

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Elen Tark

**EUROOPA LIIDU PANKADE RISKIPROFIILI SEOSED ÜLE-
EUROOPALISE STRESSITESTI TULEMUSTEGA**

Magistritöö

Õppekava TARM02/18, peaeriala ärirahandus

Juhendaja: Laivi Laidroo, PhD

Tallinn 2020

Deklareerin, et olen koostanud lõputöö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele töö koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks. Töö pikkuseks on 11 231 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Elen Tark

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 183285TARM

Üliõpilase e-posti aadress: elentark@gmail.com

Juhendaja: dotsent Laivi Laidroo

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE.....	5
SISSEJUHATUS	6
1. PANKADE RISKIPROFIIL JA STRESSITESTIMINE.....	9
1.1. Pangandussektori riskide maandamine ja Euroopa kontekst.....	9
1.2. Stressitestimine	15
1.3. Euroopa Pangandusjärelevalve stressitestid	16
1.4. Varasemad empiirilised uurimused.....	21
2. ANDMED JA METOODIKA	26
2.1. Andmed ja valim.....	26
2.2. Mudelites kasutatavad muutujad.....	27
2.2.1. Sõltuv muutuja.....	27
2.2.2. Selgitavad muutujad.....	31
2.3. Metoodika	33
3. TULEMUSED JA JÄRELDUSED.....	36
3.1. CAMELS indikaatorid ja sõltuv muutuja	36
3.2. Paneelandmetel põhinevate mudelite analüüsi tulemused.....	38
3.3. Ristandmetel põhinevate mudelite analüüsi tulemused	42
3.4. Järeldused ja ettepanekud	44
KOKKUVÕTE	48
SUMMARY	51
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	53
LISAD.....	58
Lisa 1. Alternatiivsete sõltuvate muutujate keskmised väärtused riikide lõikes	58
Lisa 2. CAMELS indikaatorite seosed sõltuvate muutujatega	59
Lisa 2 järg	60
Lisa 3. S_T1 juhuslike efektidega mudel.....	61
Lisa 4. S_T1 esialgne fikseeritud efektidega mudel	62
Lisa 5. S_T1 kohandatud standardvigadega fikseeritud efektidega mudel.....	63
Lisa 6. S_T1 kohandatud standardvigadega fikseeritud efektidega mudel (2).....	64
Lisa 7. S_T1 ilma erinditeta juhuslike efektidega mudel	65
Lisa 8. S_T1 ilma erinditeta esialgne fikseeritud efektidega mudel.....	66

Lisa 9. S_T1 ilma erinditeta kohandatud standardvigadega fikseeritud efektidega mudel	67
Lisa 10. S_T1 ilma erinditeta kohandatud standardvigadega fikseeritud efektidega mudel (2)	68
Lisa 11. S1_T1 juhuslike efektidega mudel.....	69
Lisa 12. S1_T1 ilma erinditeta esialgne juhuslike efektidega mudel	70
Lisa 13. S_T1 2010. aasta stressitesti mudeli aruanne.....	71
Lisa 14. S1_T1 2010. aasta stressitesti mudeli aruanne.....	72
Lisa 15. S_T1 2011. aasta stressitesti mudeli aruanne.....	73
Lisa 16. S1_T1 2011. aasta stressitesti mudeli aruanne.....	74
Lisa 17. S_T1 2014. aasta stressitesti mudeli aruanne.....	75
Lisa 18. S1_T1 2014. aasta stressitesti mudeli aruanne.....	76
Lisa 19. S_T1 2016. aasta stressitesti mudeli aruanne.....	77
Lisa 20. S1_T1 2016. aasta stressitesti mudeli aruanne.....	78
Lisa 21. S_T1 2018. aasta stressitesti mudeli aruanne.....	79
Lisa 22. S1_T1 2018. aasta stressitesti mudeli aruanne.....	80
Lisa 23. Lihtlitsents.....	81

LÜHIKOKKUVÕTE

Finantssektori mõistmine ja riskide ajakohane hindamine ja maandamine on oluline paljude turuosaliste jaoks – 2008. aasta finantskriis tõi välja pangandussektori ebastabiilsuse ja võetud ülemäärased ja maandamata riskid. Üheks viisiks riskide jälgimiseks, haldamiseks ja maandamiseks on stressitestide läbiviimine. Magistritöö eesmärgiks on hinnata pankade riskiprofüli seost nende üle-euroopalise stressitesti tulemustega.

Stressitestimise mõju ulatuslikkus on töös defineeritud kahel viisil – stressitesti poolt mõjutatud kapitali suhe baasstsenaariumi ning stressitesti poolt mõjutatud kapitali suhe esialgsesse kapitalinäitajasse. Selgitavate muutujatena on töös tuginetud CAMELS reitingu süsteemile, mille põhjal on valitud töösse vastavad pangaspetsiifilised riski-ja finantsnäitajad. Seoste hindamiseks kasutatakse nii paneelandmetel kui ka ristanndmetel põhinevaid regressioonmudeleid. Uurimuse fookuses on 2010., 2011., 2014., 2016. ning 2018. aasta EBA stressitestid ehk 5 erinevat stressitesti. Kokku osales mainitud stressitestides 153 panka 22 erinevast riigist.

Uurimuse tulemused näitasid, et üle-euroopalise stressitesti raames langevad enim madala kasumlikkuse ja madala varade kvaliteediga pankade kapitali tasemed. Üldjoontes jõuti magistritöös sarnastele seisukohtadele varasemate uuringutega, mis puudutavad stressitestide tulemusel kapitalitaseme langust ning seda mõjutavaid tegureid pankade finantsnäitajate näol. Siiski kaasati analüüsi ka 2010. aasta ja 2018. aasta stressitestide tulemid, mida varasemalt ei ole sellisel kujul tehtud.

Võtmesõnad: Euroopa pangad, stressitestimine, finantsnäitajad, riskiindikaatorid, CAMELS

SISSEJUHATUS

2008. aasta majanduskriis sai alguse globaalsest panganduskriisist. See näitab pankade olulisust ning seda kuivõrd sõltub üleilmne majandus neist. Pangad, mis suudavad kogu majandustsükli jooksul tõhusalt tegutseda, tagavad reaalmajanduse toimimise läbi krediidi andmise ka majanduslanguse ajal ja on seetõttu äärmiselt vajalikud. Eelmise kriisi najal mõistsid järelevalveasutused oma kontrollide ja tegevuse nõrkust, mille tõttu on välja töötatud uued meetodid pankade riskide tuvastamiseks ja maandamiseks. Uue finantskriisi saabumise üle on spekulieritud juba mitmeid aastaid ning seetõttu on nõudeid ja regulatsioone pankadele täiustatud iga-aastaselt.

Et pangad oleksid ka majanduslanguse olukorras vastupidavad, viib Euroopa Pangandusjärelevalve (EBA) igal teisel aastal läbi üle-euroopalist stressitesti. EBA poolt läbi viidavate testide eesmärgiks on hinnata krediidiasutuste toimetulekut ning vastupidavust ebasoodsates turutingimustes ning aidata kaasa Euroopa Liidu finantsüsteemi üldisele riskide hindamisele. Selle tulemusena leitakse pankade võimalik kapitalimäära langus turutingimuste olulisel halvenemisel ning sellele toetudes on Euroopa Liidu liikmesriikide järelevalvetel võimalik määrata pankadele lisanduv kapitalinõue, mis tagab minimaalse kahju uue majanduskriisi korral. Kuigi on kritiseeritud stressitestide stsenaariumite realistlikkust, on stressitestimine üks viise, kuidas pangad oma riske juhivad. Varasemad uurimused on käsitlenud kapitali langust EBA stressitesti kontekstis, stressitesti tulemuste prognoosimist ning turgude reageerimist stressitesti tulemitele. Varasemalt ei ole põhjalikult käsitletud seoseid krediidiasutuste riskinäitajate ning stressitesti tulemuste vahel. Samas tulenevalt erinevatest ärimudelitest ja ka geograafilistest asukohtadest on pankade riskiprofiilid Euroopas küllaltki erinevad. Seetõttu üritab autor antud magistritöös eristada näitajaid, mis on seostatavad kõikide stressitestis osalenud Euroopa pankade kapitali muutusega stressistsenaariumis. Samuti on tänaseks avalikustatud ka 2018. aasta EBA stressitesti tulemused, mida seni veel analüüsitud ja uurimustesse kaasatud ei ole. Antud magistritöösse on kaasatud ka 2018. aasta EBA stressitesti tulemused.

Antud magistritöö eesmärgiks on hinnata pankade riskiprofiili seost nende üle-euroopalise stressitesti tulemustega.

Töös otsitakse vastuseid järgmistele küsimustele:

1. Millised panga finantsnäitajad on seotud stressitesti tulemusel saadud kapitali muutusega?
2. Millised finantsnäitajad omavad tugevaimat seost stressi stsenaariumi korral saadud kapitali muutusega?

Stressitestimise tulemusel saadud kapitali langust iseloomustab käesolevas töös stressitestimise mõju ulatuslikkus, mis on antud töös kajastatud kahe alternatiivse näitaja kaudu. Esiteks kui stressi-stsenaariumis prognoositud esimese taseme omavahendite suhte erinevus baasstsenaariumi esimese taseme omavahendite suhtarvust testi lõpus. Teiseks kui stressitesti poolt mõjutatud kapitali suhe esialgsesse kapitalinäitajasse, kus stressitesti mõju kapitalile on testi lõpus stressistsenaariumi kohase kapitali taseme ja viimase tegeliku kapitali taseme vahe.

Eesmärgi täitmiseks testitakse magistritöös järgmisi hüpoteese:

H1: Stressitestimise mõju ulatuslikkuse ja kapitali adekvaatsuse vahel on negatiivne seos

H2: Stressitestimise mõju ulatuslikkuse ja varade kvaliteedi näitaja vahel on positiivne seos

H3: Stressitestimise mõju ulatuslikkuse ja juhtimise efektiivsuse vahel on positiivne seos

H4: Stressitestimise mõju ulatuslikkuse ja kasumlikkuse vahel on negatiivne seos

H5: Stressitestimise mõju ulatuslikkuse ja panga laenuportfelli ja koguvarade suhte vahel on positiivne seos

H6: Stressitestimise mõju ulatuslikkuse ja panga tururiski tundlikkuse vahel on positiivne seos

Hüpoteeside kontrollimiseks kasutatakse töös nii paneelandmetel kui ka ristandmetel põhinevaid regressioonanalüüse, mille abil luuakse ökonomeetrilised mudelid kirjeldamaks tunnuste vahelisi võimalikke seoseid. Nendes mudelites on sõltuvaks muutujaks eelnevalt mainitud stressitestimise mõju ulatuslikkuse näitajad. Selgitavate muutujatena on töös tuginetud CAMELS reitingu süsteemile, mis hõlmab kuut komponenti, milleks on kapitali adekvaatsus (C); varade kvaliteet (A); juhtimise efektiivsus (M); kasumlikkus (E); likviidsus (L) ja tururiski tundlikkus (S). Kapitali adekvaatsus on defineeritud kui kapitali osakaal koguvaradest; varade kvaliteeti iseloomustab mittetöötavate laenude osakaal kogu laenuportfelist; panga juhtimise efektiivsust iseloomustab kulu-tulu suhe; kasumlikkus on defineeritud kui panga varade puhasrentaablus; likviidsust

iseloomustab laenuportfelli ja koguvarade suhe ning tururiski tundlikkust iseloomustab intressikandvate kohustuse tase.

Magistritöös kasutatavad andmed pärinevad EBA kodulehel avalikustatud stressitestide tulemustest, Thomson Reuters Eikon andmebaasist ning avalikest pankade majandusaasta aruannetest. Uurimuse fookuses on 2010., 2011., 2014., 2016. ning 2018. aasta stressitestid ehk 5 erinevat stressitesti. Kokku osales mainitud stressitestides 153 panka 22 erinevast riigist. Andmete kättesaadavuse tõttu kasutatakse töös keskmiselt 83% stressitestitud pankade andmetest.

Magistritöö on jaotatud kolmeks peatükiks. Esimeses peatükis antakse ülevaade pankade riskiprofiilist ja stressitestimisest ja Euroopa Pangandusjärelevalve stressitestidest. Lisaks antakse ülevaade varasematest sarnasel teemal kirjutatud uurimustest. Töö teises peatükis kirjeldatakse kasutatud ja kogutud andmeid ja moodustatud valimit, mudelites kasutatavaid muutujaid ning töös kasutatavat meetodikat. Kolmandas peatükis esitatakse empiirilise analüüsi tulemused, tehakse saadud tulemuste põhjal järeldused ning esitatakse ettepanekud edasisteks võimalikeks uurimusteks sarnasel teemal.

Töö autor soovib tänada magistritöö juhendajat Laivi Laidrood professionaalse juhendamise, abistamise, kiirete vastuste ja konstruktiivse tagasiside eest.

1. PANKADE RISKIPROFIIL JA STRESSITESTIMINE

Pankade riskijuhtumine hõlmab finantsriskide tuvastamist, nende jälgimist, juhtimist ja maandamist (Heffernan 2005). Pangad tegutsevad riskiäris ning oma tegevuses võetakse teadlikult mitmesuguseid finantsriske, mida saab jagada peamiselt neljaks: krediidirisk, tururisk, likviidsusrisk ja operatsioonirisk (Santomero 1997). Krediidirisk ehk maksejõuetuse risk on risk/võimalus, et üks osapool ei täida oma lepingujärgset finantskohustust (Bielecki, Rutkowski 2013). Tururisk tuleneb intressimäärade taseme ja valuuta suhtelise väärtuse kõikumisest (Santomero 1997). Likviidsusrisk tähendab krediidasutuse jaoks ohtu, et ei suudeta õigeaegselt oma kohustusi täita ning rahastada oma varade suurendamist (Chen et al 2018). Lühiajaliste hoiuste arvelt pikaajaliste laenude andmine muudab olemuselt pangad likviidsusriskile avatuks (Principles for...2020) ning seetõttu on finantsasutusele oluline tagada piisav likviidsus. Baseli komitee on operatsiooniriski defineerinud riskina, mis tuleneb probleemidest sisekontrollides või süsteemides ning töötajate poolt tehtud vigadest (Cruz 2002) või välistest sündmustest nagu näiteks pettused (Verma 2019). Krediidasutusele omased ning selle poolt võetud riskid moodustavad vastava panga riskiprofiili (BBVA...2020). Iannotta et al (2013) on panga riskiprofiili tõlgendanud läbi pankade enda võetud krediidi-ja operatsiooniriski. Riskiprofiil oma olemuselt kirjeldab panga poolt määratud riskiisu – kas pank võtab teadlikult kõrgemat krediidiriski määrates vähem konservatiivsed laenude väljastamise tingimused, milline on panga likviidsete varade tase või kui suured on panga kapitalipuhvrid. Käesolev töö keskendubki pankade riski profiilile tervikuna.

1.1. Pangandussektori riskide maandamine ja Euroopa kontekst

Finantssektori ning täpsemalt panganduse mõistmine ja riskide ajakohane hindamine on oluline paljude turuosaliste jaoks, kelleks on näiteks järelevalveasutused, regulaatorid, aktsionärid, võlausaldajad ning laenuvõtjad ehk kliendid (Hag, Heaney 2012). Riskide maandamiseks on järelevalveasutused ja regulaatorid välja töötanud raamistikud, suunised ning juhendid, mida pangad peavad jälgima, et maandada asjakohaseid riske. Minimaalsed kapitalinõuded vastavate riskide maandamiseks tulenevad Baseli Pangajärelevalve Komitee välja töötatud raamistikust.

Esimene versioon raamistikust ehk Basel I kapitalinõuded jõustusid 1992. aasta detsembris. Seejuures selle peamiseks eesmärgideks olid kahjumi katteks piisava kapitali hoidmine ning konkurentsitingimuste võrdsustamine. Muudetud kapitaliraamistik ehk Basel II jõustus aastal 2004. Basel II raamistik oli põhjalikum võrreldes Basel I-ga säilitades siiski selle põhilised nõuded. (Blundell-Wignall, Atkinson 2010)

Samas ei ole varasemad regulatsioonid olnud piisavad, et finantsriskid ei realiseeruks. 2008. aasta majanduskriis sai alguse globaalsest panganduskriisist, mis tulenes paljude riikide pangandussektorite liigsest finantsvõimendusest ning selle tulemusena langes nii pankade kapitalibaasi tase kui ka kvaliteet. Lisaks sellele puudusid pankadel ka vajalikud likviidsuspuhvid. Selle tulemusena kaotas turg usalduse pangandussüsteemi vastu ning kahju kandus üle reaalmajandusse ja ülejäänud finantsüsteemi. (Basel III...2020) See näitab pankade olulisust ning seda, kuivõrd sõltub üleilmne majandus neist. Antud kriis tõi välja panganduse kitsaskohad, ebastabiilsuse ning kalduvuse võtta ülemääraseid riske, mida asjakohaselt ei maandatud (Hag, Heaney 2012). Pangad, mis suudavad kogu majandustsükli jooksul tõhusalt tegutseda, tagavad reaalmajanduse toimimise läbi krediidi andmise ka majanduslanguse ajal ja on seetõttu äärmiselt vajalikud (Kok et al 2019).

2008. aasta kriisi najal mõistsid järelevalveasutused oma kontrollide ja tegevuse nõrkust, mille tõttu on välja töötatud uued meetodid pankade riskide tuvastamiseks ja maandamiseks. Basel III raamistiku loomisel võeti eesmärgiks tugevdada regulatsioone (Hag, Heaney 2012), seeläbi kindlustada pangandussektori vastupidavus majanduslanguse olukorras ning vähendada kahju finantssektorist reaalmajandusse ülekandumise riski (Basel III...2020).

Antud magistritöö keskendub peamiselt Euroopa pangandussektori käsitlemisele ning analüüsile. Võrreldes 2008. aasta finantskriisi eelse ajaga on Euroopa pankade arv vähenenud ja suurus kasvanud ning seetõttu on oluline mõista antud krediitiasutuste riskiprofiili ja riskinäitajaid, et hallata sellega kaasnevat kasvavat kontsentratsiooniriski. (Hag, Heaney 2012)

Euroopa Liidus ning eurotsoonis nähti vajadust ühtlustada nõudeid pankadele, sest kuigi enne kriisi olid olemas üle Euroopa Liidu kehtivad direktiivid, oli enamik regulatsioonidest ja seadustest kehtestatud riiklikul tasandil (Baselga-Pascual et al 2015). Sellest tulenevalt loodi 2011. aastal Euroopa Pangandusjärelevalve (EBA), mille eesmärgiks on teostada terviklikku pangajärelevalvet kogu Euroopa Liidus. EBA tugineb ühistele regulatsioonidele, mida peavad järgima kõik ELi

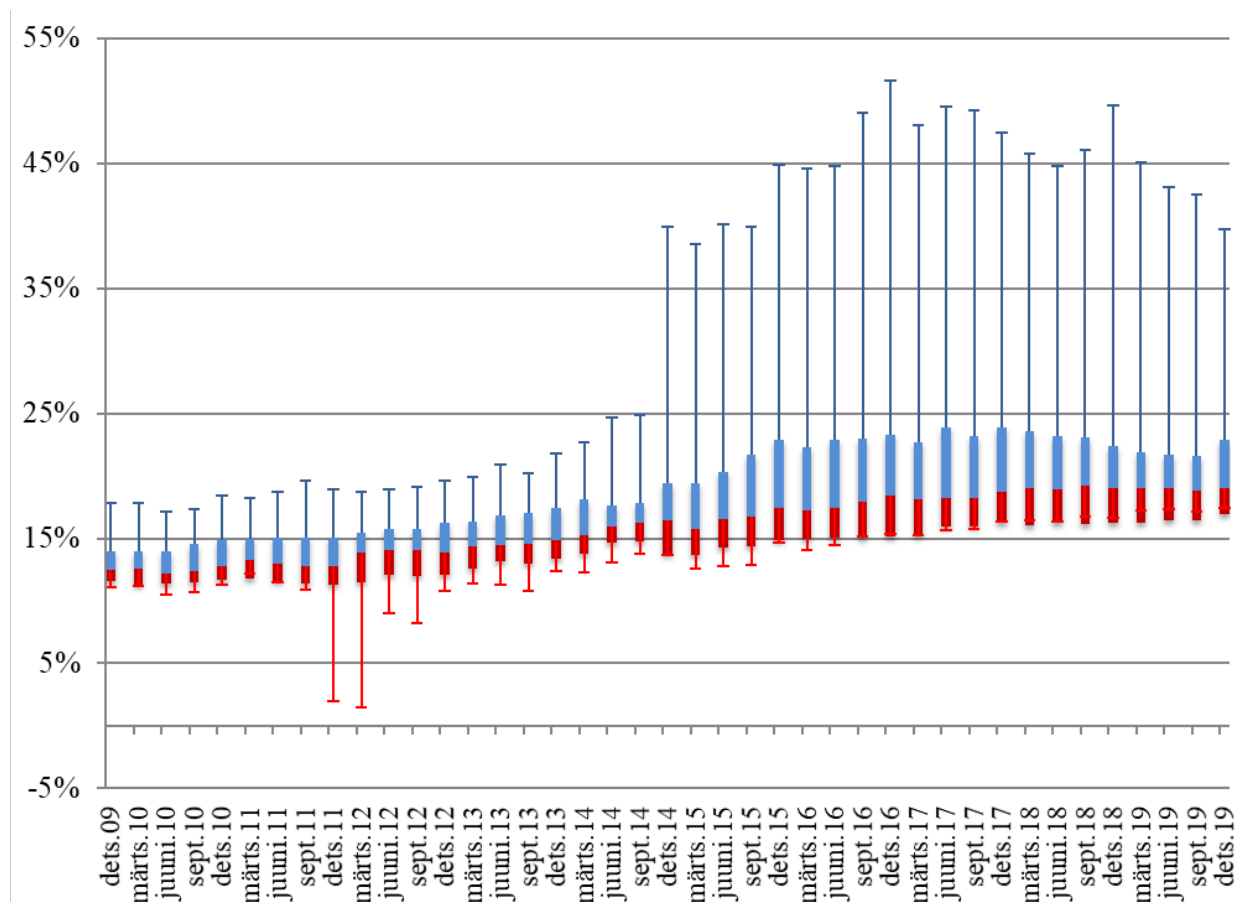
finantsasutused. (The European Banking...2020) Lisaks sellele võeti 2013. aastal vastu määrus, millega loodi ühtne järelevalvemehhanism (SSM – *Single Supervisory Mechanism*) (Purpose of the...2020). Selle kohaselt teostab Euroopa Keskpank otsest järelevalvet 117 süsteemselt olulise panga üle, mis moodustab Euroopa Liidu pangandussektorist 82% (Single supervisory...2020).

Alates 2007. aastast on Euroopa Liidu pangad viinud läbi olulisi muudatusi: rahastus tuleneb peamiselt ettevõtete ja jaeklientide hoiuste arvelt ning kapitalitase on tugevnenud (Report on Risks...2020). Alates 2012. aastast avalikustab EBA kaks korda aastas Euroopa panganduse riskihindamise aruandeid (*Risk Assessment Report*), kus kirjeldatakse peamiseid arenguid ja suundumusi Euroopa Liidu pangandussektoris ning antakse ülevaade peamiste riskide kohta (Risk Assessment November 2019...2020). Lisaks sellele avalikustatakse alates 2013. aastast kvartaalse sagedusega kokkuvõtlik riskihinnang Euroopa pankade kohta, mis täiendab riskihindamise aruannet tuues välja peamised muutused riskinäitajates (Risk Dashboard...2020). Antud aruannetes ja riskihinnangutes käsitletakse nii pankade kapitaliseeritust, varade kvaliteeti kui ka likviidsust ja operatsiooniriski.

