajate piisavas varieeruvuses.

## SUMMARY

### EESTI TÖÖTLEVA TÖÖSTUSE ETTEVÕTETE PANKROTISTUMIST ENIM MÕJUTAVAD MAKROÖKONOOMILISED TEGURID 2020. AASTA NÄITEL

Markus Allast

Taking into account the effects of changes in the external environment is a topical subject to assess the performance of business organisations. Faced with rising prices and unemployment, some vulnerable companies inevitably find themselves in a situation where declaring bankruptcy is an inevitable step. However, the classical analysis of corporate bankruptcy has focused predominantly on internal indicators, with the inclusion of macro indicators being a more recent trend and, to the author's knowledge, much less used. The aim of this thesis was to assess the impact of macro indicators on the bankruptcy of firms in the manufacturing sector, which has a significant impact on both the Estonian economy and on citizens seeking work on the domestic labour market. Firms that went bankrupt in 2020 and continued to operate in the same year, more specifically their financial years 2013-2017, and macro indicators with a one-year lag were considered. A linear probability model was chosen as the method of analysis, applying the weighted least squares method to find the probabilities of firm failure due to changes in macroeconomic factors. The regression models included not only macro indicators but also the financial ratios of the firms, formulating the control group in regression analysis, which were used to estimate the Altman  $Z'$ -score for each firm.

In formulating the aim of the thesis, the author set three research questions:

- 1) Have macroeconomic indicators influenced the bankruptcy of manufacturing firms?
- 2) Which macroeconomic factor have had the greatest impact on the bankruptcy of manufacturing firms?
- 3) Is the impact of the macroeconomic indicators estimated by the models logically interpretable?

In the process of preparing this thesis, the author answered all the questions raised. The results of the regression analysis showed that the fate of manufacturing firms over the period under review was influenced by the CPI, the unemployment rate and firms investments in fixed assets. An unit increase in all those indicators leads to a higher probability of firm bankruptcy. Of the three indicators, the CPI proved to be the most statistically significant, with a marginal increase resulting ~2% of growth in the probability of bankruptcy. Considering that as the CPI rises, commodity prices change and more resources are devoted to the wages of the workers involved in the processing, as the unemployment rate picks up, the use of agency labour gains momentum and stable jobs are put at risk, and as firms fixed assets investments increases, often accompanied by additional debt obligations, the impact of these macro factors on bankruptcy is a very understandable outcome. Knowing that the manufacturing industry is heavily dependent on external markets and that average wage growth has slowed down over the years, it is somewhat surprising that average gross wages and exports did not become statistically significant indicators. Neither GDP nor the volume index of industrial production found statistical confirmation.

For the sake of future surveys, the author recommends that the criteria for the sample should be carefully considered to ensure that there are no large differences in age or size between enterprises. In addition, it is worth bearing in mind that the collection of relevant data on bankrupt firms and the identification of a firm that is definitively insolvent is a rather challenging process. It is also advisable to use a longer period than five years to ensure variability in macroeconomic indicators.

## KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Altman, E. I. (1968). Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy. *The journal of finance*, 23 (4), 589-609.
- Altman, E. I. (1983). Why businesses fail. *Journal of Business Strategy*, 3 (4), 15-21.
- Altman, E. I., Iwanicz-Drozdzowska, M., Laitinen, E. K., Suvas, A. (2017). Financial Distress Prediction in an International Context: A Review and Empirical Analysis of Altman's Z-Score Model. *Journal of International Financial Management & Accounting*, 28 (2), 131-171.
- Autori koostatud andmetabel Ettevõtete 2013-2017 majandusaasta aruanded ja Z'-Skoorid [Google Docs], 2022. Kättesaadav: [https://docs.google.com/spreadsheets/d/1BR\\_4TCEqe7gOBLG-3bfd6lV0wxeyT4RRy1z9VHJNLQI/edit?usp=sharing](https://docs.google.com/spreadsheets/d/1BR_4TCEqe7gOBLG-3bfd6lV0wxeyT4RRy1z9VHJNLQI/edit?usp=sharing).
- Bauer, J., Agarwal, V. (2014). Are hazard models superior to traditional bankruptcy prediction approaches? A comprehensive test. *Journal of Banking & Finance*, 40, 432-442.
- Beaver, W. H. (1966). Financial Ratios As Predictors of Failure. *Journal of Accounting Research*, 4, 71-111.
- Carter, R., Auken, H. V. (2006). Small firm bankruptcy. *Journal of Small Business Management*, 44 (4), 493-512.
- Chan, Y. H. (2003). Biostatistics 104: correlational analysis. *Singapore Med J*, 44 (12), 614-619.
- Daniela, R., Mária, B., Lucia, J. (2016). Analysis of the construction industry in the Slovak Republic by bankruptcy model. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 230, 298-306.
- DeMaris, A. (1995). A Tutorial in Logistic Regression. *Journal of Marriage and Family*, 57 (4), 956-968.
- Denk, C. E., Finkel, S. E. (1992). The Aggregate Impact of Explanatory Variables in Logit and Linear Probability Models. *American Journal of Political Science*, 36 (3), 785-804.
- Eesti Panga ülevaade Rahapoliitka ja Majandus 2022/1 2022.
- Eesti Pank (2022). 3. Eesti majanduse aastanäitajad [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://statistika.eestipank.ee/#/et/p/MAJANDUSKOOND/r/2053/1902>, 18. aprill 2022.



- Eesti Statistikaamet (2022). EM001: Ettevõtete majandusnäitajad tegevusala ja tööga hõivatud isikute arvu järgi [E-andmebaas]. Kättesaadav: [https://andmed.stat.ee/et/stat/majandus\\_\\_ettevetete-majandusnaitajad\\_\\_ettevetete-tulud-kulud-kasum\\_\\_aastastatistika/EM001](https://andmed.stat.ee/et/stat/majandus__ettevetete-majandusnaitajad__ettevetete-tulud-kulud-kasum__aastastatistika/EM001), 19. märts 2022.
- EMTAK 2008 selgitavad märkused. (2008). E-äriregister. Kättesaadav: [https://www.rik.ee/sites/www.rik.ee/files/elfinder/article\\_files/emtak\\_2008\\_pdf\\_0.pdf](https://www.rik.ee/sites/www.rik.ee/files/elfinder/article_files/emtak_2008_pdf_0.pdf), 14. märts 2022.
- Gujarati, D. N., Porter, D.C. (2009). *Basic Econometrics* (5<sup>th</sup> ed). New York, USA: McGraw Hill Inc.
- Hart, O. (2006). Different approaches to bankruptcy. *CESifo DICE Report*, 4 (1), 3-8.
- Headd, B. (2003). Redefining Business Success: Distinguishing Between Closure and Failure. *Small Business Economics*, 21 (1), 51–61.
- Hol, S. (2007). The influence of the business cycle on bankruptcy probability. *International transactions in operational research*, 14 (1), 75-90.
- Horrace, W. C., Oaxaca, R. L. (2006). Results on the bias and inconsistency of ordinary least squares for the linear probability model. *Economics Letters*, 90 (3), 321-327.
- Hosmer Jr, D. W., Lemeshow, S., Sturdivant, R. X (2013). *Applied Logistic Regression* (3<sup>rd</sup> ed). New Jersey, USA: John Wiley & Sons.
- Klaassen, F. J., Magnus, J. R. (2001). Are points in tennis independent and identically distributed? Evidence from a dynamic binary panel data model. *Journal of the American Statistical Association*, 96 (454), 500-509.
- Leoma, R., Ungro, A. (2020). Tulevikuvaade töötleva tööstuse ametialagruppide tööjõu- ja oskuste vajadustele. Uuringu lühiaruanne. Tallinn: SA Kutsekoda.
- Liou, D. K., Smith, M. (2007). Macroeconomic Variables and Financial Distress. *Journal of Accounting, Business & Management*, 14, 17-31.
- Majandus- ja Kommunikatsiooniministeeriumi dokument Tööstuspoliitika roheline raamat 2017.
- Majandus- ja Kommunikatsiooniministeeriumi, Rahandusministeeriumi ülevaade 2018. aasta majandusülevaade 2019.
- Mensah, Y. M. (1984). An Examination of the Stationarity of Multivariate Bankruptcy Prediction Models: A Methodological Study. *Journal of accounting research*, 22 (1), 380-395.
- Ohlson, J. A. (1980). Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, 18 (1), 109-131.
- Ooghe, H., De Prijcker, S. (2008). Failure processes and causes of company bankruptcy: a typology. *Management Decision*, 46 (2), 223-242.

