

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Mariann Smolski

**KONKURENTSI MÕJU EUROOPA PANKADE
RISKIVÕTMISELE AASTATE 2007-2017 LÕIKES**

Magistritöö

Õppekava ärirahandus ja majandusarvestus, peeriala ärirahandus

Juhendaja: Kaido Kepp, MA

Tallinn 2019

Deklareerin, et olen koostanud töö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele töö koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks. Töö pikkuseks on 10953 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Mariann Smolski

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 176950TARM

Üliõpilase e-posti aadress: msmols@ttu.ee

Juhendaja: Kaido Kepp, MA:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE.....	5
SISSEJUHATUS	6
1. KONKURENTS JA PANKADE RISKIVÕTMINE.....	8
1.1. Konkurents ja selle mõõdikud panganduses	8
1.1.1. Konkurentsiteooriad.....	9
1.1.2. Struktuursed ehk kontsentreeritud konkurentsinaõtjad.....	10
1.1.3. Mittestruktuursed konkurentsinaõtjad.....	11
1.2. Risk ja riskimõõdikud panganduses.....	14
1.2.1. Z-skoor.....	15
1.2.3. Kaugus maksejõuetusest	16
1.2.3. Süstemaatiline risk.....	17
1.2.4. Viivislaenude suhe kogulaenudesse.....	19
1.3. Konkurentsi mõju pangandussektori riskitasemele	20
2. METOODIKA JA VALIM.....	24
2.1. Muutujate kirjeldused	24
2.2. Mudeli valik.....	27
2.3. Valim.....	29
3. ANALÜÜS JA TULEMUSED.....	31
3.1. Konkurentsimeõõdikute leidmine.....	31
3.2. Konkurentsi mõju riskinaõtjatele	32
3.3. Mudelite usaldusväärsuse kontroll.....	35
3.2. Järeldused analüüsitud mudelite põhjal	45
KOKKUVÕTE	51
SUMMARY.....	54
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	57
LISAD.....	61
Lisa 1. Börsil noteeritud Euroopa pangad.....	61
Lisa 2. Boone indikaatorid.....	64
Lisa 3. Herfindahl-Hirschmani indeksid.....	65
Lisa 3. Mudel I – LNZ_SCORE	66
Lisa 4. Mudel II – LNZ_SCORE_2.....	67

Lisa 5. Mudel III – DTD	68
Lisa 6. Mudel IV – DTD_2.....	69
Lisa 7. Mudel V – LN_ZSCORE_3.....	70
Lisa 8. Mudel VI – LN_ZSCORE_4	71
Lisa 9. Mudel VII – DTD_3	72
Lisa 10. Mudel VIII – DTD_4.....	73
Lisa 11. Mudel IX – LN_ZSCORE_2008-2011	74
Lisa 12. Mudel X – LN_ZSCORE_2012-2017	75
Lisa 13. Mudel XI – LN_ZSCORE_2_2008-2011	76
Lisa 14. Mudel XII – LN_ZSCORE_2_2012-2017.....	77
Lisa 15. Mudel XIII – DTD_2008-2011.....	78
Lisa 16. Mudel XIV – DTD_2012-2017.....	79
Lisa 17. Mudel XV – DTD_2_2008-2011.....	80
Lisa 18. Mudel XVI – DTD_2_2012-2017.....	81
Lisa 19. Lisakontrolli mudel 1	82
Lisa 20. Lisakontrolli mudel 2.....	83

LÜHIKOKKUVÕTE

Konkurents on finantssektoris olnud erilise tähelepanu all eriti peale 2008. aasta finantskriisi ning paljud teadlased on uurinud, kuidas kriisiaegsel perioodil ja kriisijärgsel perioodil on konkurents pangandussektori stabiilsust mõjutanud. Pankade riskivõtmine ja seda mõjutavad tegurid on olnud erilise tähelepanu all juba mitmeid aastaid ning varasemalt on leitud väga vastakaid tulemusi tuginetes erinevatele teooriatele. Käesoleva magistritöö eesmärk oli uurida börsil noteeritud Euroopa pankade konkurentsi mõju pankade riskile ajavahemikul 2007-2017 ning eristada kriisiaegset ja –järgset perioodi mudeli usaldusväärsuse kontrolliks ning võimalike erinevuste esile toomiseks.

Pangaspetsiifilised andmed võttis autor Thomson Reuters Eikoni andmebaasist ning kogu uuritav pankade arv oli 101, mille hulgas kasutas autor 15 erineva Euroopa riigi pankasid. Konkurentsi mõju uurimiseks pankade riskivõtmisele kasutas autor Boone indikaatorit, mille autor leidis iga riigi ja aasta kohta eraldi regressiooni abil. Sõltuva muutujana kasutas autor logaritmitud Z-skoori pankade riskitaseme hindamiseks. Mudeli usaldusväärsuse kontrollis asendas autor konkurentsinäitaja kontsentratsiooninäitaja Herfindahl-Hirschmani indeksiga kasutades World banki andmebaasi andmeid ning sõltuva muutujana kasutas kaugust maksejõuetusest Credit Research Initiative andmebaasist, et testida mudelite sarnasusi ja võimalikke erinevusi.

Analüüsi tulemuste põhjal järeldas autor, et suur konkurentsi mõju panga riskile on eelkõige pangandussektorile haavatav. Lisades mudelisse konkurentsinäitaja ruudu selgus, et konkurentsi mõju panga riskile on mittelineaarne. Mudelite usaldusväärsuse kontrollis selgus, et sarnased tulemused ilmnesid turukontsentratsiooni mõjul panga kaugusele maksejõuetusest. Erinevused tulid esile aga turukontsentratsiooni mõjul panga Z-skoorile ning konkurentsi mõjul panga kaugusele maksejõuetusest, mis võisid tingitud olla eelkõige erinevate andmestike kasutamise tõttu.

Võtmesõnad: Euroopa pangad, konkurents, risk, Boone indikaator, Z-skoor

SISSEJUHATUS

Pangandussektori tegevus on viimase kümne aasta jooksul palju mõjutatud olnud finantskriisist, seal hulgas finantskriisist üle saamine on sektori tegevust hoidnud pideva jälgimise all. Finantssektor osutab eelkõige suurt mõju ka teistele sektoritele ning omab tähtsat kohta riikide majanduslikus kasvus, arengus ja stabiilsuses. Olulisel kohal on seega konkurents, mis on samuti aastate jooksul tihenunud ning pankade riskipõhine käitumine ja ettevaatlikkus on sellest mõjutatud olnud nii positiivses kui ka negatiivses võtmes.

Konkurentsi on panganduses uuritud kasutades mitmeid meetodeid ja paljuski on teadlased jõudnud arusaamale, millistele meetoditele annavad näitajad analüüsides reaalselt tõlgendatavaid tulemusi. Riskide käsitlemine on samuti erinevalt eelistatud erinevate autorite poolt ning on leitud ka tõestatud põhjendusi erinevate mõõdikute kasutamise efektiivsusel. Konkurentsi mõju pankade riskivõtmisele ning riskantsusele on läbi aegade olnud erineva käsitlemisega ning eelkõige on kirjeldatud kaht vastandlikku teooriat – konkurentsi-stabiilsuse ning konkurentsi-haavatavuse teooriat. Viimasel ajal on esile kerkinud mittelineaarse suhte olemasolu, mis justkui tõestaks mõlema teooria kehtivust.

Käesoleva magistritöö eesmärk on analüüsida, kuidas konkurents mõjutab Euroopa noteeritud pankade riskivõtmist. Autor uurib ajavahemikku perioodil 2007-2017 ning eristab uurimuses kriisiaegset ja –järgset perioodi, et tuua välja võimalikud erinevused finantskriisist lähtuvalt. Analüüsi teostamiseks esitab autor järgnevad uurimisküsimused:

- Kas suurem pankadevaheline konkurents tähendab suuremat riskivõtmist?
- Millised on pankade riskivõtmise tulemused erinevate riskimõõdikute kasutamisel?
- Kuidas pangaspetsiifilised näitajad konkurentsi tähenduses omakorda riskivõtmist mõjutavad?
- Kuidas riigispetsiifilised näitajad pankade riskivõtmist mõjutavad?
- Kas kriisi ajal ja sellele järgneval perioodil erinevad tulemused marginaalselt?
- Kas konkurentsi ja riskivõtmise suhe on lineaarne või mittelineaarne?

Vastavalt esitatud uurimisküsimustele, püstitab autor ka järgnevad hüpoteesid:

H1: Suurem konkurents viitab pankade suuremale riskinäitajale.

H2: Pankade suurus on positiivses seoses pankade riskinäitajaga.

H3: Pankade laenamiskordaja on positiivselt seotud riskinäitajaga.

H4: Riigi SKP kasv on positiivselt seotud riskinäitajaga.

H5: Riigi inflatsioonimäära suurenemine on negatiivselt seotud riskinäitajaga.

H6: Kriisiaegsel perioodil on konkurents negatiivses seoses pankade riskinäitajaga.

H7: Kriisijärgsel perioodil on konkurents positiivses seoses pankade riskinäitajaga.

H8: Konkurents on mittelineaarses negatiivses seoses pankade riskinäitajaga.

Magistritöö koosneb neljast peatükist ning mitmest alapeatükist, milles autor käsitleb uurimuse erinevaid aspekte. Esiteks loob autor teoreetilise baasi uurimuse läbiviimiseks ning tutvustab analüüsis kasutatavaid konkurentsi- ja riskimõõdikuid. Teiseks tutvustab autor vastava analüüsi metodoloogiat ning toob esile valimis kasutatavate pankade kirjeldava statistika. Kolmandaks viib autor läbi empiirilise andmeanalüüsi, teostab mudelite usaldusväärseuse kontrolli ning võrdleb saadud tulemusi varasemate uuringute tulemustega. Lõpetuseks esitab autor uurimise tulemuste põhjal tehtud järeldused ning loob mudelite analüüsi järelduste põhjal kokkuvõtavad kommentaarid.

Analüüsi teostab autor paneelandmetega, millega viib läbi fikseeritud efektiga mudelite hindamised. Andmed võtab autor mitmetest andmebaasidest ning teostab ka vastavalt arvutused ja lisaregressioonid andmete kättesaamiseks. Mudelites kasutab autor kaht konkurentsinäitajat ning kontrollmuutujatena kaht pangaspetsiifilist näitajat ja kaht riigispetsiifilist näitajat. Töö tulemus pakub kindlasti huvi finantssektoreid uurivatele teadlastele, finantssinstitutsioonidele ning asutustele, kes reguleerivad selle valdkonna turuseisu.

Töö autor soovib tänada oma juhendajat Kaido Keppi hea juhendamise ja professionaalse panuse eest töö valmimiseks.

1. KONKURENTS JA PANKADE RISKIVÕTMINE

Konkurents tugevdab kõikides sektorites ettevõtete tegevust ning hoiab pidevas edasiliikumises ja arengus. Pangandussektoris on konkurentsi mõju peetud aga ühelt poolt vastandlikuks, sest vastavalt frantsiisiväärtuse printsiiblile eeldatakse, et konkurents suurendab pankade riskivõtmist ning finantsmaailmas peaks olema konkurents piiritletud eelkõige pankade turvalise käitumise eesmärgil. Teisalt on ka arvamusi, et finantsinstitutsioonide monopolistlik valitsemine suurendab laenuintresse, mis on vastuolus majandusliku heaoluga. Vastandlike teooriatega on läbi viidud ka empiirilised uurimused ning tulemused on olnud erinevad. Teema aktuaalsus ja atraktiivsus on seega suure kõlapinnaga ning vajab kindlasti järjepidevat uurimiste täiustamist, et jõuda konkreetse lahenduseni.

Käesoleva peatüki alapeatükkides toob autor esile pangandussektori konkurentsi erinevad teoreetilised tagapõhjad, tutvustab erinevaid konkurentsi mõju teooriaid pankade riskivõtmisele, kirjeldab mitmeid finantssektori riskide käsitusmeetodeid ning võrdleb varasemate empiiriliste uuringute tulemusi.

1.1. Konkurents ja selle mõõdikud panganduses

Läbi aegade on teadlased jaotanud konkurentsiteooriad kaheks: konkurentsi-haavatavuse teooriaks ning konkurentsi-stabiilsuse teooriaks. Viimasel ajal on kerkinud esile ka konkurentsi mittelineaarne mõju pangandussektorile. Asjaolu, et konkurents ei ole otseselt ka mõõdetav, on endaga kaasa toonud mitmete erinevate meetodite väljatöötamise. Aja jooksul on konkurentsi mõõtmise näitajad jaotatud kahte kategooriasse: struktuursed ehk kontsentreeritud konkurentsinäitajad ning mittestruktuursed konkurentsinäitajad. Levinumad on pangandussektoris kasutatavad H-statistik, Hirschmani indeks, Lerner'i indeks ja Boone'i indikaator. Käesolevas alapeatükis kirjeldab autor konkurentsiteooriate teoreetilist tausta, toob esile erinevate konkurentsinäitajate põhiomadused ning kirjeldab vastavate näitajate eeliseid ja puuduseid.

1.1.1. Konkurentsiteooriad

Turuseis erinevates sektorites avaldab vastava sektori ettevõtetele erinevat mõju. Traditsioonilise majandusteooria kohaselt vähendab täiuslik konkurents asümmetrilist informatsiooni ning on seega majandusliku kasvu ja efektiivsuse näitaja (Boyd, Nicolo 2005). Pangandussektoris on Boyd ja Nicolo (2005) kirjeldanud samuti konkurentsi olemasolu finantssektori efektiivsuse näitajana, kuna seeläbi on turul pakutavad finantstooted odavamad ja kvaliteetsemad. Vastava teooria kohta puudub aga selge tagapõhi finantssektori stabiilsuse seisukohast. Seoses sellega on teoorial tuginevad seisukohad jaotatud üldisemas perspektiivis kaheks: ühed seostavad konkurentsi pangandussektori haavatavusega ning teised vastupidi stabiilsuse ja efektiivsusega.

Konkurentsi-haavatavuse teooria sai alguse frantsiisi väärtuse printsiibist (*franchise value*), mida kirjeldas teoreetilise mudeliga Marcus (1984). Vastavalt teooriale suurendab konkurents pankade riskivõtmist, mis omakorda langetab panga frantsiisiväärtust. Selle teooria pooldajad on olnud läbi aegade ka Keeley (1990) ja Guzman (2000), kelle seisukohast saab välja lugeda, et konkurentsi mõjul suureneb pankade eesmärk võtta suuremaid riske. Samuti on autorid ka arvamusel, et suure konkurentsiiga turgudel tekivad finantskriisid suurema tõenäosusega kui suurema turukontsentratsiooniga turgudel. Põhilised näitajad, mis mõjutavad eelnimetatud teoreetilist seisukohta on konkurentsi pankade frantsiisiväärtuse tõstmine finantssektoris ning nende monopoolse seisundi vähendamine, mis omakorda tõukab võtma suuremaid riske.

Vastandlik konkurentsi-stabiilsuse teooria sai alguse Boyd ja De Nicolo (2005) poolt soovitatud vaatepunktist, mida suutsid tõestada De Nicolo *et al.* (2006). Suurem konkurents ei mõjuta ilmtingimata pankade pankrotistumist, vaid suurem turu kontsentreeritus mõjub finantssektorile haavatavalt. Sama teooriaga nõustuvad ka Schaeck ja Cihak (2014), kes toovad esile konkurentsi mõju pangandussektori efektiivsusele. Nimelt tänu konkurentstile suurenevad pankade kasum ning kapital, mis mõjutavad suuresti finantssektoris stabiilsuse saavutamist.

Viimasel ajal on kerkinud esile seisukoht, et kumbki äärmus ei kirjelda otseselt konkurentsi mõju pankade riskivõtmisele, vaid on tõestatud U-kujulise suhte olemasolu. Martinez-Miera ja Repullo (2010) kirjeldavad esimestena mittelineaarset seost konkurentsi ja pankade riskivõtmise vahel. Suurenenud konkurents vähendab laenaja maksejõuetuse tõenäosust, samuti langevad ka laenude intressimäärad. Nii on pankadel võimalik tagada piisavad varud, et katta halvad laenud. U-kujuline

suhe viitab seega sellele, et nii konkurentsi-stabiilsuse kui ka konkurentsi-haavatavuse teooriad võivad mõlemad pangandussektoris esineda (Liu *et al.* 2012).

1.1.2. Struktuursed ehk kontsentreeritud konkurentsinäitajad

Struktuursed ehk kontsentreeritud konkurentsinäitajad annavad hinnangu turukontsentratsiooni esinemise kohta. Näitajad põhinevad turu struktuuri, toimimise ja tõhususe paradigmat (*Structure-conduct-performance paradigm*) (Mason 1939). Eelnimetatud paradigma kohaselt on pankade käitumine struktuuriliselt seotud vastava turuga, kus pank tegutseb. Kontsentreeritud turg viitab seega vähestele konkurentile – monopolile, millega kaasnevad kõrgemad hinnad ja kasum (Shaffer 2004). Levinumateks struktuurseteks näitajateks on Herfindahl-Hirschmani indeks (HHI) ja kontsentratsiooniindeks.

Hirschman (1964) arendas välja indeksi, millega on võimalik mõõta turukontsentratsiooni taset. Arvutus põhineb kõikide ettevõtete turuosa summeerimisel järgmise valemiga:

$$HHI = \sum_{i=1}^N s_i^2 \quad (1)$$

kus s_i^2 , kirjeldab turuosa ruutu ja N turul tegutsevate ettevõtete arvu. Panganduses jagunevad väärtused enamasti kaheks: väärtused vahemikus 0,10-0,18 viitavad mõnevõrra esinevale turukontsentratsioonile ning väärtused üle 0,18 näitavad, et tegu on suure kontsentratsiooniga turuga. Indeks võimaldab määrata suurematele pankadele suurema kaalu, võttes arvesse suuruse relatiivset tähtsust.

Kontsentratsiooniindeks võimaldab samuti anda ülevaate turu kontsentratsioonist. Leon (2015) kirjeldab oma konkurentsimeetodite analüüsis, et kontsentratsiooninäitaja arvutamiseks on vaja rohkem andmeid kui ainult ettevõtete arvu. Nagu ka eelneva indeksi arvutamisel, on kontsentratsiooninäitaja arvutuseks vaja juhtivate ettevõtete turuosa suurust. Indeks mõõdab turuliidrite turuosa suurust vastavas tööstusharus järgmise valemiga:

$$CR_k = \sum_{i=1}^K s_i \quad (2)$$

kus kehtib tingimus $s_1 \geq \dots \geq s_K \geq s_N$, s_i näitab i -nda ettevõtte turuosa suurust, sealjuures ettevõtte on pandud turuosa järgi kahanevasse järjekorda ning N näitab ettevõtete arvu. K näitab turuliidrite

туруosa, millel ei ole kindlaks määratud täpne kasutatav arv, vaid enamasti võetakse selleks kas 3, 5 või 10. Kontsentratsiooninäitaja võtab seega arvesse ainult turuliidrite turuosa ning jätab ülejäänud ettevõtted välja.

Kontsentratsiooniindeksitel on põhiline eelis see, et arvutamiseks on vaja vähe andmeid. See võimaldab lihtsalt väärtused kätte saada ka vähem arenenud riikide lõikes. Küll aga, on indekse arvutamisel palju puudujääke. Enamasti on need seotud sisulise ja praktilise osa piirangutega, mis kerkivad esile struktuuri ning vajaliku turu määratlemisel. Seega peavad teadlased meeles pidama, et konkurents ja kontsentratsioon on erinevad ning tähelepanelikult vastavate tulemustega ümber käima. (*Ibid*)

1.1.3. Mittestruktuursed konkurentsinäitajad

Struktuursete konkurentsinäitajate kasutamist on mitmed autorid palju kritiseerinud, ning eelistatumad konkurentsimeetodidena kasutatavad näitajad on mittestruktuursed. Need näitajad tuginevad NEIO raamistikule (*New Empirical Industrial Organisation framework*), mis kirjeldab üldisemalt teatud hinna lisandumist võrreldes vastava konkurentsitasemega. Suurimaks eeliseks peetakse mikro-tasemel konkurentsi mõõtmist, sest see annab realistlikuma ülevaate pangandussektori konkurentsi hindamisest. NEIO raamistik jaguneb kaheks: neoklassikaline konkurentsivaade ja teise generatsiooni NEIO raamistik, mis ühildub Austria dünaamilise konkurentsivaatega. Levinumad neoklassitsistlikud mittestruktuursed näitajad on Panzar-Rosse mudelil tuginev H-statistik ja Lerner'i indeks ning uuema generatsiooni näitajatest on populaarseim Boone'i indikaator. (Carbo-Valverde *et al.* 2009)

Panzar ja Rosse (1987) töötasid välja mudeli, millega on võimalik anda hinnang turu konkurentsitasemele. Mudelist on võimalik leida H-statistik, mis annab hinnangu vastava sektori turuseisundi kohta. Statistik arvutatakse vähendatud tulufunktsioonist, kus panga sisendite ja väljundite hinnad on omavahel seotud. Peamiselt mõõdab H-statistik panga võimekust klientidele edasi anda sisendite hinnatõusu. Panzar-Rosse mudel põhineb ka eeldusel, et turg peab olema pikaajalises tasakaalus (Shaeck *et al.* 2009).

H-statistikule antakse väärtused, mis kuuluvad kolme gruppi:

- 1) $H \leq 0$, mis kirjeldab monopolistlikku turuseisu,
- 2) $H \leq 1$, mis kirjeldab oligopolistlikku turuseisu ja
- 3) $H = 1$, mis kirjeldab täiuslikku konkurentsi.