2012. aastal tõi Euroopa Pangandusjärelevalve välja, et pangandussektor on haavatavas seisundis, arvestades varade kvaliteeti ning võimalikke majandusšokke. (Report on Risks...2020) Kui varasemalt on pangandussektoris riskide hindamise rõhk olnud pigem varade kvaliteedil ning krediidiriskil (Report on Risks...2020), siis 2019. aastal on lisaks sellele toodud välja ka operatsioonirisk, mida mõjutab tehnoloogia kiire areng, digitaliseerumine ning kasvavad rahapesu ja terrorismi rahastamise juhtumid (Risk Assessment November 2019...2020). Tehnoloogia areng ja küberrünnakud on väljakutseks IT-süsteemide haldamise ja andmekaitse osas ning rahapesu ja terrorismi rahastamise juhtumid toovad endaga kaasa suuri juriidilisi ja maineriske (Ibid).

Euroopa pankade kapitaliseeritus ehk kapitali osakaal koguvaradest on aastast 2009 olnud pidevas tõusutrendis. Ühelt poolt on see seotud uute regulatsioonide ning nõuetega pankade kapitaliseerituse osas, kuid teisalt hoiavad pangad peale viimast kriisi teadlikumalt piisavaid kapitalipuhvreid, mis võimaldaksid uue kriisi korral katta tekkivad kahjud. 2009. aasta lõpu seisuga oli Euroopa pankade kaalutud keskmine kapitali tase 13,0% ning 2019. aasta neljanda kvartali lõpu seisuga on see tase 19,3% juures. Joonisel 1 on välja toodud Euroopa pankade kapitaliseerituse tasemed ja antud näitaja hajuvus ehk kvartiilid ja 5% ning 95% protsentiilid – punane tulp joonisel tähistab kapitaliseerituse näitaja teist kvartiili, mis langeb kokku ka mediaaniga, sinine tulp tähistab kolmandat ehk ülemist kvartiili. Joonisel olevad jooned tähistavad

vastavalt 5% ja 95% protsentiile. Detsembrist 2014 kasvas 95% protsentiil järsult, kuid see tulenes raporteerimise muutmisest, nimelt kuni septembrini 2014 koguti andmeid 51-56 Euroopa panga kohta, kuid alates detsembrist 2014 on kajastatud andmeid keskmiselt 152 Euroopa panga kohta.

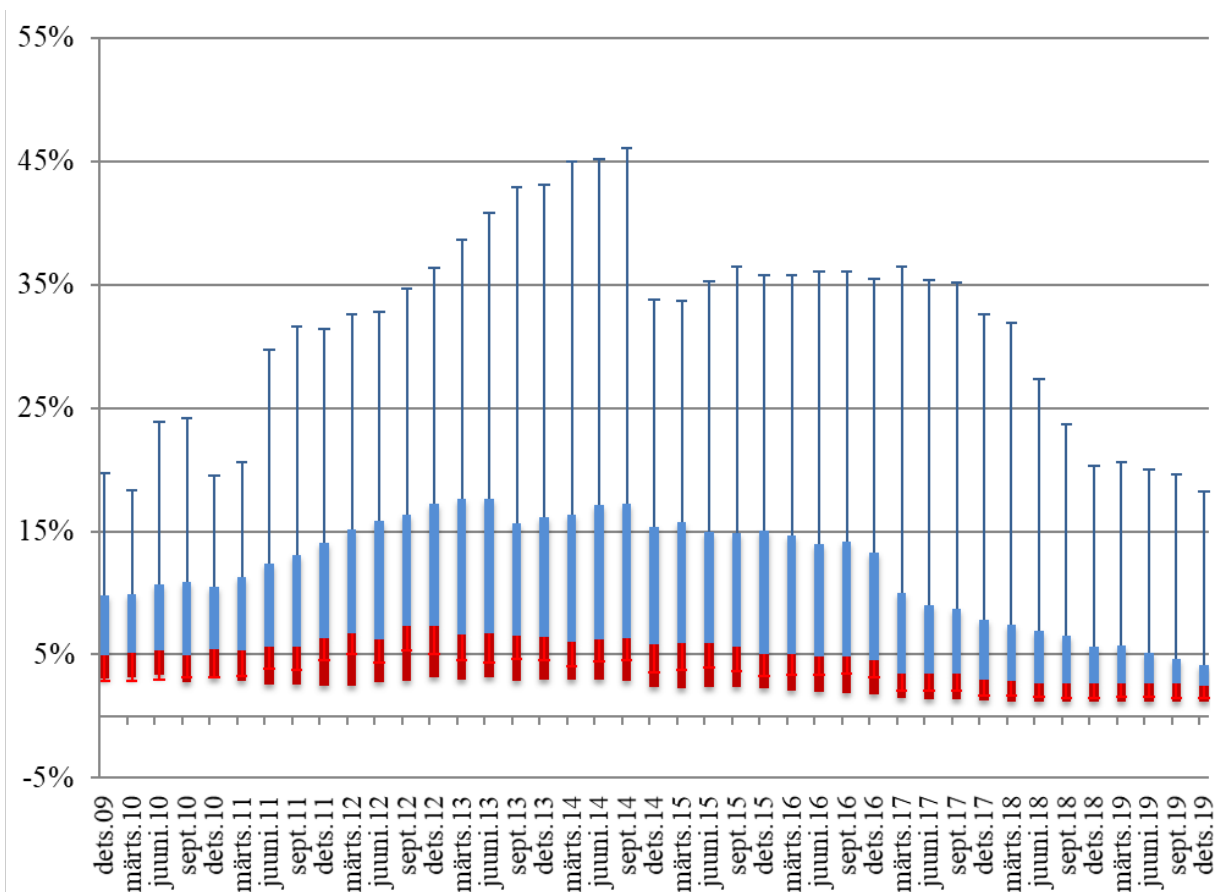


Joonis 1. Euroopa pankade kapitaliseeritus perioodil 2009-2019

Allikas: autori koostatud EBA Risk Dashboard andmete põhjal

Mittetöötavate laenude osakaal kogulaenuportfellig kirjeldab panga krediidiriskiisu ning taset. Kõrge mittetöötavate laenude osakaal (NPL – *Non-performing loans*) pankade bilansis avaldab negatiivset mõju majandusele ning nende vähendamine on kasulik nii mikro- kui ka makromajanduslikul tasandil (Guidance to banks...2020). Mikromajanduslikul tasemel on kõrge mittetöötavate laenude osakaal seotud madalama kasumlikkuse ja efektiivsusega, makrotasemel mõjutab see majanduskasvu, kuna pankade kapital on kinni mittetöötava portfelli all ja selle arvelt väheneb raha laenamine reaalmajandusse. Lisaks mõjutab kõrge NPL tase negatiivselt pangandussektori vastupidavust šokkidele ja suurendab seega süsteemset riski. (Guidelines on management...2020) Varade kvaliteedi jälgimine ning mittetöötava portfelli vähendamine on Euroopa Keskpanga üks peamisi prioriteete (Guidance to banks...2020).

Euroopa pankade kaalutud keskmine mittetöötavate laenude osakaal kogu laenuportfellist on viimase viie aasta jooksul langenud. Kõrgeim NPL tase saavutati 2013. aasta lõpus, kui see oli 6,8%. 2019. aasta neljanda kvartali seisuga on 128 Euroopa Liidu panga kaalutud keskmine mittetöötavate laenude tase 2,8%. Euroopa Pangandusjärelevalve suuniste “Suunised viivisnõuete ja makseraskuste tõttu restruktureeritud nõuete haldamise kohta” kohaselt on kõrge NPL tasemega pank, kus mittetöötavate laenude tase kogu laenuportfellist ületab 5% ning neile rakendatakse karmimad nõuded (Guidance to banks...2020). Sarnaselt kapitaliseeritust kajastava joonisega on ka mittetöötavate laenude taseme 95% protsentiil muutunud alates 2014. aasta detsembrist, millest alates on kogutud andmeid keskmiselt 128 panga kohta, kui varasemalt olid andmed kajastatud vaid 45-55 Euroopa panga kohta (vt Joonis 2). Joonisel 2 kajastatud mittetöötavate laenude taseme langus alates 2014. aastast on seega seotud nii majanduse parema olukorra ja pankade ning järelevalvete pingutustega kui ka pankade lisandumisega valimisse.

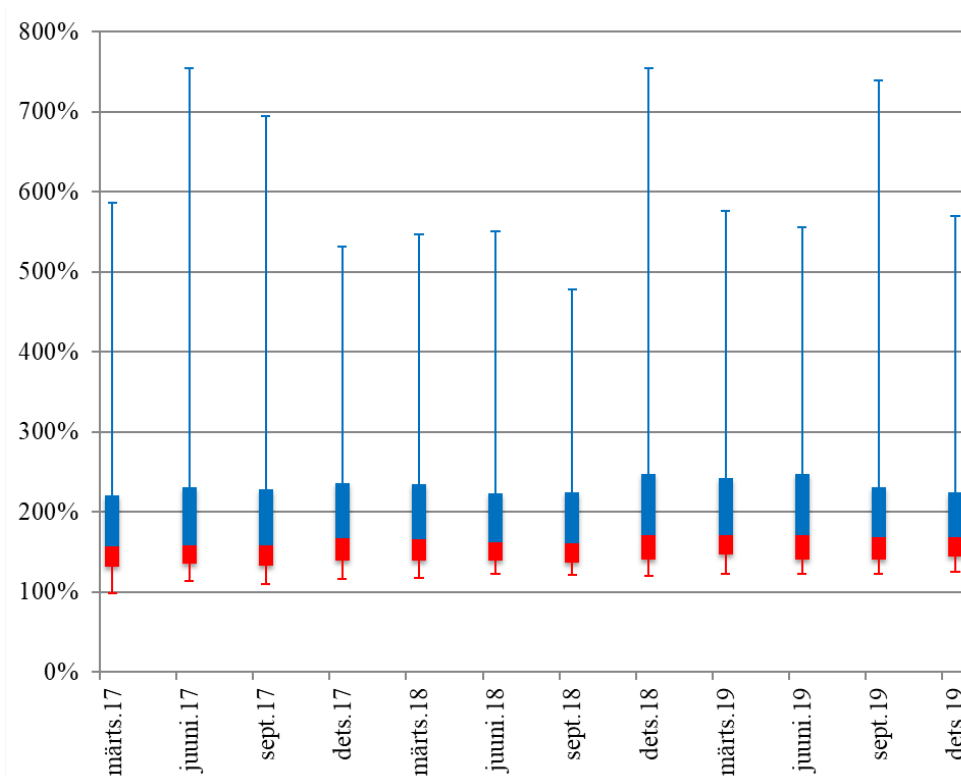


Joonis 2. Euroopa pankade mittetöötavate laenude tase perioodil 2009-2019

Allikas: autori koostatud EBA Risk Dashboard andmete põhjal

Lisaks kapitaliseeritusele ning varade kvaliteedile on panganduses oluliseks riskinäitajaks ka likviidsus. Enne eelmist finantskriisi oli odav rahastus pankadele lihtsasti kättesaadav, kuid turutingimuste järsk muutus näitas pankade likviidsuse juhtimise ebapädevust ning likviidsuse puudumine nõudis keskpankade sekkumist rahaturgudele ja üksikute asutuste toimimise toetamist (Basel III: The Liquidity...2020).

Basel III raamistikuga kasutusele võetud likviidsuskordaja (LCR – *liquidity coverage ratio*) jälgimine parandab finantssektori võimet hakkama saada majandusšokkidega ning vähendab seeläbi pangandusest reaalmajandusse ülekandumise riski (Ibid). Joonisel 3 on välja toodud 152 Euroopa panga likviidsuskordaja areng perioodil 2016-2019.



Joonis 3. Euroopa pankade likviidsuskordaja tase perioodil 2016-2019

Allikas: autori koostatud EBA Risk Dashboard andmete põhjal

2016. aastal ületasid kõrgelt likviidsed varad panga raha väljavoogu keskmiselt 1,4 korda ning 2019. aasta detsembri seisuga on LCR näitaja keskmiselt 150%. Kui likviidsuskordaja keskmine tase on viimase 3 aasta jooksul olnud suhteliselt stabiilne, siis 95% protsentiil on vastavalt kvartalile suuresti kõikunud.

1.2. Stressitestimine

Üheks viisiks, kuidas nii järelevalveasutused kui ka pangad ise riske monitoorivad, haldavad ja maandavad, on stressitestide läbiviimine. Stressitesti defineeritakse kui tehnikate või meetodite kogumit, mida kasutavad nii krediidi- kui ka järelevalveasutused finantssüsteemi seisundi objektiivseks hindamiseks, testides pangandussüsteemi maksevõimet ning likviidsust (Montes, Artigas 2012). Stressitestide eesmärgiks ei ole prognoosida pankade bilansi muutusi stressiolukorras (Gutierrez, Riebl 2018), vaid pigem tuvastada võimalikud kitsaskohad ning hinnata nende kvantitatiivset mõju konkreetsele asutusele või finantssüsteemile tervikuna (Montes, Artigas 2012). Aja jooksul on tõestatud, et stressitestide läbiviimine suurendab üldsuse usaldust turu vastu ning tugevdab pankade riskijuhtimise raamistikku (Kolari et al 2019).

Stressitendid kujutavad endast tavaliselt kas sensitiivsus – või stsenaariumanalüüsi. Sensitiivsusanalüüsi puhul kvantifitseeritakse teatud näitajate, näiteks intresside kõikumise või inimeste maksekäitumise mõju ning stsenaariumanalüüsi puhul mõõdetakse majandusšoki mõju panga bilansile. (Schuermann 2014)

Makromajanduslike šokkide ja stsenaariumide mõju hindamisel on kaks peamist lähenemisviisi: alt-üles (*bottom-up*) lähenemisviis, kus mõju hindamiseks kasutatakse andmeid üksikute portfelli kohta, ja ülalt-alla (*top-down*) lähenemisviis, kus hinnatakse mõju, kasutades koondandmed (Cihák 2007). Algselt tehti stressiteste vaid individuaalsetele pankadele testimaks nende vastupidavust ja kitsaskohti. Aja jooksul on need arenenud kogu sektorit hõlmavateks testideks, et mõõta finantsstabiilsust ja stressiolukorra mõju majandusele tervikuna. Mikrojärelevalveliste stressitestide keskmes on üksikute krediidiasutuste toimetulek (Kolari et al 2019). Alt-üles stressitestides hindavad pangad oma individuaalset maksevõimet ja vastupidavust. Järelevalveasutused kasutavad alt-üles stressiteste lisameetmena hindamaks turu-, krediidi- ja likviidsusriski. (Montes, Artigas 2012) Makrotasandil on stressitesti eesmärgiks tuvastada kogu sektori ohustavaid tegureid. (Kolari et al 2019) Makrojärelevalvelised stressitendid on alates 2008. aasta finantskriisist muutunud regulaatorite jaoks standartseteks vahenditeks, mida kasutatakse finantssüsteemide vastupidavuse hindamiseks. Nende peamiseks eesmärgiks on aidata kaasa regulatsioonide uuendamisele, et hoida ära võimalike kahjude ülekandumine reaalmajandusse. Keskendutakse finantsinstitutsioonide kogumile, mis koosmõjus võivad tekitada süsteemset riski (Acharya et al 2014) hinnates makromajandusliku stsenaariumi mõju pankade kasumlikkusele ja kapitaliseeritusele (Petrella, Resti 2013).

Ülalt-alla stressitestide peamiseks puuduseks on koondandmete kasutamine, mille tõttu võib jääda tähelepanuta asutusesisene riskipositsioonide kontsentratsioon ja seosed asutuste vahel ehk mõne nõrgema krediitiasutuse ebaõnnestumine stressitestis ei võta arvesse selle võimalikku ülekandumist teistele asutustele. Alt-üles stressitest arvestab selle puudusega teoorias, kuid andmete kvaliteet ja ebapiisavus ning arvutamise keerukus võivad seda takistada. (Cihák 2007) Erinevad stressitestid – pankade enda läbi viidud, mikrojärelevalvelised ehk alt-üles või makrojärelevalvelised ehk ülalt-alla aitavad ennetada ja toime tulla ebasoodsate turutingimustega ning luua varajasi hoiatussüsteeme nende avastamiseks (Montes, Artigas 2012).

Erinevates jurisdiktsioonides on kasutusel kindlad ning mingil määral erinevate metoodikatega stressitestimise raamistikud. Alates 2009. aastast on USA föderaalreserv rakendanud järelevalve kapitali hindamise programmi (SCAP - *Supervisory Capital Assessment Program*), mille käigus tuvastatakse suurte finantsasutuste kapitali piisavus majanduslanguse – või šoki olukorras (Kolari et al 2019). Euroopa Liidus andis 2009. aastal Majandus – ja rahandusküsimuste nõukogu (ECOFIN – *Economic and Financial Affairs Council*) CEBS-ile mandaadi läbi viia koostöös Euroopa Komisjoni ja Euroopa Keskpangaga stressitest, mis tugineks ühtsetele stsenaariumitele ja suunistele (CEBS press...2020). Alates 2011. aastast viib üle-euroopalisi stressiteste läbi EBA. Kui USA stressitestides kasutatakse ülalt-alla lähenemisviisi, mille abil hinnatakse makromajanduslike šokkide mõju pankade finantsseisundile, siis EBA poolt läbi viidavad stressitestid põhinevad alt-üles lähenemisviisile (Kolari et al 2019). Järgnevas peatükis on lähemalt käsitletud Euroopa Pangandusjärelevalve poolt läbi viidud stressiteste.

1.3. Euroopa Pangandusjärelevalve stressitestid

Euroopa Pangandusjärelevalve üks kohustusi on tagada finantsturgude toimimine ja stabiilsus Euroopa Liidus ning tuvastada potentsiaalsed riskid ja nõrkused süsteemis. Kogu Euroopa Liitu hõlmav stressitest on peamine järelevalveline vahend, kuidas täita etteantud kohustust. Hinnatakse nii üldist süsteemset riski kui ka krediitiasutuste vastupidavust ebasoodsate turutingimuste olukorras. Üle-euroopalised stressitestid viiakse läbi alt-üles meetodil, kasutades koostöös Euroopa Süsteemsete Riskide Nõukogu (ESRB – *European Systemic Risk Board*), Euroopa Komisjoni ning Euroopa Keskpangaga välja töötatud stsenaariume ja peamisi eeldusi. (EU-wide stress...2020)

EBA on stressiteste läbi viinud aastatel 2009, 2010, 2011, 2014, 2016 ning 2018. Järgmine stressitest pidi algse ajakava kohaselt toimuma aastal 2020, kuid seoses COVID-19 globaalse levikuga avalikustas 19.03.2020 seisuga Euroopa Pangandusjärelevale, et üle-euroopaline stressitest lükatakse edasi 2021. aastasse. See võimaldab vähendada pankade koormust antud majanduslikus olukorras. (EU-wide stress...2020)

Euroopa Pangandusjärelevale stressitest on alt-üles põhimõttega stressitest, kus osalevad Euroopa suurimad pangad kõrgeimal konsolideeritud tasemel. Testitakse pankade vastupidavust kindlas majanduslanguse olukorras ning baas – ja stressistsenaariumite mõju pankade finants – ja kapitalinäitajatele kolme aasta jooksul. EBA poolt on määratletud ühtne metoodika stressitesti jaoks, mis piirab pankade prognoose, kuid šokkide mõju kapitalile ja riskipositsioonidele projekteerivad pangad ise, kasutades oma sisemudeleid. (Gutierrez, Riebl 2018) EBA stressitest põhineb staatilise bilansi eeldusel ning panga ärimudel ja geograafiline ulatus stressitesti ajaperioodi vältel ei muudu - see võimaldab panku omavahel paremini võrrelda. EBA stressitesti tulemused avalikustatakse nii riigi – kui ka pangapõhiselt, mis suurendab läbipaistvust sektoris ning võimaldab väljundite edasist analüüsi nii individuaalsel kui ka agregeeritud tasandil. (Ibid)

Antud magistritöös ei käsitleta 2009. aasta stressitesti, sest kõnealuse stressitesti tulemused avaldati koondatud kujul ehk riigi- ega ka pangapõhiseid tulemeid ei avaldatud. 2009. aasta test põhines 2008. aasta lõpu andmetel ning valimisse kuulus 22 suurimat Euroopa krediidasutust, mis moodustasid konsolideeritud tasemel ca 60% Euroopa Liidu pangandussektori koguvaradest (CEBS press...2020). Kui Baseli miinimumnõue oli 4%, siis baasstsenaariumi kohaselt jäi pankade esimese taseme omavahendite kapitali suhtarv üle 9%. Stressistsenaariumi korral jäi valimisse kuuluvate pankade CET1 tase agregeeritult 8% juurde ning ühegi panga puhul ei langenud see alla 6% (Ibid). Tabel 1 võtab kokku 2010-2018 teostatud ning algselt planeeritud 2020. aasta stressitestide erinevused. Agregeeritud tasemel on 2018. aasta stressitesti lähtepunktiks olev kapitalitase märkimisväärselt kõrgem kui 2010. aastal, mis näitab pankade paremat kapitaliseeritust ning seeläbi paranenud vastupanuvõimet šokkidele (2018 EU-Wide...2020).

Tabel 1. 2010-2020 läbi viidud stressitestide võrdlus

	2010	2011	2014	2016	2018	2020
EL kaetus	65,0%	65,0%	70,0%	70,0%	70,0%	70,0%
Osalenud pangad	91	90	123	51	48	-
Läbikukkunud pankade osakaal	7,7%	8,9%*	19,5%	-	-	-
Künnis/Lävend	6,0%	5,0%	5,5%	-	-	-
Kaalutud keskmine kapitali tase T ₀	10,3%	8,9%	11,1%	13,2%	14,0%	-
Kaalutud keskmine kapitali tase T ₁	9,2%	7,7%	8,5%	9,3%	10,1%	-
Kapitali langus	1,1%	1,2%	2,6%	3,9%	3,9%	-
Omavahendi usaldusnormatiiv	Tier 1	Tier 1	CET1	CET1	CET1	CET1
Ajaperiood	2 aastat	2 aastat	3 aastat	3 aastat	3 aastat	3 aastat

*Ilma erakordse kapitali kaasamiseta oleks läbi kukkunud pankade osakaal olnud 22,2%

Allikas: autori koostatud Euroopa Pangandusjärelevalve poolt avaldatud stressitestide raportite põhjal

2010. aasta stressitestis osales 91 Euroopa panka. Kõigist Euroopa Liidu liikmesriikidest osalesid suurimate koguarude pangad nii, et vähemalt 50% antud liikmesriigi pangandussektorist olid kaetud EBA stressitestiga. Kuna stressitest viidi läbi kõrgeimal konsolideeritud tasemel, siis hõlmas stressitest ka neid Euroopa Liidu pankade tütarettevõtteid ja filiaale, mis asusid teistes liikmesriikides ja väljaspool Euroopat. Testis osalenud 91 panka moodustasid 65% Euroopa pangandussektorist. Antud stressitest oli suunatud peamiselt krediidi - ja tururiskile, keskenduti kapitali adekvaatsusele ning likviidsust ei stressitud. Test viidi läbi 2009. aasta lõpu finantsnäitajate alusel ning prognoosid tehti kaheks aastaks – 2010 ja 2011. (Aggregate outcome...2020)

2011. aasta stressitestis osales 90 panka ning sarnaselt 2010. aasta testile oli EL pangandussektori kaetus 65%. Aluseks on võetud 2010. aasta lõpu finantsnäitajad ning stressitesti prognoositav periood on kaks aastat ehk 2012. aasta lõpuni. 2010. aasta lõpu seisuga oli agregeeritud tasemel testis osalenud pankade esimese taseme omavahendite suhtarv 8,9%, sh 160 miljardi euro suurune toetus riikide valitsustelt toetamiseks pankade finantsseisu. Võrreldes eelneva aastaga muudeti stressitestist läbi kukkumise lävendit 6% pealt 5%-le. Arvestades 2010. aasta lõpu finantsandmeid, kukkus antud stressitestis läbi 20 panka 90-st. EBA andis loa 2011. aasta esimese nelja kuu jooksul

kaasata pankadel kapitali, et oma positsiooni tugevdada, mille tulemusena kaasasid pangad 50 miljardi euro ulatuses kapitali. Kui võtta arvesse kaasatud kapitali, kukkus antud stressitestis läbi 8 panka. (2011 EU-Wide...2020)

2014. aastal läbi viidud stressitest hõlmas 123 panka 22-st Euroopa Liidu riigist ning Norrast. Stressitest kattis 70% kogu EL pangandussektori koguvaradest. Stressitesti viis läbi Euroopa Pangandusjärelevalve koostöös Euroopa Keskpanga ja Euroopa Süsteemsete Riskide Nõukoguga, kes vastutasid makromajanduslike stsenaariumite eelduste eest. Kui 2010. ja 2011. aasta stressitestides oli vaadeldavaks omavahendi usaldusnormatiiviks Tier 1 kapitali suhtarv, siis alates 2014. aastast vaadeldi tulenevalt kehtima hakanud kapitalinõuete direktiivist (CRD IV) ja kapitalinõuete määrusest (CRR) esmase taseme põhiomavahendite ehk CET1 (*Common Equity Tier 1*) muutu. 2014. aasta stressitesti stressistsenaariumi CET1 künniseks oli 5,5%. 2013. aasta lõpu andmetele tuginedes oli osalenud pankade kaalutud keskmine CET1 tase 11,5%, kuid see langes 11,1%-le peale läbi viidud varade kvaliteedi kontrolli (*AQR – asset quality review*). Stressitestis kukkus läbi 24 panka, mille CET1 tase kukkus alla 5,5%. Kui arvestada 2014. aastal kaasatud kapitali, vähenes läbi kukkunud pankade arv 14-ni. (Results of 2014...2020)

Võrreldes 2011. aasta stressitestiga, viidi läbi mitmeid muudatusi (*Ibid*):

- Stressitesti meetodika vaadati üle ning selle tulemusena määrati pankade arvutuskäikudele rangemad kitsendused
- Harjutus seoti varade kvaliteedi kontrolliga (AQR), et tagada andmete õigsus ja parem võrreldavus
- Pädevad asutused võtsid vastutuse kvaliteedi tagamise protsessi eest
- Ajahorisont pikendati kahelt aastalt kolmele aastale
- Seoses CRR ja CRD IV rakendamisega tõsteti stressitesti künnist 5,5%-le.