OÜ Geomedia aruanne Tööstusalade analüüs 2018.

PankrS RT I, 14.03.2011, 3, § 1 lg 1 ja lg 2.

Pohlman, J. T., Leitner, D. W. (2003). A Comparison of Ordinary Least Squares and Logistic Regression. *The Ohio Journal of Science*, 103 (5), 118-125.

Pompe, P. P. M., Bilderbeek, J. (2005). The prediction of bankruptcy of small- and medium-sized industrial firms. *Journal of Business Venturing*, 20 (6), 847-868.

Schwartz, A. (2005). A Normative Theory of Business Bankruptcy. *Virginia Law Review*, 91 (5), 1199–1265.

Shumway, T. (2001). Forecasting Bankruptcy More Accurately: A Simple Hazard Model. *The Journal of Business*, 74 (1), 101-124.

Sperandei, S. (2014). Understanding logistic regression analysis. *Biochemia medica*, 24 (1), 12-18.

Stimson, J. A. (1985). Regression in Space and Time: A Statistical Essay. *Midwest Political Science Association*, 29 (4), 914-947.

Tabb, C. (1995). The history of the bankruptcy laws in the United States. *American Bankruptcy Institute Law Review*, 3 (1), 5-52.

Ugrinowitsch, C., Fellingham, G. W., Ricard, M. D. (2004). Limitations of ordinary least squares models in analyzing repeated measures data. *Medicine and science in sports and exercise*, 36, 2144-2148.

VSL = Võõrsõnade leksikon. (2012). Tallinn: Eesti Keele Instituut, Kirjastus Valgus.

Warren, E. (1987). Bankruptcy Policy. *The University of Chicago Law Review*, 54 (3), 775–814.

Watson, J., Everett, J. E. (1996). Do small businesses have high failure rates? *Journal of Small Business Management*, 34 (4), 45-62.

Wooldridge, J. M. (2015). *Introductory econometrics: A modern approach* (5<sup>th</sup> ed). Ohio, USA: Cengage learning.

ÕS = Eesti õigekeelsussõnaraamat ÕS 2018. (2018). Tallinn: Eesti Keele Instituut.

## LISAD

### Lisa 1. Töötleva tööstuse ja kogu ettevõtluse majandusnäitajad

–	Aasta	Tööga hõivatud isikute aastakeskmise arv	Tööjõurent, tuhat eurot	Lisandväärtus, tuhat eurot
Kokku – kõik tegevusalad	2008	476 886	68 054	8 897 328
	2009	417 281	58 506	7 264 327
	2010	400 127	59 047	7 832 386
	2011	414 456	62 384	9 428 049
	2012	430 104	86 700	10 096 576
	2013	437 910	88 712	10 652 934
	2014	446 517	102 015	11 298 189
	2015	454 965	110 495	11 469 714
	2016	462 267	139 519	12 390 704
	2017	475 357	111 504	13 659 637
	2018	481 541	156 814	14 829 254
	2019	486 373	161 523	15 871 100
	2020	481 367	171 670	15 924 687
Töötlev tööstus	2008	120 923	2 880	2 152 985
	2009	98 804	1 432	1 582 044
	2010	95 831	5 029	1 903 831
	2011	100 127	6 375	2 296 821
	2012	103 196	22 131	2 347 276
	2013	104 564	24 435	2 476 872
	2014	107 870	27 423	2 659 556
	2015	109 538	34 139	2 693 631
	2016	108 920	37 967	2 862 691
	2017	110 126	46 788	3 018 182
	2018	110 570	63 333	3 316 359
	2019	110 934	75 540	3 425 251
	2020	107 567	71 252	3 454 959