Peamised eelised Panzar-Rosse mudeli kasutamisel on selle lihtne kasutus ja rangete andmete kasutamise piirangute puudumine. Mudel on võimalik kätte saada väheste andmetega, mis on vähem arenenud pangadussektorite puhul väga oluline ning kindlasti lihtsustab analüüsi tegemist. Samuti kuuluvad võrrandisse ettevõttepõhised andmed, mis tagavad suure eelise erinevate riikide andmete uurimisel. Põhiliseks puuduseks Panzar-Rosse mudeli puhul peetakse ökonomeetrilise mudeli ja H-statistiku tõlgendamist, sest alati ei pruugi kõrge H-statistiku väärtus näidata madalat turuvõimu ning H-statistik annab konkurentsi esinemisele vaid hinnangu, mitte reaalse väärtuse. (Leon 2005)

Paremaks konkurentsimeetodiks on peetud aga Lerner'i indeksit. Lerner (1934) töötas välja mudeli, mis suudab mõõta turuvõimu või konkurentsi. Valemi järgi arvutades on võimalik tuvastada hinna ja piirkulu vahe, mis moodustab koguhinnast protsendi. Lerner'i indeks arvutatakse järgneva valemi põhjal:

$$Lerner_{st} = \frac{p_{st} - mc_{st}}{p_{st}} \quad (3)$$

kus p_{st} on panga s koguvarade hind ajahetkel t ja mc_{st} näitab panga s piirkulu ajahetkel t . Lerner'i indeks jääb vahemikku $0 - 1$, kus väärtus 0 kirjeldab täiuslikku konkurentsi esinemist ning väärtus 1 monopolistlikku turuseisundit. Kuna eelnevalt kirjeldatud võrrand eeldab nii kasumi efektiivsust kui ka kuluefektiivsust ning ei võta arvesse asjaolu, et pangad ei pruugi alati hinnavõimalusi turuvõimu pärast ära kasutada, siis on Koetter *et al.* (2012) välja arendanud kohandatud Lerner'i indeksi, mis võtab eeltoodud puuduse arvesse ning mida paljud teadlased on samuti oma töös kasutanud:

$$Adjusted\ Lerner_{st} = \frac{\pi_{st} + c_{st} - mc_{st} * q_{st}}{\pi_{st} + c_{st}} \quad (4)$$

kus π_{st} näitab panga s kasumit ajahetkel t , c_{st} kirjeldab kogukulusid, mc_{st} on piirkulu ning q_{st} on panga koguväljund. Sarnaselt tavapärasele Lerner'i indeksile on väärtuste tõlgendamine sama.

Lerner'i indeksil on mitmeid eeliseid teiste mudelite ees, eelkõige seetõttu, et indeks suudab kõige paremini kujutada teoreetilist frantsiisiväärtuse printsiipi (Beck *et al.* 2013). Mudelit on lihtne kasutada ja tõlgendada ning sellel puuduvad ranged andmete piirangud. Lerner'i indeksit on peetud

üsna paindlikuks, sest puudub vajadus kindla turu määramise osas. Andmed võetakse pangapõhiselt, mis võimaldab individuaalselt pankade käitumist aastate lõikes efektiivselt analüüsida. (Leon 2005) Puudustena on põhiliselt esile toodud seda, et Lerner'i indeks on pigem turuvõimu kui konkurentsi hindamise aluseks võetud mõõdik ning mudelis ei võeta arvesse toodete asendatavust. (Vives 2008)

Boone (2008) on arendanud välja teise generatsiooni mudeli, mis kirjeldab konkurentsi efektiivsuse vaatepunktist. Peamiseks mudeli ideeks on see, et efektiivsemad pangad suudavad haarata suuremat turosa ning kasvatada kasumit vähem efektiivsete pankade arvelt. Konkurents seega tugevdab efektiivsete pankade tulemusi, mõjudes vähem efektiivsetele pankadele vastupidiselt. Suurem konkurents tugevdab mudelis efekti mõju ning teooriale paneb aluse panga kulufunktsioon, kus tuleb arvesse võtta mitmeid tingimusi, mis võimaldavad välja arvutada Boone'i indikaatori.

Shaeck ja Cihak (2014) kirjeldavad pangasüsteemi kulufunktsiooni järgnevalt:

$$p(q_i, q_{j \neq i}) = a - bq_i - d \sum_{j \neq i} q_j \quad (5)$$

kus pank i toodab toote q_i . Igal pangal on seeläbi konstantne piirkulu c_i , parameeter p kirjeldab turu suurust ning b turunõudluse elastsust. Parameeter d kirjeldab turu erinevate toodete lähedast asendamisevõimekust. Võrrandil kehtib eeldus, et $a > c_i$ ja $0 < d \leq b$ ning kasumi maksimeerimiseks otsustab pank optimaalse väljundi q kasuks, kus:

$$\pi_i = (p_i - c_i)q_i \quad (6)$$

Tasakaalu esimene tingimus on seega järgmine:

$$a - 2bq_i - d \sum_{i \neq j} q_j - c_j = 0 \quad (7)$$

Pangandussüsteemil N arvu pangaga, mis toodab positiivsel tasemel väljundit, on seega N arv esmast tingimust:

$$q_i = \frac{\left[\left(\frac{2b}{d} - 1 \right) a - \left(\frac{2b}{d} + N - 1 \right) c_i + \sum_j c_j \right]}{\left[(2b + d(N-1)) \left(\frac{2b}{d} - 1 \right) \right]} \quad (8)$$

Võrrand selgitab välja väljundi ja piirkulu suhte ning pank siseneb turule ainult siis kui võrrandis (6) kehtib $\pi_i \geq \varepsilon$ tasakaal. Vastavalt eelnevatele tingimustele suureneb konkurents nii asendavate toodete olemasolul kui ka pankade agressiivse käitumise tagajärjel (Boone 2008).

Boone (2008) järgi saadakse Boone'i indikaator järgmise regressiooni tulemusena:

$$\ln \pi_{it} = \alpha + \beta \ln(c_{it}) \quad (9)$$

kus π_{it} mõõdab panga i kasumit ajahetkel t , β näitab Boone'i indikaatori väärtust ning c_{it} piirkulu.

Vastava meetodi kasutamisel on mitmeid eeliseid, sest Boone'i meetod kirjeldab ainult kulude ja kasumi vahelist suhet, mis on lihtsasti kättesaadavad enamus riikide pankade lõikes. Indikaator on võimalik kätte saada lihtsa regressiooniga, mis koosneb vaid ühest võrrandist ja ühest eksogeensest muutujast. Boone'i väärtus on seega lihtsasti tõlgendatav, sest see on monotoonselt konkurentsiga seotud. Boone'i indikaatorit on peetud üheks parimaks konkurentsinäitajaks, mis varasemates uuringutes on kasutatud. Käesolevas töös on autor samuti Boone'i indikaatori kasuks otsustanud just lihtsuse ning eeltoodud positiivsete hindamispõhjuste eesmärgil. Loomulikult on ka Boone'i indikaatoril teatud piirangud, kuna tegu on reaalsuse imitatsiooniga. Seega ainult ühe teguri mõju ei pruugi täiesti korrektseid tulemusi anda, kuna pangadussektoris mõjutavad ka muud pangaspetsiifilised tegurid peale kulude pankade kasumit ja efektiivsust.

1.2. Risk ja riskimõõdikud panganduses

Finantsinstitutsioone mõjutavad erinevad riskid, mida pangad peavad tulevikku silmas pidades arvesse võtma. Laenamise kaasnivad loomulikult suured riskid, kuid efektiivne tegevus ja vajaliku riskitaseme määratlemine on vajalikud finantsasutuste eluea pikendamiseks. Eelkõige kerkivad panganduses esile likviidusrisk, operatsioonirisk ja tururisk. Erinevate riskidega toimetulek ja nende maandamine on pankadele üheks oluliseks võtmeteguriks edu saavutamisel. Riskide mõõtmine ning nende tõlgendamine on samuti oluliseks osaks panga tegevuse analüüsimiseks. Käesolevates alapeatükkides toob autor esile kõige levinumad riskimõõdikud ning toob välja nende põhilised tugevused ja puudused.

1.2.1. Z-skoor

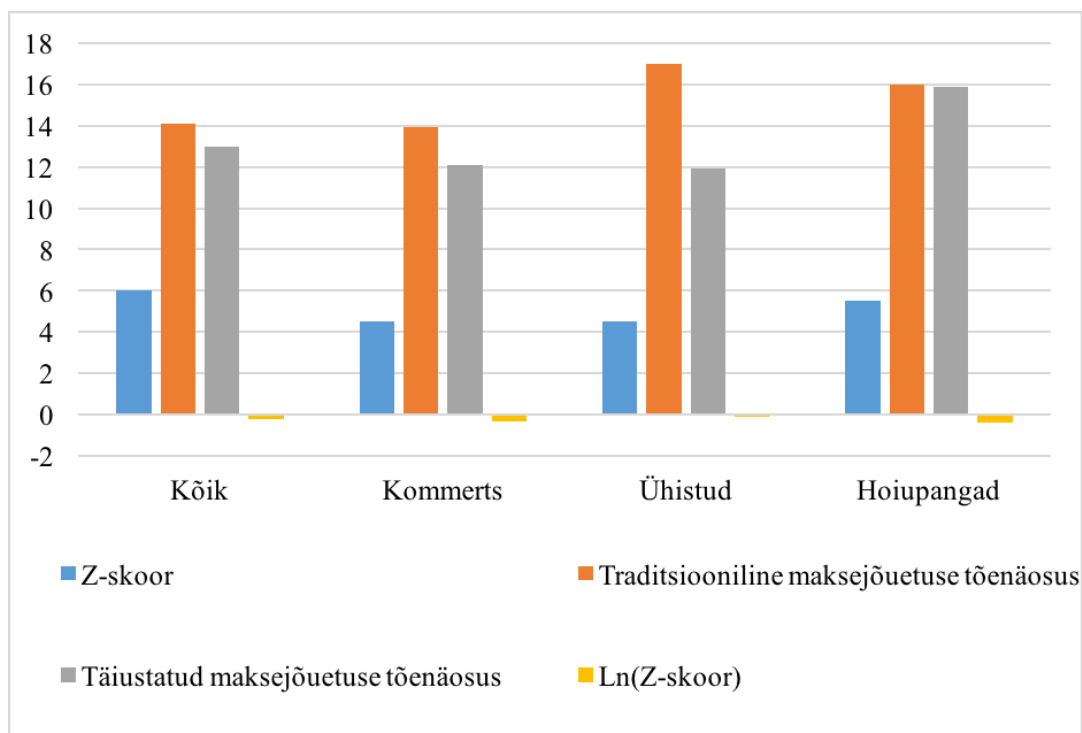
Pangadusega seotud riske on võimalik erinevalt mõõta. Üheks põhiliseks riskimõõdikuks on raamatupidamislik Z-skoor, mida mitmed teadlased on oma uurimustes kasutanud. Z-skoor kirjeldab ettevõtte pankrotistumise tõenäosust ning seda on eelkõige kasutatud panganduslikes empiirilistes uurimustes. Kuna tegu on näitajaga, mille arvutamiseks on vaja ainult raamatupidamislikku, mitte turupõhist informatsiooni, siis on seda küllaltki lihtne kasutada. (Lepetit, Strobel 2013)

Shaeck ja Cihak (2014) on kirjeldanud Z-skoori arvutamist järgneva valemiga:

$$Z - skoor = \frac{(ROA + \frac{E}{A})}{\sigma ROA} \quad (10)$$

kus lugejas viitab ROA ettevõtte varade tootlusele, E on omakapital, A näitab koguarade suurust ning nimetajas kasutab autor varade tootluse standardhälvet σROA .

Üha enam on erinevad autorid hakanud kasutama paneelandmete analüüsis ajas muutuvat Z-skoori, mis muudab tulemused usaldusväärsemaks (De Nicolo *et al.* 2006; Lepetit, Strobel 2015). Lepetit ja Strobel (2013) on oma uurimuses tõestanud ajas muutuva Z-skoori parima variandi, kus kasutatakse ROA keskmist ja standardhälvet kogu valimi ulatuses, mis kombineeritakse vastava perioodi kapitali ja varade suhtarvuga. Eelnimetatud meetod võimaldab otse mõõta panga pankrotistumise taset individuaalselt ning anda ka üldine hinnang kogu finantsstabiilsusele. Oma uuemas uuringus kirjeldavad autorid ka Laeven ja Levine'ist (2009) alguse saanud Z-skoori logaritmimise võimalust. See meetod tagab jääkliikmete normaaljaotuse, mis tavalise Z-skoori kasutamisel ei pruugi esineda. (Lepetit, Strobel 2015) Alloleval joonisel on välja toodud autorite arvutatud erinevate Z-skooride erinevused normaaljaotusest, mis on arvutatud OECD pankade põhjal aastate 1998-2012 lõikes.



Joonis 1. Erinevate Z-skooride jääkliikmete erinevused normaaljaotusest

Allikas: Lepetit ja Strobel (2015). *Bank insolvency risk and Z-score measures: A refinement*; autori koostatud

Autorid on seega tõestanud, et Z-skoori logaritmimeine on efektiivne meetod regressioonvõrrandi lahendamiseks, sest see võimaldab võimalikud jääkliikmete kõrvalekaldeid normaaljaotusest ära kaotada. Chiaramonte *et al.* (2015) koostasid Z-skoori efektiivsuse hindamise mudeleid ning ka nende autorite tulemustest selgub, et logaritmitud Z-skoor kajastab õigesti panga riskitaset. Eriti hästi tuleb Z-skoori efektiivsus esile suurte ja keerulisemate struktuuridega pankade puhul. Z-skoori logaritmimeise meetodit on kasutanud mitmed autorid empiirilise analüüsi läbiviimiseks, nende hulgas ka näiteks Anginer *et al.* (2014).

1.2.3. Kaugus maksejõuetusest

Üheks tavalise ettevõtte riskimõõdikuks kasutatakse ka kaugust maksejõuetusest (*Distance-to-default*). Merton (1974) arendas välja mudeli, mis mõõdab ettevõtte pankrotistumise riski, võttes arvesse ettevõtte varade ja võla nimiväärtuse vahet, mis on kaalutud ettevõtte varade väärtuse standardhälbega. Mertoni mudelit on peetud palju efektiivsemaks pankrotimõõdikuks kui teised raamatupidamislikud näitajad. Standardmudelit on võimalik kasutada efektiivselt korporatiivettevõtete analüüsis, kuid pangandussektori analüüsiks ei ole antud mudel piisav. Standardmudelis kehtib lihtsustatud oletus, et finantsettevõtted ei ole osa turust ning iga ettevõtte

finantseerimisallikaks on omakapital ja üks nullmääraga võlakiri, millel on T aegumistähtaeg ja L põhiosa suurus. Vara väärtust V_t kirjeldab järgmine valem:

$$dV_t = \mu V_t dt + \sigma V_t dB_t \quad (11)$$

kus B_t tähendab Browni liikumist, μ viitab vara väärtuse füüsilisele muutusele ning σ kujutab vara väärtuse volatiilsust. Mertoni (1987) arendatud mudeli põhjal arvutatakse maksejõuetuse tõenäosus ajahetkel T , mis on hinnatud ajal t , kujutatakse järgnevalt: $Pr_t(V_T \geq L)$. Seega saab võrrandist (11) tuletada $Pr_t(V_T \geq L) = N(-DTD_T)$ ning kaugus maksejõuetusest DTD ajahetkel t arvutatakse seega järgmise valemi abil:

$$DTD_t = \frac{\log\left(\frac{V_t}{L}\right) + \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}} \quad (12)$$

Kuna Mertoni mudel kujutab ettevõtete võlakohustusi lühiajaliste ning pikaajaliste kohustuste summana, ei ole antud viis sobilik pankade maksejõuetuse kauguse arvutamiseks. Nimelt on finantsinstitutsioonidel suured kohustused, näiteks deposiidi kontod, mis ei klassifitseeru kummagi kohustuste liigi alla. Seega finantsinstitutsioonide puhul jäetakse antud juhul arvestamata suur osa kohustustest.

Singapuri *Credit Research Initiative* on arendanud välja just pankade jaoks spetsiifilise mudeli maksejõuetuse kauguse arvutamiseks, kus arvestatakse finantsinstitutsioonide korrektset kohustuste taset. Nimelt on mudelisse juurde arvestatud võrrand δ , mis kajastab muude kohustuste olemasolu. Muude kohustustest puhul lahutatakse seega lühiajalised ning pikaajalised võlad kogukohustustest. Võlatase L võrrandis (12) muutub seega lühiajaliste kohustuste ning poolte pikaajaliste kohustuste summaks, millele liidetakse veel juurde võrrandi δ korrutis muude kohustustega. (Duan 2010) Lisatud muutusega on võimalik efektiivselt kajastada finantsinstitutsioonide võlataset, mida saab kasutada pankade puhul maksejõuetuse kauguse arvutamiseks.

1.2.3. Süstemaatiline risk

Kogu finantssektori hindamiseks on kasutatud ka süstemaatilise riski hindamist (Acharya *et al.* 2012; Anginer, Demircuc-Kunt 2014; Laeven *et al.* 2014; Leroy, Lucotte 2017). Kuna vastav riskitüüp ei kehti pankadele individuaalselt, vaid kogu sektorile tervikuna, siis on teadlased

arvamusel, et süstemaatilise riski kasutamine võimaldab välja selgitada konkurentsi mõju korrelatsiooni pankade üldise riskikäitumisega. Süstemaatilise riski puhul kasutatakse turuandmetel põhinevat finantsinstitutsiooni keskmise kahju suurust kriisiolukorras (i.k *Expected shortfall*). Institutsioonid, kellel on keskmise kapitali langus suurim, on süsteemselt kõige riskantsemad kriisiolukorras ja mõjutavad turu süsteemset riski kõige rohkem.

Leroy ja Lucotte (2017) tuginevad Acharya *et al.* (2010) uurimusele, kus autorid kasutavad marginaalselt keskmise kahju suurust (i.k *Marginal expected shortfall*), mis näitab ühe finantsinstitutsiooni marginaalset mõju süstemaatilisele tururiskile. Autorid jõudsid süstemaatilise riski arvutamisele tuginedes esmalt keskmise kahju suuruse leidmisele järgneva valemi abil, kus keskmise kahju suurus turul vastab tingimusele, et kahju on suurem kui piirmäär C :

$$ES_t = E_{t-1}(r_t | r_t < C) = \sum_{i=1}^N w_{it} E_{t-1}(r_{it} | r_t < C) \quad (13)$$

kus N on pankade arv, r_{it} panga i tulu ajahetkel t ning r_t turul saadav tulu ajahetkel t , mis vastab kõikide ettevõtete kaalutud keskmisele tulule $r_t = \sum_{i=1}^N w_{it}(r_{it})$ ning w_{it} kirjeldab ettevõtte i relatiivset turukapitalisatsiooni ajahetkel t .

Acharya *et al.* (2010) kajastavad süstemaatilist riski marginaalse keskmise kahju tuletamisega, mis tugineb oodatava lühiajalise omakapitali kaotusega tingimisel, et turu kaotus on suurem piirmäärast C . Marginaalne keskmine kaotus halva olukorra puhul on osaline tuletis turu keskmisest oodatavast kahjust ES_t , arvestades ettevõtte i osakaalu turust:

$$MES_{it} = \frac{\partial ES_t}{\partial w_{it}} = E_{t-1}(r_{it} | r_t < C) \quad (14)$$

mille puhul võib väita, et ettevõttepõhine individuaalne suurem marginaalne keskmine kahju mõjutab kogu finantssüsteemi riski.

Leroy ja Lucotte (2017) lisavad Acharya *et al.* (2010) poolt kasutavale valemile süstemaatilise riski arvutamisse finantsinstitutsioonide suuruse ja kohustused. Autorid väljendavad turu süstemaatilist riski kui *SRISK* järgneva valemiga:

$$SRISK_{it} = k(D_{it} + (1 - LRMES_{it})W_{it}) - (1 - LRMES_{it})W_{it} \quad (15)$$

kus k näitab finantsinsitutsiooni minimaalset kapitalivajadust, D_{it} kirjeldab kõikide kohustuste raamatupidamislikku väärtust, W_{it} viitab omakapitali turuväärtusele ning $LRMES_{it}$ on pikaajaline marginaalne oodatav kahju, mis ühendab individuaalse ettevõtte kogu süsteemi kirjeldamisega. Sellise süstemaatilise riski arvutamiseks on võimalik saada informatsiooni individuaalse ettevõtte relatiivsest mõjust kogu süsteemi riskile.

1.2.4. Viivislaenude suhe kogulaenudesse

Riskide hindamiseks on kasutatud on ka viivislaenude suhet kogulaenudesse (i.k. *Non-performing loans ratio*). Suhtarv väljendab krediidiriski suurst, mida on peetud üheks peamiseks riskivõtmise mõjutajaks. Jimenez *et al.* (2013) on kasutanud suhtarvu kommertsbankade laenamiskäitumise uurimisel ning selleks kasutavad autorid järgmist valemit:

$$NPL = \frac{\text{Non-performing loans}}{\text{Total loans}} \quad (16)$$

kus murru lugeja viitab viivislaenude suurusele ning nimetaja kajastab kogulaene tervikuna.

Shingjergji ja Hyseni (2015) kirjeldavad viivislaene kui põhiosa ja intresside maksetega viivitamist rohkem kui 90 päeva. Mida suurem on suhtarv, seda suuremaks peetakse krediidiriski, sest viivislaenude osa kogulaenudest on suur. Viivislaenude suhtega kogulaenudesse on võimalik seega mõõta laenude kvaliteeti ning hinnata vastavalt panga krediidiriski suurst.