EBA stressitestis osales 2016. aastal 51 Euroopa Liidu panka, mille varad moodustasid ligikaudu 70% euroala pangandussektori koguvaradest. 2016. aasta harjutuse lähtepunktiks olevate andmete alusel oli kaalutud keskmine CET1 tase 13,2%. (2016 EU-Wide...2020) Stressistsenaariumis vähenes kapitali suhtarv keskmiselt 3,9% võrra, mis on 1,3% võrra rohkem kui eelnevas harjutuses, kuid see tuleneb peamiselt muudetud ja rangemast meetodikast ja negatiivsemast stressistsenaariumist. Alates 2016. aastast ei klassifitseerita panku enam testis läbikukkunuteks või stressitesti läbinuteks ning harjutuse tulemusi kasutatakse sisendina kapitalinõude määramisel

järelevalvealase läbivaatamise ja hindamise protsessis (SREP - *Supervisory Review and Evaluation Process*). (Stress test shows...2020)

2018. aastal Euroopa Liidus läbi viidud stressitesti eesmärk oli anda sisend järelevalvealase läbivaatamise ja hindamise protsessi ning tõsta läbipaistvust ja võrreldavust turul läbi detailsete pangapõhiste andmete avalikustamise. Harjutuse aluseks on andmed seisuga 31.12.2017 ning see katab 3-aastast perioodi. 2018. aasta harjutuses osales 48 panka 15-st Euroopa Liidu liikmesriigist ja Euroopa Majanduspiirkonnast. (2018 EU-Wide...2020)

Suurim erinevus võrreldes varasemate aastatega tulenes rahvusvahelise finantsaruandlusstandardi IFRS 9 rakendamisest, millega kaasnesid muudatused pankade laenuprovisjonide arvutamises ja oodatava krediitkahju mudelites (*Ibid*). IFRS 9 kohaselt jaotatakse finantsvarad kvaliteedi järgi 3 klassi: esimeses klassis olevatele varadele tuleb arvutada 12-kuu krediitkahju ning teise ja kolmanda klassi jaoks eluaja krediitkahju (Novotny-Farkas 2016). Stressitesti raames pidid pangad esitama 31.12.2017 seisuga oma tegelikud finantsandmed ning IFRS 9 raames korrigeeritud näitajad. IFRS 9 mõju pankade CET1 näitajale oli -0,2%. Stressitesti mõju kapitalile erines pankade lõikes märgatavalt – minimaalne langus oli 0,3% ning maksimaalne 7,7%. (2018 EU-Wide...)

Sarnaselt varasemale, oleks ka 2020 stressitesti eesmärgiks anda sisend SREP-i kapitalinõudesse. 2020. aastal toimuma pidanud stressitest oleks katnud 70% Euroopa Liidu pangandussektorist ning hõlmanud 3-aastast perioodi. Harjutuse keskmes oleks olnud riskitegurite mõju hindamine ning pangad pidanuks stressima nii krediidi,- turu – kui ka operatsiooniriski. Krediidiriski käsitus pidanuks jääma 2018. aasta stressitestiga sarnaseks, tehnilised muudatused meetodikas puudutanuks peamiselt neto intressitulude käsitlust.. (2020 EU-Wide...2020)

22. jaanuaril 2020 avalikustas EBA arutelu paberi stressitestide tuleviku osas. Alates 2011. aastast on üle-euroopalise stressitesti üldine raamistik püsinud sarnane ja kuigi metodoloogiat on iga kord asjakohastatud, ei ole fundamentaalseid muudatusi tehtud. Senise raamistiku heade külgedena tuuakse välja alt-üles lähenemist. Taoline lähenemisviis hõlmab pankasid tulemusteni jõudmise protsessi ja seeläbi on abiks ka nende riskijuhtimise raamistike välja töötamisel. Alt-üles lähenemine on olnud kasulik, sest pangad on seetõttu arendanud ja täiustanud oma riskimudeleid ning järelevalveasutused on samuti paremini mõistnud pankade sisemudelite toimimist ja prognoose. Teine positiivne külg on see, et antud stressitest katab ära keskmiselt 70% Euroopa

pangandussüsteemist ning annab seeläbi hea ülevaate Euroopa panganduse seisukorrast. (EBA consults...2020)

Vaatamata mitmele heale küljele, on leitud ka negatiivseid aspekte seni toiminud raamistiku osas. Esiteks on ebaselged stressitesti eesmärgid ning nende rakendamine – vastuollu läheb tulemite kasutamine iga panga SREP-i sisendina ning makromajandusliku tasandi eesmärk hinnata süsteemseid riske. Teiseks, võrreldes teiste rahvusvaheliste raamistikega (Ameerika Ühendriigid ja Ühendkuningriik), ei ole EBA stressitest integreeritud suurel määral igapäevasesse järelevalveprotsessi. Lisaks tuuakse puudustena veel välja mõnele riskile metodoloogia kohaselt piirangute rakendamist, kuigi panga-siseselt suudetakse neid riske paremini prognoosida ning stressitesti harjutuse äärmist ressursimahukust kõikide osapoolte jaoks. (Ibid)

Kavandamisel on uus raamistik, mille eesmärgiks oleks säilitada võrreldavust ning konservatiivsust, võimaldades samal ajal suuremat paindlikkust tuvastamaks üksikule pangale iseloomulikke riske. Uue raamistiku kohaselt jaotatakse stressitest kaheks osaks: järelevalve poolt tehtav osa ning panga enda poolt tehtav osa. Järelevalveasutuse poolt tehtava osa tulem on sisendiks SREP-i kapitalinõudesse ning panga enda poolt läbi viidav osa võimaldab pankadel antud riskianalüüsi sisemiselt arvesse võtta. Osade võrreldavuse tagamiseks kasutatakse ühiseid lähtekohti ning stsenaariume. (Ibid)

Käesolevas magistritöös keskendutakse 2010., 2011., 2014., 2016. ja 2018. aasta Euroopa Pangandusjärelevalve stressitestidele ning analüüsitakse nende tulemusi.

1.4. Varasemad empiirilised uurimused

Eelnevalt on erinevate stressitestide teemal tehtud mitmeid analüüse ja uurimusi. Foglia (2008) ja Baudino et al (2018) annavad ülevaate erinevate jurisdiktsioonide ja järelevalvete tehtavatest stressitestidest. Foglia (2008) artiklis analüüsitakse erinevaid metodoloogilisi aspekte, et parendada seniseid kasutusel olevaid makro stressiteste ning keskendutakse valitud keskpankade krediidiriski stressitestide erinevatele kvantitatiivsetele meetoditele ja analüüsitakse, kuidas seotakse makromajanduslikud näitajad pangaspetsiifiliste krediidiriski mõõdikutega. Makro stressitestides on kõige olulisemal kohal mudeli väljatöötamise etapp – mudelis kasutatavatel näitajatel peaks olema minimaalne korrelatsioon ning need peaksid olema statistiliselt olulised

(Foglia 2008). Stressitestide pidev ülevaatamine ja meetodikate muutmine on oluline, et arvestada pankade enda sisemudelite muudatustega (Baudino et al 2018).

Üle-euroopalist stressitesti ja selle tulemeid on uurimustes käsitlenud Gambetta et al (2019), Lazzari et al (2017), Petrella, Resti (2013), Van Roy et al (2018), Kolari et al (2019), Dissem, Lobež (2020), Acharya et al (2014), Lim (2015), Luo ja Ran (2019), Constâncio (2016), Cardinali ja Nordmarki (2011), Georgescu et al (2017), Alves et al (2015) ja Goldstein (2014). Üldiste teemadena on käsitletud kapitali langust stressiolukorras, stressitesti tulemuste prognoosimist ning turgude käitumist stressitesti tulemitele. Erinevad autorid on leidnud seoseid finantsnäitajate ning stressitesti tulemusena saadud kapitali languse vahel, samuti on varasemad uuringud kinnitanud, et EBA stressitesti tulemuste avalikustamisel on olnud mõju turu käitumisele ning aktsia hindadele. Teisest küljest on ka kritiseeritud EBA poolt läbi viidavat stressitesti, selle meetodikat ning kasutatavaid sisendeid.

Kolari et al (2019) töötasid oma uurimuses välja varajase hoiatussüsteemi ennustamiseks, kas pangad läbivad üle-euroopalised stressitestid. Uurimus viidi läbi 2010, 2011 ja 2014. aastate stressitestide põhjal. 2010, 2011 ning 2014. aastate stressitestides oli määratletud künnis, mille alusel pank kas läbis või ei läbinud stressitesti. Testi läbimise või ebaõnnestumise peamiseks mõjuriteks olid kasumlikkusega seotud finantssuhtarvud, mittetöötavad laenud ning makromajanduslikest näitajatest töötuse määr ja riigivõlg antud panga koduriigis (Kolari et al 2019). Lim (2015) kohaselt on Hispaania pankade näitel kõrgema omakapitali tootlusega pankadel väiksem võimalus stressitestil läbi kukkuda.

Lazzari et al (2017) käsitlesid oma artiklis nii kapitalilangusega seotud pangaspetsiifilisi näitajaid kui ka turu võimalikku reageerimist testide tulemile. Uurimuses kasutati kahte regressioonimudelit, et mõõta ja võrrelda Euroopa Keskpanga poolt tehtud AQR-i ja stressitesti kapitalilanguse varieeruvust. Selgitavateks muutujateks olid erinevad raamatupidamislikud, regulatiivsed ja riikidepõhised muutujad. Uurimusest selgus, et finantsvõimendusel ja mittetöötavate laenude tasemel oli positiivne seos nii AQR-st kui ka stressitestist tingitud kapitali langusega. Panga suurus seletas kapitali langust AQR raames, kuid mitte stressitesti puhul. Lazzari et al (2017) jõudsid järeldusele, et riskipõhiste näitajate alusel on võimalik ennustada AQR ning stressitesti tulemusi. Lisaks sellele osutus uurimuse kohaselt järelevalveliste harjutuste tulemuste teatavaks tegemine väärtuslikuks turu jaoks, sest see võimaldas turul mõista järelevalveasutuste teostatavat poliitikat ning seeläbi regulatiivset kohustust ja kulusid pankadele.

Investorite käitumine on olnud mõjutatud testi tulemustest (Georgescu et al 2017) ning lisaks avalikustatud ajaloolistele detailsetele finantsandmetele oli suur osatähtsus investorite käitumises ka just stressi stsenaariumis välja tulnud panga haavatavuses (Petrella, Resti 2013). Stressitestide tulemuste avalikustamine avaldas suuremat mõju riskantsemate finantsasutuste aktsiahindadele (Alves et al 2015). Samas tuleb välja Cardinali ja Nordmarki (2011) uurimusest, et 2010. aasta stressitesti tulemuste avaldamine oli finantsturgude jaoks suhteliselt väheoluline, kuid seevastu 2011. aasta testi metodoloogia avaldamine mõjutas finantsturgude käitumist.

EBA stressitestide osas on oldud ka kriitilised. Constâncio (2016) on välja toonud, et suurimad probleemid EBA poolt läbi viidavate stressitestide puhul on staatilise bilansi eeldus, mis ei sobi 3-aastase horisondi kajastamiseks; eeldus, et pangad ei reageeri stressiolukorrale majanduses ning pankade ja teiste majandussektorite vahelise suhtluse puudumine. Belgia pangandussektori näitel leiti, et 2010 ja 2011 EBA stressitesti mõju pankade Tier 1 tasemele varieerus oluliselt, olenevalt panga poolt kasutatud krediidiriski näitajatest ning andmete kvaliteedist (Van Roy et al 2018). Alates 2014. aastast on stressitesti meetodikas viidud läbi suuri muudatusi ning seda muudetud rangemaks, mis peaks antud kitsaskohti vähendama. Samuti on leitud, et järelevalvete poolt määratavad kapitalinõuded peaksid tuginema turupõhiste näitajatele ning mitte stressitestide tulemusel saadud kapitali puudujäägile (Dissem, Lobež 2020; Acharya et al 2014; Goldstein 2014). Lisaks sellele peaksid kapitalinõuded põhinema ka pankade suurusel ja finantsvõimendusel (Dissem, Lobež 2020).

Gambetta et al (2019) uurimuses analüüsiti seoseid pangapõhiste näitajate ja üle-euroopalise stressitesti tulemuste vahel, kus vaatluse all olid 2011, 2014 ning 2016. aastate stressitestid ja nende tulemid. Tänapäevaks on avalikustatud ka 2018. aasta EBA stressitesti tulemused, mida seni veel analüüsitud ja uurimustesse kaasatud ei ole. Gambetta et al (2019) põhines CAMELS reitingute süsteemile, mida kasutatakse pangandussektoris üle maailma. Pangad vajavad oma tulemuste, sh tugevuste ja nõrkuste hindamiseks kindlaid finantssuhtarve ja CAMELS-i mudel pakub selle jaoks vastavat hindamise viisi (Rostami 2015). CAMELS raamistik hõlmab kuut komponenti, milleks on kapitali adekvaatsus (C); varade kvaliteet (A); juhtimise efektiivsus (M); tulusus ja kasumlikkus (E); likviidsus (L) ja tururiski tundlikkus (S). Erinevad autorid on antud komponente käsitleanud erinevalt ja kindlalt defineeritud suhtarve ette ei ole antud. CAMELS süsteemile põhinevaid uurimusi on teinud ka Bhowmik, Tewari (2010) ning Rostami (2015). Gambetta et al (2019) uurimuses vaadeldi ja analüüsiti nimetatud reitingusüsteemi näitajate seost

makro stressitesti tulemusel saadud kapitali langusele. Artiklis oli regressioonmudelisse sõltuvaks muutujaks stressitesti mõju kapitalile ehk (stressiolukorras) prognoositud esimese taseme omavahendite suhte erinevus tegelikust esimese taseme omavahendite suhtarvust. Selgitavateks muutujateks olid:

- Kapitali adekvaatsus (C) – kapitali osakaal koguvaradest
- Varade kvaliteet (A) – naturaallogaritm moodustatud provisjonidest
- Juhtimise efektiivsus (M) – kulu-tulu suhe ning ettevõtte sotsiaalse vastutuse aruandluse kasutamine
- Tulusus ja kasumlikkus (E) – varade puhasrentaablus ja äritulude osakaal kogutulust
- Likviidsus (L) – naturaallogaritm laenuportfelliga ja likviidsetest varadest
- Tururiski tundlikkus (S) – intressikandvate kohustuste tase.

Uurimuse tulemusena selgus, et kõrgema varade puhasrentaabluse ning ärituluga pankadel langeb stressitesti tulemusena kapitalinäitaja vähemal määral. Efektiivsuse näitaja oli samuti mudelis statistiliselt oluline ja analüüsist selgus, et ootuspäraselt madalama efektiivsusega pankade puhul oli stressitesti mõju kapitalile suurem. Suurema laenuportfelliga pankadel langes stressitesti raames kapitali suhtarv vähem kui väiksema laenuportfelliga pankadel. Üldiselt näitasid uurimuse tulemused, et üle-euroopalise stressitesti raames langevad enim ebaefektiivsete, madala kasumlikkuse ja väikeste laenuportfellidega pankade kapitali tasemed. Teisest küljest aga erinesid kapitali langusele mõjuvad pangaspetsiifilised näitajad uurimuse all olnud kolme stressitesti lõikes. (Gambetta et al 2019)

Mikromajanduslike tegurite mõju stressitestist tingitud kapitalile on uurinud ka Luo ja Ran (2019). Eesmärgiks oli hinnata, kas mõnel pangaspetsiifilisel teguril on oluline roll mõjutamaks esimese taseme omavahendite erinevust panga raamatupidamisliku ja stressitesti negatiivse stsenaariumi kapitali vahel. Leiti, et mittetöötavate laenude suhtel oli positiivne seos kapitali langusega ning panga suuruse ja kapitali languse vahel oli negatiivne seos.

Seega Euroopa pankade riskiprofiili ning stressitesti tulemuste osas on enim vaadeldud ja uuritud kapitali langust EBA stressitesti kontekstis, stressitesti tulemuste prognoosimist ning turgude käitumist stressitesti tulemitel. Gambetta et al (2019) on uurinud seoseid pangapõhiste näitajate ja stressitesti tulemuste vahel, kuid uurimusse olid kaasatud vaid 2011., 2014. ning 2016. aastate stressitestid ja nende tulemid. Antud magistritöö käsitleb sarnaselt Gambetta et al (2019)

uurimusele krediidasutuste riskinäitajaid ning stressitesti tulemusi, kuid lisaks on kaasatud ka 2010. aasta ja 2018. aasta EBA stressitestide tulemused.

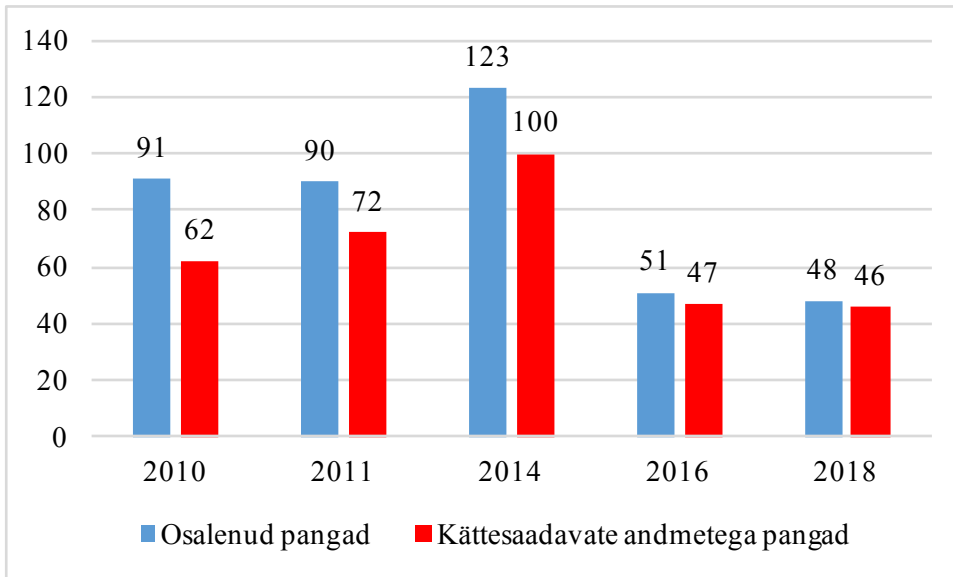
2. ANDMED JA METOODIKA

2.1. Andmed ja valim

Magistritöös kasutatavad andmed pärinevad EBA kodulehel avalikustatud stressitestide tulemustest, Thomson Reuters Eikon andmebaasist ning avalikest pankade majandusaasta aruannetest. Uurimuse fookuses on 2010., 2011., 2014., 2016. ning 2018. aasta stressitestid ehk 5 erinevat stressitesti. Kokku osales mainitud stressitestides 153 panka 22 erinevast riigist, mis andis kokku 403 unikaalset vaatlust.

Aastal 2010 osales stressitestis 91 panka, aastal 2011 90, 2014. aasta stressitestis, mis oli mõjutatud Euroopas läbi viidud varade kvaliteedi kontrollist (AQR), osales rekordiliselt 123 panka. Alates 2016. aasta stressitestist on osalenud pankade arv vähenenud rohkem kui poole võrra. Võttes lähtepunktiks 2010. aasta stressitesti, on 91 pangast kõikides järgnevates stressitestides osalenud vaid 36 panka.

EBA kodulehel puudub terviklik agregeeritud andmebaas stressitestide tulemuste kohta, avalikustatud on iga stressitesti tulemused eraldi. Alates 2011. aastast on tulemused kättesaadavad Exceli faili kujul ning neis sisalduvad andmed testitud pankade kapitali tasemete, riskiga kaalutud varade, valitud tegelike finantsnäitajate ning stressitesti fookuses olevate aastate baas- ja stressistsenaariumi finantsnäitajate kohta. 2010. aasta stressitesti andmed on kättesaadavad vaid pdf kujul ning on mõnevõrra vähem detailsed. Antud töös kogutakse lisaks ka pangaspetsiifilisi finantsnäitajaid stressitestile eelneva aasta kohta. Pangaspetsiifilised finantsnäitajad, mis ei olnud kättesaadavad EBA stressitestide raames avalikustatud andmetest, pärinevad Thomson Reuters Eikon andmebaasist ning avalikest majandusaasta aruannetest. Andmebaasis on kättesaadavad hetkel või varasemalt noteeritud pankade finantsnäitajad. Noteerimata pankade kohta on autor kogunud andmed avalikest majandusaasta aruannetest. Allolev joonis 5 kirjeldab andmete kättesaadavust stressitestide kaupa.



Joonis 5. Stressitestides osalenud pankade arv
Allikas: Autori koostatud EBA stressitestide andmete põhjal

Kõige suurem andmete puudujääk on 2010. aasta stressitestile eelnenud aasta finantsandmete osas, kus kättesaadavad oli 68% pankade andmed. 2011. ja 2014. aasta stressitestide puhul olid kättesaadavad vastavalt 80% ja 81% osalenud panga stressitestile eelneva aasta andmed. 2015. aasta ja 2017. aasta finantsandmed olid kättesaadavad kõige suuremas mahus ehk 92% ja 96% osalenud pankadest. Seega on antud töös kasutatud andmeid keskmiselt 83% stressitestitud panga kohta.