Allikas: Eesti Statistikaamet, tabel EM001

## Lisa 2. Viitaegadega makronäitajad (%)

Makronäitaja/Aasta	2012	2013	2014	2015	2016
SKP muut	7,45	5,56	5,95	2,92	5,42
TTI muut	1,50	4,10	4,30	0,10	2,90
Invest muut	13,22	-1,67	-8,24	-3,71	-12,09
THI muut	3,90	2,80	-0,10	-0,50	0,10
Tootus	10,00	8,60	7,30	6,20	6,80
Palk muut	5,72	6,99	5,90	5,97	7,61
Eksport muut	4,31	-1,86	-2,30	-3,05	2,21

Allikas: Eesti Pank, tabel 3. Eesti majanduse aastanäitajad, autori arvutused

### Lisa 3. Esialgse valimi suhtarvude kirjeldav statistika

	Mean	Median	S.D.	Min	Max
WCTA	0.2386	0.1878	0.3574	-1.046	0.9928
RETA	0.3748	0.4061	0.3935	-1.345	0.9534
EBITATA	0.09190	0.06376	0.1883	-0.6986	1.076
BEBTL	4.621	0.8585	12.84	-0.4170	138.2
SalesTA	1.659	1.459	1.164	0.0004867	9.040

Allikas: Gretl aruanne, autori koostatud ettevõtete majandusaasta aruannete põhjal

## Lisa 4. Finantssuhtarvude korrelatsioonimaatriks

Correlation Coefficients, using the observations 1:1 - 36:5  
5% critical value (two-tailed) = 0.1463 for n = 180

WCTA	RETA	EBITTA	BEBTL	SalesTA	
1.0000	0.6306	0.4759	0.5953	0.0418	WCTA
	1.0000	0.3588	0.6012	0.0772	RETA
		1.0000	0.3996	0.2296	EBITTA
			1.0000	0.0146	BEBTL
				1.0000	SalesTA

Allikas: Gretl aruanne, autori koostatud ettevõtete majandusaasta aruannete põhjal

## **Lisa 5. Suhtarvudega mudeli OLS Wald test**

Distribution free Wald test for heteroskedasticity:  
Chi-square(36) = 11412.8, with p-value = 0

Allikas: Gretl aruanne, autori koostatud ettevõtete majandusaasta aruannete põhjal

## Lisa 6. Suhtarvudega mudeli OLS Wooldridge test

Auxiliary regression including lagged residual:

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.848242	0.0327471	25.90	2.02e-24	***
WCTA	0.113884	0.0456078	2.497	0.0174	**
RETA	-0.507369	0.0323375	-15.69	2.08e-17	***
EBITTA	0.230711	0.0493384	4.676	4.25e-05	***
BEBTL	-0.0288826	0.00460378	-6.274	3.37e-07	***
SalesTA	-0.161440	0.0209701	-7.699	4.91e-09	***
uhat(-1)	0.899544	0.0314794	28.58	7.55e-26	***

n = 144, R-squared = 0.9239

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

Null hypothesis: No first-order autocorrelation ( $\rho = 0$ )

Test statistic:  $t(35) = 28.5757$

with p-value =  $P(|t| > 28.5757) = 7.54675e-26$

Allikas: Gretl aruanne, autori koostatud ettevõtete majandusaasta aruannete põhjal