Pankade kõrge suhtarvu suurus viitab halvale ettevõtte üldjuhtimise tavale ning nõrgale krediidipoliitika juhtimisele. Krediidi andmine on üks põhiline tegevus, mis on pankade sissetuleku suurimaks osaks. Samuti kaasnevad laenamisega suured riskid nii laenuandjale kui ka laenusaaajale. Risk laenusaaaja suutmatusest oma kohustusi täita, võib finantsinstitutsiooni ärioperatsioonide sujuva toimimise tulevikus ära rikkuda. Suur krediidirisk võib panka ohustada pankrotiga ning mõjutab ka raha hoiustajaid pankrotistumise korral. Pangad proovivad riske maandada hoides kapitalipuhvrit, tasakaalustades oma mittelikviidseid laene likviidsetega ning tegeledes riskijuhtimisega. (Cebenoyan, Strahan 2004)

Kargi (2011) toob esile, et pankade üheks põhiprobleemiks on madalate krediidistandardite kasutamine laenajate suhtes, halb portfelli juhtimine ning kõrge võimenduse hoidmine soovitud

kasumi teenimiseks. Krediidiriski juhtimine peaks seega hoidma pankasid kindlate piiride sees, võttes arvesse panga krediidiriski kokkupuute taset ning koostama vastavalt sellele riskide hindamise raamistiku. Raamistiku eesmärgiks peaks olema võimaldada teenida pangal piisava suurusega kasumit. Viivislaenude suhe kogulaenudesse võimaldab seega pankadel hoida vähemalt osaliselt oma krediidiriskil silma peal ning võimalike suurte viivitamiste korral vastavalt olukorrale tegutseda. Krediidirisk on panganduses üks suurimaid riske ning pangad peaksid oma operatsioonid ja vastavuskontrollid seadma vastavalt panga tegevusele ning tulevikueesmärkide saavutamisele.

1.3. Konkurentsi mõju pangandussektori riskitasemele

Konkurentsi-haavatavuse teooriale on tuginenud mitmed teadlased, seal hulgas ka Pagano (1993), Shaffer (1998) ja Cetorelli (2001). Nende teooria kohaselt on turuvõimul olevate pankade intressimäärad kõrged ja deposiitmäärad madalad, mis viivad vabade laenuvahendite olemasolu tasakaalust välja. Seega suureneb pankade pankrotioht eelkõige moraalse ohu pärast (Guzman 2000). Shaffer (1998) selgitab, kuidas konkurentsi olemasolu suurendab laenutoodete halba kvaliteeti ning riski kasvu laenusaajate taustakontrolli keerukuse vaatepunktist. Turul, kus on täiuslik konkurents ei ole pankadel piisavalt hea ülevaade inimeste kohta, kes on mujalt finantsinstitutsioonist laenu saanud või kellel on laenuaotlused varasemalt tagasi lükatud. Seega kõrge riskiga laenuküsimise, kelle laenuaotlus võidakse tagasi lükata ühe asutuse poolt, saab nii kaua mujalt küsida, kuni talle laen antakse. See aga suurendab panga riski ning mõjub kokkuvõtvalt finantssektorile haavatavalt.

Kasman ja Kasman (2015) on leidnud, et konkurentsi kasvades suureneb panga riskivõtmine. Eelkõige tõestavad analüüsi tulemused, et pankade krediidirisk suureneb konkurentsi olemasolul. Seega suurem turuvõim ehk monopol muudavad pangandussektori stabiilsemaks. Lisaks rõhutavad autorid ka poliitilist mõju, kus regulatsioonidega võimendatakse kapitalimahukuse raamistikku, et tagada tulevikupõhine finantssektori efektiivsus. Ühe variandina soovitavad autorid väikese ja keskmise suurusega pankadel jõud ühendada, et saada mingil määral suuremat turuosa, mis tagaks nende jätkusuutliku tegevuse. Suuremad turule sisenemise barjäärid seega tugevdaks monopoolse turuseisu avaldumist, mis seeläbi tagaksid suurema finantssektori stabiilsuse.

Soedarmono *et al.* (2013) on leidnud erinevaid tulemusi vastavalt Aasias toimunud finantskriisile. Tulemustest selgub, et kriisi ajal mõjub monopolistlik turuseis sektorile stabiliseerivalt ning konkurents vastupidi suurendab pankade pankrotistumist. Kriisiperioodist väljaspool on aga seis vastupidine – konkurents mõjub pangandussektorile efektiivselt ning monopolistlik seis laastavalt. Lähemal uurimisel on selge, et suuremate pankade puhul on tulemused vastupidised, sest liiga suured pangad ei pankrotistu nii lihtsalt kui väiksemad (i.k. *too-big-to-fail policy*).

Vastandlikku konkurentsi-stabiilsuse teooriat on tõestanud empiirilisel aegade algusest peale Shaffer (1989) ja viimase aja teadlaste seas Anginer *et al.* (2014). Eelkõige toovad autorid oma töös esile, et konkurents tagab finantstoodete efektiivsuse, innovatsiooni ja kvaliteedi. Samuti tekib võimalus finantstoodete kergemaks kättesaamiseks. Finantsstabiilsuse kontekstis on autorid sisse toonud ka regulatsioonide mõju ning tõestanud, et turu sisenemisbarjääride eemaldamine vähendab kogu süsteemi haavatavust. Suurem turuvõim ja valitsuse omandis olevad pangad vastupidi mõjuvad kogu süsteemile laastavalt. Varasemates uuringutes on veel leitud, et just väiksem konkurents mõjub finantssektorile haavatavalt, kuna intressimäärad ning laenusaaajate krediidirisk on kõrged (Boyd, Nicolo 2005). Seega on konkurentsi peetud finantsstabiilsuse alustalaks ning suurem konkurents on pankade väiksema riskivõtmise üheks põhjuseks (Liu *et al.* 2012).

Varasemalt on Claessens ja Laeven (2004) toonud esile, et konkurents ja kontsentratsioon on kaks täiesti erinevat mõõdikut ning kirjeldavad pangandussektorit teise vaatenurga alt. Konkurents on seega parem mõõdik pankade riskisuse hindamise mõju raames ning nagu selgub ka Schaeck *et al.* (2009) uurimusest, siis tõestavad autorid konkurentsimõõdiku paremat mudelisse sobivust. Samas uuringus tõestavad autorid ka konkurentsi-stabiilsuse teooriat, milles tuleb esile konkurentsi mõju kriisi esinemise väiksele tõenäosusele. Rahanduspoliitika, mis suudaks toetada pankade konkurentsi esinemist ning julgustaks olema konkurentsivõimelised, oleks seega kogu finantssektori efektiivsuse eelduseks.

Mittelineaarse seose olemasolu konkurentsi ja riski vahel on tõestanud Tabak *et al.* (2012), kes on sisse toonud ka panga suuruse ja kapitalisuhte näitaja olulisuse konkurentsi mõjule panga riskivõtmisesse. Autorid on ka tõestanud Basel III regulatsioonide efektiivsuse, eelkõige suurema ja keskmise konkurentsiiga pankade suhtes, mis madala konkurentsiiga süsteemile mõjuvad kasulikult. Samuti on ka Kasman ja Kasman (2015) kasutanud analüüsi regressioonis ruudus konkurentsimõõdikuid, et proovida tõestada mittelineaarsuse olemasolu. Nead ei suutnud aga

konkreetselt mittelineaarset suhet tõestada ning rõhuvad endiselt konkurentsi-haavatavuse teooria tõepärale.

Hakenes ja Schnabel (2011) on samuti leidnud mittelineaarse seose pangandussektori konkurentsi ja riskivõtmise vahel. Autorid kirjeldavad, et eelkõige väiksemate pankade riskivõtmine suureneb suurema konkurentsi olemasolul. Põhjus seisneb selles, et suuremad pangad suudavad tagada kõrgemad deposiitmäärad, mis tõmbab rohkem kliente ligi. Selleks, et väiksemad pangad suudaksid olla oma deposiitmääradega samal tasemel, peaksid nad eelkõige võtma suuremaid riske investeerides riskantsematesse varadesse.

Vastandlikke seisukohti on seega pangandussektori kohta üsna mitmeid. Viimase näitajana peetakse ka olulist vaatenurka laenuturu ja deposiituru erinevustes. Laenuturul kehtib enamasti frantsiisiväärtuse printsiip, kus on olulisel kohal konkurentsi-haavatavuse teooria ning deposiiturul vastupidi mõjutab konkurentsi pangandussektori stabiilsust. (Jimenez *et al.* 2013; Berger *et al.* 2009) Craig ja Dinger (2013) tõlgendavad oma tulemustes seda, et pangad, kellel on väiksem võim deposiituru, kasutavad riskantsemaid strateegiaid.

Leroy ja Lucotte (2017) toovad veel esile erinevuse konkurentsi mõjule pangaspetsiifiliselt ja süsteemselt kogu sektorile. Pangaspetsiifiliselt mõjub konkurentsi individuaalselt pankadele haavatavalt, kuid kogu süsteemile stabiliseerivalt. Seega võib üldiselt kinnitada, et kõikide erinevate teooriate tõestamine ei ole veel ühtse lahenduseni viinud. Erinevate faktorite mõju ning kriiside olemasolu mõjutavad iga mudelit vastuoluliselt ning on tekitanud palju lahkarvamusi pangandussektori mõjutuste seisukohalt.

Järgnevast tabelist on kokkuvõtlikult näha varasemad empiiriliste uuringute kirjeldused, mõõdikud ja tulemused, mis põhinevad ainult konkurentsi mõjul pangandussektori riskivõtmisele:

Tabel 1. Varasemalt tehtud uuringud teemal konkurentsi mõjust pankade riskivõtmisele

Aasta	Autorid	Töö pealkiri	Regioon	Sõltuv muutuja	Konkurentsi -mõõdik	Tulemus
2012	Liu <i>et al.</i>	<i>Competition and risk in South East Asian commercial banking</i>	Kagu-Asia	Z-skoor	H-statistik	Konkurentsi-stabiilsuse teooria
2012	Tabak <i>et al.</i>	<i>The relationship between banking market competition and risk-taking: Do size and capitalization matter?</i>	Lõuna-Ameerika	Z-skoor	Boone indikaator	Mittelineaarne seos
2013	Jimenez <i>et al.</i>	<i>How does competition affect bank risk-taking?</i>	Hispaania	NPL suhe	Lerner'i indeks	Konkurentsi-haavatavuse teooria
2014	Anginer <i>et al.</i>	<i>How does competition affect bank systemic risk?</i>	Kogu maailm	Süsteemaatiline risk	Lerner'i indeks, H-statistik, HH kontsentratsioonide indeks	Konkurentsi-stabiilsuse teooria
2017	Leroy ja Lucotte	<i>Is there a competition-stability trade-off in European banking?</i>	Euroopa	Z-skoor, kaugus maksejõuetusest (DD), süsteemaatiline risk	Lerner'i indeks	Konkurentsi-stabiilsus süstemaatiliselt; konkurentsi-haavatavus individuaalselt

Allikas: autori koostatud

2. METOODIKA JA VALIM

Käesoleva magistr töö eesmärk on analüüsida konkurentsi ja riskivõtmise vahelist seost börsil noteeritud Euroopa pankade põhjal aastate 2007-2017 lõikes. Analüüsi teostamiseks kasutab autor statistikaprogrammi Gretl, millega teostab autor paneelandmete regressioonanalüüsi. Regressioonanalüüsi teostamiseks kasutab autor paneelandmete analüüsiks mõeldud fikseeritud ajaefektiga mudelit. Järgnevates alapeatükkides kirjeldab autor analüüsis kasutatavaid muutujaid, tutvustab mudeli ülesehitust ning esitab valimiga seonduva spetsiifika.

2.1. Muutujate kirjeldused

Analüüsi teostamiseks kasutab autor mitmeid sõltuvaid ja sõltumatuid muutujaid. Põhieesmärk on testida konkurentsimuutuja mõju riskivõtmisele, mida toetavad pangaspetsiifilised ja riigispetsiifilised kontrollmuutujad. Kõikide pankade ja riikide muutujate kirjeldav statistika on leitav järgnevast tabelist:

Tabel 1. Muutujate kirjeldav statistika

Muutujad	Keskmine	Miinum	Maksimum	Standardhälve
Sõltuv muutuja				
<i>LNZ_SCORE</i>	3,7659	-1,3201	8,4653	1,2770
Sõltumatud muutujad				
<i>BOONE</i>	0,14148	-0,50125	81,16	3,4768
<i>SIZE</i>	23,279	18,466	28,552	2,5355
<i>LEND</i>	1,1556	$4,9929 \cdot 10^{-4}$	83,742	4,6446
<i>GDPG</i>	1,0958	-5,9104	9,6216	2,2307
<i>INFL</i>	1,5449	-1,5448	12,411	1,5665
<i>BOONE</i> ²	12,097	$7,1517 \cdot 10^{-8}$	6587	279,39
Vaatluste arv				1111

Allikas: autori koostatud

Mudelis kasutab autor sõltuva muutujana pankade raamatupidamislikku Z -skoori (LNZ_SCORE). Sõltumatud muutujad on jaotatud pangaspetsiifilisteks muutujateks: panga suurus ($SIZE$) ja laenamiskordaja ($LEND$) ning riigispetsiifilisteks muutujateks: konkurentsinäitaja ($BOONE$), SKP kasv ($GDPG$) ja inflatsioon ($INFL$). Konkurentsinäitajatest kasutab autor lihtsustatud Boone indikaatorit. Andmed pärinevad Thomson Reutersi ning World Banki andmebaasidest.

Sõltuva muutuja raamatupidamisliku logaritmitud Z -skoori (LN_ZSCORE) arvutamisel järgib autor Lepetit ja Strobel (2013) poolt soovitatud valemit, kus leitakse Z -skoor ajas muutuvate väärtuste põhjal. Autor kasutab kolme aasta liikuvat keskmist varade tootlust ning standardhälvet, et tagada Z -skoori ajaline muutuvus. Z -skoori võib tõlgendada nii, et suuremad väärtused viitavad stabiilsele, vähem riskantsele pangale ning väiksemad väärtused viitavad suure riskisusega pankadele. Logaritmimise põhjusena toob autor esile Lepetit ja Strobeli (2015) hilisemas uurimuses tõestatud logaritmimise efektiivsuse, mis võimaldab tagada raamatupidamisliku Z -skoori jääkliikmete normaaljaotuse.

Sõltumatu muutuja konkurentsinäitaja ($BOONE$) hindamiseks on esmalt on autori eesmärgiks leida igale riigile ajas muutuv konkurentsinäitaja, milleks on Boone indikaator. Vastava väärtuse kättesaamiseks teostab autor järgneva regressioonvõrrandi, tuginedes Schaeck *et al.* (2014) töös kirjeldatud lihtsustatud mudelile. Autor otsustab ajalist efekti analüüsida mõningate modifikatsioonidega:

$$\pi_{it} = \alpha + \beta \ln(c_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

kus sõltuvaks muutujaks π_{it} on panga i kasumi ja koguvarade suhtarv ajahetkel t ning sõltumatute muutujate hulka kuuluvad panga i logaritmitud keskmised kulud c_{it} ajahetkel t ning vealiige. Keskmiste kulude puhul on autor kasutanud intressikulude ja mitteintressikulude summat ning jaganud kogutuludega Tabak *et al.* (2012) järgi. Boone indikaatori väärtuse saab autor beetakordaja väärtusest viies läbi iga aasta ja riigi kohta eraldi OLS regressiooni. Konkurentsinäitaja ruudus ($BOONE^2$) näitab konkurentsi mittelineaarse suhte olemasolu ning selle testimiseks võtab autor konkurentsinäitaja ($BOONE$) ruutu.

Pangaspetsiifilistest sõltumatutest muutujatest kasutab autor panga suurust ja laenamiskordajat Liu *et al.* (2012) järgi. Panga suuruse ($SIZE$) puhul logaritmib autor panga i koguvarad ajahetkel t ning saab vastavad regressioonanalüüsis kasutatavad väärtused. Laenamiskordaja ($LEND$) arvutab

autor kogulaenude suhtena koguvaradesse ning see näitab panga laenamiskäitumist. Mõlema muutuja korral on oodatav positiivne mõju panga riskivõtmisele. Riigispetsiifilistest sõltumatutest muutujatest kasutab autor inflatsiooni ja SKP kasvu Soedermano (2013) järgi. Inflatsiooni (*INFL*) kasvu mõju pankade riskivõtmisele on oodatavalt negatiivne ning SKP kasvu (*GDPG*) on seostatud positiivselt pankade riskivõtmisega. SKP kasvu ja inflatsiooni andmed võtab autor riigiti World Banki andmebaasist.

Tabelist (1) võib välja lugeda, et sõltuva muutuja puhul on logaritmitud *Z*-skoori väärtuste hulgas ka negatiivseid väärtuseid. Käesolevas töös on nimetatud väärtuseid kaks, mis võivad regressioonimudeli analüüsi tegemisel suuresti mõjutada. Autor otsustab vastavad väärtused mudelisse alles jätta, et mitte vähendada juba niigi väikest valimit.

Sõltumatutest muutujatest on konkurentsinäitaja miinimum väärtus igati loogiline, sest mida efektiivsem ja suurem on turul konkurents, seda negatiivsem on Boone indikaatorina arvutatud kordaja. Tabelist on ka näha, et maksimaalne väärtus ulatub üsna ekstreemse positiivse väärtuseni 81,16. Tabak *et al.* (2012) toob oma töös esile, et Van Leuvenstijn *et al.* (2011) on leidnud Boone indikaatorina samuti positiivseid väärtuseid, mis ei pruugi viidata vastupidisele turuseisundile. Autor kirjeldab kaht võimalikku põhjust positiivsele konkurentsinäitajale:

- 1) Turul esineb ekstreemne pankade kokkupõrge
- 2) Pankade peamiseks eesmärgiks on võistelda kvaliteedi suhtes

Viimase puhul võib samuti esineda ekstreemne kokkupõrge, sest pankade kulud suurenevad kvaliteedi tõstmisel, et nõudlusele vastu tulla. Seeläbi turg aga kasvab ning piirab konkurentidel turule siseneda. (Tabak *et al.* 2012) Eelnevale tuginedes jätab autor samuti positiivsed Boone indikaatori väärtused mudelisse alles.

Ülejäänud sõltumatute muutujate puhul autor väärtuste järgi piiranguid ei esita, kuid valimi moodustamisel on ainsaks piiranguks kõikide pankade ja riikide vastavate väärtuste olemasolu, et kasutada balansseeritud paneelandmeid analüüsi teostamiseks. Pangaspetsiifiliste näitajate korral kasutab autor Thomson Reuters Eikoni andmebaasi, kus mitmete pankade erinevate näitajate olemasolu ei pruugi alati sama olla. Seetõttu on andmete olemasolu piirangul päris suur mõju, kuna kättesaadavaid andmeid ei ole palju. Autor proovib siiski olemasolevaga hakkama saada ning regressioonanalüüsi teostada.

Sõltumatute muutujate oodatavad mõjud sõltuvale muutujale vastavalt püstitatud hüpoteesidele ning varasemalt tehtud tööde põhjal on järgnevad:

Tabel 2. Sõltumatute muutujate mõju suund sõltuvale muutujale

Sõltuv muutuja: LN_ZSCORE	Mõju suund	Tõestatud varasemate tööde autorite poolt
Sõltuvad muutujad:		
<i>BOONE</i>	+	Tabak <i>et al.</i> (2012), Kasman ja Kasman (2015)
<i>SIZE</i>	+	Berger (2009), Anginer <i>et al.</i> (2014)
<i>LEND</i>	+	Liu <i>et al.</i> (2012), Berger (2009)
<i>INFL</i>	-	Leroy ja Lucotte (2017)
<i>GDPG</i>	+	Berger (2009), Anginer <i>et al.</i> (2014)
<i>BOONE</i> ²	-	Tabak <i>et al.</i> (2012)

Allikas: autori koostatud

Vastavalt varasemate tööde tulemustele esitab autor järgmised hüpoteesid:

H1: Suurem konkurents viitab pankade suuremale riskinäjatjale.

H2: Pankade suurus on positiivses seoses pankade riskinäjatjaga.

H3: Pankade laenamiskordaja on positiivselt seotud riskinäjatjaga.

H4: Riigi SKP kasv on positiivselt seotud riskinäjatjaga.

H5: Riigi inflatsioonimäära suurenemine on negatiivselt seotud riskinäjatjaga.

H6: Kriisiaegsel perioodil on konkurents negatiivses seoses pankade riskinäjatjaga.

H7: Kriisijärgsel perioodil on konkurents positiivses seoses pankade riskinäjatjaga.

H8: Konkurents on mittelineaarses negatiivses seoses pankade riskinäjatjaga.

2.2. Mudeli valik

Mudeli puhul on autor läbi analüüsinud mitmete autorite poolt kasutatavad muutujad ning otsustanud nende kasuks, mis on läbivalt enamikes töödes kasutusel olnud. Lihtsuse mõttes on autor kasutanud kontrollmuutujatena vaid kaht pangaspetsiifilist ja kaht riigispetsiifilist muutujat. Lõpliku analüüsi teostamiseks on autor loonud järgmise regressioonvõrrandi:

$$RISK_{i,j,t} = \alpha + \beta_1 * BOONE_{j,t} + \beta_2 * SIZE_{i,j,t} + \beta_3 * LEND_{i,j,t} + \beta_4 * GDPG_{j,t} + \beta_5 * INFL_{j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (18)$$

kus sõltuvate muutujatena $RISK_{i,j,t}$ kasutab autor logaritmitud raamatupidamislikku Z-skoori panga i kohta riigis j ajahetkel t . Sõltumatute muutujate hulka kuulub konkurentsinäitaja $BOONE_{j,t}$, millena kasutab autor Boone indikaatorit riigis j ajahetkel t . Pangaspetsiifilised muutujad on panga suurus ja laenamiskordaja. $SIZE_{i,j,t}$ viitab panga i suurusele riigis j ajahetkel t , mille saamiseks logaritmitakse autor panga koguvarad. Laenamiskordaja $LEND_{i,j,t}$ saadakse kogulaenude ning koguvarade suhtest panga i kohta riigis j ajahetkel t . Riigispetsiifilistest muutujatest lisab autor mudelisse SKP kasvu ja inflatsiooni. $GDPG_{j,t}$ näitab riigis j SKP kasvu ajahetkel t ning $INFL_{j,t}$ kirjeldab inflatsioonimäära riigis j ajahetkel t .