2.2. Mudelites kasutatavad muutujad

2.2.1. Sõltuv muutuja

Hindamaks pankade riskiprofiili seost stressitesti tulemustega, viib autor läbi regressioonanalüüsid. Mudeli sõltuvaks muutujaks on stressitesti poolt mõjutatud kapitali suhe baasstsenaariumi näitajasse. Stressitesti mõju kapitalile on defineeritud kui stressi-stsenaariumis prognoositud esimese taseme omavahendite ja baasstsenaariumi esimese taseme omavahendite erinevuse suhe baasstsenaariumi esimese taseme omavahenditesse testi lõpus. Alternatiivne sõltuv muutuja on defineeritud kui stressitesti poolt mõjutatud kapitali suhe esialgsesse kapitalinäitajasse, kus stressitesti mõju kapitalile on testi lõpus stressistsenaariumi kohase kapitali taseme ja viimase tegeliku kapitali taseme vahe. Käesolevas magistritöös on sõltuv muutuja defineeritud järgneval moel:

$$S_T1_{iy} = (T1_{iy}(b1) - T1_{iy}(a1))/T1_{iy}(b1) \quad (1)$$

kus

$T1_{iy}(b1)$ on panga i Tier 1 (2010 ja 2011. aasta stressitestide puhul) või CET1 tase (alates 2014. aasta stressitestist) y aastal läbi viidud stressitesti lõpuks baasstsenaariumi korral

$T1_{iy}(a1)$ on panga i Tier 1 või CET1 tase y aastal läbi viidud stressitesti lõpuks stressistsenaariumi korral

või

$$S1_T1_{iy} = (T1_{iy}(act) - T1_{iy}(a1))/T1_{iy}(act) \quad (2)$$

kus

$T1_{iy}(act)$ on panga i Tier 1 või CET1 tegelik tase y aastal läbi viidud stressitestile eelneval aastal

Alternatiivsete sõltuvate muutujate kirjeldav statistika on välja toodud tabelis 1.

Tabel 1. Sõltuvate muutujate kirjeldav statistika

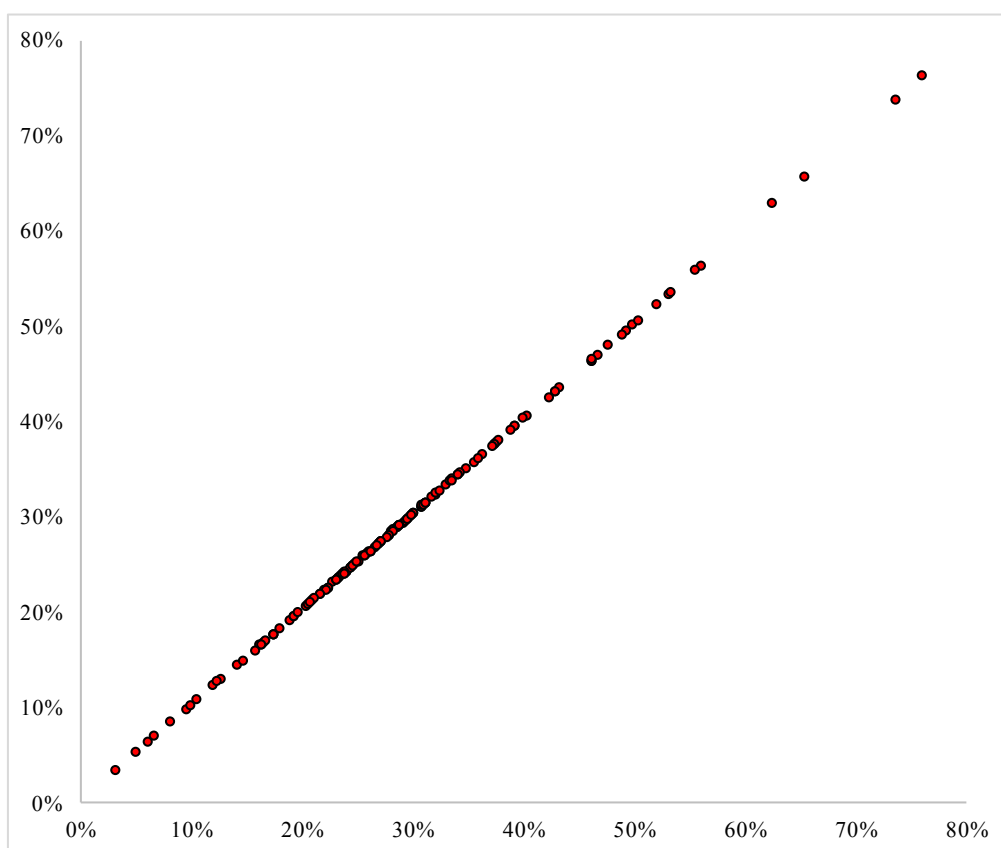
	Muutuja	Vaatlused	Keskväärtus	Mediaan	Standardhälve	Miinumum	Maksimum
2010	S_T1	91	21,8%	20,6%	9,9%	6,7%	59,3%
	S1_T1	91	14,5%	14,5%	22,3%	-138,9%	51,0%
2011	S_T1	90	45,3%	23,5%	112,2%	4,1%	914,3%
	S1_T1	90	29,0%	23,9%	36,2%	-18,2%	196,3%
2014	S_T1	123	51,9%	29,4%	159,7%	3,3%	1746,1%
	S1_T1	123	32,0%	26,3%	31,1%	-115,4%	182,2%
2016	S_T1	51	34,4%	32,8%	15,4%	10,2%	118,5%
	S1_T1	51	29,9%	28,3%	17,0%	0,1%	118,6%
2018	S_T1	48	30,5%	30,4%	9,6%	6,2%	47,9%
	S1_T1	48	26,7%	27,8%	10,1%	3,5%	45,2%
Paneel	S_T1	403	35,6%	26,9%	103,4%	3,3%	1746,1%
	S1_T1	403	26,8%	23,8%	28,0%	-138,9%	196,3%

Allikas: Autori koostatud

Sõltuv muutuja S_T1 ehk stressi-stsenaariumis prognoositud esimese taseme omavahendite suhte erinevus baasstsenaariumi esimese taseme omavahendite suhtarvust varieerub enim 2014. aasta stressitesti andmete puhul, kus standardhälve on 159,7%. Kõrge hälve tuleneb kolmest pangast: Küprose pank Co-operative Central Bank Ltd, ilma milleta oleks standardhälve 42% ning Kreeka pangast EFG Eurobank Ergasias S.A. ja Itaalia pangast Banca Carige S.P.A. - Cassa di Risparmio di Genova e Imperia. Kui jätta nimetatud pangad valimist kõrvale, oleks sõltuva muutuja

standardhälve 19,02%. Alternatiivse sõltuva muutuja S1_T1 puhul niivõrd suurt varieeruvust ei esine.

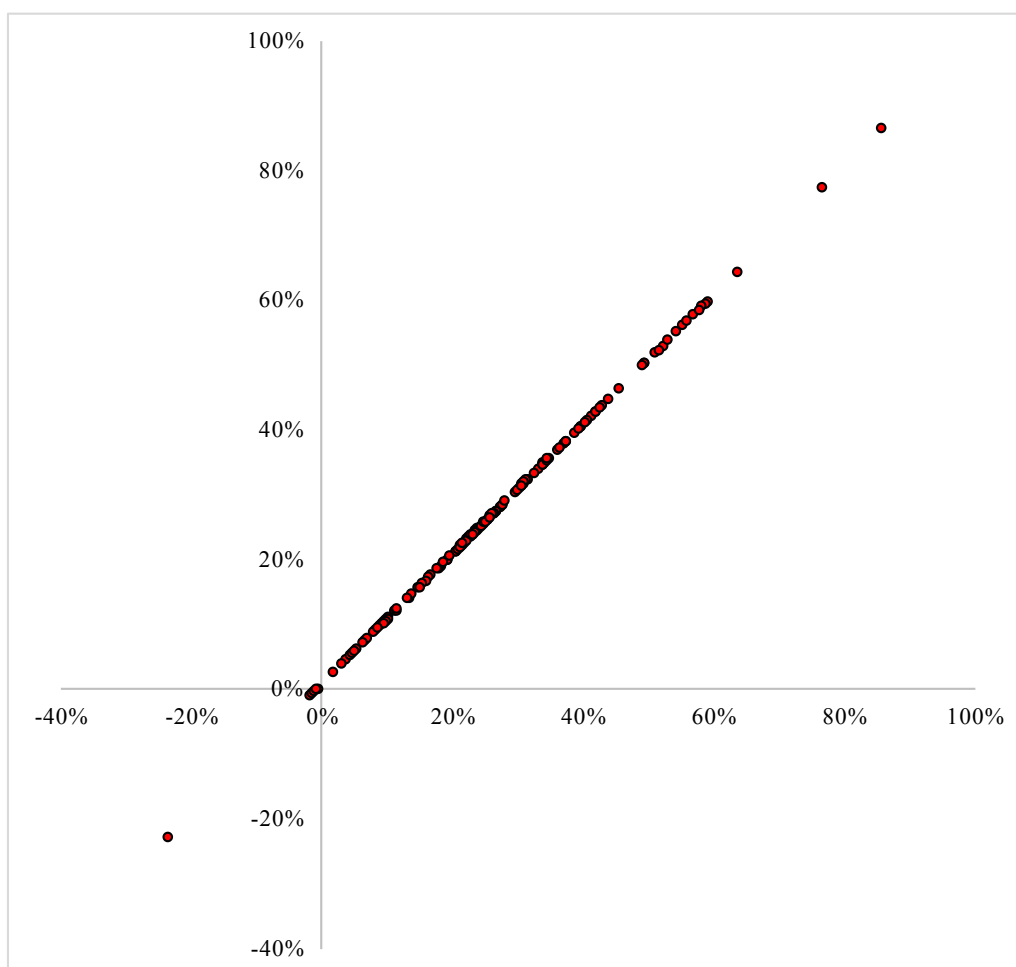
Joonistel 6 ja 7 on välja toodud vastavalt sõltuva muutuja S_T1 ja S1_T1 keskmised väärtused stressitestides osalenud pankade lõikes. Mõlemalt jooniselt on välja jäetud erandid. Töö aluseks oleva andmete kogumi mõistes on erinditena käsitletud pankasid, mille puhul oli stressitestide keskmine mõju kapitalile suurem kui 100%. Alternatiivsete sõltuvate muutujate puhul ei lange erandid täielikult kokku tulenevalt andmetest, mille põhjal vastav sõltuv muutuja on leitud. Jooniselt 6 on eemaldatud 8 erindit: pangad Co-operative Central Bank Ltd, EFG Eurobank Ergasias S.A, Banca Carige S.P.A. - Cassa di Risparmio di Genova e Imperia, Caja de Ahorros del Mediterraneo, Agricultural Bank of Greece S.A., Irish Life and Permanent, Hellenic Bank Public Company Ltd ja Banca Popolare di Vicenza - Società Cooperativa per Azioni, mille testide keskmine mõju kapitalile oli suurem kui 100%.



Joonis 6. Sõltuva muutuja S_T1 keskmised väärtused stressitestides osalenud pankade lõikes
Allikas: Autori koostatud EBA stressitestide andmete põhjal

Ülaltoodud jooniselt on näha, et kõige suurem pankade kontsentratsioon on 20-40% juures. Baas- ning stressistsenaariumi kapitali suhtarvu vahe ületas 50% vaid 18 panga puhul 153-st. Alla 20% kapitali suhtarvu vähenemisi oli 27 panga puhul kõigist osalenud pankadest.

Joonisel 7 on välja toodud alternatiivse sõltuva muutuja ehk S1_T1 keskmised väärtused. Sarnaselt eelnevaga, on antud jooniselt välja jäetud 7 erindit, millest 6 langeb kokku sõltuva muutuja S_T1 erinditega. Mainitud erinditeks on Agricultural Bank of Greece S.A., CajaSur, Caja de Ahorros del Mediterraneo, Irish Life and Permanent, Hellenic Bank Public Company Ltd, Co-operative Central Bank Ltd ning Banca Carige S.P.A. - Cassa di Risparmio di Genova e Imperia.



Joonis 7. Sõltuva muutuja S1_T1 keskmised väärtused stressitestides osalenud pankade lõikes
Allikas: Autori koostatud EBA stressitestide andmete põhjal

Kuus vaatlust on joonisel ka negatiivsed (pangad FHB Jelzalgobank Nyilvanosan Müködö RT., Powszechna Kasa Oszczednosci Bank Polski SA, Banca March S.A., Sydbank, DNB Bank Group ja Banque Publique d'Investissement), mis tähendab, et nende pankade puhul oli keskmiselt stressistsenaariumi prognoositava perioodi lõpus panga kapitaliseeritus suurem kui stressitestile

eelnenud aastal tegelik kapitaliseeritus. Ühe panga puhul (FHB Jelzalgobank Nyilvanosan Müködö RT) oli kasv märgatav ehk 23%. Pank osales vaid 2010. aasta stressitestis ning stressitesti tulemusena tõusis panga kapitaliseeritus 8,6% pealt 10,6% peale. Võrreldes baas- ja stressistsenaariumi kapitaliseerituse vahega, on tegeliku taseme ja stressistsenaariumi järgse kapitali taseme vahe suurema varieeruvusega ning suurt vaatluste kontsentratsiooni ei esine.

2.2.2. Selgitavad muutujad

Selgitavad muutujad põhinevad CAMELS reitingute süsteemil, mida kasutatakse pangandussektoris üle maailma. Pangad vajavad oma tulemuste, sh tugevuste ja nõrkuste hindamiseks kindlaid finantssuhtarve ja CAMELS mudel pakub selle jaoks vastavat hindamise viisi. CAMELS süsteem keskendub pangandussüsteemi hindamisele ning see põhineb pankade bilansi ja kasumiaruannete analüüsil. (Christopoulos et al 2011; Jin et al 2013) CAMELS raamistik hõlmab kuut komponenti, milleks on kapitali adekvaatsus (C); varade kvaliteet (A); juhtimise efektiivsus (M); tulusus ja kasumlikkus (E); likviidsus (L) ja tururiski tundlikkus (S). (Rostami 2015) CAMELS reitingute süsteemi alusel skooritakse pangad skaalal 1 kuni 5 iga riski või komponendi lõikes. Lisaks sellele arvutatakse pankadele ka koondskoor, mis võtab arvesse ka panga enda kasutatavaid meetmeid riskide maandamiseks. Pankasid, kes saavad skoori 1 või 2, peetakse kõige usaldusväärsemateks ja kindlamateks, samas kui skooriga 4 ja 5 panku peetakse tavaliselt probleempankadeks, mis toob endaga kaasa ka tihedamad ja põhjalikumad järelevalvetegevused. (Karstein, Kozberg 2013) Erinevad autorid on antud komponente käsitlenud erinevalt ja kindlalt defineeritud suhtarve ette ei ole antud.

Antud magistritöös on selgitavate muutujate valikul eeskujuks võetud peamiselt Gambetta et al (2019) uurimus ning samuti ka Luo ja Ran (2019), De Claro (2013) ja Nicolae (2014). Kapitali adekvaatsus on defineeritud kui kapitali osakaal koguvaradest (CAPRATIO). Eeldatakse, et kapitali adekvaatsuse ning sõltuva muutuja vahel on negatiivne seos ehk mida kõrgem on panga kapitaliseeritus, seda väiksem on stressitesti mõju antud panga kapitalile. Varade kvaliteeti iseloomustab mittetöötavate laenude osakaal kogu laenuportfelliga (NPE). Selgitava muutuja NPE ning sõltuva muutuja vahel on oodatav positiivne seos. Mida kõrgem on panga mittetöötava portfelli osakaal, seda halvema kvaliteediga on portfelli ning stressistsenaariumis tekitavad mittetöötavad laenud eelduslikult panga laenuportfelliga kahju, mis mõjutab omakorda kapitali ehk kõrge NPE tase viib suurema kapitali languseni stressi olukorras. Panga juhtimise efektiivsust iseloomustab kulu-tulu suhe (CI_RATIO). Kõrge kulu-tulu suhe tähendab panga jaoks madalamat efektiivsust. Töös eeldatakse positiivset seost efektiivsuse ning sõltuva muutuja vahel, mis on

põhjendatav sellega, et madala efektiivsusega pankadel on raske teenida kasumit ning seeläbi ka suurendada kapitali. Kasumlikkus on defineeritud kui panga varade puhasrentaabilus (ROA) ehk kui efektiivselt kasutab pank varasid puhaskasumi teenimiseks. Eeldatavalt on muutujate seos negatiivne – mida kasumlikum on pank, seda väiksem on stressitesti mõju kapitalile, sest jooksva kasumi arvelt on võimalik katta laenukahjud ning sellevõrra minimeerida kapitali langust. Arvestades, et finantskriisi üheks olulisemaks teguriks on likviidsuse vähenemine või kadumine, on viiendaks sõltuvaks muutujaks valitud likviidsust iseloomustav laenuportfelli osakaal koguvaradest (LTA) (Kerstein, Kozberg 2013). Andmete kättesaadavuse tõttu ei ole mudelisse kaasatud likviidsusnäitajana likviidsete varade osakaalu koguvaradest. Regressioonmudelisse eeldatakse positiivset suhet sõltuva muutuja vahel ja laenuportfelli osakaalu koguvaradest vahel. Tavaliselt annavad pangad välja pikaajalisi laene lühiajaliste hoiuste arvelt. Kuna lühiajalised intressimäärad on tavaliselt madalamad kui pikaajalised intressimäärad, teenivad pangad sealt vahelt kasu. Intressimäärade tõusmisel jääb pikaajaliste varade tootlus suure tõenäosusega kuni tähtajani muutumatuks, samal ajal aga kasvavad laenamise kulud, mistõttu vähenevad ka panga tulud ja kasum. (Kerstein, Kozberg 2013) Mida suurem on panga likviidsusprobleemid, seda kõrgemaid intresse nad hoiuste pealt pakuvad ning selle arvelt kasvavad hoiused ehk intressikandvad kohustused. (De Claro 2013) Viimase selgitava muutujuna on mudelisse kaasatud tururiski tundlikkust iseloomustav intressikandvate kohustuse tase (INTBEAR), mille puhul eeldatakse positiivset seost sõltuva muutujaga. Lisaks on mudelisse kaasatud ka fiktiivmuutujad vastavalt stressitesti aastale.

Tabelis 2 on välja toodud selgitavate muutujate kirjeldav statistika. Andmete kogumine erinevatest allikatest tingis ka erisuse vaatluste arvudes. Kapitali suhtarv on kättesaadav kõikide stressitestides osalenud pankade jaoks igal stressitesti aastal. Vähim vaatlusi õnnestus koguda efektiivsuse suhtarvu ehk kulu-tulu suhte kohta, kus oli kättesaadav 80% kogu vaatlustest.

Tabel 2. Selgitavate muutujate kirjeldav statistika kõigi stressitestide lõikes

Muutuja	Vaatlused	Keskväärtus	Mediaan	Standard-hälve	Miinum	Maksimum
CAPRATIO	403	12,1%	10,9%	5,7%	-3,7%	72,5%
NPE	356	5,6%	3,3%	6,6%	0,1%	50,2%
CI_RATIO	321	63,4%	59,9%	27,3%	21,2%	369,5%
ROA	327	0,3%	0,3%	1,1%	-12,4%	4,7%
INTBEAR	332	68,4%	80,1%	26,8%	5,7%	99,0%
LTA	327	60,1%	63,9%	15,9%	11,2%	99,2%

Allikas: Autori koostatud

Järgnevalt on autor välja toonud korrelatsioonimaatriksi, kuhu on lisatud mõlemad alternatiivsed sõltuvad muutujad ehk S_T1 ja S1_T1. Sõltuva muutuja S_T1 ehk baas-ja stressistsenaariumi vahega omab suurimat korrelatsiooni selgitav muutuja kulu-tulu suhe, mis väljendab panga efektiivsust. Alternatiivse sõltuva muutuja S1_T1 ehk tegeliku ja stressistsenaariumi järgse kapitali vahega on suurim korrelatsioon samuti kulu-tulu suhtel (0,48), kuid suhteliselt tugev korrelatsioon on ka mittetöötava portfelli osakaaluga (0,45).

Tabel 3. Korrelatsioonimaatriks sõltuvate muutuja S_T1 ja S1_T1 ning selgitavate muutujate vahel

	S_T1	S1_T1	CAPRATIO	NPE	CI_RATIO	ROA	INTBEAR	LTA
S_T1	1							
S1_T1	0,76	1						
CAPRATIO	-0,16	-0,13	1					
NPE	0,25	0,45	-0,21	1				
CI_RATIO	0,30	0,48	-0,15	0,19	1			
ROA	-0,18	-0,36	0,12	-0,32	-0,43	1		
INTBEAR	0,14	0,25	-0,16	0,25	0,06	-0,04	1	
LTA	0,03	0,01	-0,07	0,17	-0,13	0,02	0,23	1

Allikas: Autori koostatud

Selgitavad muutujad omavahel tugevas korrelatsioonis ei ole, seega mudelites antud probleem väljenduda ei tohiks.

2.3. Metoodika

Lähtuvalt töös kasutatavate CAMELS indikaatorite võimalikku käsitlust riskisuse mõjuritena, testitakse magistritöös järgmisi hüpoteese:

- H1: Stressitestimise mõju ulatuslikkuse ja kapitali adekvaatsuse vahel on negatiivne seos
 H2: Stressitestimise mõju ulatuslikkuse ja varade kvaliteedi näitaja vahel on positiivne seos
 H3: Stressitestimise mõju ulatuslikkuse ja juhtimise efektiivsuse vahel on positiivne seos
 H4: Stressitestimise mõju ulatuslikkuse ja kasumlikkuse vahel on negatiivne seos
 H5: Stressitestimise mõju ulatuslikkuse ja panga laenuportfelli ja koguvarade suhte vahel on positiivne seos
 H6: Stressitestimise mõju ulatuslikkuse ja panga tururiski tundlikkuse vahel on positiivne seos

Hüpoteeside testimiseks luuakse ökonomeetrilised mudelid. Autor analüüsib regressioonmudelitega nii rist- kui ka paneelandmeid. Ristandmetega mudel luuakse iga stressitesti lõikes eraldi ning paneelandmetel põhinev mudel võimaldab kontrollida varieerumist nii ajas kui ka pankade lõikes. Töös analüüsitavad paneelandmed on balanseerimata ehk kõikide objektide puhul ei ole kättesaadaval sama arv vaatlusi. Analüüs viiakse läbi andmetöötlusprogrammis Gretl. Järgnevalt on kirjeldatud paneelandmetel põhinevaid regressioonmudeleid ning ristandmetel põhinevaid regressioonmudeleid.

Paneelandmete kasutamine analüüsis annab mitmeid eeliseid – arvestatakse individuaalse heterogeensusega, andmetes on rohkem varieeruvust, informatsiooni ning vähem kollineaarsust muutujate vahel (Vörk 2003). Paneelandmete analüüsimiseks on kaks võimalikku varianti: fikseeritud efektiga mudel või juhusliku efektiga mudel. Otsustamiseks mudelite vahel viiakse läbi Hausmani test. Testiga kontrollitakse, kas juhuslikud efektid on sõltumatud selgitavatest muutujatest (Ibid). Nullhüpoteesi vastu võtmise korral kasutatakse juhusliku efektiga mudelit (Torres-Reyna 2007).