## Lisa 7. Suhtarvudega mudeli OLS VIF hinnang

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

WCTA	2.065
RETA	1.922
EBITTA	1.413
BEBTL	1.831
SalesTA	1.071

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$ , where  $R(j)$  is the multiple correlation coefficient between variable  $j$  and the other independent variables

Belsley-Kuh-Welsch collinearity diagnostics:

variance proportions

lambda	cond	const	WCTA	RETA	EBITTA	BEBTL	SalesTA
3.935	1.000	0.011	0.016	0.015	0.019	0.017	0.011
0.857	2.143	0.084	0.069	0.005	0.050	0.046	0.125
0.549	2.678	0.005	0.012	0.058	0.780	0.066	0.014
0.290	3.685	0.000	0.505	0.030	0.022	0.731	0.001
0.215	4.278	0.010	0.398	0.869	0.063	0.121	0.034
0.155	5.038	0.889	0.001	0.023	0.066	0.019	0.815

lambda = eigenvalues of inverse covariance matrix (smallest is 0.155053)  
cond = condition index  
note: variance proportions columns sum to 1.0

According to BKW, cond  $\geq 30$  indicates "strong" near linear dependence, and cond between 10 and 30 "moderately strong". Parameter estimates whose variance is mostly associated with problematic cond values may themselves be considered problematic.

Count of condition indices  $\geq 30$ : 0

Count of condition indices  $\geq 10$ : 0

No evidence of excessive collinearity

Allikas: Gretl aruanne, autori koostatud ettevõtete majandusaasta aruannete põhjal

## Lisa 8. Suhtarvudega mudeli GWLS tulemused

Model 1: WLS, using 180 observations  
Included 36 cross-sectional units  
Dependent variable: pankrot  
Weights based on per-unit error variances

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.936830	0.0289442	32.37	1.51e-75 ***
WCTA	0.00181784	0.0739919	0.02457	0.9804
RETA	-0.584205	0.0512960	-11.39	8.26e-23 ***
EBITTA	-0.0323592	0.127060	-0.2547	0.7993
BEBTL	-0.0204412	0.00496346	-4.118	5.89e-05 ***
SalesTA	-0.203934	0.0168413	-12.11	7.13e-25 ***

Statistics based on the weighted data:

Sum squared resid	163.8819	S.E. of regression	0.970490
R-squared	0.815566	Adjusted R-squared	0.810266
F(5, 174)	153.8852	P-value(F)	6.19e-62
Log-likelihood	-246.9660	Akaike criterion	505.9320
Schwarz criterion	525.0897	Hannan-Quinn	513.6996

Statistics based on the original data:

Mean dependent var	0.388889	S.D. dependent var	0.488858
Sum squared resid	24.48057	S.E. of regression	0.375091

Allikas: Gretl aruanne, autori koostatud ettevõtete majandusaasta aruannete põhjal

## Lisa 9. Suhtarvude ja makronäitajate korrelatsioonimaatriks

Correlation Coefficients, using the observations 1:1 - 36:5  
5% critical value (two-tailed) = 0.1463 for n = 180

WCTA	RETA	EBITTA	BEBTL	SalesTA	
1.0000	0.6306	0.4759	0.5953	0.0418	WCTA
	1.0000	0.3588	0.6012	0.0772	RETA
		1.0000	0.3996	0.2296	EBITTA
			1.0000	0.0146	BEBTL
				1.0000	SalesTA
SKP	TTI	Invest	THI	Tootus	
-0.0317	0.0288	-0.0288	-0.0343	-0.0298	WCTA
0.0058	0.0356	-0.0044	0.0021	0.0064	RETA
0.0792	0.0216	0.0798	0.0978	0.0986	EBITTA
-0.0207	0.0041	-0.0257	-0.0231	-0.0251	BEBTL
0.0878	0.0168	0.1214	0.1376	0.1346	SalesTA
1.0000	0.4405	0.5074	0.7168	0.8358	SKP
	1.0000	-0.3724	0.0812	0.1500	TTI
		1.0000	0.8346	0.8420	Invest
			1.0000	0.9705	THI
				1.0000	Tootus
Palk	Eksport				
-0.0275	-0.0757	WCTA			
-0.0161	-0.0343	RETA			
-0.0186	0.0520	EBITTA			
0.0148	-0.0177	BEBTL			
-0.0451	0.0434	SalesTA			
-0.0938	0.7100	SKP			
0.3806	-0.1384	TTI			
-0.5790	0.4978	Invest			
-0.1301	0.5675	THI			
-0.2574	0.6020	Tootus			
1.0000	0.1058	Palk			
	1.0000	Eksport			