Selleks, et testida konkurentsinäitaja võimalikku mittelineaarset mõju, täiendab autor eelnevat regressiooni konkurentsinäitaja ruuduga:

$$RISK_{i,j,t} = \alpha + \beta_1 * BOONE_{j,t} + \beta_2 * SIZE_{i,j,t} + \beta_3 * LEND_{i,j,t} + \beta_4 * GDPG_{j,t} + \beta_5 * INFL_{j,t} + \beta_6 * BOONE_{j,t}^2 + \varepsilon_{i,j,t} \quad (19)$$

kus $BOONE_{j,t}^2$ kirjeldab konkurentsinäitaja ruutu riigis j ajahetkel t ning ülejäänud muutujad on täpselt samad nagu eelmises võrrandis (18).

Lõpliku regressiooni analüüsi kontrollimiseks võrdleb autor kaht erinevat mudelit: *LNSZCORE* ja *LNZCORE_2*, kus esimese puhul tugineb regressioon valemile (18) ning teise puhul valemile (19). Mudelite pealkirjad viitavad mudelis kasutatavale sõltuvale muutujale ning tähis 2 viitab konkurentsinäitaja ruudu kasutamisele. Kõikide mudelite puhul kasutab autor paneelandmete analüüsi fikseeritud ajaefektiga mudelit, sest eesmärk on uurida pankadevahelisi spetsiifilisi erinevusi, mitte üldistada kogu riigi põhjal saadud tulemusi. Iga mudeli analüüsi juures kommenteerib ka autor fikseeritud efektiga mudeli kasutamise õiguspära. Peale mudelite võrdluse viib autor läbi ka vastavalt andmete tüübile regressioonmudelite efektiivsuse kontrolli.

2.3. Valim

Töö valimiks on Euroopa börsidel noteeritud pangad ning ajaperioodiks on autor valinud aastad 2007-2017, et kaasata analüüsi võimalikult uued andmed. Valimisse kuulub 15 Euroopa riigi pank ja kokku on mudelis finantsinstitutsioone mitmete kriteeriumite eemaldamise tõttu 101 ning vaatluste arv on vastavalt 1111. Tegemist on balansseeritud paneelandmetega, mis viitab sellele, et objektide puhul on sama palju vaatlusi ning aegread on samuti ühe pikkusega. Kõikide pankade nimekiri on leitav Lisast 1.

Valimile seatud piirangud on järgnevad:

1. Euroopa pangad, mis on börsil noteeritud
2. Kõikide muutujate arvutamise jaoks vajalike andmete olemasolu
3. Riigiti peab olema valimis vähemalt kaks pank

Autor on otsustanud analüüsi lihtsustamiseks kasutada vaid neid Euroopa panku, mis on börsil noteeritud, sest nende kohta on andmete täielik kättesaadavus koguseliselt kõige parem. Selleks, et analüüsi oleks statistikaprogrammiga Gretl kõige mugavam teostada, seab autor balansseeritud paneelandmete täitmise tingimuseks kõikide andmete kättesaadavuse. Riigiti ühe panga esinemine piirab Boone indikaatori arvutamist, sest sellisel juhul jääb vaatluste arv alla parameetrite arvule ning regressiooni ei ole võimalik koostada. Seega seab autor piiranguks vähemalt kahe panga olemasolu ühes riigis, et oleks võimalik välja arvutada Boone indikaatorid erinevate aastate lõikes. Riigiti jagunevad valimis kasutatavad pangad järgnevalt:

Tabel 3. Euroopa riikide börsil noteeritud pankade osakaal riigiti

Riik	Pankade arv	Osakaal
Austria	2	1.98%
Taani	16	15.84%
Prantsusmaa	2	1.98%
Saksamaa	4	3.96%
Itaalia	15	14.85%
Malta	3	2.97%
Holland	3	2.97%
Norra	18	17.82%
Portugal	2	1.98%
Serbia	2	1.98%
Rumeenia	3	2.97%
Hispaania	4	3.96%
Rootsi	3	2.97%
Šveits	18	17.82%
Suurbritannia	6	5.94%
Kokku	101	100%

Allikas: autori koostatud

Riikide lõikes on näha, et valimis on neli riiki, kus esineb vaid kaks pank. Kindlasti mõjutab nii väike arv Boone indikaatori leidmist, sest kahe vaatlusega regressioonanalüüs ei anna informatsiooni muutujate statistilise olulisuse ega ka t -statistikute kohta. Seoses sellega, et lõppregressioonis riikidevahelisi erinevusi eraldi ei analüüsita, peab autor sobivaks eeltoodud andmetega edasi liikuda.

3. ANALÜÜS JA TULEMUSED

3.1. Konkurentsimeetodite leidmine

Analüüsi esimene osa koosneb Boone indikaatori leidmisest valemi (7) järgi. Vastavad väärtused, statistilised olulisused ning t -statistikud on leitavad Lisast 2. Nagu tabelist selgub, on mitmed konkurentsimeetodid statistiliselt mitteolulised, kuid autor otsustab need sisse jätta andmete vähesuse tõttu ning kasutab kõiki näitajad lõpliku regressiooni läbiviimisel. Samuti on ka Tabak *et al.* (2012), Leuvenstijn *et al.* (2011) ning Shaeck *et al.* (2014) töödes mitmed Boone indikaatorid statistiliselt mitteolulised ning ka nemad on vastavad väärtused analüüsi sisse jätnud.

Regressioonimudelis kasutab autor sõltuva muutujana kasumi suhet koguvaradesse ning sõltumatute muutujatena kogukulude ja kogutulude suhtarvu, nagu on autor kirjeldanud metoodika peatükis valemi (11) juures. Kogukulude arvutuses liidab autor omavahel nii intressikulu kui ka mitteintressikulu. Iga aasta ja riigi kohta teostab autor eraldi OLS regressiooni, kus vastava regressiooni beetakordaja näitab panga Boone indikaatorit vastava aasta ja riigi korral.

Ühe suure mõjuna kerkivad esile Prantsusmaa Boone indikaatori väärtused aastatel 2015 ja 2016. Nimelt on näha Lisast 2, et vastavad väärtused on ekstreemselt positiivsed, mis võivad seega mudelite tulemusi mõjutada. Suur ekstreemsus võib olla tingitud sellest, et Prantsusmaa kujul on valimis ainult kaks pankat ning regressioonitulemused võivad olla seega vigased. Käesolevas magistritöös on autor aga otsustanud vastavad väärtused mudelisse sisse jätta ning mudeli usaldusväärsuse kontrollis teostada lisakontroll eemaldades Prantsusmaa pangad valimist.

Mudeli usaldusväärsuse kontrollis kasutab veel autor ka konkurentsimeetodite asemel turukontsentratsiooninäitajat Herfindahl-Hirschmani indeksit, mille väärtused pärinevad World Banki andmebaasist riikide ja aastate lõikes ning on näha Lisas 3. Autori eesmärk on testida erinevate meetodite mõju panga riskivõtmisele ning selgitada välja, kas mudelid erinevad marginaalselt.

3.2. Konkurentsi mõju riskinäitajatele

Pärast Boone indikaatorite välja arvutamist on võimalik koostada lõplikud regressioonimudelid. Autor kasutab mudelite regresseerimisel fikseeritud ajaefektiga paneelandmete analüüsimise mudelit (FE), mida hinnatakse vähimruutude meetodi abil. FE mudelit kasutades kehtib eeldus, et iga vaadeldava objekti puhul on vabaliige erinev ning toimub gruppidesisene hindamine. (Hunter, Schmidt 2000; Bell, Jones 2015) Vastava mudeli kasutamist saab testida nii F -testiga, milles võrreldakse ühendatud mudeli ja fikseeritud efektiga mudeli kasutamist ning Hausmani testiga, millega on võimalik tõestada fikseeritud efektiga ja juhusliku efektiga mudeli kasutamise õiguspära (Brooks 2019).

Regressioonimudeli koostamiseks kasutab autor esmalt valemit (18), mille põhjal on võimalik leida mudeli LN_ZSCORE näitajad. Konkurentsinäitaja ruudu testimiseks lisab autor mudelisse Boone indikaatori ruudu, kasutades võrrandit (19). LN_ZSCORE_2 kirjeldab võrreldava regressiooni näitajaid. Mõlema mudeli puhul viib autor läbi Waldi heteroskedastiivsuse testi ning heteroskedastiivsuse esinemisel uuendab mudelit kasutades kohandatud standardvigu. Mudelite näitajad koos kohandatud standardvigadega on näha järgnevast tabelist:

Tabel 4. Regressioonimudelite LN_ZSCORE ja LN_ZSCORE_2 tulemused

Mudel	LN_ZSCORE (I)		LN_ZSCORE_2 (II)	
	koefitsient	t -statistik	koefitsient	t -statistik
Konstant	2,24594**	2,073	2,15314*	1,979
$BOONE$	0,0300725***	3,845	0,172756**	2,385
$SIZE$	0,0639975	1,383	0,0678073	1,459
$LEND$	-0,0087012	-1,211	-0,00750061	-1,054
$INFL$	-0,0412366	-1,196	-0,0385453	-1,125
$GDPG$	0,0909787***	6,583	0,0908254***	6,575
$BOONE^2$	-	-	-0,00177309**	-2,211
F -statistik	14,7059***		13,5866***	
Akaike kriteerium	3110,382		3107,713	
LSDV R^2	51,19%		51,39%	
Vaatluste arv	1111		1111	

Märkus: *** Oluline usaldusnivool 1%; ** Oluline usaldusnivool 5%; * Oluline usaldusnivool 10%.

Allikas: autori arvutused

Mudelis LN_ZSCORE on statistiliselt olulised muutujad konkurentsinäitaja *BOONE* ja SKP kasvu muutuja *GDPG*. Mõlemad muutujad on olulised usaldusnivool 1%, kuid ülejäänud muutujad (*SIZE*, *LEND* ja *INFL*) statistiliselt olulised ei ole. Konstant on statistiliselt oluline usaldusnivool 5%. Mudeli puhul võib esile tuua usaldusnivool 1% statistiliselt olulise *F*-statistiku (14,7059), mis näitab seda, et mudelis esineb regressoreid, mis on statistiliselt olulised. LSDV R^2 näitab kui hästi on sõltuva muutuja hajuvus ära seletatud mudelis kasutatavate regressoritega. 51,19% on seega keskmine tulemus eelnimetatud seletatavuse kohta. Vaatluste arv käesolevas mudelis on 1111, millest tuleb esile balansseeritud paneelandmete hea omadus, et kogu informatsioon on kättesaadav kõikide pankade ja aastate lõikes.

BOONE muutuja statistiliselt oluline positiivne mõju viitab sellele, et mida suurem on konkurents (ehk mida negatiivsemaks Boone indikaator muutub), seda riskantsemaks ehk väiksemaks muutub panga logaritmitud *Z*-skoor. Eeltoodud tulemus tõestab seega konkurentsi-haavatavuse teooriat ning on kooskõlas Tabak *et al.* (2012) ja Kasman ja Kasman (2015) leitud tulemustega, mis on toodud esile Tabelis 4. SKP kasvu muutuja (*GDPG*) positiivse statistiliselt olulise mõju puhul on tulemused sarnased Berger (2009) ja Anginer *et al.* (2014) tulemustega. Panga suuruse (*SIZE*) muutuja positiivse suuna kohta tõendavat statistilist olulisust analüüsi tulemustest esile ei tule, kuid muutuja positiivne suund vastab eelnevate autorite poolt leitud mõju suunale. Laenamiskäitumise (*LEND*) põhjal ei ole samuti muutuja statistiliselt oluline ning on vastupidise märgiga võrreldes varasemate töödega. Inflatsioonimuutuja (*INFL*) puhul ei saa ka leitud tulemuste põhjal statistiliselt olulisest mõjust rääkida, kuid muutuja negatiivne suund vastab Leroy ja Lucotte (2017) leitule.

Mudeli õigsuse välja selgitamiseks on Lisas 4 autor välja toonud mudeli Jarque-Bera normaaljaotuse testi ning teine *F*-test fikseeritud ning ühendatud mudelite võrdlemiseks. Jarque-Bera testi puhul kehtib alternatiivne hüpotees, mis tähendab seda, et jääkliikmed ei allu normaaljaotusele. Käesolevate paneelandmete analüüsis ei peaks see suurt mõju avaldama, sest põhiregressioonis on vaatluste arv küllaltki suur. *F*-testi tulemus annab väärtuse $p < 0,05$, mis viitab fikseeritud efektiga mudeli õigustatud kasutamisele. Hausmani test annab tulemuseks statistiku väärtuse 16,0224, mille puhul võetakse vastu sisukas hüpotees usaldusnivool 1% ning see viitab fikseeritud efektiga mudeli kasutamisele.

Võrreldava mudeli LN_ZSCORE_2 puhul on statistiliselt oluline usaldusnivool 1% SKP kasv (*GDPG*) ning usaldusnivool 5% konkurentsinäitaja (*BOONE*) ja konkurentsinäitaja ruudus

(*BOONE*²). Ülejäänud muutujad (*SIZE*, *LEND* ja *INFL*) ei ole samuti statistiliselt olulised. Konstant on oluline usaldusnivool 10%. LSDV R^2 natuke kõrgem protsent (51,39) viitab hajuvuse paremale seletatavusele. Akaike informatsioonikriteerium suureneb parameetrite arvu tõusuga, kuid näitab parema mudeli puhul väikseimat väärtust. Kahe mudeli võrdluses jääb peale konkurentsinäitaja ruutu sisaldav mudel, sest informatsioonikriteeriumi väiksem väärtus (3107,713) näitab, et tegu on veidi parema mudeliga. Vaatluste arv on mudelis samuti 1111.

Muutujate märgid on jäänud uue tunnuse lisamisega samaks ja toimunud on minimaalsed kordajate väärtuste muutused. *BOONE*² näitaja on loogiliselt vastupidise märgiga tavalisele konkurentsinäitajale, sest Boone statistiku negatiivse väärtuse ruutu võtmine muudab kõikide negatiivsete väärtuste märgid positiivseks. Negatiivne mõju suund viitab ka sellele, et konkurentsi mõju võib olla vastupidi stabiilsuse märk, sest Boone indikaatori suurenemine positiivses suunas suurendab panga *Z*-skoori väärtust. Autor on seega mittelineaarse seosega tõestanud ka konkurentsi-stabiilsuse teooriat, nii nagu leidis ka Tabak *et al.* (2012), mis väljendub selles, et suure konkurentsiga pangad ning väikse konkurentsitasemega pangad võtavad keskmiselt madalamaid riske ja on seega stabiilsemad kui keskmise konkurentsitasemega pangad.

Jarque-Bera normaaljaotuse ning *F*-testi tulemused fikseeritud efektiga mudeli võrdlemisel ühendatud mudeliga annavad tõlgenduselt samad tulemused, mis esimeses mudelis ning neid on võimalik näha Lisas 5. Hausmani test annab tulemuseks väärtuse 18,3795, mille puhul saab võtta vastu samuti sisuka hüpoteesi usaldusnivool 1%. Kahe mudeli võrdluse kokkuvõtteks võib kinnitada, et konkurentsinäitaja ruudu lisamine muudab mudeli paremaks ning autor tõestab seega konkurentsi mittelineaarse seose riskivõtmisega, mis on võrreldav Tabak *et al.* (2012) tulemustega.

Mudeli muutujate korrektse kasutamise eesmärgil koostab autor sõltuva ja sõltumatute muutujatega korrelatsioonimaatriksi, et tuvastada võimalike korrelatsioonide esinemise. Muutujate omavahelised korrelatsioonid on leitavad järgnevast tabelist:

Tabel 5. Muutujate korrelatsioonimaatriks

Muutujad	<i>LN_ZSCORE</i>	<i>GDPG</i>	<i>INFL</i>	<i>BOONE</i>	<i>SIZE</i>	<i>LEND</i>
<i>LN_ZSCORE</i>	1	0,2057	-0,2177	0,0633	0,0001	0,0023
<i>GDPG</i>	0,2057	1	-0,0327	-0,0008	-0,0497	0,0351
<i>INFL</i>	-0,2177	-0,0327	1	-0,0478	-0,0949	-0,084
<i>BOONE</i>	0,0633	-0,0008	-0,0478	1	0,0436	0,3698
<i>SIZE</i>	0,0001	-0,0497	-0,0949	0,0436	1	-0,0793
<i>LEND</i>	0,0023	0,0351	-0,084	0,3698	-0,0793	1

Allikas: autori koostatud

Konkurentsinäitaja ruudu jättis autor korrelatsioonimaatriksist välja, sest loogiliselt on see suures korrelatsioonis konkurentsinäitajaga *BOONE*. Tabelist 5 võib järeldada, et suurt korrelatsiooni ei esine ühegi teise muutuja vahel. Suurima korrelatsiooni võib esile tõsta laenamiskäitumise muutuja (*LEND*) ja konkurentsinäitaja (*BOONE*) vahel (36,98%), kuid ka see on antud analüüsi puhul väga väike ja ei mõjuta tulemusi.

3.3. Mudelite usaldusväarsuse kontroll

Järgnevalt koostab autor valemite (18) ja (19) järgi regressioonmudelid, kasutades sõltuva muutujana panga kaugust maksejõuetusest ning tuues esile mudelite vahelised erinevused. Eesmärgiks on kontrollida, kas kaugus maksejõuetusest sõltuva muutujana annab samaväärsed tulemused regressiooni läbiviimisel nagu seda andis logaritmitud Z-skoori kasutamine. Kauguse maksejõuetusest leiab autor Singapuri CRI kodulehelt, kus on juba finantsinstitutsioonide kohustuste eripärade järgi välja arvatud iga panga kaugus maksejõuetusest. Heteroskedastiivsuse esinemise korral on mudelites samuti juba kasutatud kohandatud standardvigu. Mudelite spetsifikatsioonid on leitavad järgnevast võrdlustabelist:

Tabel 6. Regressioonimudelite DTD ja DTD_2 tulemused

Mudel	DTD (III)		DTD 2 (IV)	
	koefitsient	t-statistik	koefitsient	t-statistik
Konstant	2,59932*	1,536	2,6066*	1,542
<i>BOONE</i>	0,00182893	0,4587	-0,00936828	-0,2125
<i>SIZE</i>	-0,0260514	-0,3606	-0,0263504	-0,365
<i>LEND</i>	0,00531799	0,5881	0,00522378	0,5815
<i>INFL</i>	-0,0691763*	-1,686	-0,0693875*	-1,69
<i>GDPG</i>	0,201277***	11,94	0,201289***	11,93
<i>BOONE</i> ²	-	-	0,000139145	0,2609
Akaike kriteerium	3975,019		3977,006	
LSDV R ²	62,05%		62,05%	
Vaatluste arv	1111		1111	

Märkus: *** Oluline usaldusnivool 1%; ** Oluline usaldusnivool 5%; * Oluline usaldusnivool 10%.

Allikas: autori arvutused

Mudelis DTD on statistiliselt olulised vaid konstant, inflatsioonimäär ja SKP kasvu määr, vastavalt olulisusnivool 10%, 10% ja 1%. Ülejäänud sõltumatud muutujad, seal hulgas ka konkurentsinäitaja Boone indikaator, statistiliselt olulised ei ole. Käesolev mudel ei suuda seega tõestada konkurentsi mõju pankade riskivõtmisele. Mudelis esile kerkiv seose puudumine võib olla seotud sellega, et sõltuva muutujana on kasutatud CRI andmebaasist võetud andmeid ning Boone indikaator on arvatud Thomson Reuters Eikoni andmete põhjal. Loogiliselt võttes ei peaks olema erinevused marginaalselt erinevad, kuid erinevad andmebaasid võivad tugineda teatud määral teistele näitajatele.

Mõju suundade osas saab hinnata sarnaselt logaritmitud Z-skoori ja kaugust maksejõuetusest, mis väljendub selles, et mida suurem on kaugus maksejõuetusest, seda suurema tõenäosusega on tegu vähem riskantse pangaga. Statistiliselt olulistest sõltumatutest muutujatest on inflatsioonimäär ja SKP kasv vastavalt negatiivse ja positiivse mõju suunaga panga riskile, mis vastavad varasemalt leitud Leroy ja Lucotte (2017), Berger (2009) ning Anginer *et al.* (2014) tulemustele.

Võrreldes fikseeritud efektiga ja ühendatud mudelit, on endiselt õigustatud fikseeritud efektiga mudeli kasutamine käesolevate andmete analüüsimiseks. Mudeli *F*-testi tulemused on leitavad Lisast 6. Hausmani test annab tulemuseks statistiliselt olulise väärtuse 32,1242 usaldusnivool 1%, mis tõendab jällegi fikseeritud efektiga mudeli kasutamist. Jarque-Bera normaaljaotuse testi

tulemused kinnitavad normaaljaotuse puudumist, kuid antud andmestiku puhul ei mängi normaaljaotuse esinemine suurt rolli.

Kõrvutatava mudeli DTD_2 puhul on lisatud mudelisse konkurentsinäitaja ruut, et tõestada konkurentsi mittelineaarset seost panga riskiga. Tabeli 6. andmete põhjal aga ei suuda autor antud seost tõestada, sest mudelis on statistiliselt olulised sarnaselt eelmisele mudelile vaid konstant, inflatsioonimäär ja SKP kasv, vastavalt usaldusnivool 10%, 10% ja 1%. Statistiliselt oluliste sõltumatute muutujate puhul on mõju suunad samad, mis eelmises mudelis.