Paneelandmetel põhinev mudel on järgmine:

$$ST1_{iy} \text{ või } S1T1_{iy} = \alpha_i + \beta_1 CAPRATIO_{iy-1} + \beta_2 NPE_{iy-1} + \beta_3 CIRATIO_{iy-1} + \beta_4 ROA_{iy-1} + \beta_5 LTA_{iy-1} + \beta_6 INTBEAR_{iy-1} + \beta_7 2010 + \beta_8 2011 + \beta_9 2014 + \beta_{10} 2016 + \beta_{11} 2018 + \varepsilon_{iy-1}$$

kus

S_T1_{iy} või $S1_T1_{iy}$ – sõltuv muutuja (2010. ja 2011. aasta stressitestide puhul Tier 1 tase ning 2014., 2016. ja 2018 aasta stressitestide puhul vastavalt CET1 tase pangal i aastal y)

α_i – vabaliige

β_{1-11} – hinnatavad mudeli parameetrid

$CAPRATIO_{iy-1}$ – panga i kapitali osakaal koguvaradest stressitestile eelnenud aastal $y-1$

NPE_{iy-1} – panga i mittetöötavate laenude tase stressitestile eelnenud aastal $y-1$

CI_RATIO_{iy-1} – panga i kulu-tulu suhe stressitestile eelnenud aastal $y-1$
 ROA_{iy-1} – panga i varade puhasrentaablus stressitestile eelnenud aastal $y-1$
 LTA_{iy-1} – panga i laenuportfelli osakaal koguvaradest stressitestile eelnenud aastal $y-1$
 $INTBEAR_{iy-1}$ – panga i intressikandvate kohustuste tase koguvaradest stressitestile y eelnenud aastal
 2010, 2011, 2014, 2016 ja 2018 – fiktiivmuutujad vastavalt stressitesti toimumise aastale
 ε_{iy-1} – panga i vealiige stressitestile y eelnenud aastal

Analüüsitud mudelite puhul kasutatakse mudeli parameetrite hinnangute leidmiseks nii fikseeritud efektife (FE) kui ka juhuslike efektidega (RE) mudelit. Juhuslike efektidega mudeli kasutamise jaoks viiakse läbi Hausmani test ning Breusch-Pagani test. Hausmani testi tulemuse põhjal otsustatakse, kas saab kasutada juhuslike efektidega mudelit või tuleb otsustada fikseeritud efektidega mudeli kasuks. Kui Hausmani testi puhul kehtib sisukas hüpotees ($p < 0,05$), siis hinnangud ei ole konstantsed ja mõjusad, juhuslikud liikmed on regressoritega korrelatsioonis. Sellest tulenevalt ei ole täidetud juhuslike efektidega mudelite kasutamise eeldust ning seda mudelit töös kasutada ei saa. Breusch-Pagani testi nullhüpoteesi vastu võtmine ($p > 0,05$) viitab objektspetsiifiliste vealiikmete puudumisele ning see kinnitab, et juhuslike efektidega mudelit kasutada ei saa. (Maddala, Lahiri 1992) Paneelandmetel põhinevate mudelite puhul testitakse ka Waldi testiga heteroskedastiivsust. Kui mudelis esineb heteroskedastiivsus, siis sellega arvestamiseks kasutatakse kohandatud standardvigu. Samuti kasutatakse töös mudelite analüüsimisel ka tagurpidi elimineerimist. Tagurpidi elimineerimisel eemaldatakse mudelist statistiliselt mitteolulised muutujad, et tuvastada, kas muutujate elimineerimine parandab mudeli selgitusvõimet. Erinevad paneelandmetel põhinevate mudelite testimised on välja toodud lisades 3-12.

Ristandmetega mudel luuakse iga stressitesti lõikes eraldi. Kuna iga stressitesti raames on meetodikat muudetud ning testid erinevad üksteisest, võivad ka seosed näitajate vahel seetõttu testide lõikes erineda.

Ristandmetel põhinev mudel on järgmine:

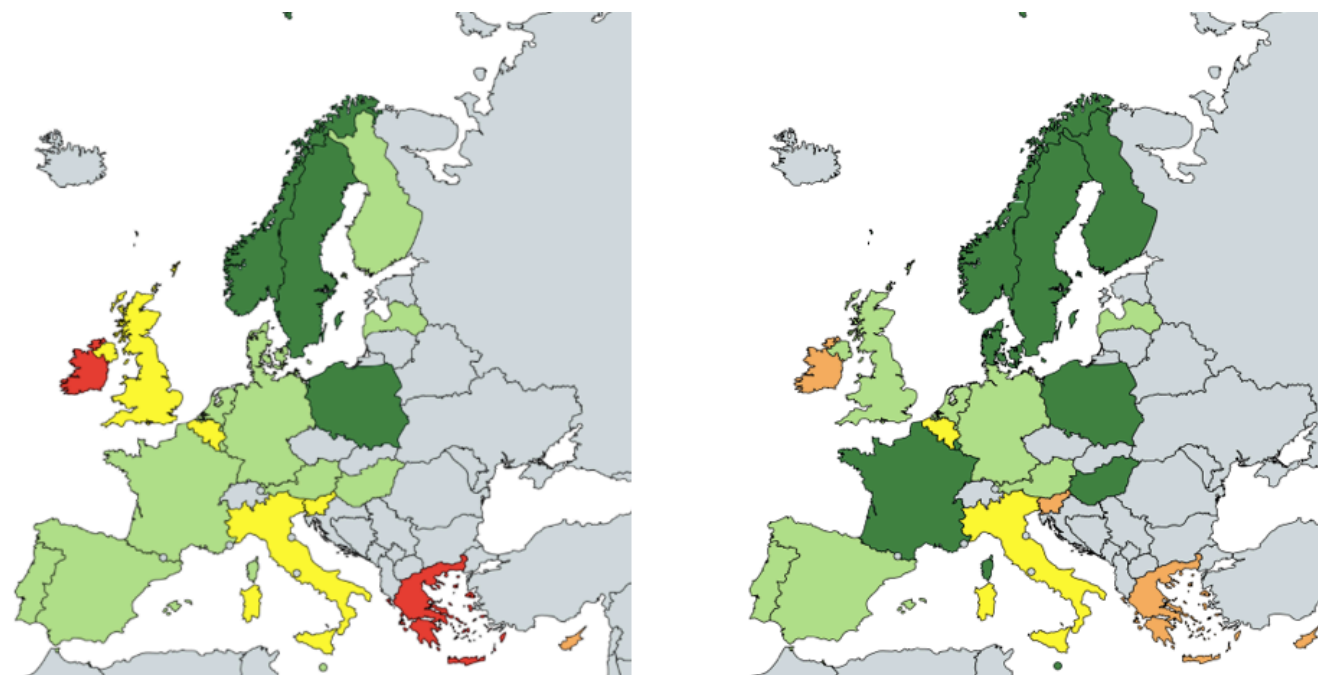
$$\begin{aligned}
 ST1_{iy} \text{ või } S1T1_{iy} &= \alpha_i + \beta_1 CAPRATIO_{iy-1} + \beta_2 NPE_{iy-1} + \beta_3 CIRATIO_{iy-1} + \beta_4 ROA_{iy-1} \\
 &+ \beta_5 LTA_{iy-1} + \beta_6 INTBEAR_{iy-1} + \varepsilon_{iy-1}
 \end{aligned}$$

Iga testi lõikes viis autor läbi ka korrelatsioonanalüüsi. Selgitavate muutujate vahel ei esinenud ka eraldiseisvate stressitestide lõikes tugevat korrelatsiooni.

3. TULEMUSED JA JÄRELDUSED

3.1. CAMELS indikaatorid ja sõltuv muutuja

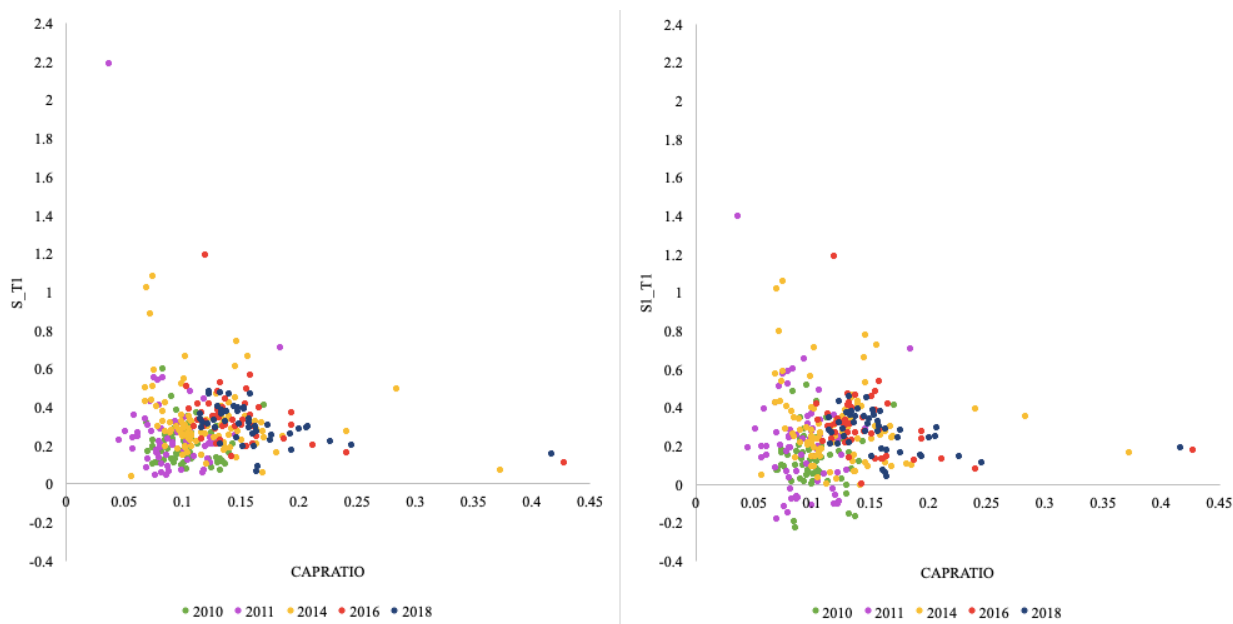
Antud alapeatükis on kirjeldatud ja kujutatud sõltuvate muutujate keskmised näitajad riikide kaupa. Samuti on välja toodud töös kasutatud CAMELS indikaatorite illustratiivsed kujutised lähtuvalt sõltuvast muutujast. Joonisel 8 on esitatud sõltuva muutuja S_T1 (vasakul) ning alternatiivse sõltuva muutuja S1_T1 (paremal) skaala stressitestis osalenud lõikes. Joonisel tähistab tumeroheline värv kapitali langust kuni 20%, heleroheline tähistab muutust 20-30%, kollane 30-40%, oranž 40-50% ning punane värv viitab, et stressitesti tulemusena langes kapitali tase keskmiselt üle 50%.



Joonis 8. Sõltuvad muutujad S_T1 ja S1_T1 stressitestides osalenud riikide lõikes
Märkus: Tumeroheline 0-20%; heleroheline 20-30%; kollane 30-40%; oranž 40-50%; punane >50%
Allikas: Autori koostatud

Kui võrrelda kahe sõltuva muutuja tasemeid, siis suuri erinevusi riigiti märgata ei ole. Saab väita, et kapitali muutus baas- ning stressistsenaariumi vahel on ulatuslikum kui tegeliku kapitali taseme ning stressistsenaariumi kohase kapitali taseme vahel. Riikide võrdluses on stressitestil olnud keskmiselt kõige väiksem mõju Norra pankadele. Kusjuures stressistsenaariumi puhul langes võrreldes baasstsenaariumiga kapitali tase keskmiselt 14,8% ning võrreldes tegeliku keskmise kapitali tasemega, kasvas stressistsenaariumis kapitali tase 0,2%. Norra oli ka ainus riik, kus stressitesti tulemusena oli pankade kapitaliseeritus keskmiselt kõrgem kui testile eelneval aastal tegelikult. Kui tegeliku ja stressistsenaariumi kohase keskmise kapitali taseme vahe oli Kreeka puhul maksimaalselt 49% ja 50% piiri antud muutuja puhul ei ületatud, siis baas- ja stressistsenaariumi vahe puhul oli keskmine muutus üle 50% kahe riigi puhul – Kreeka ja Iirimaa, kus antud näitajad oli vastavalt 50,8% ja 57%. Kõikide riikide sõltuvate muutujate S_T1 ja S1_T1 keskmised väärtused on välja toodud lisas 1.

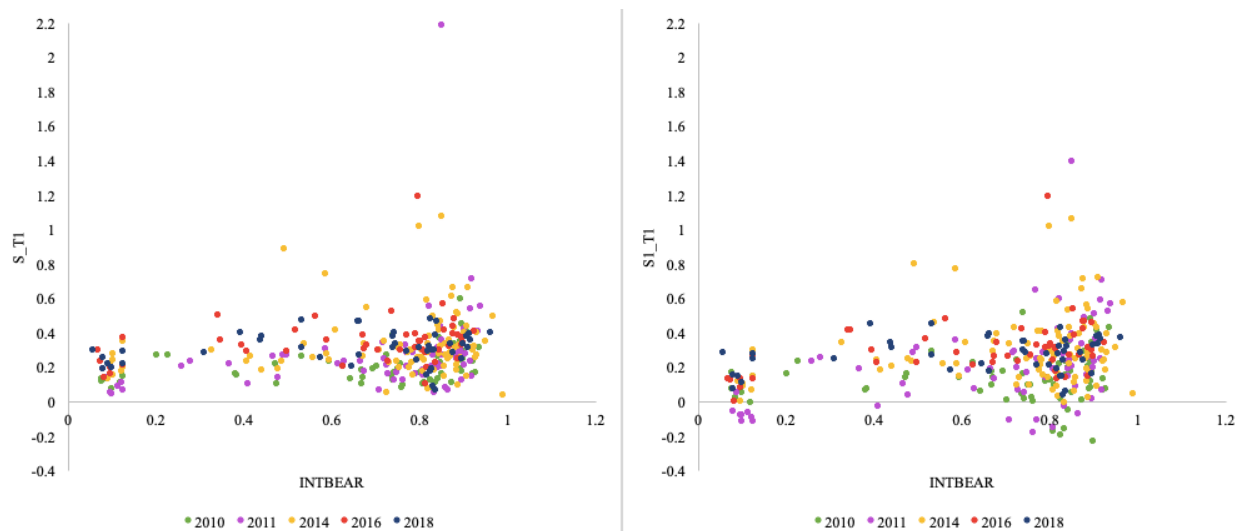
Järgnevalt on joonistel kujutatud valitud CAMELS indikaatorid võrreldes sõltuva muutujaga. Erinevate värvidega on kujutatud iga stressitest. Joonisel 9 on kujutatud selgitava muutuja CAPRATIO seos sõltuvate muutujatega.



Joonis 9. Kapitali adekvaatsuse ja sõltuvate muutujate seos stressitestide lõikes
Allikas: Autori koostatud

Jooniselt saab selgelt eristada, et stressitestide lõikes on suhtarvud erinevad ning hilisemate stressitestide puhul on CAPRATIO näitajad suuremad.

Joonisel 10 on kujutatud intressikandvate kohustuste osakaalu ning sõltuvate muutujate seoseid.



Joonis 10. Intressikandvate kohustuste osakaalu ja sõltuvate muutujate seos stressitestide lõikes
Allikas: Autori koostatud

Erinevalt näiteks kapitali adekvaatsuse näitajast on intressikandvate kohustuste taseme seos sõltuvate muutujatega palju rohkem hajutatud ning samuti ei joonistu stressitestide lõikes välja trendi või mustrit. Ülejäänud CAMELS indikaatorite põhjal tehtud joonised on toodud lisas 2. Sealt on näha, et mittetöötavate laenude taseme, kulu-tulu suhte ja ROA ning sõltuvate muutujate seoste puhul on andmepunktide kontsentreeritus suhteliselt kõrge ning stressitestide lõikes ei joonistu välja mustrit või trendi. Samuti ei ole nähtavaid erinevusi kahe sõltuva muutujaga jooniste vahel. Võrreldes teiste näitajatega on laenude ja koguvarade suhte ning sõltuvate muutujate seos rohkem hajutatud. Kõige rohkem erinevusi, mis paistavad andmepunktide seast välja, pärinevad 2014. aasta stressitestist.

3.2. Paneelandmetel põhinevate mudelite analüüsi tulemused

Paneelandmetel põhinevad mudelid on koostatud neljas osas. Esmalt analüüsitakse mudelit, kus sõltuvaks muutujaks on S_{T1} ehk stressi-stsenaariumis prognoositud esimese taseme omavahendite suhte erinevus baasstsenaariumi esimese taseme omavahendite suhtarvust, kusjuures 2010. ning 2011. aasta stressitestide puhul on kapitalinäitajaks Tier 1 tase ning 2014., 2016. ja 2018. aasta stressitestides on kasutatud CET 1 näitajat (Tabelis 5 veerg S_{T1} Fix efekt). Teiseks on sama sõltuva muutujaga mudelist eemaldatud peatükis 2 mainitud erindid ning analüüsitud mudelit ilma erindideta (Tabelis 5 veerg S_{T1} v.a. erind Fix efekt). Kolmandaks on analüüsitud mudelit, kuhu on kaasatud alternatiivne sõltuv muutuja ehk stressitesti poolt mõjutatud kapitali suhe esialgsesse kapitalinäitajasse, kus stressitesti mõju kapitalile on testi lõpus

stressistsenaariumi kohase kapitali taseme ja viimase tegeliku kapitali taseme vahe (Tabelis 5 veerg S1_T1 Juh efekt). Neljandaks on sarnaselt ülaltooduga eemaldatud mudelist erindid (Tabelis 5 veerg S1_T1 v.a. erind Juh efekt).

Tabel 5. Paneelandmetel põhinevate mudelite kokkuvõte

Mudel	S_T1		S_T1 v.a erind		S1_T1		S1_T1 v.a erind	
	Fix efekt		Fix efekt		Juh efekt		Juh efekt	
Muutuja	koef	p	koef	p	koef	p	koef	p
Konstant	-0,31	-	-0,24	-	-0,14	-	-0,11	-
CAPRATIO	-0,41	-	0,002	-	-0,39	-	-0,17	-
NPE	2,09	**	1,11	**	1,32	***	0,85	***
CI_RATIO	0,68	***	0,43	***	0,32	***	0,22	***
ROA	0,11	-	-2,16	*	-2,11	*	-3,31	***
LTA	-0,23	-	-0,04	-	-0,12	-	-0,07	-
INTBEAR	0,24	-	0,23	-	0,21	***	0,18	***
2011	0,16	-	0,04	**	0,09	***	0,05	***
2014	0,14	-	0,07	***	0,13	***	0,12	***
2016	0,21	**	0,14	***	0,21	***	0,20	***
2018	0,22	**	0,14	***	0,21	***	0,19	***
Vaatlusi	328		317		328		316	
Pankade arv	113		105		113		104	
LSDV R ²	0,70		0,82					
R2	0,21		0,69					

Märkus: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1, - statistiliselt mitteoluline

Allikas: Autori koostatud andmetöötlusprogrammis Gretl

Esimese ehk sõltuva muutujaga S_T1 mudeli puhul kasutati Hausmani ja Breusch-Pagani testide tulemusena fikseeritud efektidega mudelit ja heteroskedastiivsusega arvestamiseks kohandatud standardvigu. Lisades 3 kuni 6 on välja toodud juhuslike efektidega mudeli esmane aruanne, fikseeritud efektidega esialgne mudeli aruanne ning kohandatud standardvigadega mudelite aruanded, kust muuhulgas on eemaldatud statistiliselt mitteolulised näitajad ehk CAPRATIO, ROA, LTA ja INTBEAR. Statistiliselt mitteoluliste muutujate elimineerimine mudeli selgitusvõimet ei parandanud. Esialgses ülalmainitud mudelis olid statistiliselt olulised kaks selgitavat muutujat, milleks olid mittetöötavate laenude tase ning kulu-tulu suhe. Kusjuures nii mittetöötavate laenude taseme ja sõltuva muutuja kui ka kulu-tulu suhte ja sõltuva muutuja vahel esines positiivne seos nagu hüpoteesides 2 ja 3 varasema kirjanduse põhjal seatud sai. Kui mittetöötavate laenude tase kasvab ühe protsendipunkti võrra, suureneb stressitesti mõju

ulatuslikkus 2,09 protsendipunkti võrra ning kulu-tulu suhte suurenemisel üks protsendipunkt suureneb stressitesti mõju ulatuslikkus 0,68 protsendipunkti. NPE muutus ühe standardhälbe võrra (6,6%) tähendab sõltuva muutuja S_T1 muutumist 13,79 protsendipunkti. CI_RATIO muutumisel 1 standardhälbe võrra ehk 27,3% muutub S_T1 18,56 protsendipunkti ehk mõlema nimetatud muutuja puhul on tulemused ka majanduslikus mõttes olulised. Statistiliselt oluliste muutujatena jäid mudelisse sisse lisaks ka 2016 ja 2018 stressitestide fiktiivmuutujad. Fiktiivmuutujad näitavad, et 2016 ja 2018 testil oli sõltuv muutuja ligi 0,2 protsendipunkti suurem kui 2011 testil. See on majanduslikult suhteliselt tagasihoidlik erinevus.

Teise mudeli puhul on analüüsitud eelnevaga sarnast mudelit, kuid mudeli valimist on eelmaldatud erindid, milleks olid pangad Co-operative Central Bank Ltd, EFG Eurobank Ergasias S.A, Banca Carige S.P.A. - Cassa di Risparmio di Genova e Imperia, Caja de Ahorros del Mediterraneo, Agricultural Bank of Greece S.A., Irish Life and Permanent, Hellenic Bank Public Company Ltd ja Banca Popolare di Vicenza - Società Cooperativa per Azioni, mille testide keskmine mõju kapitalile oli suurem kui 100%. Antud mudeli parameetrite hinnangute leidmiseks kasutati samuti fikseeritud efektidega mudelit ning kohandatud standardvigu. Lisades 7-10 on sarnaselt esimesele mudelile toodud välja juhuslike efektidega mudeli esmane aruanne, fikseeritud efektidega esialgne mudeli aruanne ning kohandatud standardvigadega mudelite aruanded, kust muuhulgas on eemaldatud ka statistiliselt mitteolulised näitajad ehk CAPRATIO, LTA ja INTBEAR. Sarnaselt esimesele mudelile, statistiliselt mitteoluliste muutujate elimineerimine mudeli selgitusvõimet ei parandanud. Mudelist selgub, et statistiliselt olulised olid kõigi selgitavate muutujate koefitsiendid peale laenuportfelli osakaalu koguvaradest, kapitali osakaalu koguvaradest ja intressikandvate kohustuste taseme. Mittetöötavate laenude taseme ja kulu-tulu suhte koefitsiendi seos sõltuva muutujaga oli ootuste kohaselt positiivne ehk hüpoteesid 2 ja 3 leidsid kinnitust. Varade puhasrentaabluse ROA koefitsiendi ja sõltuva muutuja vahel on ootuspäraselt negatiivne seos – kinnitust leidis ka hüpotees 4. Mittetöötavate laenude taseme kasvades ühe protsendipunkti võrra kasvaks antud mudelis sõltuv muutuja 1,11 protsendipunkti, kui NPE muutub 1 standardhälbe võrra, muutub sõltuv muutuja 7,3 protsendipunkti. Kulu-tulu suhte kasvades 1 protsendipunkt kasvaks S_T1 0,43 protsendipunkti ning CI_RATIO muutumisel 1 standardhälbe võrra oleks S_T1 muutus 11,7%. ROA kasvades oleks sõltuva muutuja langus 2,16 protsendipunkti. ROA muutumisel 1 standardhälbe võrra (1,1%) muutuks S_T1 2,4 protsendipunkti.

Kolmas ning neljas mudel põhinevad alternatiivsel sõltuval muutujal, milleks on tegeliku ja stressistsenaariumi järgse kapitali vahe suhe stressitestile eelneva aasta tegelikku

kapitalinäitajasse. Võrreldes eelnevaga analüüsiti alternatiivse sõltuva muutuja puhul juhuslike efektidega mudeleid tulenevalt Hausmani ja Breush-Pagani testidest. Mudelis olid statistiliselt olulised kõik regressorid peale kapitali osakaalu koguvaradest ja laenude osakaalu koguvaradest. Positiivne seos kapitalilangusega esines mittetöötavate laenude (NPE), kulu-tulu suhte (CI_RATIO) ja intressikandvate kohustuste (INTBEAR) osas. S1_T1 negatiivne seos antud mudelis oli varade puhasrentaablusega (ROA). NPE kasvades 1 protsendipunkt kasvab S1_T1 antud mudeli korral 1,32 protsendipunkti, CI_RATIO kasvades 1 protsendipunkt suureneb S1_T1 0,32 protsendipunkti ning INTBEAR kasvades suureneb S1_T1 0,21 protsendipunkti. ROA suurenedes 1 protsendipunkt kahaneb S1_T1 2,11 protsendipunkti. Nii NPE kui ka CI_RATIO muutus ühe standardhälbe võrra tähendab sõltuva muutuja S1_T1 muutumist 8,7 protsendipunkti. INTBEAR muutumisel 1 standardhälbe võrra ehk 26,8% muutub S1_T1 5,6 protsendipunkti ning ROA muutumisel 1 standardhälbe võrra muutub S1_T1 2,3 protsendipunkti.