Allikas: Gretl aruanne, autori koostatud ettevõtete majandusaasta aruannete põhjal

## Lisa 10. Suhtarvude ja SKP mudeli GWLS tulemused

Model 2: WLS, using 180 observations  
 Included 36 cross-sectional units  
 Dependent variable: pankrot  
 Weights based on per-unit error variances

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.868869	0.0632115	13.75	1.55e-29	***
WCTA	0.00717150	0.0744512	0.09632	0.9234	
RETA	-0.579672	0.0507548	-11.42	7.15e-23	***
EBITTA	-0.0362918	0.127217	-0.2853	0.7758	
BEBTL	-0.0211896	0.00489843	-4.326	2.56e-05	***
SalesTA	-0.203841	0.0166174	-12.27	2.73e-25	***
SKP	0.0126542	0.0105370	1.201	0.2314	

Statistics based on the weighted data:

Sum squared resid	164.8311	S.E. of regression	0.976105
R-squared	0.819134	Adjusted R-squared	0.812862
F(6, 173)	130.5852	P-value(F)	1.51e-61
Log-likelihood	-247.4857	Akaike criterion	508.9714
Schwarz criterion	531.3221	Hannan-Quinn	518.0337

Statistics based on the original data:

Mean dependent var	0.388889	S.D. dependent var	0.488858
Sum squared resid	24.33528	S.E. of regression	0.375055

Allikas: Gretl aruanne, autori koostatud ettevõtete majandusaasta aruannete põhjal

## Lisa 11. Suhtarvude ja TTI mudeli GWLS tulemused

Model 3: WLS, using 180 observations  
 Included 36 cross-sectional units  
 Dependent variable: pankrot  
 Weights based on per-unit error variances

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.932898	0.0381235	24.47	4.55e-58	***
WCTA	0.00279420	0.0743399	0.03759	0.9701	
RETA	-0.585545	0.0517592	-11.31	1.45e-22	***
EBITTA	-0.0321339	0.127640	-0.2518	0.8015	
BEBTL	-0.0204852	0.00503472	-4.069	7.17e-05	***
SalesTA	-0.203872	0.0168702	-12.08	9.07e-25	***
TTI	0.00181716	0.00973198	0.1867	0.8521	

Statistics based on the weighted data:

Sum squared resid	163.8375	S.E. of regression	0.973159
R-squared	0.815220	Adjusted R-squared	0.808812
F(6, 173)	127.2082	P-value(F)	9.51e-61
Log-likelihood	-246.9416	Akaike criterion	507.8832
Schwarz criterion	530.2339	Hannan-Quinn	516.9454

Statistics based on the original data:

Mean dependent var	0.388889	S.D. dependent var	0.488858
Sum squared resid	24.45789	S.E. of regression	0.375999

Allikas: Gretl aruanne, autori koostatud ettevõtete majandusaasta aruannete põhjal

## Lisa 12. Suhtarvude ja ettevõtete põhivarainvesteeringute mudeli GWLS tulemused

Model 4: WLS, using 180 observations  
 Included 36 cross-sectional units  
 Dependent variable: pankrot  
 Weights based on per-unit error variances