F-testi tulemused on leitavad Lisast 7 ning samuti on lisast ka näha normaaljaotuse testi tulemused, mis näitavad sarnaselt eelmistele mudelitele normaaljaotuse puudumist. Hausmani test annab tulemuseks 39,225, mis on samuti statistiliselt oluline usaldusnivool 1%. Mõlema mudeli puhul ei suuda aga autor tõestada konkurentsi mõju olemasolu panga riskile.

Teise meetodina kasutab autor konkurentsinäitaja asemel kontsentratsiooninäitajat Herfindahl-Hirschmani indeksit, mis näitab struktuurselt turukontsentratsiooni mõju riskivõtmisele. Vastavad näitajad on võetud World Banki andmebaasist ning on leitavad riigiti Lisast 3. Autor võrdleb mudeleid kasutades sõltuva muutujana nii logaritmitud *Z*-skoori kui ka kaugust maksejõuetustest. Järgnevast tabelist on näha sõltuva muutujana logaritmitud *Z*-skoori ning kontsentratsiooninäitajatena on kasutatud HHI kontsentratsiooniindeksit:

Tabel 7. Regressioonimudelite LN_ZSCORE_3 ja LN_ZSCORE_4 tulemused

Mudel	LN_ZSCORE_3 (V)		LN_ZSCORE_4 (VI)	
	koefitsient	<i>t</i> -statistik	koefitsient	<i>t</i> -statistik
Konstant	1,91235	1,511	1,80481	1,038
<i>HHI</i>	0,824107	0,1366	4,02075	0,1331
<i>SIZE</i>	0,0757148	1,582	0,0754004	1,584
<i>LEND</i>	0,000823831	0,1060	0,000787112	0,1012
<i>INFL</i>	-0,0407062	-1,179	-0,0411423	-1,188
<i>GDPG</i>	0,0898309***	6,508	0,0897681***	6,500
<i>HHI</i> ²	-	-	-20,0222	-0,1190
<i>F</i> -statistik	11,6186***		9,74614***	
Akaike kriteerium	3121,834		3123,813	
LSDV <i>R</i> ²	50,68%		50,68%	
Vaatluste arv	1111		1111	

Märkus: *** Oluline usaldusnivool 1%; ** Oluline usaldusnivool 5%; * Oluline usaldusnivool 10%.

Allikas: autori arvutused

Mudeli LN_ZSCORE_3 puhul on autor kasutanud konkurentsinäitaja asemel HHI kontsentratsiooni indeksit. Mõlema mudeli puhul võib öelda, et kontsentratsiooninäitaja HHI indeksit ei anna seostada panga Z-skoori tasemega. Ainus statistiliselt oluline näitaja mõlema mudeli puhul on SKP kasvu määr (1%). Kuna eelnevatest mudelitest ei ole võimalik rohkemat välja lugeda, siis liigub autor edasi järgmise mudeli kontrolliga.

Sarnaselt eelnevale mudeli usaldusväarsuse kontrollile asendab järgnevas tabelis esitatud mudelites autor sõltuva muutuja kauguse maksejõuetusest vastu ning proovib leida kontsentratsiooninäitaja HHI indeksi mõju alternatiivsele riski hindamise meetodile:

Tabel 8. Regressioonimudelite DTD_3 ja DTD_4 tulemused

Mudel	DTD_3 (VII)		DTD_4 (VIII)	
	koefitsient	t-statistik	koefitsient	t-statistik
Konstant	5,46996***	2,983	0,436686	0,1936
<i>HHI</i>	-35,5129***	-3,289	114,111**	2,535
<i>SIZE</i>	-0,0482281	-0,6772	-0,0629467	-0,9049
<i>LEND</i>	0,00103492	0,1374	-0,000683783	-0,09500
<i>INFL</i>	-0,0731841*	-1,837	-0,0935998**	-2,318
<i>GDPG</i>	0,206900***	12,09	0,203960***	11,42
<i>HHI</i> ²	-	-	-937,168***	-3,260
F-statistik	31,3656		26	
Akaike kriteerium	3952,532		3933,152	
LSDV R ²	62,81%		63,52%	
Vaatluste arv	1111		1111	

Märkus: *** Oluline usaldusnivool 1%; ** Oluline usaldusnivool 5%; * Oluline usaldusnivool 10%.

Allikas: autori arvutused

Mudeli DTD_3 põhjal võib vastupidiselt välja lugeda, kui kasutades kaugust maksejõuetusest sõltuva muutujana ning Herfindahli indeksit turukontsentratsiooni näitajana, on statistiline olulisus lausa kirjeldatav olulisnivool 1%. Statistiliselt olulised on veel usaldusnivool 10% ja 1% vastavalt inflatsioonimäär ja SKP kasvu näitaja.

Muutujate mõjude suunad on loogilised võrreldes püstitatud hüpoteeside ja varasemate uuringutega. Vastavalt Schaeck *et al.* (2006), Schaeck ja Cihak (2014) ning Cihak ja Hesse (2010) tulemustele on ka autori koostatud mudelis turukontsentratsiooninäitaja negatiivne, mis viitab kõrge kontsentratsiooni negatiivsele mõjule panga riski osas ning põhjustab pangandussektoris ebastabiilsust. Maksejõuetuks neid panku aga otseselt pidada ei saa, sest tõlgenduse korrektsuse eesmärgil peaks küll Schaeck ja Cihak (2014) järgi kõrgema turukontsentratsiooniga pangad olema selleks liiga suured.

Analüüsi käigus tehtud *F*-test tõestab fikseeritud efektiga mudeli kasutamise õigsust usaldusnivool 1% võrreldes ühendatud mudeliga ning normaaljaotuse testi tulemusega esineb endiselt normaaljaotuse puudumine. Hausmani testi tulemus annab statistiku väärtuseks 23,6271 ning see

oluline usaldusnivool 1%. Seega on õigustatud fikseeritud efektiga mudeli kasutamine ka juhusliku efektiga mudeli kasutamise ees.

Mudelis DTD_4 on HHI indeks positiivse suunaga, kirjeldades turukontsentratsiooni suurenemise positiivset mõju pangandussektori stabiilsusele. See tulemus on kooskõlas Allen ja Gale (2004) tulemustega, kes leidsid, et suurem turukontsentratsioon vähendab pankade riski. Samas mudelis on autor tõestanud ka mittelineaarse seose olemasolu, mis samuti näitab seda, et väikese ja suure turukontsentratsiooniga pangad võtavad keskmiselt vähem riske ja on vähem riskantsemad kui keskmise turukontsentratsiooniga pangad.

F-test tõendab jällegi fikseeritud efektiga mudeli kasutamist ühendatud mudeli ees usaldusnivool 1% ning normaaljaotus antud mudeli juures samuti puudub. Hausmani testi statistik annab väärtuseks 15,0883 usaldusnivool 5%, mis õigustab fikseeritud mudeli kasutamise juhusliku efektiga mudeli ees.

Kolmanda meetodina rakendab autor erinevate ajaperioodide eraldamise, et testida võimalike muutuste erinevusi kriisiaegse ja –järgse perioodi vahel. Järgnevas mudelis on kasutatud sõltuva muutujana logaritmitud raamatupidamislikku *Z*-skoori ning kasutatud on regressioonvõrrandit (18). Autor kasutab kohandatud standardvigu, sest mudelis esineb heteroskedastiivsus. Järgnevast tabelist on võimalik tuvastada ajaliste erinevuste muutused:

Tabel 9. Regressioonimudelite LN_ZSCORE (2008-2011) ja LN_ZSCORE (2012-2017) tulemused

Mudel	LN_ZSCORE (2008-2011) (IX)		LN_ZSCORE (2012-2017) (X)	
	koefitsient	t-statistik	koefitsient	t-statistik
Konstant	-3,79788	-0,3538	3,70409***	4,286
<i>BOONE</i>	-3,39815	-1,019	0,0281435***	2,736
<i>SIZE</i>	0,319272	0,7251	-0,00258744	-0,07118
<i>LEND</i>	0,35942	0,2774	-0,0124953**	-2,011
<i>INFL</i>	-0,195289***	-3,897	0,147908**	2,27
<i>GDPG</i>	0,120374***	5,74	0,101612**	2,236
Akaike kriteerium	1048,558		1570,936	
LSDV R ²	68,61%		69,05%	
Vaatluste arv	404		606	

Märkus: *** Oluline usaldusnivool 1%; ** Oluline usaldusnivool 5%; * Oluline usaldusnivool 10%.

Allikas: autori arvutused

Ajaperioodide eraldamise juures on võimalik tuvastada aastate 2008-2011 puhul konkurentsi statistilise olulisuse puudumine. Selle mudeliga ei suuda seega autor tõestada konkurentsi seost panga riskiga. Ainsad statistiliselt olulised muutujad on inflatsioonimäär (1%) ja SKP kasvu määr (1%). Mudel on siiski statistiliselt oluline, kuid autori jaoks oluliste muutujate mõju puudumine ei anna analüüsi ühe eesmärgi saavutamiseks soovitud tulemusi.

Hinnates ajaperioodi 2012-2017 on tulemused aga märgatavalt paremad, sest autor on suutnud tõestada konkurentsinäitaja positiivset mõju panga riskinäitajale, mis on statistiliselt oluline usaldusnivool 1%. Veel on olulised usaldusnivool 5% laenamiskordaja, inflatsioonimäär ja SKP kasvu näitaja. Mudeli seletatavus on samuti veidi parem võrreldes kriisiaegse perioodiga (69,05% vs 68,61%). Kriisijärgse perioodi analüüsi mudel on seega siiani parim leitud mudel, sest ainult panga suurus ei ole statistiliselt oluline. Vastava mudeli *F*-test õigustab samuti fikseeritud ajaefektiga mudeli kasutust ning mudel ise on oluline usaldusnivool 1%. Hausmani test annab tulemuseks väärtuse 24,9463, mis on samuti statistiliselt oluline usaldusnivool 1%. Normaaljaotuse testi tulemus annab normaaljaotuse puudumise, kuid antud paneelandmete puhul ei mõjuta selle puudumine oluliselt tõlgendatavaid tulemusi.

Autor testib ka konkurentsinäitaja mittelineaarse seose puhul aastatevahelist erinevust, kasutades võrrandit (19) ning kohandatud standardvigu. Mudelitevahelised erinevused on leitavad järgnevast tabelist:

Tabel 10. Regressioonmudelite LN_ZSCORE_2 (2008-2011) ja LN_ZSCORE_2 (2012-2017) tulemused

Mudel	LN_ZSCORE_2 (2008-2011) (XI)		LN_ZSCORE_2 (2012-2017) (XII)	
	koefitsient	t-statistik	koefitsient	t-statistik
Konstant	-3,80907	-0,3549	3,60002***	4,142
<i>BOONE</i>	-3,59634	-1,006	0,175355*	1,785
<i>SIZE</i>	0,319321	0,7254	0,00160873	0,04398
<i>LEND</i>	-0,374123	0,2903	-0,0112209*	-1,929
<i>INFL</i>	-0,194151***	-3,811	0,152249**	2,348
<i>GDPG</i>	0,120817***	5,746	0,100765**	2,218
<i>BOONE</i> ²	-9,23973	-0,2306	-0,00180706*	-1,68
Akaike kriteerium	1050,522		1566,521	
LSDV R ²	68,62%		69,37%	
Vaatluste arv	404		606	

Märkus: *** Oluline usaldusnivool 1%; ** Oluline usaldusnivool 5%; * Oluline usaldusnivool 10%.

Allikas: autori arvutused

Sarnaselt eelnevalt testitud mudelile on ka konkurentsinäitaja ruuduga lisamisel kriisiaegse perioodi seletatavus oodatavatest tulemustest erinev. Autor ei suuda ka konkurentsini mittelineaarset seost riskiga kriisiaegsel perioodil tuvastada. Vastupidiselt kriisijärgsel perioodil on nii konkurentsinäitaja kui ka selle ruut mõlemad statistiliselt olulised usaldusnivool 1%. Veel on statistiliselt oluline usaldusnivool 1% laenamiskordaja ning usaldusnivool 5% inflatsioonimäär ja SKP kasvu määr. Vastava mudeli tulemused on seega võimelised kirjeldama konkurentsini mittelineaarse seose esinemise panga riskiga ning vastava mudeli põhjal on võimalik teha järeldus, et riskijärgsel perioodil on keskmiselt nii suure konkurentsiga riikides kui ka väikese konkurentsiga riikides pankade riskid madalad ning keskmise konkurentsiga riikides on riskid vastupidi suured.

Kriisijärgse mudeli *F*-testi tulemused õigustavad fikseeritud ajaefektiga mudeli kasutamist, mudeli statistiline olulisus jääb 69,37% juurde, mis on veidi parem ka ilma konkurentsinäitaja ruudu näitajata mudelist (X). Hausmani test annab tulemuseks teststatistiku väärtuse 24,7676, mis on jällegi statistiliselt oluline usaldusnivool 1%. Jarque-Bera normaaljaotuse testi tulemuste põhjal ei esine mudelis jääkliikmete normaaljaotust.

Selleks, et testida ka võimalikku turukontsentratsiooni mõju erinevusi kriisiaegsel ja –järgsel perioodil, on autor teinud ka kontrollanalüüsid kasutades sõltuva muutujana kaugust maksejõuetusest ning sõltumatu muutujana turukontsentratsiooni näitajat Herfindahl-Hirschmani indeksit. Tulemused on leitavad järgnevast tabelist:

Tabel 11. Regressioonmudelite DTD (2008-2011) ja DTD (2012-2017) tulemused

Mudel	DTD (2008-2011) (XIII)		DTD (2012-2017) (XIV)	
	koefitsient	t-statistik	koefitsient	t-statistik
Konstant	-16,4576	-1,242	3,43534**	2,172
<i>HHI</i>	-9,66212	-0,8783	-25,3346	-1,404
<i>SIZE</i>	0,772301	1,397	0,00222001	0,04577
<i>LEND</i>	1,35967	1,028	0,00463264	0,7661
<i>INFL</i>	-0,0531598	-0,9392	0,114851*	1,830
<i>GDPG</i>	0,111626***	6,013	0,281109***	5,379
F-statistik	11,2525***		6,93931***	
Akaike kriteerium	1299,108		1993,547	
LSDV R ²	81,03%		72,89%	
Vaatluste arv	404		606	

Märkus: *** Oluline usaldusnivool 1%; ** Oluline usaldusnivool 5%; * Oluline usaldusnivool 10%.

Allikas: autori arvutused

Kriisiaegsel perioodil ei suuda jällegi autor ka kontsentratsiooninäitajat kasutades selle mõju riskinäitajale tõestada. Ainus statistiliselt oluline muutuja on mudelis SKP kasvu määr usaldusnivool 1%. Võrreldes aga kriisijärgse perioodi mudeliga, ei ole ka kontsentratsiooninäitaja siin statistiliselt oluline. Esialguses mudelis oli küll HHI indeks oluline usaldusnivool 5% ning samuti negatiivse mõjuga, kuid peale kohandatud standardvigade lisamist ei ole enam mõju suund

tõestatud. Ainsad statistiliselt olulised muutujad on seega inflatsioonimäär usaldusnivool 10% ja SKP kasv usaldusnivool 1%.

Kasutades vaid kontsentratsiooninäitajaid, ei suuda autor nende mõju mõju erinevate aastate põhjal tõestada. Viimasena proovib autor lisada mudelisse kontsentratsiooninäitaja ruudu, et testida ajaperioodide vahelist erinevust mittelineaarse mõju seose korral. Eesmärk on tuvastada võimalikud erinevused kahe erineva perioodi lõikes ning tuvastada võimalikud muutused varasemate mudelite analüüside võrdluses. Mudelite mittelineaarse seose mõju analüüsi kriisiagssed ja –järgsed tulemused on leitavad järgnevast tabelist:

Tabel 12. Regressioonmudelite DTD_2 (2008-2011) ja DTD_2 (2012-2017) tulemused

Mudel	DTD_2 (2008-2011) (XV)		DTD_2 (2012-2017) (XVI)	
	koefitsient	t-statistik	koefitsient	t-statistik
Konstant	-10,4938	-0,7799	-2,39833	-0,8057
<i>HHI</i>	-94,5672**	-2,431	161,365**	2,023
<i>SIZE</i>	0,657397	1,186	-0,0128760	-0,2571
<i>LEND</i>	1,18690	0,9004	0,00127448	0,2059
<i>INFL</i>	-0,0535117	-0,9542	0,0673333	1,239
<i>GDPG</i>	0,107486***	5,574	0,244619***	5,235
<i>HHI</i> ²	505,781**	2,373	-1273,73***	-2,691
F-statistik	9,61883***		6,85773	
Akaike kriteerium	1298,5		1984,591	
LSDV R ²	81,15%		73,38%	
Vaatluste arv	404		606	

Märkus: *** Oluline usaldusnivool 1%; ** Oluline usaldusnivool 5%; * Oluline usaldusnivool 10%.

Allikas: autori arvutused

Mõlema mudeli puhul on tuvastatav kontsentratsiooninäitaja statistiliselt oluline mõju panga riskinäitajale usaldusnivool 5%. Samuti on võimalik tuvastada ka kontsentratsiooninäitaja ruudu statistiline olulisus kriisiaegsel perioodil usaldusnivool 5% ning kriisijärgsel perioodil lausa 1%. Mõlema mudeli puhul on ainsa kontrollmuutujana oluline SKP kasv usaldusnivool 1%.

Mudelite mõju suundade võrdluses tuleb esile kontsentratsiooninäitajate mõju erinevus kriisiaegsel ja –järgsel perioodil. Kui kriisiaegsel perioodil on kontsentratsiooninäitaja mõju negatiivse suunaga, siis kriisijärgsel perioodil on see positiivse suunaga. Samamoodi on vastupidiste suundadega kontsentratsiooninäitajate ruudud. Kriisiaegsel perioodil on autor tõestanud mittelineaarset seost positiivse mõju suunaga ning kriisijärgsel perioodil hoopis negatiivse mõju suunaga.

Mudelite *F*-testid annavad tulemuseks vastavalt 8,0313 ja 11,5659, mis on mõlemad statistiliselt olulised usaldusnivool 1% ja võetakse vastu sisukas hüpotees, mis tõendab fikseeritud efektiga mudeli kasutamist. Hausmani testid annavad tulemuseks vastavalt 33,0809 ning 15,1933, mis on statistiliselt olulised usaldusnivoodel 1% ja 5%. Seega on endiselt õigustatud fikseeritud efektiga mudeli kasutamine. Normaalkaotuse test kinnitab normaalkaotuse puudumist.

Tulemuste põhjal võib järeldada, et kriisiaegsel perioodil võtavad pangad suure kontsentratsiooni ja väikese kontsentratsiooniga riikides rohkem riske ja on riskantsemad ning keskmine turukontsentratsioon seega stabiliseeriv. Kriisijärgsel perioodil on tulemused vastupidised, mis tõestavad, et suur ja väike turukontsentratsioon mõjub pangandussektorile stabiliseerivalt ning keskmine turukontsentratsioon vastupidi suurendab pankade riskantsust.

Lisakontrollina teostab autor regressioonmudeli kaugusega maksejõuetusest ning Boone indikaatoriga eemaldades valimist Prantsusmaa pangad, sest 2015. ja 2016. aastal on konkurentsinäitajad ekstreemselt positiivsed. Mudelite spetsifikatsioonid on nähtavad Lisades 19. ja 20. Huvitaval kombel suudab autor selle mudeliga tõestada Boone indikaatori (*BOONE*) mõju riskinäitajale (*DTD*), kuid vastupidiste mõjude suundadega ning samuti kehtib ka mittelineaarne seos konkurentsinäitaja ja riskinäitaja vahel. Käesolevast lisakontrollist selgub, et ekstreemsete väärtuste mudelis kajastamine võib siiski tulemusi oluliselt mõjutada, sest mõjude suundade hindamisel on siiski tulemused erinevad võrreldes teiste regressioonmudelitega.

3.2. Järeldused analüüsitud mudelite põhjal

Peale analüüsi ja tulemuste tõlgendamist on võimalik välja lugeda, kuidas käesolevas magistritöös regressorid sõltuvat tunnust mõjutavad. Tulemuste lihtsustatud võrdlemiseks on autor koostanud tabeli kõikide regressorite ja mudelite lõikes, kust on võimalik välja lugeda parameetrite statistilise

olulisuse ilmnemise. Samuti on võimalik tabelist välja lugeda ka autori poolt testitud mudelites esile tulnud sõltumatute muutujate mõju suunad sõltuvale muutujale.

Järgnevast tabelist on võimalik näha eelnimetatud andmete kokkuvõtteid:

Tabel 13. Analüüsi tulemuste sõltumatute muutujate mõju sõltuvale muutujale ja statistiline olulisus

Mudel/muutuja	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
<i>COMP</i>	+	+	+	-	+	+	-	+
<i>SIZE</i>	+	+	-	-	+	+	-	-
<i>LEND</i>	-	-	+	+	+	+	+	-
<i>INFL</i>	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>GDPG</i>	+	+	+	+	+	+	+	+
<i>COMP</i> ²	...	-	...	+	...	-	...	-

Allikas: autori koostatud

Tabelis 13. kujutab autor rohelisega statistiliselt olulisi regressoreid vähemalt olulisuse nivool 10% ning punasega on kujutatud statistiliselt mitteolulised muutujad. Väärtused + ja – viitavad vastavalt muutuja mõju kirjeldavale omadusele.