Alternatiivse sõltuva muutuja puhul olid erinditeks 7 panka, millest 6 langevad kokku sõltuva muutuja S_T1 erinditega. Mainitud erinditeks on Agricultural Bank of Greece S.A., CajaSur, Caja de Ahorros del Mediterraneo, Irish Life and Permanent, Hellenic Bank Public Company Ltd, Co-operative Central Bank Ltd ning Banca Carige S.P.A. - Cassa di Risparmio di Genova e Imperia. Kuus vaatlust olid ka negatiivsed (pangad FHB Jelzalgobank Nyilvanosan Müködö RT., Powszechna Kasa Oszczednosci Bank Polski SA, Banca March S.A., Sydbank, DNB Bank Group ja Banque Publique d'Investissement). Nende pankade puhul oli keskmiselt stressistsenaariumi prognoositava perioodi lõpus panga kapitaliseeritus suurem kui stressitestile eelnenud aastal tegelik kapitaliseeritus ning mainitud erindid on mudelist kõrvale jäetud. Sarnaselt kolmandale mudelile, olid mudelis statistiliselt olulised kõik regressorid peale kapitali osakaalu koguvaradest ja laenuportfelli osakaalu koguvaradest. Samuti olid seoste märgid sarnased eelmise mudeliga – positiivne seos kapitalilangusega esines mittetöötavate laenude (NPE), kulu-tulu suhte (CI_RATIO) ja intressikandvate kohustuste (INTBEAR) osas. Negatiivne seos antud mudelis oli varade puhasrentaablusega (ROA). NPE, CI_RATIO ja INTBEAR kasvades 1 protsendipunkt kasvab S1_T1 antud mudeli korral vastavalt 0,85, 0,22 ja 0,18 protsendipunkti. ROA suurenedes 1 protsendipunkti võrra kahaneb S1_T1 3,31 protsendipunkti. NPE ja CI_RATIO muutus ühe standardhälbe võrra tähendab sõltuva muutuja S1_T1 muutumist vastavalt 5,6 ja 6 protsendipunkti. INTBEAR ja ROA muutumisel 1 standardhälbe võrra ehk muutub S1_T1 vastavalt 4,8 ja 3,6 protsendipunkti.

Kui võrrelda kahe alternatiivse sõltuva muutujaga mudeleid, siis tulemused on mõnevõrra erinevad. Sõltuva muutuja S_T1 puhul kasutati fikseeritud efektidega mudelit, samal ajal kui S1_T1 puhul juhuslikke efekte. Sõltuva muutuja S_T1 puhul jäi mudelisse sisse vähem statistiliselt olulisi muutujaid. Kõikide mudelite puhul olid statistiliselt oluliste muutujate seoste suunad sõltuvate muutujatega järjepidevad ja püsivad. Majanduslikult oluliseimad seosed sõltuvate muutujatega tulid välja NPE ja CI_RATIO puhul.

3.3. Ristandmetel põhinevate mudelite analüüsi tulemused

Käesolevas alapeatükis käsitletakse ristandmetel põhinevaid mudeleid ning nende analüüsi. Peatükis 1 on kirjeldatud üle-euroopaliste stressitestide meetodikaid ning muutumist ajas. Kuna igal stressitesti toimumise aastal on meetodikat muudetud ning testid erinevad mitmete aspektide poolest üksteisest, võivad seetõttu erineda ka seosed näitajate vahel. Seetõttu luuakse mudel ka iga stressitesti lõikes eraldi. Ristandmetel põhinevate mudelite parameetrite hinnangute leidmiseks kasutatakse vähimruutude meetodit (OLS). Sarnaselt paneelandmetel põhinevale analüüsile koostatakse ka ristandmete puhul mudelid kahe alternatiivse sõltuva muutujaga. Lisades 13-22 on kujutatud iga stressitesti põhine mudeli aruanne, kus on välja toodud nii esialgne mudel kui ka vajadusel kohandatud standardvigadega mudel. Kokkuvõtlik info on esitatud tabelis 6. Kõik koostatud mudelid ehk iga stressitesti aasta mudel mõlema sõltuva muutujaga olid statistiliselt olulised (F-statistiku $p < 0,05$).

Tabel 6. Ristandmetel põhinevate mudelite kokkuvõte

S_T1	Konstant		CAPRATIO		NPE		CI_RATIO		ROA		LTA		INTBEAR		korr. R ²	Vaatluste arv
	koef	p	koef	p	koef	p	koef	p	koef	p	koef	p	koef	p		
2010	0,05	-	0,65	-	0,69	*	-0,03	-	-2,89	-	0,07	-	0,07	-	0,15	62
2011	-0,27	-	-1,51	-	1,78	***	0,02	-	-12,9	-	-2,49	*	2,23	**	0,15	72
2014	-0,37	-	-0,08	-	2,21	**	0,87	**	1,85	-	-0,26	-	0,21	-	0,52	100
2016	0,31	**	-0,63	**	1,20	*	0,11	-	-4,91	-	0,18	-	-0,12	-	0,39	47
2018	0,29	***	-0,84	***	0,55	-	0,33	**	-8,5	***	-0,04	-	-0,02	-	0,45	46
S1_T1																
2010	-0,09	-	1,11	-	0,74	-	0,07	-	-5,13	*	0,12	-	-0,01	-	0,05	62
2011	0,38	**	0,83	-	5,51	**	0,18	-	-6,28	-	-0,83	**	0,98	***	0,39	72
2014	-0,14	-	-0,26	-	1,39	***	0,48	***	-1,91	-	-0,06	-	0,14	-	0,60	100
2016	0,21	-	-0,37	-	1,17	**	0,07	-	-12,4	-	0,18	-	-0,02	-	0,39	47
2018	0,24	**	-0,69	***	0,66	*	0,33	**	-12,3	***	-0,02	-	-0,01	-	0,52	46

Märkus: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$, - statistiliselt mitteoluline

Allikas: Autori koostatud andmetöötlusprogrammis Gretl

Tabelist järeldub, et selgitav muutuja NPE ehk mittetöötavate laenude taseme koefitsient on mudelis statistiliselt oluline ja positiivne olnud läbivalt kõigil aastatel, erandiks on sõltuva

muutujaga S_T1 2018. aasta stressitesti mudel ja S1_T1 2010. aasta mudel. Mittetöötavate laenude taseme positiivne seos tähendab, et mida kõrgem on panga mittetöötava portfelli osakaal ehk mida halvem on panga varade kvaliteet seda suurem on stressitesti mõju kapitalile. Kõrge mittetöötavate laenude tase tingib suuremad laenukahjud ning see vähendab panga kapitali. Panga efektiivsuse näitaja kulu-tulu suhte (CI_RATIO) koefitsient oli mõlema sõltuva muutujaga mudelis statistiliselt oluline ja positiivne 2014. ja 2018. aasta stressitestide puhul. Panga juhtimise efektiivsus on madal kui kulu-tulu suhe on kõrge. Kõrgete kulude tõttu ei suuda pangad suurendada oma kasumit ning seeläbi ka kapitali. Seega on põhjendatud seos, et kõrgem kulu-tulu suhe võib viia ka suurema kapitali languseni stressitestis. Selgitavatest muutujatest on S_T1 mudelis kui ka S1_T1 mudelis 2018. aastal statistiliselt oluline varade puhasrentaablus ROA, mis väljendab panga kasumlikkust. Mudelites on sõltuvate muutujate ja ROA vahel negatiivne seos – mida kasumlikum on pank, seda vähem väheneb stressitingimustes panga kapitaliseeritus, sest võimalikud laenukahjud saab katta jooksva kasumi arvelt. Samas tuleb teadvustada ka asjaolu, et panga kasumlikkus tuleneb suuresti ka suuremast krediidiriski võtmisest. Mida kõrgem on panga krediidiriski riskiisu, seda kõrgemat intressitulu ja kasumit teenitakse. See võib aga stressiolukorras viia kõrgema mittetöötava laenuportfelli ja laenukahjumiteni. Sarnaselt ROA-le on ka näitaja laenuportfelli osakaal koguvaradest ja intressikandvate kohustuste tase koefitsient mõlema sõltuva muutujaga mudelis statistiliselt oluline ühel stressitesti aastal, milleks on 2011. Erinevalt töös püstitatud hüpoteesist 5, on selgitava ja sõltuva muutuja vaheline seos negatiivne ehk suurema laenuportfelli osakaaluga pankade puhul on stressitesti mõju ulatuslikkus kapitalile madalam. Intressikandvate kohustuste taseme seos sõltuva muutujaga oli ootuspäraselt positiivne.

Kapitali adekvaatsuse puhul olid tulemused mudelite lõikes erinevad. Sõltuva muutuja S_T1 mudeli korral oli kapitali adekvaatsuse koefitsient statistiliselt oluline 2016. ja 2018. aasta stressitestide puhul ning alternatiivse sõltuva muutuja S1_T1 mudeli puhul vaid 2018. aasta testis. Kõigil kolmel korral oli seos sõltuva muutujaga negatiivne ehk mida kõrgem on panga kapitaliseeritus, seda väiksem on stressitesti mõju antud panga kapitalile. Kui vaadata ristanometel põhineva analüüsi puhul regressorite muutumist 1 standardhälvete võrra, siis sõltuvad muutujad S_T1 ja S1_T1 muutuvad vahemikus 3,6 protsendipunkti kuni 60 protsendipunkti – kõige väiksem muutus tuleneb CAPRATIO muutumisel 1 standardhälbe võrral. Majanduslikus mõttes olulised seosed sõltuvate muutujatega esinevad nii NPE, CI_RATIO, ROA, LTA kui ka INTBEAR osas.

Tabelis 6 esitatud korrigeeritud determinatsioonikordaja (korr. R^2) näitab mudeli selgitusvõimet. Üldiselt saab väita, et mudelite kirjeldusvõime on suhteliselt halb ning seda just varasemate

stressitestide puhul. Kõige kõrgema kirjeldusvõimega mudelid on mõlema sõltuva muutuja puhul 2014. aasta stressitesti põhjal koostatud ning samuti on keskmisest kõrgem ka 2018. aasta stressitesti mudeli selgitusvõime. Mudelite testimiseks viidi läbi Waldi test heteroskedastiivsuse testimiseks. Heteroskedastiivsus esines S_T1 mudelites aastatel 2014 ja 2016 ning S1_T1 mudelites aastatel 2011, 2014 ja 2016. Et arvestada heteroskedastiivsusega, kasutati nimetatud mudelites kohandatud standardvigu.

3.4. Järeldused ja ettepanekud

Varasemalt on sarnase uurimuse läbi viinud Gambetta et al (2019). Samuti on pangaspetsiifiliste näitajate ja EBA stressitesti järgse kapitali muutuse seoseid uurinud Luo ja Ran (2019). Antud magistritöös otsiti vastuseid küsimustele, millised panga finantsnäitajad on seotud stressitesti tulemusel saadud kapitali langusega ning millised finantsnäitajad omavad tugevaimat seost stressi stsenaariumi korral saadud kapitali muutusega. Finantsnäitajad klassifitseeriti CAMELS reitingu süsteemi põhised nagu seda tehti Gambetta et al (2019) uurimuses. Kui eelnevalt mainitud uurimuses käsitati 2011., 2014 ning 2016. aasta EBA stressiteste, siis antud magistritöö käsitles lisaks neile ka 2010. ja 2018. aastate teste.

Kahe sõltuva muutuja keskmised tasemed ei erine riikide lõikes suurel määral, S1_T1 puhul on stressitesti mõju ulatuslikkus olnud keskmiselt madalam kui S_T1 puhul, kujuures Norra pankade näitel oli stressitesti tulemusena saadud keskmine kapitali tase kõrgem kui enne stressitesti algust pankade tegelik keskmine kapitali tase. Kui jätta kõrvale Norra, siis S1_T1 varieerus riigiti 3,2% ning 45,7% vahel. S_T1 puhul oli stressitestil keskmiselt kõige väiksem mõju samuti Norra pankadele (14,8%), kuid ka Rootsi pankadele (15,6%). S_T1 näitaja jäi 12 riigi puhul 22-st vahemikku 20-30%. Selgitava muutuja kapitali adekvaatsuse ja sõltuva muutuja seose puhul selgus, et selgelt on eristatavad suhtarvud stressitestide lõikes - hilisemate stressitestide puhul on mõlemad muutujad kõrgemad. Samas teiste sõltuvate muutujate puhul selget trendi stressitestide lõikes välja ei joonistunud.

Kui võrrelda paneelandmete analüüsi tulemusi varasemate uurimustega (Gambetta et al 2019; Luo, Ran 2019), siis selgub, et sarnaselt varasemate uurimustega on mittetöötavate laenude tase positiivselt seotud kapitali langusega stressiolukorras (Luo, Ran 2019). Seos efektiivsuse näitaja kulu-tulu suhte ja sõltuva muutuja vahel on samuti positiivne, st kõrgem tulubaas viitab suuremale

mõjule, mida avaldab stressitest panga kapitalile (Gambetta et al 2019). Kasumlikkuse näitaja ROA on statistiliselt oluline 1% usaldatavusnivool, mis näitab, et stressitestil võib olla suurem mõju madala kasumlikkusega pankadele (Ibid). Laenuportfelli osakaal koguvaradest on mõlema sõltuva muutujaga mudelites negatiivses seoses sõltuva muutujaga. Negatiivne seos võib näidata, et suurema portfelliga pankadel õnnestub teenida rohkem kasumit ning see ületab portfelist saadud krediidikahjumid, mis muidu mõjutaksid kapitali tasemet negatiivselt (Ibid).

Kuna 2010. aasta ning 2018. aasta stressitestide andmeid ei käsitletud Gambetta et al (2019) uurimuses, saab tuua võrdlused ristanndmetel põhinevate mudelite vahel 2011., 2014. ning 2016. aasta stressitestide lõikes. Üldiselt andsid ristanndmetel põhinevad mudelid sarnased tulemused paneelandmetel põhinevatele mudelitele. Saab tuua välja, et mittetöötavate laenude taseme koefitsient oli statistiliselt oluline ja positiivne pea kõikides mudelites. Antud magistritöös oli 2011. aasta mudelis statistiliselt olulised positiivsed koefitsendid näitajatel mittetöötavate laenude tase ning intressikandvate kohustuste osakaal koguvaradest. Eelnevalt mainitud uurimuses olid samuti varade kvaliteedi näitaja ning intressikandvate kohustuste tase olulised näitajad ja mudelites olid ka koefitsendid samade märkidega nagu antud magistritöös, kuid laenuportfelli kvaliteeti iseloomustas moodustatud laenuprovisjonide suurus. Gambetta et al (2019) töös osutus oluliseks ka kulu-tulu suhe, mida antud magistritöös 2011. aasta testi mudelis ei tuvastatud. 2014. aasta testi mudelis osutusid olulisteks näitajateks NPL tase ja kulu-tulu suhe, mis tuleb ka välja ülalmainitud uurimusest, kuigi seal töös jäid mudelisse lisaks veel 5 muutujat. Kui teha sarnane võrdlus 2016. aasta testi mudeliga, siis sarnasusi välja tuua ei saa – antud magistritöös olid mudelis statistiliselt olulised kapitali adekvaatsus ning mittetöötavate laenude tase, kuid Gambetta et al (2019) töös olid statistiliselt olulised ROA ja laenuportfelli suurus. Tabel 7 kirjeldab hüpoteeside testimise tulemusi kõikide mudelite lõikes.

Tabel 7. Hüpoteeside testimise tulemused kõikide mudelite lõikes

Paneel	CAPRATIO	NPE	CI_RATIO	ROA	LTA	INTBEAR
	H1	H2	H3	H4	H5	H6
S_T1	0	+	+	0	0	0
S_T1 v.a erind	0	+	+	0	0	0
S1_T1	0	+	+	-	0	+
S1_T1 v.a erind	0	+	+	-	0	+
Ristandmed						
S_T1						
2010	0	+	0	0	0	0
2011	0	+	0	0	-	+
2014	0	+	+	0	0	0
2016	-	+	0	0	0	0
2018	-	0	+	-	0	0
S1_T1						
2010	0	0	0	0	0	0
2011	0	+	0	0	-	+
2014	0	+	+	0	0	0
2016	0	+	0	0	0	0
2018	-	+	+	-	0	0

Märkused: + oli statistiliselt oluline ning seos oli positiivne, - oli statistiliselt oluline ning seos oli negatiivne, 0 ei olnud statistiliselt oluline. Roheline näitab tulemust, mis vastas oodatule, punane tulemust, mis oli vastupidine oodatule.

Allikas: Autori arvutused

Mudelite analüüsi tulemusel leidsid tugevat kinnitust hüpoteesid 2 ja 3, mis puudutasid mittetöötavate laenude taseme ja kulu-tulu suhte ning sõltuvate muutujate vahelisi seoseid. NPE muutuja oli statistiliselt oluline 12 mudelis 14-st ja muutuja CI_RATIO oli statistiliselt oluline 8 mudeli puhul. Seos mõlema muutuja ja sõltuvate muutujate vahel oli vastavalt ootustele positiivne. Hüpoteesid 4 ja 6 ehk muutujate ROA ja INTBEAR ning sõltuvate muutujate vahelisi seoseid puudutavad hüpoteesid leidsid mõlemad kinnitust 4 mudeli puhul analüüsitud 14-st mudelist. Seos selgitavate ja sõltuvate muutujate vahel oli ootuste kohaselt ROA puhul negatiivne ning INTBEAR puhul positiivne. Esimene hüpotees leidis kinnitust vaid ristandmetel põhinevate mudelite korral, kuna paneelandmete analüüsis ei jäänud kapitali adekvaatsuse suhtarv statistiliselt olulisena mudelisse sisse. Siiski oli ristandmetel põhinevates mudelites statistiliselt olulisena muutuja koefitsent negatiivne ehk vastas ootustele. Viies hüpotees, mis puudutas laenude osakaalu koguvaradest, kinnitust ei saanud. Antud muutuja oli statistiliselt oluline ristandmetel põhinevates mudelites, kuid seose suund oli negatiivne.

Üldiselt on magistritöös jõutud sarnastele seisukohtadele varasemate uuringutega, mis puudutavad stressitestide tulemusel kapitalitaseme langust ning seda mõjutavaid tegureid pankade finantsnäitajate näol. Mudelite tulemused olid ka majanduslikult olulised ning näitasid, et üle-euroopalise stressitesti raames langevad enim madala efektiivsuse ja madala varade kvaliteediga pankade kapitali tasemed. See näitab, et majanduslanguse või kriisi olukorras kannavad enim kahju pangad, kellel on kõrge mittetöötavate laenude osakaal või madal efektiivsus ja kasumlikkus. Mittetöötavate laenude kõrge tase mõjutab negatiivselt pankade võimet finantseerida majandust sidudes panga kapitali, seega on pankadel oluline pöörata tähelepanu oma varade kvaliteedile, et oleks võimalik jätkuvalt majandust finantseerida ning stressiolukorras olla jätkusuutlik. Madala efektiivsusega pankadel on raskem teenida kasumit ning seeläbi ka suurendada kapitali. Krediidiasutuste kõrge kulu-tulu suhe võib eeldatavasti majanduslanguse olukorras veelgi kasvada läbi kasvavate kulude ja vähenevate tulude, mis paneb surve nii pankade kasumlikkusele kui ka kapitalibaasile.

Mudelit edasi arendades võiks sellesse kaasata veel teisigi pangaspetsiifilisi finantsnäitajaid või järelevalvelisi muutujaid nagu järelevalvelase läbivaatamise ja hindamise protsessi SREP skoorid, mis ei ole küll avalikult kättesaadavad. Lisaks sellele võiks analüüsida stressitesti tulemeid riikide ja ärimudelite lõikes ning lisada mudelitesse ka stressitestidele iseloomulikke kontrollmuutujaid. Kuna EBA stressitestide tuleviku osas on käimas arutelud ning stressitesti raamistik on suures osas üle vaatamisel, oleks tulevikus huvitav ja kasulik analüüsida ka uuendatud raamistiku kohaselt saadud kapitali muutuse ja valitud näitajate seoseid, keskendudes erisustele panga enda poolt läbi viidud osa ja järelevalvete poolt teostatud osa vahel.

KOKKUVÕTE

Teadaolevalt sai 2008. aasta majanduskriis alguse pangandusest, mis tulenes antud sektori liigsest finantsvõimendusest ning selle tulemusena langes nii pankade kapitalibaas kui ka kvaliteet. Lisaks sellele puudusid pankadel ka vajalikud likviidsuspuhvrid. Seetõttu kaotas turg usalduse pangandussüsteemi vastu ning kahju kandus üle ka reaalmajandusse ja ülejäänud finantsüsteemi. Antud finantskriis tõestas pankade olulisust ning seda, kui võrd sõltub üleilmne majandus neist. Kriis tõi välja panganduse kitsaskohad, ebastabiilsuse ning kalduvuse võtta ülemääraseid riske, mida asjakohaselt ei maandatud. Finantssektori mõistmine ja riskide ajakohane hindamine on oluline paljude turuosaliste jaoks, kelleks on näiteks järelevalveasutused, regulaatorid, aktsionärid, võlausaldajad ning laenuvõtjad ehk kliendid. Üheks viisiks, kuidas nii järelevalveasutused kui ka pangad ise riske monitoorivad, haldavad ja maandavad, on stressitestide läbiviimine. Täna seisundis on igasugune pankade sisemine kui ka välimine stressitestimine aktuaalne teema. Sellest lähtuvalt käsitles antud magistr töö üle-euroopalisi stressiteste.

Magistr töö eesmärgiks oli hinnata pankade riskiprofiili seost nende üle-euroopalise stressitesti tulemustega. Töös testiti 6 hüpoteesi, mis keskendusid seoste leidmistele pangaspetsiifiliste riskinäitajate ja stressitesti mõju ulatuslikkuse vahel. Nimetatud pangaspetsiifilisteks näitajateks olid töösse valitud kapitali osakaal koguvaradest, mittetöötavate laenude osakaal kogu laenuportfelliga, panga juhtimise efektiivsust iseloomustav kulu-tulu suhe, tulusus ja kasumlikkuse näitaja ROA, likviidsust iseloomustav laenuportfelli osakaal koguvaradest ning tururiski tundlikkust iseloomustav intressikandvate kohustuse tase. Hüpoteeside kontrollimiseks kasutati töös nii paneel andmetel kui ka ristandmetel põhinevaid regressioonanalüüse, mille abil loodi ökonomeetrilised mudelid kirjeldamaks tunnuste vahelisi võimalikke seoseid. Uurimuse fookuses olid 2010., 2011., 2014., 2016. ning 2018. aasta stressitesti ehk 5 erinevat stressitesti. Kokku osales mainitud stressitestides 153 panka 22 erinevast riigist, mis andsid kokku 403 unikaalset vaatlust. Andmed koguti EBA kodulehel avalikustatud stressitestide tulemustest, Thomson Reuters Eikon andmebaasist ning avalikest pankade majandusaasta aruannetest. Andmete kättesaadavuse tõttu kasutati antud töös keskmiselt 83% stressitestiud pankade andmetest.

Kõikide paneelandmetel põhinevate mudelite puhul oli püsivalt statistiliselt oluline varade kvaliteedi näitaja NPL, millel oli positiivne seos sõltuva muutujaga ehk mida kõrgem on panga mittetöötava portfelli osakaal ehk mida halvem on panga varade kvaliteet, seda suurem on stressitesti mõju kapitalile. Sama tulemus leidis kinnitust ka ristanametel põhinevates mudelites. Samuti oli nii paneelandmete kui mitme eraldiseisva testi puhul (2014. aasta ning 2018. aasta) statistiliselt oluline muutuja kulu-tulu suhe, millel oli positiivne seos sõltuva muutujaga.

2018. aasta stressitesti mudelites ja osades paneelandmete mudelites oli statistiliselt oluline ka varade puhasrentaabilus ROA. Mudelites oli sõltuvate muutujate ja ROA vahel negatiivne seos – mida kasumlikum on pank, seda vähem väheneb stressitingimustes panga kapitaliseeritus, sest võimalikud laenukahjud saab katta jooksva kasumi arvelt. Samas tuleneb pankade puhul kõrge kasumlikkus kõrgete intressitulude ehk kõrgete intressimarginaalide pealt, mis viitab ka kõrgemale krediidiriski riskiisule, mis omakorda võib stressiolukorras viia kõrgema mittetöötava laenuportfelli ja laenukahjumiteni.