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.945170	0.0290689	32.51	1.33e-75	***
WCTA	0.0105872	0.0743476	0.1424	0.8869	
RETA	-0.575722	0.0498545	-11.55	3.10e-23	***
EBITTA	-0.0373586	0.127395	-0.2933	0.7697	
BEBTL	-0.0215670	0.00475534	-4.535	1.07e-05	***
SalesTA	-0.203963	0.0165178	-12.35	1.59e-25	***
Invest	0.00293558	0.00175904	1.669	0.0970	*

Statistics based on the weighted data:

Sum squared resid	165.3561	S.E. of regression	0.977658
R-squared	0.822991	Adjusted R-squared	0.816852
F(6, 173)	134.0582	P-value(F)	2.36e-62
Log-likelihood	-247.7719	Akaike criterion	509.5439
Schwarz criterion	531.8946	Hannan-Quinn	518.6061

Statistics based on the original data:

Mean dependent var	0.388889	S.D. dependent var	0.488858
Sum squared resid	24.25297	S.E. of regression	0.374420

Allikas: Gretl aruanne, autori koostatud ettevõtete majandusaasta aruannete põhjal

### Lisa 13. Suhtarvude ja THI mudeli GWLS tulemused

Model 5: WLS, using 180 observations  
 Included 36 cross-sectional units  
 Dependent variable: pankrot  
 Weights based on per-unit error variances

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.916853	0.0293706	31.22	5.50e-73 ***
WCTA	0.0132761	0.0737060	0.1801	0.8573
RETA	-0.571007	0.0494415	-11.55	3.08e-23 ***
EBITTA	-0.0440511	0.127321	-0.3460	0.7298
BEBTL	-0.0222180	0.00466476	-4.763	4.02e-06 ***
SalesTA	-0.203189	0.0163678	-12.41	1.03e-25 ***
THI	0.0177836	0.00851027	2.090	0.0381 **

Statistics based on the weighted data:

Sum squared resid	165.9622	S.E. of regression	0.979448
R-squared	0.827385	Adjusted R-squared	0.821398
F(6, 173)	138.2048	P-value(F)	2.71e-63
Log-likelihood	-248.1012	Akaike criterion	510.2024
Schwarz criterion	532.5531	Hannan-Quinn	519.2647

Statistics based on the original data:

Mean dependent var	0.388889	S.D. dependent var	0.488858
Sum squared resid	24.12252	S.E. of regression	0.373412

Allikas: Gretl aruanne, autori koostatud ettevõtete majandusaasta aruannete põhjal

## Lisa 14. Suhtarvude ja töötuse määra mudeli GWLS tulemused

Model 6: WLS, using 180 observations  
 Included 36 cross-sectional units  
 Dependent variable: pankrot  
 Weights based on per-unit error variances

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.769644	0.0889896	8.649	3.45e-15	***
WCTA	0.0111637	0.0740287	0.1508	0.8803	
RETA	-0.572197	0.0496631	-11.52	3.69e-23	***
EBITTA	-0.0391956	0.127370	-0.3077	0.7587	
BEBTL	-0.0220559	0.00472192	-4.671	6.00e-06	***
SalesTA	-0.203552	0.0163613	-12.44	8.62e-26	***
Tootus	0.0217697	0.0111131	1.959	0.0517	*

Statistics based on the weighted data:

Sum squared resid	165.9820	S.E. of regression	0.979507
R-squared	0.825570	Adjusted R-squared	0.819521
F(6, 173)	136.4672	P-value(F)	6.66e-63
Log-likelihood	-248.1119	Akaike criterion	510.2239
Schwarz criterion	532.5746	Hannan-Quinn	519.2861

Statistics based on the original data:

Mean dependent var	0.388889	S.D. dependent var	0.488858
Sum squared resid	24.14326	S.E. of regression	0.373573

Allikas: Gretl aruanne, autori koostatud ettevõtete majandusaasta aruannete põhjal