Sarnaselt eeldatavatele mõju suundadele võib esile tuua statistiliselt oluliste muutujate mõju suuna, mis vastavad enamjaolt hüpoteesidele tuginevatele mõju suundadele. Sarnaselt Tabak *et al.* (2012) ning Kasman ja Kasman (2015) tulemustele on Boone indikaatori positiivne mõju panga riskinäitajale statistiliselt oluline mudelites I ja II, millega on autor suutnud tõestada hüpoteesi H1. Mudelis II on Boone indikaatori ruut statistiliselt oluline negatiivse mõjuga sarnaselt Tabak *et al.* (2012) tulemustega. Kasman ja Kasman (2015) mittelineaarset seost tõestada ei suutnud. Ettepanekuna võib välja tuua mudelite hindamise GMM mudeliga, nagu on teinud ka mitmed autorid varasemalt tehtud töödes.

HHI indeksi statistiliselt oluline negatiivne mõju mudelis VII on sarnane Schaeck *et al.* (2006), Schaeck ja Cihak (2014) ning Cihak ja Hesse (2010) leitud tulemustele. Erinevustele tuginedes võib esile tuua mudelis VII kontsentratsiooninäitaja mõju suuna võrreldes VIII mudeliga. Esimesel

juhul on HHI indeksi mõju suund panga riskile negatiivne ning teisel juhul, kui on mudelisse lisatud HHI indeksi ruut, aga positiivse mõjuga, millega suutis autor tõestada hüpoteesi H6.

Pangaspetsiifilisi kontrollmuutujaid vaadates ei suutnud autor üheski mudelis tõestada pankade suuruse positiivset mõju suunda (H2) ning samuti ei olnud statistiliselt oluline laenamiskordaja positiivse mõju suund (H3). Riigispetsiifilistest kontrollmuutujatest suutis autor tõestada nii SKP kasvu positiivset mõju suunda (H4) ning inflatsioonimäära negatiivset mõju suunda (H5). Huvitaval kombel oli riigi SKP kasv positiivse mõju suunaga statistiliselt oluline kõikides testitavates mudelites.

Analüüsi tulemuste olulise osana suutis autor tõestada ka konkurentsinäitaja mittelineaarset seost panga riskiga (H8), mis tuli esile mudelis II, kus autor kasutas sõltuva muutujana logaritmitud Z-skoori ning sõltumatu muutujana konkurentsinäitajat Boone indikaatorit. Asendades konkurentsinäitaja kontsentratsiooninäitajaga, suutis autor negatiivse mõju suunaga mittelineaarset seost tõestada mudelis VIII, kus sõltuva muutujana esines kaugus maksejõuetusest ning sõltumatu muutujana kasutas autor HHI indeksit.

Kõige paremad mudelid on I, II, VII ja VIII, kus autor on suutnud tõestada konkurentsi ja kontsentratsiooninäitaja mõju olulisust. Tulemuste huvitav eripära on see, et mudeli I ja II puhul on kasutatud sõltuva muutujana logaritmitud Z-skoori ja sõltumatu muutujana konkurentsinäitajat Boone indikaatorit. VII ja VIII mudeli puhul on aga sõltuva muutujana autor kasutanud kaugust maksejõuetusest ning sõltumatu muutujana kontsentratsiooninäitaja HHI indeksit. Seega on mudelite võrdluses selles osas ebakõlad, et andmete erinevuse tõttu sobivad justkui ainult erinevad näitajad omavahel mudelisse kokku tõestamiseks konkurentsi ja kontsentratsiooni mõju vastavalt erinevatele riskimõõdikutele. Ettepanekuna tuleks üle vaadata erinevate andmebaaside andmete päritolu ning võimalusel kasutada ühes mudelis võimalikult sarnaseid andmeid ühest kohast.

Seoses eelnevate ebakõladega vaatleb autor ka erinevate ajaperioodide vahelisi erinevusi, lüües valimi kaheks: kriisiaegne ja kriisijärgne periood. Kriisiaegseks perioodiks on ajavahemik 2008-2011 ning kriisijärgseks perioodiks aastad 2012-2017. Järgnevalt tabelist on võimalik välja lugeda kokkuvõtvalt mudelite muutujate mõju suunad ning statistilised olulisused:

Tabel 14. Analüüsi tulemuste sõltumatute muutujate mõju sõltuvale muutujale ja statistiline olulisus erinevatel ajaperioodidel

Mudel/muutuja	IX	X	XI	XII	XIII	XIV	XV	XVI
<i>COMP</i>	-	+	-	+	-	-	-	+
<i>SIZE</i>	+	-	+	+	+	+	+	-
<i>LEND</i>	+	-	-	-	+	+	+	+
<i>INFL</i>	-	+	-	+	-	+	-	+
<i>GDPG</i>	+	+	+	+	+	+	+	+
<i>COMP</i> ²	-	-	+	-

Allikas: autori koostatud

Eelnevast tabelist on näha esimese nelja mudeli puhul (mudelid IX kuni XII) sõltuva muutujana logaritmitud Z-skoori ning konkurentsinäitajana Boone indikaatori mõju. Viimase nelja mudeli (mudelid XIII kuni XVI) puhul on sõltuvaks muutujaks kaugus maksejõuetusest ning sõltumatu muutujana on autor kasutanud kontsentratsiooninäitajat HHI indeksit. Tabelist võib välja lugeda, et kõige rohkem statistilise olulisusega mudeleid on kriisijärgsel perioodil logaritmitud Z-skoori ja Boone indikaatorit kasutades.

Mõjude suunad on statistiliselt oluliste näitajate puhul enamjaolt sarnased kriisiaegsel ja kriisijärgsel perioodil, ainsad erinevused tulenevad esiteks esimese nelja mudeli puhul inflatsioonimäära mõju suunast, mis kriisiaegsel perioodil on negatiivne ning kriisijärgsel perioodil positiivne. Teiseks on mudelites XV ja XVI kontsentratsiooninäitajate mõju suunad erinevad, mis tuleneb kriisiaegse ja –järgse perioodi pankade riskitaseme erinevusest ning tõestab justkui seda, et turukontsentratsiooni mõju pankade riskile kriisiaegsel perioodil on vastandliku suunaga kriisijärgse perioodiga võrreldes. Ettepanekuna võib veel lisaks aastate eristamisele tuua välja erinevused pankade liikide vahel, näiteks kommerts-, deposiit- ja investeerimispankade tulemused võivad üksteisest oluliselt erineda ning tulemusi oluliselt mõjutada.

Hüpotees H7 on seega tõestatud mudelites X ja XII valimi eraldamisel kriisijärgseks perioodiks. Laenamiskordaja esines vastupidise negatiivse mõju suunaga mudelites X ja XII, seega hüpoteesi H3 ei suutnud autor tõestada. Sarnaselt eelnevate tulemustega suutis autor tõestada ka

konkurentsinäitaja mittelineaarset seost panga riskiga (H8), mis tuli esile mudelis XII, kus autor kasutas sõltuva muutujana logaritmitud Z-skoori ning sõltumatu muutujana konkurentsinäitajat Boone indikaatorit. Asendades konkurentsinäitaja kontsentratsiooninäitajaga, suutis autor negatiivse mõju suunaga mittelineaarset seost tõestada mudelis XVI, kus sõltuva muutujana esines kaugus maksejõuetusest ning sõltumatu muutujana kasutas autor HHI indeksit.

Pangaspetsiifilisi kontrollmuutujaid vaadates ei suutnud autor ka valimi eraldamisel üheski mudelis tõestada pankade suuruse positiivset mõju suunda (H2) ning samuti ei olnud statistiliselt oluline laenamiskordaja positiivse mõju suund (H3). Riigispetsiifilistest kontrollmuutujatest suutis autor tõestada nii SKP kasvu positiivset mõju suunda (H4) kõikide mudelite puhul ning inflatsioonimäära negatiivset mõju suunda (H5) mudelite IX ja XI puhul.

Varasemate uuringutega võrreldes kattuvad tulemused mudeleid IX kuni XII võrreldes vaid kriisijärgselt hinnatud mudelitega X ja XII, mis on üldistatud kujul sarnased põhimudelite tulemustega ja vastavad Tabak *et al.* (2012) ning Kasman ja Kasman (2015) leitud. Lisakontrolli mudeli mõju suunad on jällegi vastupidised leitud tulemustele, mis vastavad konkurentsistabiilsuse teooriale ning on kooskõlas Liu *et al.* (2012) ja Anginer *et al.* (2014) tulemustega. Samuti leidis autor mittelineaarse seose olemasolu. Ülejäänud mudeleid varasemalt tehtud töödega võimalik võrrelda ei ole. Ettepanekutena võib seega esile tuua võimalike pangaspetsiifiliste muutujate lisamise, et tagada piisav arv individuaalset panka mõjutavaid tegureid ning kogu analüüsi teostamise ilma Boone indikaatorite ekstreemsete väärtusteta, et testida võimalikke erinevusi kõikide mudelite lõikes.

Mudelite põhjal võib üldistades seega öelda, et mida suurem on turukontsentratsioon kriisiaegsel perioodil, seda riskantsem on see pangandussektori riskiperspektiivis. Kriisijärgsel perioodil aga vastupidiselt suurem turukontsentratsioon tähendaks pankade väiksemat riski. Eelnevate tulemuste tõlgendamise põhjal võib seega öelda, et kriisiaegsel perioodil kehtib eelkõige konkurentsistabiilsuse teooria ning kriisijärgsel perioodil kerkib oluliselt esile konkurentsistabiilsuse teooria. Vaadates mudelite XII ja XVI tulemusi, mille juures vaatleb autor kriisijärgset perioodi, saab teha sarnased järeldused konkurentsistabiilsuse ja turukontsentratsiooni mittelineaarset mõju arvesse võtmisel, kuigi on kasutatud erinevaid näitajaid nii riskimõõdikute kui ka konkurentsistabiilsuse hindamiseks. Lõpliku järeldusena kerkib esile mittelineaarne seos nii konkurentsistabiilsuse kui turukontsentratsiooni mõjus pankade riskivõtmisele, mis kirjeldab suure ja väikese konkurentsistabiilsuse

ning turukontsentratsiooniga riikides esinevat madalat pankade riskivõtmist ning vastupidi keskmise konkurentsi ning turukontsentratsiooni esinemisel kõrge pangandusriski olemasolu.

KOKKUVÕTE

Pangandussektor on läbi aegade olnud mõjutatud väga erinevate tegurite poolt, eelkõige viimase finantskriisi tulemusena on väga paljud teadlased püüdnud välja selgitada, kuidas erinevad tegurid on pankade riskikäitumist mõjutanud enne kriisi, kriisi ajal ja peale kriisi. Käesoleva magistritöö eesmärgiks oli analüüsida konkurentsi võimalikku mõju pankade riskisusele aastate 2007-2017 lõikes ning välja selgitada, kas tulemused on erinevad kasutades erinevaid riski ja konkurentsimeetmeid ning eristades kriisiaegset ja –järgset perioodi. Kriisiaegse perioodi eristas autor aastatega 2008-2011 ning kriisijärgse perioodi võttis autor 2012-2017 aastate lõikes.

Varasemalt on tehtud mitmeid uurimusi kasutades riskinäitajana raamatupidamislikku Z-skoori, kaugust maksejõuetusest, süstemaatilist riski ning viivislaenude suhtarvu. Konkurentsinäitajatest on varasemalt kasutatud nii struktureeritud kui struktureerimata näitajaid ning võrreldud on konkurentsi mõju pankade riskisusele erinevatest vaatenurkadest ja kasutades erinevaid kriteeriume analüüsi teostamisel. Uuritud on nii Euroopat, Aasiat kui ka USA pankasid ning vastavalt teooriale on leitud ka vastakaid empiirilisi tulemusi konkurentsi mõju suuna osas pankade riskivõtmisele.

Käesolevas magistritöös uuris autor konkurentsinäitaja Boone indikaatori mõju panga logaritmitud Z-skoorile, et tõestada konkurentsi mõju panga riskile. Autor lisas ka mudelisse konkurentsinäitaja ruudu, et testida võimalikku konkurentsinäitaja mittelineaarset seost panga riskisusega. Töö valimis oli 101 börsil noteeritud Euroopa panka kokku 15. erinevast riigist. Analüüsis kasutas autor paneelidmeid ning koostas vastavalt fikseeritud ajaefektiga mudelid erinevate regressioonmudelite testimiseks. Mudelite usaldusväärsuse kontrolliks koostas autor lisaks 14 mudelit, et testida alamvalimina kriisiaegset ja –järgset ajaperioodi ning uurida konkurentsinäitaja ja kontsentratsiooninäitaja mõju panga kahele riskinäitajale.

Töös esitas autor järgmised hüpoteesid:

H1: Suurem konkurents viitab pankade suuremale riskinäitajale.

- H2: Pankade suurus on positiivses seoses pankade riskinäitajaga.
- H3: Pankade laenamiskordaja on positiivselt seotud riskinäitajaga.
- H4: Riigi SKP kasv on positiivselt seotud riskinäitajaga.
- H5: Riigi inflatsioonimäära suurenemine on negatiivselt seotud riskinäitajaga.
- H6: Kriisiaegsel perioodil on konkurents negatiivses seoses pankade riskinäitajaga.
- H7: Kriisijärgsel perioodil on konkurents positiivses seoses pankade riskinäitajaga.
- H8: Konkurents on mittelineaarses negatiivses seoses pankade riskinäitajaga.

Testide tulemusena suutis autor tõestada H1, H2, H4, H5 ja H7 hüpoteese. Hüpotees H1 kehtis kahe põhimudeli puhul, kus sõltuva muutujana kasutas autor logaritmitud Z-skoori ning sõltumatu konkurentsimuutujana Boone indikaatorit. Sama kehtis ka mudelis X ja XII valimi eraldamisel kriisijärgseks perioodiks (H7). Asendades konkurentsinäitaja turukonsentratsiooninäitajaga, suutis autor tõestada ka positiivse kontsentratsiooni mõju suuna riskile mudelitega VIII ja XVI. Samaselt käsitledes hüpoteesis H6 turukonsentratsiooni konkurentsi asemel, suutis autor tõestada mudeliga XV turukonsentratsiooni negatiivset mõju pankade riskivõtmisele kriisiaegsel perioodil.

Pangaspetsiifilisi kontrollmuutujaid vaadates ei suutnud autor üheski mudelis tõestada pankade suuruse positiivset mõju suunda (H2) ning samuti ei olnud statistiliselt oluline laenamiskordaja positiivse mõju suund (H3). Laenamiskordaja esines vastupidise negatiivse mõju suunaga mudelites X ja XII. Riigispetsiifilistest kontrollmuutujatest suutis autor tõestada nii SKP kasvu positiivset mõju suunda (H4) ning inflatsioonimäära negatiivset mõju suunda (H5). Huvitaval kombel oli riigi SKP kasv positiivse mõju suunaga statistiliselt oluline kõikides testitavates mudelites.

Analüüsi tulemuste olulise osana suutis autor tõestada ka konkurentsinäitaja mittelineaarset seost panga riskiga (H8), mis tuli esile mudelites II ja XII, kus autor kasutas sõltuva muutujana logaritmitud Z-skoori ning sõltumatu muutujana konkurentsinäitajat Boone indikaatorit. Asendades konkurentsinäitaja kontsentratsiooninäitajaga, suutis autor negatiivse mõju suunaga mittelineaarset seost tõestada mudelites VIII ja XVI, kus sõltuva muutujana esines kaugus maksejõuetusest ning sõltumatu muutujana kasutas autor HHI indeksit.

Tulemuste põhjal tehtud järeldustest esitati magistritöös järgmised ettepanekud:

1. Mudelite paremaks hindamiseks võiks kasutada võrdlusena GMM mudelit, nagu on ka mitmetes varasemates töödes tehtud.

2. Boone indikaatori paremaks seletatavuseks võiks eemaldada kõikidest mudelitest ekstreemsed väärtused, et kaotada suuremate väärtuste mõju kogutulemustele.
3. Pangandussektor koosneb väga paljudest erinevate tegevusvaldkondadega pankadest, mille puhul võiks näiteks tulemustes tuua välja erinevused kommerts-, deposiit- ja investeerimispankade vahel.
4. Mudelisse võiks lisada rohkem pangaspetsiifilisi kontrollmuutujaid, et tagada individuaalset pankka mõjutavate tegurite piisavus.

Kokkuvõtvalt leidis autor küllaltki sarnaseid tulemusi varasemalt tehtud töödega, kuid esines ka mudelite vahelisi erinevusi. Eelkõige võib erinevuste seas esile tuua Boone indikaatori ja logaritmitud Z-skoori koos modelleerimise ning kauguse maksejõuetusest ning HHI indeksi koos analüüsimise, mis andsid küll omavahel võrreldes sarnaseid tulemusi, kuid vahetades omavahel riskimõõdikud ja konkurentsinäitajad, ei suutnud autor konkurentsinäitajate mõju tõestada.

SUMMARY

THE IMPACT OF COMPETITION ON EUROPEAN BANKS' RISK-TAKING DURING THE YEARS OF 2007-2017

Mariann Smolski

Several factors have impacted banking sector throughout the years, especially after the last financial crisis, researchers have tried to figure out how different factors have impacted the risk-taking of banks before, during and after the years of the crisis. The aim of this Masters' thesis was to analyse the impact of competition on banks' risk during the years of 2007-2017 and to check if the results were different when using other risk and competition measures. The author distinguished two periods: 2008-2011 as the crisis period and 2012-2017 as the period after crisis.

Previous researches have used several risk measures like the Z-score, distance to default, systematic risk and non-performing loans ratio. Competition measures have been divided into two: structural and non-structural methods. The impact of competition on banks' risk has been researched in several ways using different criteria while conducting the analysis. Researchers have analysed several countries in Europe, Asia and North-America and while testing the impact of competition on banks' risk-taking, they have found contradicting results according to the theory and empirical analyses.

The Masters' thesis at hand focused on analysing the impact of Boone's indicator on banks' natural logarithm of the Z-score, in order to test the impact of competition on banks' risk. Also, the author added a squared competition variable to the model, in order to test for possible non-linearity. The sample consisted of 101 listed European banks from 15 different countries. The analysis was made by using panel data and for conducting the tests, the author used fixed-effects model in order to analyse the data. For robustness checks the author added additional 14 models to test the subperiods and analyse the impact of competition and market concentration on two different bank risk measures.

The author tested the following hypotheses:

- H1: Higher competition is positively related to bank risk
- H2: Bank size is positively related to bank risk.
- H3: Banks' lending ratio is positively related to bank risk.
- H4: Country's GDP growth is positively related to bank risk.
- H5: Country's higher inflation rate is negatively related to bank risk.
- H6: Competition is negatively related to bank risk during the crisis.
- H7: Competition is positively related to bank risk after the crisis.
- H8: Competition is non-linearly related to bank risk.

According to the results, the author could prove hypotheses H1, H2, H4, H5 and H7. Hypothesis H1 was true for both main models, where the dependent variable was the natural logarithm of the Z-score and independent competition variable was the Boone indicator. The same results appeared in models X and XII, where the subsample of the after crisis period was used (H7). When the author substituted the competition variable with the market concentration variable, positive impact of the concentration on the risk variable was proven in models VIII and XVI. Similarly, in hypothesis H6, when using the market concentration instead of competition, the author was able to prove the negative impact of market concentration on bank risk taking during the years of the crisis.

While looking at the bank-specific control variables, the author was not able to prove the positive impact of bank size on banks' risk with any of the models tested (H2) and similarly the positive impact of the lending variable was not proved (H3). The lending variable appeared to have a significant negative impact in models X and XII. From the country-specific control variables both the GDP growth (H4) and the inflation rate (H5) had significant positive and negative impacts on bank risk, respectively. The GDP growth variable was statistically positively significant in all of the tested models.

One of the important findings was the significant non-linear relationship between competition and bank risk (H8), which was proven in models II and XII, where the dependent variable was the natural logarithm of the Z-score and the independent competition variable was the Boone indicator. When substituting the competition variable with the market concentration variable, negative non-

linear relationship was proven in models VIII and XVI, where the dependent variable was distance to default and the independent variable was the HHI index.

According to the results, the main suggestions were formed:

1. In order to evaluate the models, GMM model could be used to compare the model outcomes.
2. For a better indication of the impact of the Boone indicator, the two extreme values could be removed in order to lose their impact on the end results.
3. Since the banking sector consists of different types of banks, like commercial, deposit and investment banks, one suggestion would be to differentiate the results and compare the outcomes of the models.
4. More bank-specific variables could be added to the model, in order to take into account even more specifically the individual factors that have an impact on the bank.
5. Data retrieved from different databases seem to change the outcome of the results. If possible, the origin of the data should be specified and it would be better to use the data from the same database throughout the specific analysis of the model.

In conclusion, the author found a lot of similarities between the outcomes of the models and previously made researches. Of course, some differences occurred as well. One of the main differences that can be brought out was using the Boone indicator and the natural logarithm of the Z-score in the same model as well as using distance to default and the HHI index in the same model. One can see the similarities when comparing the two models, but when switching the dependent and independent variables, the author could not prove the impact of competition on bank risk.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Acharya, V. V., Pedersen, L. H., Philippon, T., & Richardson, M. (2010). *Measuring systemic risk*. Federal Reserve Bank of Cleveland. Working Paper 1002.
- Acharya, V., Engle, R., & Richardson, M. (2012). Capital shortfall: A new approach to ranking and regulating systemic risks. *American Economic Review*, 102(3), 59-64.
- Allen, F., & Gale, D. (2004). Competition and financial stability. *Journal of money, credit and banking*, 453-480.
- Anginer, D., & Demirguc-Kunt, A. (2014). Has the global banking system become more fragile over time?. *Journal of Financial Stability*, 13, 202-213.
- Anginer, D., Demirguc-Kunt, A., & Zhu, M. (2014). How does competition affect bank systemic risk?. *Journal of Financial Intermediation*, 23(1), 1-26.
- Beck, T., De Jonghe, O., & Schepens, G. (2013). Bank competition and stability: Cross-country heterogeneity. *Journal of financial Intermediation*, 22(2), 218-244.
- Bell, A., & Jones, K. (2015). Explaining fixed effects: Random effects modeling of time-series cross-sectional and panel data. *Political Science Research and Methods*, 3(1), 133-153.
- Berger, A. N., Klapper, L. F., & Turk-Ariss, R. (2009). Bank competition and financial stability. *Journal of Financial Services Research*, 35(2), 99-118.
- Boone, J. (2008). A new way to measure competition. *The Economic Journal*, 118(531), 1245-1261.
- Boyd, J. H., & De Nicolo, G. (2005). The theory of bank risk taking and competition revisited. *The Journal of finance*, 60(3), 1329-1343.
- Brooks, C. (2019). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge university press.
- Carbó-Valverde, S., Rodriguez-Fernandez, F., & Udell, G. F. (2009). Bank market power and SME financing constraints. *Review of Finance*, 13(2), 309-340.
- Cebenoyan, A. S., & Strahan, P. E. (2004). Risk management, capital structure and lending at banks. *Journal of Banking & Finance*, 28(1), 19-43.
- Cetorelli, N. (2001). Competition among banks: Good or bad?. *Economic Perspectives-Federal Reserve Bank of Chicago*, 25(2), 38-48.
- Chiaramonte, L., Croci, E., & Poli, F. (2015). Should we trust the Z-score? Evidence from the European Banking Industry. *Global Finance Journal*, 28, 111-131.