Intressikandvate kohustuste taseme seos sõltuva muutujaga oli ootuspäraselt positiivne osades paneelandmetega mudelites ning ühel stressitesti aastal, milleks on 2011. Oluline seos laenuportfelli osakaaluga koguvaradest esines ainult 2011 stressitestis ning erinevalt seatud hüpoteesist on selgitava ja sõltuva muutuja vaheline seos negatiivne ehk suurema laenuportfelli osakaaluga pankade puhul on stressitesti ulatuslikkus kapitalile madalam. Sarnaselt oli vaid 2016 ja 2018 stressitestide puhul näha negatiivset seost sõltuva muutuja ja kapitli adekvaatsuse vahel ehk mida kõrgem on panga kapitaliseeritus, seda väiksem on stressitesti mõju antud panga kapitalile.

Seega, analüüsi ja uurimuse tulemusel leidsid tugevat kinnitust hüpoteesid 2 ja 3, mis puudutasid mittetöötavate laenude taseme ja kulu-tulu suhte ja sõltuvate muutujate vahelisi seoseid. Antud muutujad olid stabiilselt statistiliselt olulised enamikes analüüsitud mudelites. Seos mõlema muutuja ja sõltuvate muutujate vahel oli vastavalt ootustele positiivne. Hüpoteesid 4 ja 6 ehk muutujate ROA ja INTBEAR ning sõltuvate muutujate vahelisi seoseid puudutavad hüpoteesid leidsid mõlemad kinnitust 4 mudeli puhul analüüsitud 14-st mudelist. Seos selgitavate ja sõltuvate muutujate vahel oli ootuste kohaselt ROA puhul negatiivne ning INTBEAR puhul positiivne. Esimene hüpotees leidis kinnitust vaid ristanametel põhinevate mudelite korral, kuna paneelandmete analüüsis ei jäänud kapitali adekvaatsuse suhtarv statistiliselt olulisena mudelisse

sisse. Siiski oli ristanometel põhinevates mudelites statistiliselt olulisena muutuja koefitsient negatiivne ehk vastas ootustele. Viies hüpotees, mis puudutas laenude osakaalu koguvaradest, kinnitust ei saanud. Antud muutuja oli statistiliselt oluline ristanometel põhinevates mudelites, kuid seose suund oli negatiivne.

Uurimuse tulemused näitasid, et üle-euroopalise stressitesti raames langevad enim madala efektiivsuse ja madala varade kvaliteediga pankade kapitali tasemed. Mittetöötavate laenude kõrge tase mõjutab negatiivselt pankade võimet finantseerida majandust sidudes panga kapitali, seega on pankadel oluline pöörata tähelepanu oma varade kvaliteedile, et oleks võimalik jätkuvalt majandust finantseerida ning stressiolukorras olla jätkusuutlik. Madala efektiivsusega pankadel on raskem teenida kasumit ning seeläbi ka suurendada kapitali, mistõttu tuleb ka antud näitajale pöörata rõhku finantsplaanide koostamisel. Üldjoontes jõuti magistritöös sarnastele seisukohtadele varasemate uuringutega, mis puudutavad stressitesti tulemusel kapitalitaseme langust ning seda mõjutavaid tegureid pankade finantsnäitajate näol. Siiski kaasati analüüsi stressitesti, mida varasemalt ei ole sellisel kujul tehtud. Edaspidi võib mudelisse kaasata teisigi pangaspetsiifilisi finantsnäitajaid või analüüsida stressitesti tulemeid riikide ja ärimudelite lõikes.

SUMMARY

ASSOCIATION BETWEEN RISK PROFILES OF EUROPEAN UNION BANKS AND THE RESULTS OF THE EU-WIDE STRESS TEST

Elen Tark

The 2008 financial crisis highlighted the banking sector's weaknesses, instability and the tendency to take excessive risks that were not adequately mitigated. Understanding the financial sector and assessing its risks is important for many market participants such as supervisors, regulators, shareholders, creditors and borrowers and customers. One way in which both supervisors and banks themselves monitor, manage and mitigate risks is conducting stress tests. In today's already financial crisis situation, any internal as well as external stress testing of banks is a relevant topic. Based on this, the aim of the Master's thesis was to estimate the association between European Union banks' risk profile and the results of the EU-wide stress test. Six hypotheses were set that focused on the relationship between certain bank-specific risk indicators and the magnitude of the impact of the stress tests on bank's capital position.

The thesis focused on the EU-wide stress tests conducted in 2010, 2011, 2014, 2016 and 2018. A total of 153 banks from 22 different countries participated in the stress tests providing a total of 403 unique observations. The data was collected from the results of stress tests published on the EBA website, the Thomson Reuters Eikon database and public annual reports of the relevant banks. Due to the (un)availability of data, an average of 83% of the data from stress-tested banks was used in the thesis.

To test the hypotheses, regression analyses based on both panel and cross-sectional data were used to create econometric models that would describe possible relationships between the variables. The dependent variable was the stress test impact on capital which is reflected through two alternative indicators. Firstly, as the ratio of difference in the level of capitalization (stress vs baseline scenario) to baseline level capitalization. Secondly, as the ratio of difference in the level of capitalization (stress scenario vs actual capital ratio before the stress test) to last actual capital ratio in the year preceding the stress test. The bank-specific explanatory variables used in the thesis were total capital ratio, the share of non performing loans, bank's efficiency ratio i.e the

cost-income ratio, return on assets, the share of loan portfolio of total assets and the level of interest bearing liabilities to total assets.

The Master's thesis is divided into three chapters. The first chapter provides an overview of banks' risk profile, stress testing and EU-wide stress tests conducted by the EBA. In addition, an overview of previous research on a similar topics is provided. The second chapter describes the data used and collected and the sample formed, the variables used in the models and the methodology of the analysis. The third chapter presents the results of the empirical analysis, draws conclusions from the results obtained and suggests further improvements of the analysis.

As a result of the analysis, the hypotheses concerning the relationship between the level of non-performing loans, the cost-income ratio, the level of ROA and interest-bearing liabilities and dependent variables were accepted for both – models based on panel data and cross-sectional data. The first hypothesis was accepted partially – only in the case of models based on cross-sectional data, in the analysis of panel data, the capital adequacy ratio was not statistically significant in the model. The fifth hypothesis, concerning the share of loans of total assets, was rejected. This variable was statistically significant in the cross-sectional data models, but the relationship was negative.

The results of the analysis showed that the EU-wide stress test has a larger impact on capital of banks with the lowest profitability and low asset quality. In general, the results of this Master's thesis coincide with previous research and studies done on the topic. However, stress tests that have not previously been analysed in this form were included in the thesis. In the future, other bank-specific financial indicators may be included to the model or the results of the stress tests may be analyzed by country or by business model.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

2011 EU-WIDE STRESS TEST AGGREGATE REPORT. EBA. Kättesaadav:

https://eba.europa.eu/sites/default/documents/files/documents/10180/15935/54a9ec8e-3a44-449f-9a5f-e820cc2c2f0a/EBA_ST_2011_Summary_Report_v6.pdf 12.jaanuar 2020

2016 EU-WIDE STRESS TEST. EBA. Kättesaadav:

<https://eba.europa.eu/sites/default/documents/files/documents/10180/1532819/e5fe6caf-8a52-4879-a694-d17a45f24c8c/2016-EU-wide-stress-test-Results.pdf?retry=1> 12.jaanuar 2020

2018 EU-WIDE STRESS TEST. EBA. Kättesaadav:

<https://eba.europa.eu/sites/default/documents/files/documents/10180/2419200/126521e6-613f-45e4-af84-cbd3b854afc5/2018-EU-wide-stress-test-Results.pdf> 13.jaanuar 2020

2020 EU-Wide Stress Test Methodological Note. EBA. Kättesaadav: <https://eba.europa.eu/eba-publishes-2020-eu-wide-stress-test-methodology-and-draft-templates> 15.jaanuar 2020

Acharya, V., Engle, R., Pierret, D. (2014). Testing macroprudential stress test. The risk of regulatory risk weights. *Journal of Monetary Economics*, 65, 35-53.

Aggregate outcome of the 2010 EU wide stress test exercise coordinated by CEBS in cooperation with the ECB. Committee of European Banking Supervisors. Kättesaadav:

<https://eba.europa.eu/sites/default/documents/files/documents/10180/15938/95030af2-7b52-4530-afe1-f067a895d163/Summaryreport.pdf> 20.jaanuar 2020

Alves, C., Mendes, V., Pereira da Silva, P. (2015). Do stress tests matter? A study on the impact of the disclosure of stress test results on European financial stocks and CDS markets. *Applied Economics*, 47(12), 1213-1229.

Bank for International Settlements. Principles for Sound Liquidity Risk Management and Supervision. Kättesaadav: <https://www.bis.org/publ/bcbs144.htm>

Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems. Basel Committee on Banking Supervision. Kättesaadav:

<https://www.bis.org/publ/bcbs189.pdf> 22. jaanuar 2020

Basel III: The Liquidity Coverage Ratio and liquidity risk monitoring tools Basel Committee on Banking Supervision. Kättesaadav: <https://www.bis.org/publ/bcbs238.pdf> 10.veebruar 2020

- Baselga-Pascual, L., Trujillo-Ponce, A., Cardone-Riportella, C. (2015). Factors influencing bank risk in Europe: Evidence from the financial crisis. *The North American Journal of Economics and Finance*, 34, 138-166.
- Bielecki, T.R., Rutkowski, M. (2013). *Credit risk: modeling, valuation and hedging*. Springer Science & Business Media.
- Blundell-Wignall, A., Atkinson, P. (2010). Thinking beyond basel iii. *OECD Journal: Financial Market Trends*, 2010(1), 9-33
- Cardinali, A., Nordmark, J. (2011). How informative are bank stress tests. Bank Opacity in the European Union. Lund University.
- CEBS press release on the results of the EU-wide stress testing exercise. European Banking Authority. Kättesaadav: <https://eba.europa.eu/cebs-press-release-on-the-results-of-the-eu-wide-stress-testing-exercise-15.jaanuar-2020>
- Chen, Y.K., Shen, C.H., Kao, L., Yeh, C.Y. (2018). Bank liquidity risk and performance. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 21(01), 1850007.
- Christopoulos, A.G., Mylonakis, J., Diktapanidis, P. (2011). Could Lehman Brothers' collapse be anticipated? An examination using CAMELS rating system. *International Business Research*, 11.
- Cihák, M.M. (2007). Introduction to applied stress testing (No. 7-59). International Monetary Fund.
- Constâncio, V. (2016). The role of stress testing in supervision and macroprudential policy. Stress Testing and Macroprudential Regulation, *ECB Centre for Economic Policy Research Working paper 51*. CEPR Press.
- Cruz, M.G. (2002). *Modeling, measuring and hedging operational risk* (Vol. 346). New York: Wiley.
- De Claro, L. (2013). Determining the effectiveness of the CAMELS approach towards timely prediction of banking failures. *Journal of global business and economics*, 12-17
- Dissem, S., Lobe, F. (2020). Correlation between the 2014 EU-wide stress tests and the market-based measures of systemic risk. *Research in International Business and Finance*, 51.
- EBA consults on the future of the EU-wide stress test framework. European Banking Authority. Kättesaadav: <https://eba.europa.eu/eba-consults-future-eu-wide-stress-test-framework-25.marts-2020>
- EU-wide stress testing. European Banking Authority. Kättesaadav: <https://eba.europa.eu/risk-analysis-and-data/eu-wide-stress-testing-25.marts-2020>
- European Banking Authority. RISK ASSESSMENT OF THE EUROPEAN BANKING SYSTEM. Kättesaadav: https://eba.europa.eu/sites/default/documents/files/document_library/Risk%20Analysis

[%20and%20Data/Risk%20Assessment%20Reports/2019/Risk%20Assessment%20Report_November%202019.PDF](#) 20. Märts 2020

European Central Bank. Single supervisory mechanism. Kättesaadav: <https://www.bankingsupervision.europa.eu/about/thessm/html/index.en.html> 20.jaanuar 2020

European Commission. Single supervisory mechanism. Kättesaadav: https://ec.europa.eu/info/business-economy-euro/banking-and-finance/banking-union/single-supervisory-mechanism_en 15. jaanuar 2020

Gambetta, N., García-Benau, M.A., Zorio-Grima, A. (2019). Stress test impact and bank risk profile: Evidence from macro stress testing in Europe. *International Review of Economics & Finance*, 61, 347-354

Georgescu, O.M., Gross, M., Kapp, D., Kok, C. (2017). Do stress tests matter? Evidence from the 2014 and 2016 stress tests. *ECB Working Paper*, No. 2054

Goldstein, M. (2014). The 2014 EU-wide bank stress test lacks credibility. In *TRADE CURRENCIES AND FINANCE*, 503-508.

Guidance to banks on non-performing loans. European Central Bank. Kättesaadav: https://www.bankingsupervision.europa.eu/ecb/pub/pdf/guidance_on_npl.en.pdf

Guidelines on management of non-performing and forborne exposures. European Banking Authority. Kättesaadav: <https://eba.europa.eu/sites/default/documents/files/documents/10180/2425705/371ff4ba-d7db-4fa9-a3c7-231cb9c2a26a/Final%20Guidelines%20on%20management%20of%20non-performing%20and%20forborne%20exposures.pdf> 17.jaanuar 2020

Gutierrez, P., Riebl, L. (2018). A review of stress test methodology. – *Journal of Securities Operations & Custody*, Vol. 10, No. 3, 254-267.

Haq, M. and Heaney, R. (2012). Factors determining European bank risk. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(4), 696-718.

Heffernan, S. (2005). *Modern Banking*. Chichester: John Wiley & Sons Ltd.

Iannotta, G., Nocera, G., Sironi, A. (2013). The impact of government ownership on bank risk. *Journal of Financial Intermediation*, 22(2), 152-176.

Information of Prudential Relevance 2015. BBVA. Kättesaadav: <https://shareholdersandinvestors.bbva.com/microsites/pilarIII2015/en/2/brp.html> 12.märts 2020

Jin, J.Y., Kanagaretnam, K., Lobo, G.J. (2013). Unintended consequences of the increased asset threshold for FDICIA internal controls: Evidence from US private banks. *Journal of Banking & Finance*, 37(12), 4879-4892.

- Kerstein, J., Kozberg, A. (2013). Using accounting proxies of proprietary FDIC ratings to predict bank failures and enforcement actions during the recent financial crisis. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 28(2), 128-151.
- Kok, C., Mirza, H., Pancaro, C. (2019). Macro stress testing euro area banks' fees and commissions. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 61, 97-119.
- Kolari, J.W., López-Iturriaga, F.J., Sanz, I.P.(2019). Predicting European bank stress tests: Survival of the fittest. *Global Finance Journal*, 39, 44-57.
- Lazzari, V., Vena, L., Venegoni, A. (2017). Stress tests and asset quality reviews of banks: A policy announcement tool. *Journal of Financial Stability*, 32, 86-98.
- Lim, K.G. (2015). Predictability of EU bank stress test results. *Global Economy and Finance Journal*, 8(1), 1.
- Luo, D., Ran, Y. (2019). Micro Drivers behind the Changes of CET1 Capital Ratio: An empirical analysis based on the results of EU-wide stress test. Jönköping University, Jönköping International Business School, JIBS, Business Administration
- Maddala, G.S., Lahiri, K. (1992). *Introduction to econometrics* (Vol. 2). New York: Macmillan.
- Montes, C., Artigas, C. (2012). Top-down Stress Tests as a Macro-prudential Tool: Methodology and Practical Application. *Banco de Espana Estabilidad Financiera*, (24)
- Nicolae, B., Maria-Daciana, R.C. (2014). Study regarding the financial stability of commercial banks listed on Bucharest Stock Exchange of CAMELS rating outlook. *Journal of International Studies*, 7(3), 133-143.
- Novotny-Farkas, Z. (2016). The interaction of the IFRS 9 expected loss approach with supervisory rules and implications for financial stability. *Accounting in Europe*, 13(2), 197-227.
- Petrella, G., Resti, A. (2013). Supervisors as information producers: Do stress tests reduce bank opaqueness?. *Journal of Banking & Finance*, 37(12), 5406-5420.
- Report on Risks and Vulnerabilities of the European Banking System . European Banking Authority. Kättesaadav: <https://eba.europa.eu/sites/default/documents/files/documents/10180/556736/1c3a4b7c-4aa6-4537-b445-568a6e1335fe/EBA-Risk-Assessment-report-2012.pdf> 2.veebuar 2020
- Results of 2014 EU-wide stress test. EBA. Kättesaadav: <https://eba.europa.eu/sites/default/documents/files/documents/10180/851779/634773ab-9996-498f-be71-5cb5be041c82/2014%20EU-wide%20ST-aggregate%20results.pdf?retry=1> 19.jaanuar 2020
- Risk Dashboard. European Banking Authority. Kättesaadav: <https://eba.europa.eu/risk-analysis-and-data/risk-dashboard> 25.jaanuar 2020

- Rostami, M. (2015) Camels' Analysis In Banking Industry. – *Global Journal of Engineering Science and Research Management*, 11, 10-26.
- Santomero, A.M. (1997). Commercial bank risk management: an analysis of the process. *Journal of Financial Services Research*, 12(2-3), 83-115
- Schuermann, T. (2014). Stress testing banks. *International Journal of Forecasting*, 30(3), 717-728.
- Stress test shows improved resilience of euro area banking system. ECB. Kättesaadav: <https://www.bankingsupervision.europa.eu/press/pr/date/2016/html/sr160729.en.html> 28.jaanuar 2020
- THE EUROPEAN BANKING AUTHORITY AT A GLANCE.
<https://eba.europa.eu/sites/default/documents/files/documents/10180/1401372/e8686db2-6390-4c52-ad06-bc8d24b7aeb5/EBA%20AT%20A%20GLANCE.pdf> 22. jaanuar 2020
- Torres-Reyna, O. (2007). Panel data analysis fixed and random effects using Stata (v. 4.2). Data & Statistical Services, Princeton University, 112.
- Van Roy, P., Ferrari, S., Vespro, C. (2018). Sensitivity of credit risk stress test results: Modelling issues with an application to Belgium (No. 338). *NBB Working Paper*.
- Verma, E. (2019). Financial Risk and Its Types. Simplilearn. Kättesaadav: <https://www.simplilearn.com/financial-risk-and-types-rar131-article> 18. jaanuar 2020
- Vörk, A. (2003). Staatilised paneelandmete mudelid. Kättesaadav: https://www.researchgate.net/profile/Andres_Vrk/publication/265033234_Staatilised_paneelandmete_mudelid/links/546237770cf2c0c6aec1ab82/Staatilised-paneelandmete-mudelid.pdf 3.märts 2020

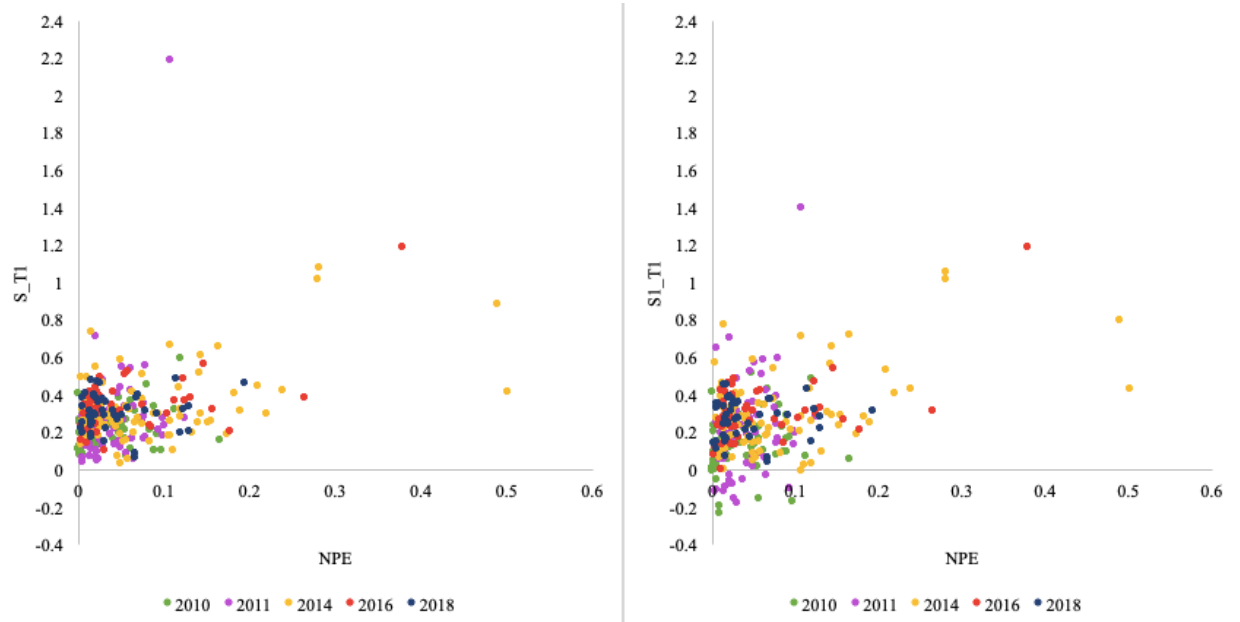
LISAD

Lisa 1. Alternatiivsete sõltuvate muutujate keskmised väärtused riikide lõikes

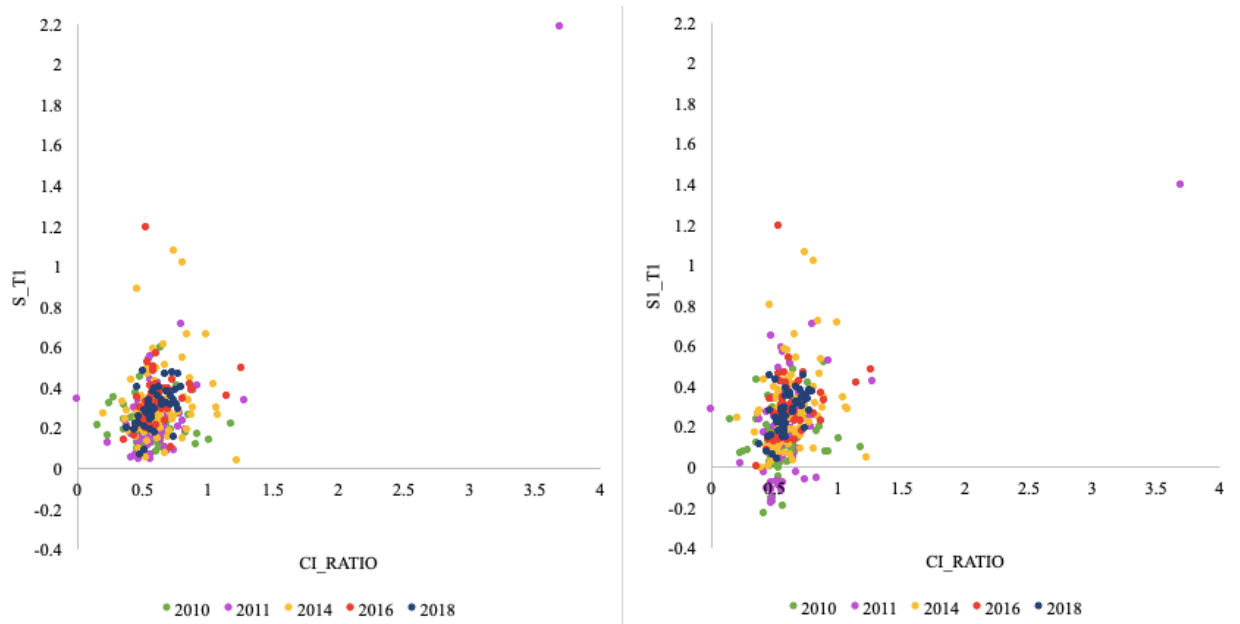
	S	T1	S1	T1
AUT	28,6%	24,0%		
BEL	31,8%	31,0%		
CYP	42,9%	40,5%		
DEU	28,4%	28,4%		
DNK	20,4%	10,6%		
ESP	26,8%	22,0%		
FIN	22,1%	16,4%		
FRA	23,8%	18,2%		
GBR	32,9%	26,7%		
GRC	50,8%	49,0%		
HUN	23,5%	3,2%		
IRL	57,0%	45,7%		
ITA	33,4%	31,2%		
LUX	21,0%	13,9%		
LVA	27,3%	21,5%		
MLT	21,2%	9,9%		
NLD	27,4%	22,9%		
NOR	14,8%	-0,2%		
POL	17,7%	10,3%		
PRT	27,4%	23,6%		
SVN	38,0%	40,4%		
SWE	15,6%	7,3%		