## Lisa 15. Suhtarvude ja keskmise brutokuupalga mudeli GWLS tulemused

Model 7: WLS, using 180 observations  
 Included 36 cross-sectional units  
 Dependent variable: pankrot  
 Weights based on per-unit error variances

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.959127	0.140395	6.832	1.37e-10	***
WCTA	0.00393575	0.0748855	0.05256	0.9581	
RETA	-0.581566	0.0514724	-11.30	1.59e-22	***
EBITTA	-0.0290532	0.127778	-0.2274	0.8204	
BEBTL	-0.0208509	0.00507007	-4.113	6.04e-05	***
SalesTA	-0.204448	0.0168397	-12.14	6.26e-25	***
Palk	-0.00337290	0.0213863	-0.1577	0.8749	

Statistics based on the weighted data:

Sum squared resid	164.0917	S.E. of regression	0.973913
R-squared	0.814919	Adjusted R-squared	0.808500
F(6, 173)	126.9543	P-value(F)	1.09e-60
Log-likelihood	-247.0811	Akaike criterion	508.1622
Schwarz criterion	530.5129	Hannan-Quinn	517.2244

Statistics based on the original data:

Mean dependent var	0.388889	S.D. dependent var	0.488858
Sum squared resid	24.45155	S.E. of regression	0.375950

Allikas: Gretl aruanne, autori koostatud ettevõtete majandusaasta aruannete põhjal

## Lisa 16. Suhtarvude ja ekspordi mudeli GWLS tulemused

Model 8: WLS, using 180 observations  
 Included 36 cross-sectional units  
 Dependent variable: pankrot  
 Weights based on per-unit error variances

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.937943	0.0289978	32.35	2.88e-75	***
WCTA	0.00889868	0.0745486	0.1194	0.9051	
RETA	-0.583472	0.0512085	-11.39	8.53e-23	***
EBITTA	-0.0397698	0.127331	-0.3123	0.7552	
BEBTL	-0.0208709	0.00496446	-4.204	4.20e-05	***
SalesTA	-0.203882	0.0168339	-12.11	7.60e-25	***
Eksport	0.00465682	0.00538400	0.8649	0.3883	

Statistics based on the weighted data:

Sum squared resid	163.4582	S.E. of regression	0.972031
R-squared	0.816808	Adjusted R-squared	0.810454
F(6, 173)	128.5605	P-value(F)	4.53e-61
Log-likelihood	-246.7330	Akaike criterion	507.4659
Schwarz criterion	529.8166	Hannan-Quinn	516.5282

Statistics based on the original data:

Mean dependent var	0.388889	S.D. dependent var	0.488858
Sum squared resid	24.47295	S.E. of regression	0.376115

Allikas: Gretl aruanne, autori koostatud ettevõtete majandusaasta aruannete põhjal

## Lisa 17. Lihtlitsents

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

Mina Markus Allast

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose Eesti töötleva tööstuse ettevõtete pankrotistumist enim mõjutavad makroökonomilised tegurid 2020. aasta näitel, mille juhendaja on Kaido Kepp.

1.1 reprodutseerimiseks lõputöö säilitamise ja elektroonse avaldamise eesmärgil, sh Tallinna Tehnikaülikooli raamatukogu digikogusse lisamise eesmärgil kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni;

1.2 üldsusele kättesaadavaks tegemiseks Tallinna Tehnikaülikooli veebikeskkonna kaudu, sealhulgas Tallinna Tehnikaülikooli raamatukogu digikogu kaudu kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni.

2. Olen teadlik, et käesoleva lihtlitsentsi punktis 1 nimetatud õigused jäävad alles ka autorile.

3. Kinnitan, et lihtlitsentsi andmisega ei rikuta teiste isikute intellektuaalomandi ega isikuandmete kaitse seadusest ning muudest õigusaktidest tulenevaid õigusi.

---

12.05.2022

---

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