- Cihák, M., & Hesse, H. (2010). Islamic banks and financial stability: An empirical analysis. *Journal of Financial Services Research*, 38(2-3), 95-113.
- Claessens, S., & Laeven, L. (2004). What Drives Bank Competition? Some International Evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(3), 563-583.
- Craig, B. R., & Dinger, V. (2013). Deposit market competition, wholesale funding, and bank risk. *Journal of Banking & Finance*, 37(9), 3605-3622.
- De Nicoló, M. G., Jalal, A. M., & Boyd, J. H. (2006). *Bank risk-taking and competition revisited: New theory and new evidence* (No. 6-297). International Monetary Fund.
- Duan, J. C. (2010). Clustered defaults. Kättesaadav: <https://ssrn.com/abstract=1511397> , 21. aprill 2019.
- Guzman, M. G. (2000). Bank structure, capital accumulation and growth: a simple macroeconomic model. *Economic Theory*, 16(2), 421-455.
- Hakenes, H., & Schnabel, I. (2011). Bank size and risk-taking under Basel II. *Journal of Banking & Finance*, 35(6), 1436-1449.
- Hirschman, A. O. (1964). The paternity of an index. *The American economic review*, 54(5), 761-762.
- Hunter, J. E., & Schmidt, F. L. (2000). Fixed effects vs. random effects meta-analysis models: Implications for cumulative research knowledge. *International Journal of Selection and Assessment*, 8(4), 275-292.
- Jiménez, G., Lopez, J. A., & Saurina, J. (2013). How does competition affect bank risk-taking?. *Journal of Financial stability*, 9(2), 185-195.
- Kargi, H. S. (2011). Credit risk and the performance of Nigerian banks. *Ahmadu Bello University, Zaria*.
- Kasman, S., & Kasman, A. (2015). Bank competition, concentration and financial stability in the Turkish banking industry. *Economic Systems*, 39(3), 502-517.
- Koetter, M., Kolari, J. W., & Spierdijk, L. (2012). Enjoying the quiet life under deregulation? Evidence from adjusted Lerner indices for US banks. *Review of Economics and Statistics*, 94(2), 462-480.
- Keeley, M. C. (1990). Deposit insurance, risk, and market power in banking. *The American economic review*, 1183-1200.
- Laeven, L., & Levine, R. (2009). Bank governance, regulation and risk taking. *Journal of financial economics*, 93(2), 259-275.
- Laeven, M. L., Ratnovski, L., & Tong, H. (2014). *Bank size and systemic risk* (No. 14). International Monetary Fund.

- Leon, F. (2015). Measuring competition in banking: A critical review of methods.
- Lepetit, L., & Strobel, F. (2013). Bank insolvency risk and time-varying Z-score measures. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 25, 73-87.
- Lepetit, L., & Strobel, F. (2015). Bank insolvency risk and Z-score measures: A refinement. *Finance Research Letters*, 13, 214-224.
- Lerner, A. P. (1934). The concept of monopoly and the measurement of monopoly power. *Review of Economic Studies*, 1(157), 75.
- Leroy, A., & Lucotte, Y. (2017). Is there a competition-stability trade-off in European banking?. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 46, 199-215.
- Liu, H., Molyneux, P., & Nguyen, L. H. (2012). Competition and risk in South East Asian commercial banking. *Applied Economics*, 44(28), 3627-3644.
- Marcus, A. J. (1984). Deregulation and bank financial policy. *Journal of Banking & Finance*, 8(4), 557-565.
- Martinez-Miera, D., & Repullo, R. (2010). Does competition reduce the risk of bank failure?. *The Review of Financial Studies*, 23(10), 3638-3664.
- Mason, E. S. (1939). Price and production policies of large-scale enterprise. *The American Economic Review*, 29(1), 61-74.
- Merton, R. C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *The journal of finance*, 42(3), 483-510.
- Panzar, J. C., & Rosse, J. N. (1987). Testing for "monopoly" equilibrium. *The journal of industrial economics*, 443-456.
- Pagano, M. (1993). Financial markets and growth: an overview. *European economic review*, 37(2-3), 613-622.
- Schaeck, K., Cihak, M., & Wolfe, S. (2009). Are competitive banking systems more stable?. *Journal of Money, Credit and banking*, 41(4), 711-734.
- Schaeck, K., & Cihák, M. (2014). Competition, efficiency, and stability in banking. *Financial management*, 43(1), 215-241.
- Shaffer, S. (1982). A non structural test for competition in financial markets. In *Bank Structure and Competition, Conference Proceedings, Federal Reserve Bank of Chicago, 1982* (pp. 225-243).
- Shaffer, S. (1989). Competition in the US banking industry. *Economics letters*, 29(4), 321-323.
- Shaffer, S. (1998). The winner's curse in banking. *Journal of Financial Intermediation*, 7(4),

359-392.

- Shaffer, S. (2004). Patterns of competition in banking. *Journal of Economics and Business*, 56(4), 287-313.
- Shingjergji, A., & Hyseni, M. (2015). The determinants of the capital adequacy ratio in the Albanian banking system during 2007-2014. *International Journal of Economics, Commerce and Management*, 3(1), 1-10.
- Soedarmono, W., Machrouh, F., & Tarazi, A. (2013). Bank competition, crisis and risk taking: Evidence from emerging markets in Asia. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 23, 196-221.
- Tabak, B. M., Fazio, D. M., & Cajueiro, D. O. (2012). The relationship between banking market competition and risk-taking: Do size and capitalization matter?. *Journal of Banking & Finance*, 36(12), 3366-3381.
- Van Leuvensteijn, M., Bikker, J. A., Van Rixtel, A. A., & Sørensen, C. K. (2011). A new approach to measuring competition in the loan markets of the euro area. *Applied Economics*, 43(23), 3155-3167.
- Vives, X. (2008). Innovation and competitive pressure. *The Journal of Industrial Economics*, 56(3), 419-469.

LISAD

Lisa 1. Börsil noteeritud Euroopa pangad

Nr	Pank	Riik
1	Erste Group Bank AG	Austria
2	Raiffeisen Bank International AG	Austria
3	Jyske Bank A/S	Taani
4	Lollands Bank A/S	Taani
5	Ringkjøbing Landbobank A/S	Taani
6	Skjern Bank A/S	Taani
7	Hvidbjerg Bank A/S	Taani
8	Laan & Spar Bank A/S	Taani
9	Spar Nord Bank A/S	Taani
10	Kreditbanken A/S	Taani
11	Djurslands Bank A/S	Taani
12	Nordfyns Bank A/S	Taani
13	Vestjysk Bank A/S	Taani
14	Salling Bank A/S	Taani
15	Sydbank A/S	Taani
16	Totalbanken A/S	Taani
17	Fynske Bank A/S	Taani
18	Jutlander Bank A/S	Taani
19	Societe Generale SA	Prantsusmaa
20	Credit Agricole SA	Prantsusmaa
21	Deutsche Bank AG	Saksamaa
22	Merkur Bank KGaA	Saksamaa
23	Umweltbank AG	Saksamaa
24	Aareal Bank AG	Saksamaa
25	Banca Piccolo Credito Valtellinese SpA	Itaalia
26	Intesa Sanpaolo SpA	Itaalia
27	UniCredit SpA	Itaalia
28	Credito Emiliano SpA	Itaalia
29	Banca Finnat Euramerica SpA	Itaalia
30	Bper Banca SpA	Itaalia
31	Banca Intermobiliare di Investimenti e Gestioni SpA	Itaalia

Lisa 1 järg

Nr	Pank	Riik
32	Mediobanca Banca di Credito Finanziario SpA	Itaalia
33	Banca Popolare di Sondrio SpA	Itaalia
34	Banca IFIS SpA	Itaalia
35	Banca Carige SpA Cassa di Risparmio di Genova e Imperia	Itaalia
36	Banco di Desio e della Brianza SpA	Itaalia
37	Banca Monte dei Paschi di Siena SpA	Itaalia
38	Banca Profilo SpA	Itaalia
39	Unione di Banche Italiane SpA	Itaalia
40	Lombard Bank Malta PLC	Malta
41	HSBC Bank Malta PLC	Malta
42	FIMBank plc	Malta
43	KAS Bank NV	Holland
44	Van Lanschot Kempen NV	Holland
45	ING Groep NV	Holland
46	Sparebanken Vest	Norra
47	Totens Sparebank	Norra
48	Sparebanken Ost	Norra
49	DNB ASA	Norra
50	Sparebanken More	Norra
51	Voss Veksel og Landmandsbank ASA	Norra
52	Sparebanken Sor	Norra
53	Sparebank 1 BV	Norra
54	Melhus Sparebank	Norra
55	Sparebank 1 SMN	Norra
56	Sparebank 1 Nord-Norge	Norra
57	Sparebank 1 SR Bank ASA	Norra
58	Indre Sogn Sparebank	Norra
59	Sandnes Sparebank	Norra
60	Skue Sparebank	Norra
61	Helgeland Sparebank	Norra
62	Sparebank 1 Ostfold Akershus	Norra
63	Jaeren Sparebank	Norra
64	Banco Comercial Portugues SA	Portugal
65	Banco BPI SA	Portugal
66	Agroindustrijsko Komercijalna Banka Aik Banka ad Beograd	Serbia
67	Komercijalna Banka ad Beograd	Serbia
68	Banca Transilvania SA	Rumeenia

Lisa 1 järg

Nr	Pank	Riik
69	BRD Groupe Societe Generale SA	Rumeenia
70	Patria Bank SA	Rumeenia
71	Banco Bilbao Vizcaya Argentaria SA	Hispaania
72	Bankinter SA	Hispaania
73	Banco Santander SA	Hispaania
74	Banco de Sabadell SA	Hispaania
75	Skandinaviska Enskilda Banken AB	Rootsi
76	Svenska Handelsbanken AB	Rootsi
77	Swedbank AB	Rootsi
78	Bank Linth LLB AG	Šveits
79	Basellandschaftliche Kantonalbank	Šveits
80	Basler Kantonalbank	Šveits
81	Bank Cler AG	Šveits
82	Graubuendner Kantonalbank	Šveits
83	Credit Suisse Group AG	Šveits
84	Berner Kantonalbank AG	Šveits
85	Valiant Holding AG	Šveits
86	Edmond de Rothschild Suisse SA	Šveits
87	Zuger Kantonalbank	Šveits
88	Banque Cantonale Du Jura SA	Šveits
89	Banque Profil De Gestion SA	Šveits
90	Hypothekarbank Lenzburg AG	Šveits
91	Banque Cantonale de Geneve	Šveits
92	St Galler Kantonalbank AG	Šveits
93	Luzerner Kantonalbank AG	Šveits
94	Banque Cantonale Vaudoise	Šveits
95	EFG International AG	Šveits
96	Barclays PLC	Suurbritannia
97	Royal Bank of Scotland Group PLC	Suurbritannia
98	Arbuthnot Banking Group PLC	Suurbritannia
99	Standard Chartered PLC	Suurbritannia
100	Lloyds Banking Group PLC	Suurbritannia
101	HSBC Holdings PLC	Suurbritannia

Allikas: autori koostatud

Lisa 2. Boone indikaatorid

Aasta	Austria	Taani	Prantsusmaa	Saksamaa	Itaalia
2007	-0,0208451	-0,0248929***	0,00930072	0,00201339	-0,0921700***
2008	-0,0249889	-0,0159271**	-0,00467417	-0,00482028	-0,0423606
2009	0,0124685	-0,0158753	-0,00112949	-0,000267427	-0,009132***
2010	0,0868667	-0,0197267***	-0,0117166	-0,00918977	-0,0100674**
2011	-0,0718393	-0,0361560**	-0,0148502	-0,00621993	-0,0268179***
2012	0,0506249	-0,0445894***	-0,00980187	-0,0205454	-0,0200036***
2013	0,111239	-0,0207732**	-0,000739027	-0,0249334	-0,0309089***
2014	-0,0445252	-0,0258327**	-0,00994611	-0,00969934	-0,0364449***
2015	0,0835324	-0,0947447	81,1603	-0,101589	-0,0177079
2016	0,134189	-0,0167335***	11,3301	-0,00844943	-0,0507887***
2017	-0,0436296	-0,0172618***	0,00491796	-0,00632129	-0,0502519***
Aasta	Malta	Holland	Norra	Portugal	Serbia
2007	0,006858	-0,000759282	-0,0101609***	0,00818708	-0,0611979
2008	-0,06632**	0,00223735	-0,00864***	0,00392134	-0,108474
2009	-0,0366009	-0,00337123	-0,009135***	0,00921499	-0,0637848
2010	-0,0109388	-0,000685043	-0,0140515***	0,00456285	-0,0715307
2011	-0,003738	0,00195672	-0,0102183***	0,0105376	-0,0738434
2012	-0,006647	-0,00160625	-0,006507***	-0,0751901	-0,0544641
2013	-0,01885**	-0,000300226	-0,009527***	-0,0247262	0,139171
2014	-0,0640416	-0,00287514	-0,0124336***	0,0407301	0,00339229
2015	-0,0449581	0,328102	-0,501249**	-0,113544	-0,157425
2016	-0,004432	0,00163536	-0,0152818***	0,0221044	-0,128374
2017	0,0037233	0,00183645	-0,0170924***	-0,0277641	-0,0403827
Aasta	Rumeenia	Hispaania	Rootsi	Šveits	Suurbritannia
2007	-0,0452461	-0,0144971**	-0,00980459**	-0,0535596***	-0,0123854
2008	-0,06512*	-0,0130323	-0,00623001	-0,0092615***	-0,0140214**
2009	-0,0369754	-0,0108898	-0,025669	-0,00733564	-0,0129663
2010	-0,03992**	-0,0219955*	-0,00392511	-0,0315872***	-0,0162895
2011	-0,0226243	-0,0120483**	-0,0051175	-0,0211861**	-0,0241096*
2012	0,010951	-0,00746879*	-0,0122076**	-0,0061005***	-0,0248473**
2013	0,0307862	-0,00990247	-0,0188865**	-0,00578496**	-0,0314686**
2014	-0,129746*	0,0279779	-0,0129888	-0,009481***	-0,0206652*
2015	-0,0867251	0,837981	0,0154903	-0,110112*	0,0961453
2016	-0,04842*	-0,00566441	-0,010805	-0,0106894***	-0,0212244***
2017	-0,03736*	0,0006011	-0,0066307	-0,008046***	-0,00474545

Lisa 3. Herfindahl-Hirschmani indeksid

Riik	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Austria	0,1111	0,1061	0,1178	0,1173	0,114	0,1081	0,1051	0,0997	0,0998	0,1044	0,1049
Taani	0,0665	0,0626	0,0623	0,0635	0,0656	0,0635	0,0592	0,0586	0,059	0,0596	0,0607
Prantsusmaa	0,0586	0,0553	0,0527	0,0525	0,0514	0,0476	0,0486	0,0494	0,0501	0,0501	0,051
Saksamaa	0,0389	0,0368	0,0374	0,0372	0,0371	0,0372	0,0365	0,0375	0,0386	0,0368	0,0376
Itaalia	0,0473	0,0446	0,0464	0,0433	0,0433	0,0415	0,0402	0,0414	0,0426	0,0435	0,0466
Malta	0,0567	0,0638	0,0411	0,0567	0,0511	0,0481	0,0501	0,057	0,0631	0,081	0,0811
Holland	0,0951	0,0958	0,0949	0,0918	0,0961	0,0973	0,1015	0,098	0,0936	0,089	0,0893
Norra	0,1078	0,1029	0,094	0,0977	0,1071	0,098	0,0859	0,0955	0,0867	0,0868	0,092
Portugal	0,1116	0,1165	0,1014	0,0953	0,0953	0,0771	0,0801	0,0809	0,0831	0,0875	0,0897
Rumeenia	0,0704	0,063	0,0729	0,0674	0,0672	0,0655	0,0619	0,0621	0,0659	0,0709	0,0802
Serbia	0,0589	0,0556	0,0552	0,0522	0,0502	0,048	0,0556	0,0559	0,0505	0,0484	0,0457
Hispaania	0,0723	0,068	0,068	0,0653	0,0605	0,0557	0,0538	0,0533	0,0544	0,0546	0,0586
Rootsi	0,0451	0,0434	0,0426	0,0432	0,0414	0,0414	0,0422	0,0433	0,043	0,0437	0,0454
Šveits	0,0706	0,0618	0,0677	0,0613	0,0612	0,0608	0,0724	0,067	0,0714	0,0722	0,0737
Suurbritannia	0,0551	0,0538	0,0535	0,0517	0,051	0,0471	0,0515	0,0451	0,049	0,0489	0,0493

Lisa 3. Model I – LNZ_SCORE

Fixed-effects, using 1111 observations
 Included 101 cross-sectional units
 Time-series length = 11
 Dependent variable: l_ZSCORE
 Robust (HAC) standard errors

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	2.24594	1.08354	2.073	0.0408	**
BOONE	0.0300725	0.00782210	3.845	0.0002	***
SIZE	0.0639975	0.0462798	1.383	0.1698	
LEND	-0.00870120	0.00718766	-1.211	0.2289	
INFL	-0.0412366	0.0344681	-1.196	0.2344	
GDPG	0.0909787	0.0138193	6.583	2.15e-09	***
Mean dependent var	3.765941	S.D. dependent var	1.276958		
Sum squared resid	883.5464	S.E. of regression	0.937630		
LSDV R-squared	0.511850	Within R-squared	0.059360		
Log-likelihood	-1449.191	Akaike criterion	3110.382		
Schwarz criterion	3641.762	Hannan-Quinn	3311.309		
rho	0.463341	Durbin-Watson	0.968058		

Joint test on named regressors –

Test statistic: $F(5, 100) = 14.7059$
 with p-value = $P(F(5, 100) > 14.7059) = 8.51324e-11$

Robust test for differing group intercepts –

Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(100, 343.4) = 8.64627$
 with p-value = $P(F(100, 343.4) > 8.64627) = 4.98496e-52$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity –

Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: Chi-square(101) = 2930.9
 with p-value = 0

Test for normality of residual –

Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 59.1286
 with p-value = $1.4467e-13$

Lisa 4. Model II – LNZ_SCORE_2

Fixed-effects, using 1111 observations
 Included 101 cross-sectional units
 Time-series length = 11
 Dependent variable: l_ZSCORE
 Robust (HAC) standard errors

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	2.15314	1.08801	1.979	0.0506	*
BOONE	0.172756	0.0724243	2.385	0.0189	**
SIZE	0.0678073	0.0464773	1.459	0.1477	
LEND	-0.00750061	0.00711448	-1.054	0.2943	
INFL	-0.0385453	0.0342666	-1.125	0.2633	
GDPG	0.0908254	0.0138134	6.575	2.24e-09	***
sq_BOONE	-0.00177309	0.000802043	-2.211	0.0293	**
Mean dependent var	3.765941	S.D. dependent var	1.276958		
Sum squared resid	879.8408	S.E. of regression	0.936128		
LSDV R-squared	0.513898	Within R-squared	0.063305		
Log-likelihood	-1446.857	Akaike criterion	3107.713		
Schwarz criterion	3644.106	Hannan-Quinn	3310.535		
rho	0.462083	Durbin-Watson	0.970207		

Joint test on named regressors –

Test statistic: $F(6, 100) = 13.5866$
 with p-value = $P(F(6, 100) > 13.5866) = 3.17608e-11$

Robust test for differing group intercepts –

Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(100, 343.4) = 8.67336$
 with p-value = $P(F(100, 343.4) > 8.67336) = 3.54253e-52$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity –

Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: Chi-square(101) = 2742.85
 with p-value = 0

Test for normality of residual –

Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 58.9796
 with p-value = 1.55861e-13

Lisa 5. Model III – DTD

RSE DTD: Fixed-effects, using 1111 observations
 Included 101 cross-sectional units
 Time-series length = 11
 Dependent variable: DTD
 Robust (HAC) standard errors

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	2.59932	1.69201	1.536	0.1276
BOONE	0.00182893	0.00398680	0.4587	0.6474
SIZE	-0.0260514	0.0722407	-0.3606	0.7191
LEND	0.00531799	0.00904268	0.5881	0.5578
INFL	-0.0691763	0.0410258	-1.686	0.0949 *
GDPG	0.201277	0.0168575	11.94	5.92e-21 ***
Mean dependent var	2.112952	S.D. dependent var	2.137094	
Sum squared resid	1924.064	S.E. of regression	1.383651	
LSDV R-squared	0.620467	Within R-squared	0.094920	
Log-likelihood	-1881.510	Akaike criterion	3975.019	
Schwarz criterion	4506.399	Hannan-Quinn	4175.946	
rho	0.524008	Durbin-Watson	0.816186	

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(5, 100) = 31.2557$
 with p-value = $P(F(5, 100) > 31.2557) = 4.91162e-19$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(100, 343.4) = 13.1472$
 with p-value = $P(F(100, 343.4) > 13.1472) = 1.75694e-73$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: Chi-square(101) = 5596.07
 with p-value = 0

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 233.604
 with p-value = 1.87708e-51

Lisa 6. Model IV – DTD_2

Fixed-effects, using 1111 observations
 Included 101 cross-sectional units
 Time-series length = 11
 Dependent variable: DTD
 Robust (HAC) standard errors

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	2.60660	1.69085	1.542	0.1263	
BOONE	-0.00936828	0.0440767	-0.2125	0.8321	
SIZE	-0.0263504	0.0721934	-0.3650	0.7159	
LEND	0.00522378	0.00898318	0.5815	0.5622	
INFL	-0.0693875	0.0410695	-1.690	0.0942	*
GDPG	0.201289	0.0168684	11.93	6.13e-21	***
sq_BOONE	0.000139145	0.000533315	0.2609	0.7947	
Mean dependent var	2.112952	S.D. dependent var	2.137094		
Sum squared resid	1924.041	S.E. of regression	1.384332		
LSDV R-squared	0.620472	Within R-squared	0.094931		
Log-likelihood	-1881.503	Akaike criterion	3977.006		
Schwarz criterion	4513.399	Hannan-Quinn	4179.828		
rho	0.524002	Durbin-Watson	0.816221		

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(6, 100) = 26.0641$
 with p-value = $P(F(6, 100) > 26.0641) = 1.81737e-18$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(100, 343.4) = 13.0099$
 with p-value = $P(F(100, 343.4) > 13.0099) = 6.58901e-73$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: Chi-square(101) = 5605.12
 with p-value = 0

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 233.663
 with p-value = 1.82228e-51

Lisa 7. Model V – LN_ZSCORE_3

Fixed-effects, using 1111 observations
 Included 101 cross-sectional units
 Time-series length = 11
 Dependent variable: l_ZSCORE
 Robust (HAC) standard errors

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	1.91235	1.26593	1.511	0.1340
HHI	0.824107	6.03442	0.1366	0.8916
SIZE	0.0757148	0.0478621	1.582	0.1168
LEND	0.000823831	0.00777216	0.1060	0.9158
INFL	-0.0407062	0.0345208	-1.179	0.2411
GDPG	0.0898309	0.0138023	6.508	3.06e-09 ***
Mean dependent var	3.765941	S.D. dependent var	1.276958	
Sum squared resid	892.7004	S.E. of regression	0.942475	
LSDV R-squared	0.506793	Within R-squared	0.049615	
Log-likelihood	-1454.917	Akaike criterion	3121.834	
Schwarz criterion	3653.214	Hannan-Quinn	3322.761	
rho	0.464934	Durbin-Watson	0.965602	

Joint test on named regressors –

Test statistic: $F(5, 100) = 11.6186$
 with p-value = $P(F(5, 100) > 11.6186) = 7.32653e-09$

Robust test for differing group intercepts –

Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(100, 343.4) = 8.72131$
 with p-value = $P(F(100, 343.4) > 8.72131) = 1.93821e-52$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity –

Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: Chi-square(101) = 2965.45
 with p-value = 0

Test for normality of residual –

Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 58.1373
 with p-value = 2.37493e-13

Lisa 8. Model VI – LN_ZSCORE_4

Fixed-effects, using 1111 observations
 Included 101 cross-sectional units
 Time-series length = 11
 Dependent variable: l_ZSCORE
 Robust (HAC) standard errors

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	1.80481	1.73847	1.038	0.3017
HHI	4.02075	30.2191	0.1331	0.8944
SIZE	0.0754004	0.0476105	1.584	0.1164
LEND	0.000787112	0.00777835	0.1012	0.9196
INFL	-0.0411423	0.0346175	-1.188	0.2375
GDPG	0.0897681	0.0138111	6.500	3.18e-09 ***
sq_HHI	-20.0222	168.312	-0.1190	0.9055
Mean dependent var	3.765941	S.D. dependent var	1.276958	
Sum squared resid	892.6840	S.E. of regression	0.942936	
LSDV R-squared	0.506802	Within R-squared	0.049632	
Log-likelihood	-1454.907	Akaike criterion	3123.813	
Schwarz criterion	3660.206	Hannan-Quinn	3326.636	
rho	0.464836	Durbin-Watson	0.965612	

Joint test on named regressors –

Test statistic: $F(6, 100) = 9.74614$
 with p-value = $P(F(6, 100) > 9.74614) = 1.93808e-08$

Robust test for differing group intercepts –

Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(100, 343.4) = 7.82845$
 with p-value = $P(F(100, 343.4) > 7.82845) = 2.03167e-47$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity –

Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: Chi-square(101) = 2998.44
 with p-value = 0

Test for normality of residual –

Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 58.1072
 with p-value = $2.41089e-13$

Lisa 9. Model VII – DTD_3

Fixed-effects, using 1111 observations
 Included 101 cross-sectional units
 Time-series length = 11
 Dependent variable: DTD
 Robust (HAC) standard errors

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	5.46996	1.83375	2.983	0.0036	***
HHI	-35.5129	10.7972	-3.289	0.0014	***
SIZE	-0.0482281	0.0712182	-0.6772	0.4999	
LEND	0.00103492	0.00753431	0.1374	0.8910	
INFL	-0.0731841	0.0398497	-1.837	0.0693	*
GDPG	0.206900	0.0171091	12.09	2.77e-21	***
Mean dependent var	2.112952	S.D. dependent var	2.137094		
Sum squared resid	1885.511	S.E. of regression	1.369719		
LSDV R-squared	0.628072	Within R-squared	0.113055		
Log-likelihood	-1870.266	Akaike criterion	3952.532		
Schwarz criterion	4483.912	Hannan-Quinn	4153.459		
rho	0.496553	Durbin-Watson	0.857636		

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(5, 100) = 31.3656$
 with p-value = $P(F(5, 100) > 31.3656) = 4.42139e-19$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(100, 343.4) = 14.394$
 with p-value = $P(F(100, 343.4) > 14.394) = 1.66381e-78$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: Chi-square(101) = 4564.59
 with p-value = 0

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 245.888
 with p-value = $4.03754e-54$

Lisa 10. Model VIII – DTD_4

Fixed-effects, using 1111 observations
 Included 101 cross-sectional units
 Time-series length = 11
 Dependent variable: DTD
 Robust (HAC) standard errors

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.436686	2.25575	0.1936	0.8469	
HHI	114.111	45.0095	2.535	0.0128	**
SIZE	-0.0629467	0.0695633	-0.9049	0.3677	
LEND	-0.000683783	0.00719749	-0.09500	0.9245	
INFL	-0.0935998	0.0403774	-2.318	0.0225	**
GDPG	0.203960	0.0178643	11.42	7.98e-20	***
sq_HHI	-937.168	287.461	-3.260	0.0015	***
Mean dependent var	2.112952	S.D. dependent var	2.137094		
Sum squared resid	1849.574	S.E. of regression	1.357278		
LSDV R-squared	0.635161	Within R-squared	0.129960		
Log-likelihood	-1859.576	Akaike criterion	3933.152		
Schwarz criterion	4469.545	Hannan-Quinn	4135.974		
rho	0.492052	Durbin-Watson	0.870215		

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(6, 100) = 26.8544$
 with p-value = $P(F(6, 100) > 26.8544) = 7.43394e-19$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(100, 343.4) = 14.0949$
 with p-value = $P(F(100, 343.4) > 14.0949) = 2.49045e-77$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: Chi-square(101) = 5212.24
 with p-value = 0

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 275.92
 with p-value = 1.21527e-60

Lisa 11. Model IX – LN_ZSCORE_2008-2011

Fixed-effects, using 404 observations
 Included 101 cross-sectional units
 Time-series length = 4
 Dependent variable: l_ZSCORE
 Robust (HAC) standard errors

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-3.79788	10.7352	-0.3538	0.7242	
BOONE	-3.39815	3.33462	-1.019	0.3106	
SIZE	0.319272	0.440343	0.7251	0.4701	
LEND	0.359420	1.29579	0.2774	0.7821	
INFL	-0.195289	0.0501110	-3.897	0.0002	***
GDPG	0.120374	0.0209723	5.740	1.02e-07	***
Mean dependent var	3.467102	S.D. dependent var	1.217882		
Sum squared resid	187.5838	S.E. of regression	0.793395		
LSDV R-squared	0.686180	Within R-squared	0.157420		
Log-likelihood	-418.2789	Akaike criterion	1048.558		
Schwarz criterion	1472.708	Hannan-Quinn	1216.461		
rho	-0.057283	Durbin-Watson	1.382726		

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(5, 100) = 9.74119$
 with p-value = $P(F(5, 100) > 9.74119) = 1.32831e-07$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(100, 103.0) = 9.97272$
 with p-value = $P(F(100, 103.0) > 9.97272) = 1.32651e-26$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: Chi-square(101) = 137284
 with p-value = 0

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 40.9372
 with p-value = 1.29004e-09

Lisa 12. Model X – LN_ZSCORE_2012-2017

Fixed-effects, using 606 observations
 Included 101 cross-sectional units
 Time-series length = 6
 Dependent variable: l_ZSCORE
 Robust (HAC) standard errors

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	3.70409	0.864188	4.286	4.19e-05	***
BOONE	0.0281435	0.0102875	2.736	0.0074	***
SIZE	-0.00258744	0.0363495	-0.07118	0.9434	
LEND	-0.0124953	0.00621486	-2.011	0.0471	**
INFL	0.147908	0.0651634	2.270	0.0254	**
GDPG	0.101612	0.0454471	2.236	0.0276	**
Mean dependent var	3.938188	S.D. dependent var	1.335706		
Sum squared resid	334.1105	S.E. of regression	0.817448		
LSDV R-squared	0.690463	Within R-squared	0.051014		
Log-likelihood	-679.4681	Akaike criterion	1570.936		
Schwarz criterion	2038.065	Hannan-Quinn	1752.699		
rho	0.300718	Durbin-Watson	1.131689		

Joint test on named regressors –

Test statistic: $F(5, 100) = 4.27492$
 with p-value = $P(F(5, 100) > 4.27492) = 0.00145015$

Robust test for differing group intercepts –

Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(100, 171.7) = 15.9414$
 with p-value = $P(F(100, 171.7) > 15.9414) = 1.56014e-52$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity –

Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: Chi-square(101) = 7434.54
 with p-value = 0

Test for normality of residual –

Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 23.9079
 with p-value = 6.43378e-06

Lisa 13. Model XI – LN_ZSCORE_2_2008-2011

Fixed-effects, using 404 observations
 Included 101 cross-sectional units
 Time-series length = 4
 Dependent variable: l_ZSCORE
 Robust (HAC) standard errors

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-3.80907	10.7340	-0.3549	0.7234	
BOONE	-3.59634	3.57379	-1.006	0.3167	
SIZE	0.319321	0.440197	0.7254	0.4699	
LEND	0.374123	1.28870	0.2903	0.7722	
INFL	-0.194151	0.0509412	-3.811	0.0002	***
GDPG	0.120817	0.0210270	5.746	9.92e-08	***
sq_BOONE	-9.23973	40.0686	-0.2306	0.8181	

Mean dependent var	3.467102	S.D. dependent var	1.217882
Sum squared resid	187.5670	S.E. of regression	0.794694
LSDV R-squared	0.686209	Within R-squared	0.157496
Log-likelihood	-418.2608	Akaike criterion	1050.522
Schwarz criterion	1478.673	Hannan-Quinn	1220.009
rho	-0.057337	Durbin-Watson	1.383268

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(6, 100) = 8.11916$
 with p-value = $P(F(6, 100) > 8.11916) = 3.71812e-07$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(100, 103.0) = 9.94813$
 with p-value = $P(F(100, 103.0) > 9.94813) = 1.46392e-26$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: Chi-square(101) = 148591
 with p-value = 0

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 40.8417
 with p-value = $1.35315e-09$

Lisa 14. Model XII – LN_ZSCORE_2_2012-2017

Fixed-effects, using 606 observations
 Included 101 cross-sectional units
 Time-series length = 6
 Dependent variable: l_ZSCORE
 Robust (HAC) standard errors

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	3.60002	0.869149	4.142	7.21e-05	***
BOONE	0.175355	0.0982644	1.785	0.0774	*
SIZE	0.00160873	0.0365798	0.04398	0.9650	
LEND	-0.0112209	0.00581600	-1.929	0.0565	*
INFL	0.152249	0.0648406	2.348	0.0208	**
GDPG	0.100765	0.0454240	2.218	0.0288	**
sq_BOONE	-0.00180706	0.00107541	-1.680	0.0960	*
Mean dependent var	3.938188	S.D. dependent var	1.335706		
Sum squared resid	330.5924	S.E. of regression	0.813947		
LSDV R-squared	0.693722	Within R-squared	0.061006		
Log-likelihood	-676.2606	Akaike criterion	1566.521		
Schwarz criterion	2038.057	Hannan-Quinn	1749.999		
rho	0.295391	Durbin-Watson	1.138865		

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(6, 100) = 6.58845$
 with p-value = $P(F(6, 100) > 6.58845) = 6.86378e-06$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(100, 171.7) = 16.0622$
 with p-value = $P(F(100, 171.7) > 16.0622) = 9.00161e-53$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: Chi-square(101) = 6390.58
 with p-value = 0

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 22.272
 with p-value = 1.45776e-05

Lisa 15. Model XIII – DTD_2008-2011

Fixed-effects, using 404 observations
 Included 101 cross-sectional units
 Time-series length = 4
 Dependent variable: DTD
 Robust (HAC) standard errors

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-16.4576	13.2521	-1.242	0.2172
HHI	-9.66212	11.0010	-0.8783	0.3819
SIZE	0.772301	0.552962	1.397	0.1656
LEND	1.35967	1.32282	1.028	0.3065
INFL	-0.0531598	0.0566016	-0.9392	0.3499
GDPG	0.111626	0.0185656	6.013	3.00e-08 ***

Mean dependent var	1.580689	S.D. dependent var	2.136033
Sum squared resid	348.7657	S.E. of regression	1.081829
LSDV R-squared	0.810324	Within R-squared	0.098485
Log-likelihood	-543.5542	Akaike criterion	1299.108
Schwarz criterion	1723.258	Hannan-Quinn	1467.011
rho	0.065634	Durbin-Watson	1.183654

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(5, 100) = 11.2525$
 with p-value = $P(F(5, 100) > 11.2525) = 1.27405e-08$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(100, 103.0) = 15.6389$
 with p-value = $P(F(100, 103.0) > 15.6389) = 3.49336e-35$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: Chi-square(101) = 207851
 with p-value = 0

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 497.341
 with p-value = $1.00885e-108$

Lisa 16. Model XIV – DTD_2012-2017

Fixed-effects, using 606 observations
 Included 101 cross-sectional units
 Time-series length = 6
 Dependent variable: DTD
 Robust (HAC) standard errors

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	3.43534	1.58157	2.172	0.0322	**
HHI	-25.3346	18.0503	-1.404	0.1635	
SIZE	0.00222001	0.0485083	0.04577	0.9636	
LEND	0.00463264	0.00604722	0.7661	0.4454	
INFL	0.114851	0.0627502	1.830	0.0702	*
GDPG	0.281109	0.0522610	5.379	4.94e-07	***
Mean dependent var	2.395357	S.D. dependent var	2.022935		
Sum squared resid	671.0543	S.E. of regression	1.158494		
LSDV R-squared	0.728957	Within R-squared	0.069289		
Log-likelihood	-890.7737	Akaike criterion	1993.547		
Schwarz criterion	2460.677	Hannan-Quinn	2175.310		
rho	0.214530	Durbin-Watson	1.190431		

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(5, 100) = 6.93931$
 with p-value = $P(F(5, 100) > 6.93931) = 1.33573e-05$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(100, 171.7) = 10.481$
 with p-value = $P(F(100, 171.7) > 10.481) = 8.81415e-40$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: Chi-square(101) = 3505.26
 with p-value = 0

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 10.9564
 with p-value = 0.00417695

Lisa 17. Model XV – DTD_2_2008-2011

Fixed-effects, using 404 observations
 Included 101 cross-sectional units
 Time-series length = 4
 Dependent variable: DTD
 Robust (HAC) standard errors

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-10.4938	13.4547	-0.7799	0.4373	
HHI	-94.5672	38.8934	-2.431	0.0168	**
SIZE	0.657397	0.554293	1.186	0.2384	
LEND	1.18690	1.31816	0.9004	0.3701	
INFL	-0.0535117	0.0560814	-0.9542	0.3423	
GDPG	0.107486	0.0192826	5.574	2.11e-07	***
sq_HHI	505.781	213.131	2.373	0.0196	**
Mean dependent var	1.580689	S.D. dependent var	2.136033		
Sum squared resid	346.5215	S.E. of regression	1.080157		
LSDV R-squared	0.811544	Within R-squared	0.104286		
Log-likelihood	-542.2502	Akaike criterion	1298.500		
Schwarz criterion	1726.652	Hannan-Quinn	1467.987		
rho	0.062901	Durbin-Watson	1.192468		

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(6, 100) = 9.61883$

with p-value = $P(F(6, 100) > 9.61883) = 2.42916e-08$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(100, 103.0) = 8.03131$

with p-value = $P(F(100, 103.0) > 8.03131) = 9.83128e-23$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: Chi-square(101) = 486953

with p-value = 0

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 505.526

with p-value = $1.68409e-110$

Lisa 18. Model XVI – DTD_2_2012-2017

Fixed-effects, using 404 observations
 Included 101 cross-sectional units
 Time-series length = 4
 Dependent variable: DTD
 Robust (HAC) standard errors

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-10.4938	13.4547	-0.7799	0.4373	
HHI	-94.5672	38.8934	-2.431	0.0168	**
SIZE	0.657397	0.554293	1.186	0.2384	
LEND	1.18690	1.31816	0.9004	0.3701	
INFL	-0.0535117	0.0560814	-0.9542	0.3423	
GDPG	0.107486	0.0192826	5.574	2.11e-07	***
sq_HHI	505.781	213.131	2.373	0.0196	**
Mean dependent var	1.580689	S.D. dependent var	2.136033		
Sum squared resid	346.5215	S.E. of regression	1.080157		
LSDV R-squared	0.811544	Within R-squared	0.104286		
Log-likelihood	-542.2502	Akaike criterion	1298.500		
Schwarz criterion	1726.652	Hannan-Quinn	1467.987		
rho	0.062901	Durbin-Watson	1.192468		

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(6, 100) = 9.61883$
 with p-value = $P(F(6, 100) > 9.61883) = 2.42916e-08$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(100, 103.0) = 8.03131$
 with p-value = $P(F(100, 103.0) > 8.03131) = 9.83128e-23$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: Chi-square(101) = 486953
 with p-value = 0

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 505.526
 with p-value = 1.68409e-110

Lisa 19. Lisakontrolli mudel 1

Included 99 cross-sectional units

Time-series length = 11

Dependent variable: DTD

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	3.04265	1.52034	2.001	0.0456	**
BOONE	-1.36738	0.508509	-2.689	0.0073	***
SIZE	-0.0446286	0.0648414	-0.6883	0.4914	
LEND	0.00554388	0.0134379	0.4126	0.6800	
INFL	-0.0731091	0.0351827	-2.078	0.0380	**
GDPG	0.200488	0.0207861	9.645	4.26e-21	***
Mean dependent var	2.155705	S.D. dependent var	2.133959		
Sum squared resid	1904.025	S.E. of regression	1.390331		
LSDV R-squared	0.615699	Within R-squared	0.100865		
LSDV F(103, 985)	15.32131	P-value(F)	3.8e-144		
Log-likelihood	-1849.442	Akaike criterion	3906.883		
Schwarz criterion	4426.157	Hannan-Quinn	4103.425		
rho	0.517671	Durbin-Watson	0.828618		

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(5, 985) = 22.0995$

with p-value = $P(F(5, 985) > 22.0995) = 4.92827e-21$

Test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: $F(98, 985) = 12.389$

with p-value = $P(F(98, 985) > 12.389) = 1.01746e-115$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: Chi-square(99) = 5027.5

with p-value = 0

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 231.607

with p-value = $5.09449e-51$

Lisa 20. Lisakontrolli mudel 2

Included 99 cross-sectional units
 Time-series length = 11
 Dependent variable: DTD
 Robust (HAC) standard errors

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	3.38934	1.63307	2.075	0.0406	**
BOONE	-1.40684	0.322173	-4.367	3.13e-05	***
SIZE	-0.0597949	0.0701343	-0.8526	0.3960	
LEND	-0.000239677	0.00838967	-0.02857	0.9773	
INFL	-0.0715703	0.0411003	-1.741	0.0848	*
GDPG	0.197987	0.0171091	11.57	4.90e-20	***
sq_BOONE	1.27339	0.490266	2.597	0.0108	**

Mean dependent var	2.155705	S.D. dependent var	2.133959
Sum squared resid	1899.833	S.E. of regression	1.389505
LSDV R-squared	0.616545	Within R-squared	0.102845
Log-likelihood	-1848.242	Akaike criterion	3906.483
Schwarz criterion	4430.750	Hannan-Quinn	4104.915
rho	0.513219	Durbin-Watson	0.836599

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(6, 98) = 27.1423$

with p-value = $P(F(6, 98) > 27.1423) = 7.47116e-19$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(98, 336.7) = 13.1806$

with p-value = $P(F(98, 336.7) > 13.1806) = 3.22242e-72$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 232.485

with p-value = $3.28565e-51$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: Chi-square(99) = 5129.73

with p-value = 0