Allikas: Autori arvutused

Lisa 2. CAMELS indikaatorite seosed sõltuvate muutujatega

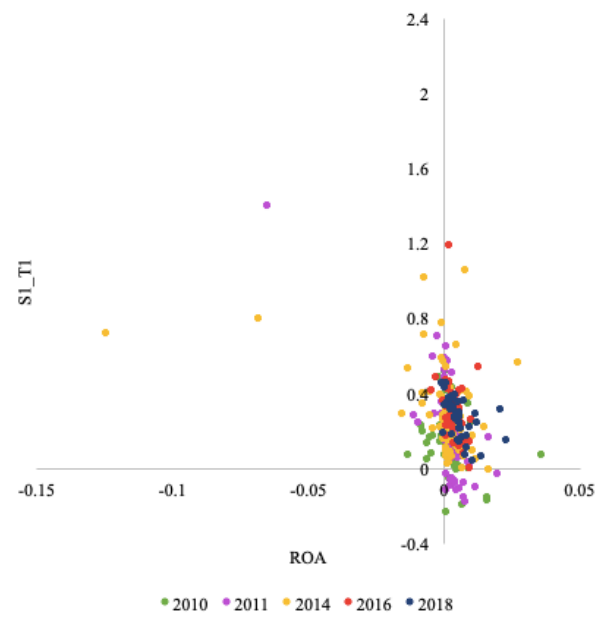
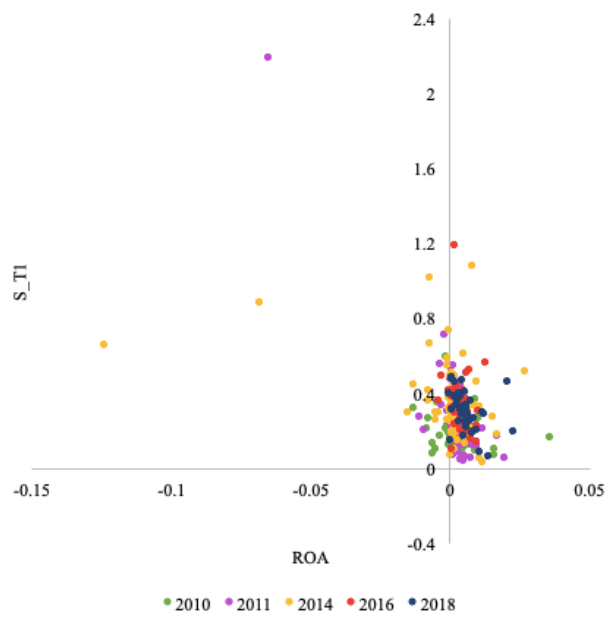


Allikas: Autori koostatud

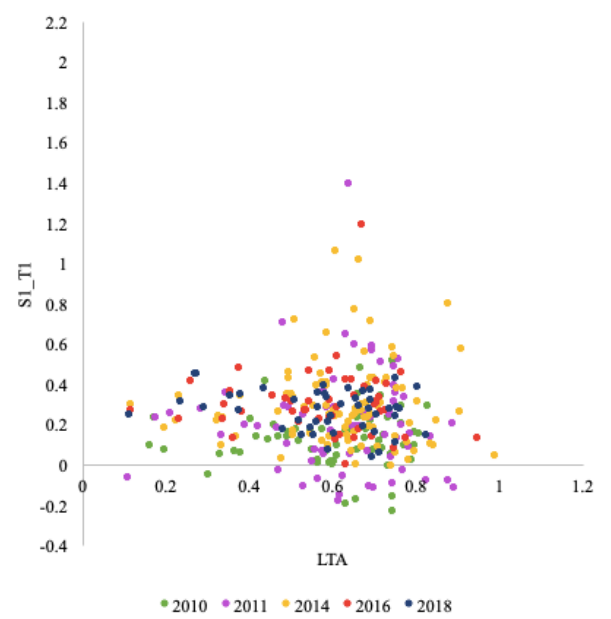
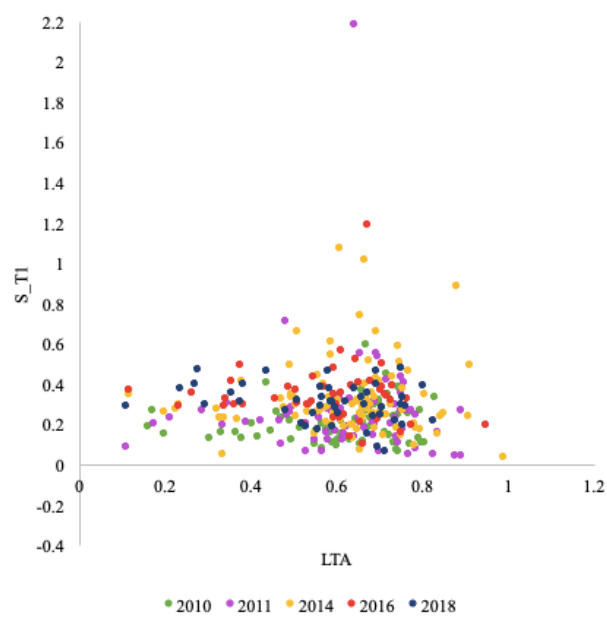


Allikas: Autori koostatud

Lisa 2 järg



Allikas: Autori koostatud



Allikas: Autori koostatud

Lisa 3. S_T1 juhuslike efektidega mudel

S RE: Random-effects (GLS)

Time-series length: minimum 1, maximum 5

Dependent variable: S_T1

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.3186	0.3062	-1.041	0.2981	
NPE	2.1466	0.7018	3.059	0.0022	***
CI_RATIO	0.6400	0.1360	4.706	0.0001	***
dt_2	0.1887	0.0862	2.189	0.0286	**
dt_3	0.0974	0.0910	1.069	0.2849	
dt_4	0.1988	0.1099	1.808	0.0706	*
dt_5	0.2120	0.1169	1.812	0.0699	*
CAPRATIO	-1.010	1.1916	-0.848	0.3964	
ROA	-0.4751	3.5399	-0.134	0.8932	
INTBEAR	0.3007	0.2397	1.255	0.2096	
LTA	-0.0667	0.3235	-0.206	0.8365	

Mean dependent var	0.354	S.D. dependent var	0.660
Sum squared resid	114.977	S.E. of regression	0.614
Log-likelihood	-287.815	Akaike criterion	597.630
Schwarz criterion	638.873	Hannan-Quinn	614.110

Between variance = 0.280552

Within'variance = 0.211337

mean theta = 0.504651

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(10) = 64.9884

with p-value = 4.07397e-10

Breusch-Pagan test -

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

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 0.621884

with p-value = 0.430348

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(10) = 25.8175

with p-value = 0.0039936

Lisa 4. S_T1 esialgne fikseeritud efektidega mudel

FE esialgne: Fixed-effects

Time-series length: minimum 1, maximum 5

Dependent variable: S_T1

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.3076	0.4714	-0.652	0.5148	
CAPRATIO	-0.4118	1.7085	-0.241	0.8098	
NPE	2.0981	0.8506	2.467	0.0145	**
CI_RATIO	0.6770	0.1539	4.397	0.0001	***
ROA	0.1086	3.9963	0.027	0.9783	
INTBEAR	0.2394	0.5292	0.452	0.6515	
LTA	-0.2321	0.4873	-0.476	0.6343	
dt_2	0.1628	0.0897	1.816	0.0709	*
dt_3	0.1444	0.0993	1.455	0.1474	
dt_4	0.2099	0.1209	1.735	0.0843	*
dt_5	0.2213	0.1322	1.673	0.0958	*

Mean dependent var	0.354290	S.D. dependent var	0.660432
Sum squared resid	41.42196	S.E. of regression	0.459714
LSDV R-squared	0.696590	Within R-squared	0.205314
LSDV F(117, 196)	3.846077	P-value(F)	4.46e-17
Log-likelihood	-127.5304	Akaike criterion	491.0607
Schwarz criterion	933.4891	Hannan-Quinn	667.8470
rho	-0.295613	Durbin-Watson	1.661052

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(6, 196) = 5.86247$

with p-value = $P(F(6, 196) > 5.86247) = 1.21025e-05$

Test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: $F(107, 196) = 3.19168$

with p-value = $P(F(107, 196) > 3.19168) = 9.5682e-13$

Test for omission of variables -

Null hypothesis: parameters are zero for the variables

CAPRATIO

ROA

INTBEAR

LTA

Test statistic: $F(4, 196) = 0.100037$

with p-value = $P(F(4, 196) > 0.100037) = 0.982331$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: $\text{Chi-square}(72) = 8.58445e+31$

with p-value = 0

Lisa 5. S_T1 kohandatud standardvigadega fikseeritud efektidega mudel

FE robust:Fixed-effects

Time-series length: minimum 1, maximum 5

Dependent variable: S_T1

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.3076	0.1872	-1.642	0.1034	
CAPRATIO	-0.4118	0.7164	-0.574	0.5666	
NPE	2.0981	1.0218	2.054	0.0424	**
CI_RATIO	0.6770	0.2246	3.013	0.0032	***
ROA	0.1086	2.1648	0.050	0.9601	
INTBEAR	0.2394	0.2998	0.798	0.4264	
LTA	-0.2321	0.1963	-1.182	0.2397	
dt_2	0.1628	0.1410	1.155	0.2508	
dt_3	0.1444	0.0887	1.627	0.1066	
dt_4	0.2099	0.1008	2.082	0.0397	**
dt_5	0.2213	0.1012	2.187	0.0309	**

Mean dependent var	0.354290	S.D. dependent var	0.660432
Sum squared resid	41.42196	S.E. of regression	0.459714
LSDV R-squared	0.696590	Within R-squared	0.205314
Log-likelihood	-127.5304	Akaike criterion	491.0607
Schwarz criterion	933.4891	Hannan-Quinn	667.8470
rho	-0.295613	Durbin-Watson	1.661052

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(10, 107) = 11.6126$

with p-value = $P(F(10, 107) > 11.6126) = 2.70484e-13$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(107, 124.7) = 12.9665$

with p-value = $P(F(107, 124.7) > 12.9665) = 5.77507e-37$

Test for omission of variables -

Null hypothesis: parameters are zero for the variables

CAPRATIO

ROA

INTBEAR

LTA

Test statistic: $F(4, 107) = 0.389897$

with p-value = $P(F(4, 107) > 0.389897) = 0.815477$

Lisa 6. S_T1 kohandatud standardvigadega fikseeritud efektidega mudel (2)

FE omit robust:Fixed-effects

Time-series length: minimum 1, maximum 5

Dependent variable: S_T1

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.3218	0.1704	-1.888	0.0617	*
NPE	2.0979	0.9052	2.318	0.0223	**
CI_RATIO	0.6662	0.1863	3.575	0.0005	***
dt_2	0.1588	0.1420	1.118	0.2659	
dt_3	0.1400	0.0831	1.685	0.0949	*
dt_4	0.2011	0.0813	2.473	0.0149	**
dt_5	0.2069	0.0778	2.658	0.0091	***

Mean dependent var	0.352523	S.D. dependent var	0.655419
Sum squared resid	41.65151	S.E. of regression	0.452968
LSDV R-squared	0.695094	Within R-squared	0.201424
Log-likelihood	-127.9228	Akaike criterion	487.8455
Schwarz criterion	924.6077	Hannan-Quinn	662.2720
rho	-0.292358	Durbin-Watson	1.647988

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(6, 109) = 15.3345$

with p-value = $P(F(6, 109) > 15.3345) = 1.12144e-12$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(109, 132.0) = 17.1818$

with p-value = $P(F(109, 132.0) > 17.1818) = 1.05418e-45$

Lisa 7. S_T1 ilma erinditeta juhuslike efektidega mudel

S RE esialgne: Random-effects (GLS)

Time-series length: minimum 1, maximum 5

Dependent variable: S_T1

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.1024	0.0612	-1.672	0.0944	*
CAPRATIO	-0.1913	0.2403	-0.796	0.4259	
NPE	0.9159	0.1552	5.901	0.0001	***
CI_RATIO	0.3590	0.0325	11.030	0.0001	***
ROA	-3.1032	0.7806	-3.975	0.0001	***
INTBEAR	0.1186	0.0459	2.583	0.0098	***
LTA	-0.0082	0.0641	-0.128	0.8977	
dt_2	0.0379	0.0189	1.999	0.0456	**
dt_3	0.0677	0.0195	3.468	0.0005	***
dt_4	0.1472	0.0235	6.239	0.0001	***
dt_5	0.1386	0.0249	5.559	0.0001	***

Mean dependent var	0.284680	S.D. dependent var	0.185444
Sum squared resid	5.139530	S.E. of regression	0.131770
Log-likelihood	191.0582	Akaike criterion	-360.1164
Schwarz criterion	-319.1570	Hannan-Quinn	-343.7353

'Between' variance = 0.00810688

'Within' variance = 0.00957752

mean theta = 0.429228

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(6) = 303.24

with p-value = 1.65417e-62

Wald joint test on time dummies -

Null hypothesis: No time effects

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 44.4876

with p-value = 5.0809e-09

Breusch-Pagan test -

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

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 22.3144

with p-value = 2.31464e-06

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(6) = 29.2637

with p-value = 5.42294e-05

Lisa 8. S_T1 ilma erinditeta esialgne fikseeritud efektidega mudel

S FE esialgne: Fixed-effects

Time-series length: minimum 1, maximum 5

Dependent variable: S_T1

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.2418	0.1003	-2.410	0.0169	**
CAPRATIO	0.0019	0.3637	0.005	0.9958	
NPE	1.1121	0.1898	5.859	0.0001	***
CI_RATIO	0.4254	0.0350	12.140	0.0001	***
ROA	-2.1618	0.8900	-2.429	0.0161	**
INTBEAR	0.2293	0.1137	2.016	0.0452	**
LTA	-0.0350	0.1039	-0.336	0.7368	
dt_2	0.0380	0.0193	1.966	0.0508	*
dt_3	0.0702	0.0212	3.307	0.0011	***
dt_4	0.1453	0.0258	5.624	0.0001	***
dt_5	0.1392	0.0282	4.933	0.0001	***

Mean dependent var	0.284680	S.D. dependent var	0.185444
Sum squared resid	1.848461	S.E. of regression	0.097865
LSDV R-squared	0.823768	Within R-squared	0.686782
LSDV F(112, 193)	8.054890	P-value(F)	4.03e-36
Log-likelihood	347.5172	Akaike criterion	-469.0345
Schwarz criterion	-48.26936	Hannan-Quinn	-300.7559
rho	-0.185737	Durbin-Watson	1.787671

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(6, 193) = 48.3081$

with p-value = $P(F(6, 193) > 48.3081) = 6.49541e-36$

Test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: $F(102, 193) = 3.27139$

with p-value = $P(F(102, 193) > 3.27139) = 7.04263e-13$

Wald joint test on time dummies -

Null hypothesis: No time effects

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 35.0576

with p-value = 4.52056e-07

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: Chi-square(70) = 5.40672e+31

with p-value = 0

Lisa 9. S_T1 ilma erinditeta kohandatud standardvigadega fikseeritud efektidega mudel

S FE robust:Fixed-effects

Time-series length: minimum 1, maximum 5

Dependent variable: S_T1

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.2418	0.1581	-1.529	0.1294	
CAPRATIO	0.0019	0.3549	0.005	0.9957	
NPE	1.1121	0.4715	2.358	0.0203	**
CI_RATIO	0.4254	0.0858	4.957	0.0001	***
ROA	-2.1618	1.1088	-1.950	0.0540	*
INTBEAR	0.2293	0.1674	1.369	0.1739	
LTA	-0.0350	0.1079	-0.324	0.7465	
dt_2	0.0380	0.0182	2.086	0.0395	**
dt_3	0.0702	0.0216	3.245	0.0016	***
dt_4	0.1453	0.0218	6.644	0.0001	***
dt_5	0.1392	0.0242	5.745	0.0001	***

Mean dependent var	0.284680	S.D. dependent var	0.185444
Sum squared resid	1.848461	S.E. of regression	0.097865
LSDV R-squared	0.823768	Within R-squared	0.686782
Log-likelihood	347.5172	Akaike criterion	-469.0345
Schwarz criterion	-48.26936	Hannan-Quinn	-300.7559
rho	-0.185737	Durbin-Watson	1.787671

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(10, 102) = 22.0296$

with p-value = $P(F(10, 102) > 22.0296) = 2.54112e-21$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(102, 118.3) = 10.5803$

with p-value = $P(F(102, 118.3) > 10.5803) = 7.99155e-31$

Test for omission of variables -

Null hypothesis: parameters are zero for the variables

CAPRATIO

INTBEAR

LTA

Test statistic: $F(3, 102) = 0.689152$

with p-value = $P(F(3, 102) > 0.689152) = 0.56071$

Lisa 10. S_T1 ilma erinditeta kohandatud standardvigadega fikseeritud efektidega mudel (2)

S FE omit robust:Fixed-effects

Time-series length: minimum 1, maximum 5

Dependent variable: S_T1

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.1064	0.0611	-1.740	0.0848	*
NPE	1.1247	0.4750	2.368	0.0198	**
CI_RATIO	0.4232	0.0915	4.625	0.0001	***
ROA	-2.0256	1.0901	-1.858	0.0660	*
dt_2	0.0402	0.0163	2.464	0.0154	**
dt_3	0.0744	0.0226	3.295	0.0014	***
dt_4	0.1483	0.0174	8.519	0.0001	***
dt_5	0.1439	0.0183	7.848	0.0001	***

Mean dependent var	0.284635	S.D. dependent var	0.185143
Sum squared resid	1.888609	S.E. of regression	0.098162
LSDV R-squared	0.819944	Within R-squared	0.679980
Log-likelihood	345.8555	Akaike criterion	-469.7109
Schwarz criterion	-56.03082	Hannan-Quinn	-304.2842
rho	-0.200214	Durbin-Watson	1.802189

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(7, 103) = 34.9092$

with p-value = $P(F(7, 103) > 34.9092) = 1.70487e-24$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(103, 120.6) = 11.4515$

with p-value = $P(F(103, 120.6) > 11.4515) = 4.8199e-33$

Lisa 11. S1_T1 juhuslike efektidega mudel

S1 RE esialgne: Random-effects (GLS)

Time-series length: minimum 1, maximum 5

Dependent variable: S1_T1

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.1427	0.0984	-1.450	0.1470	
CAPRATIO	-0.3920	0.3793	-1.033	0.3014	
NPE	1.3201	0.2193	6.018	0.0001	***
CI_RATIO	0.3235	0.0420	7.688	0.0001	***
ROA	-2.111	1.0960	-1.927	0.0540	*
INTBEAR	0.2111	0.0789	2.674	0.0075	***
LTA	-0.1154	0.1037	-1.113	0.2658	
dt_2	0.0853	0.0263	3.246	0.0012	***
dt_3	0.1290	0.0280	4.607	0.0001	***
dt_4	0.2091	0.0338	6.185	0.0001	***
dt_5	0.2112	0.0360	5.854	0.0001	***

Mean dependent var	0.261349	S.D. dependent var	0.271535
Sum squared resid	13.35112	S.E. of regression	0.209567
Log-likelihood	50.22681	Akaike criterion	-78.45362
Schwarz criterion	-37.21030	Hannan-Quinn	-61.97355

'Between' variance = 0.0307195

'Within' variance = 0.0178741

mean theta = 0.549258

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(6) = 185.569

with p-value = 2.22617e-37

Wald joint test on time dummies -

Null hypothesis: No time effects

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 45.994

with p-value = 2.46993e-09

Breusch-Pagan test -

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

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 15.3225

with p-value = 9.0631e-05

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(6) = 10.202

with p-value = 0.116401

Lisa 12. S1_T1 ilma erinditeta esialgne juhuslike efektidega mudel

S1 RE esialgne: Random-effects (GLS)

Time-series length: minimum 1, maximum 5

Dependent variable: S1_T1

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.1067	0.0702	-1.521	0.1284	
NPE	0.8536	0.1733	4.925	0.0001	***
CI_RATIO	0.2248	0.0357	6.292	0.0001	***
ROA	-3.3087	0.8625	-3.836	0.0001	***
dt_2	0.0535	0.0206	2.593	0.0095	***
dt_3	0.1244	0.0214	5.811	0.0001	***
dt_4	0.2003	0.0258	7.749	0.0001	***
dt_5	0.1947	0.0274	7.101	0.0001	***
CAPRATIO	-0.1684	0.2737	-0.615	0.5384	
INTBEAR	0.1833	0.0540	3.391	0.0007	***
LTA	-0.0719	0.0736	-0.977	0.3286	

Mean dependent var	0.235027	S.D. dependent var	0.198434
Sum squared resid	6.687098	S.E. of regression	0.150305
Log-likelihood	150.7858	Akaike criterion	-279.5716
Schwarz criterion	-238.6121	Hannan-Quinn	-263.1905

'Between' variance = 0.013023

'Within' variance = 0.0117312

mean theta = 0.477603

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(10) = 315.101

with p-value = 9.93918e-62

Breusch-Pagan test -

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

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 29.2153

with p-value = 6.47643e-08

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(10) = 25.2819

with p-value = 0.00583607

Test for omission of variables -

Null hypothesis: parameters are zero for the variables

CAPRATIO

LTA

Test statistic: $F(2, 295) = 0.642292$

with p-value = $P(F(2, 295) > 0.642292) = 0.526819$

Lisa 13. S_T1 2010. aasta stressitesti mudeli aruanne

Model 1: OLS, using observations 1-91

Dependent variable: S_T1

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.0479	0.0908	0.527	0.6001	
NPE	0.6867	0.3529	1.946	0.0568	*
CI_RATIO	-0.0351	0.0700	-0.502	0.6176	
ROA	-2.890	1.9684	-1.469	0.1477	
INTBEAR	0.0730	0.0671	1.088	0.2814	
LTA	0.0721	0.0823	0.876	0.3848	
CAPRATIO	0.6458	0.6281	1.028	0.3084	

Mean dependent var	0.202946	S.D. dependent var	0.101803
Sum squared resid	0.487185	S.E. of regression	0.094116
R-squared	0.229382	Adjusted R-squared	0.145314
F(6, 55)	2.728544	P-value(F)	0.021583
Log-likelihood	62.25944	Akaike criterion	-110.5189
Schwarz criterion	-95.62895	Hannan-Quinn	-104.6727

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 29.3327

with p-value = $P(\text{Chi-square}(27) > 29.3327) = 0.344953$

Test for omission of variables -

Null hypothesis: parameters are zero for the variables

Costincomeratio

Test statistic: $F(1, 55) = 0.252055$

with p-value = $P(F(1, 55) > 0.252055) = 0.617636$

Test for omission of variables -

Null hypothesis: parameters are zero for the variables

Costincomeratio

ROA

INTBEAR

Loansassets

CAPRATIO

Test statistic: $F(5, 55) = 1.647$

with p-value = $P(F(5, 55) > 1.647) = 0.163056$

Lisa 14. S1_T1 2010. aasta stressitesti mudeli aruanne

Model 4: OLS, using observations 1-91

Dependent variable: S1_T1

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.0989	0.1371	-0.721	0.4735	
NPE	0.7428	0.5326	1.395	0.1687	
CI_RATIO	0.0701	0.1056	0.664	0.5093	
ROA	-5.1351	2.9703	-1.729	0.0894	*
INTBEAR	-0.0073	0.1013	-0.072	0.9428	
LTA	0.1163	0.1242	0.936	0.3533	
CAPRATIO	1.1189	0.9478	1.180	0.2429	

Mean dependent var	0.127838	S.D. dependent var	0.145221
Sum squared resid	1.109300	S.E. of regression	0.142018
R-squared	0.137692	Adjusted R-squared	0.043622
F(6, 55)	1.463714	P-value(F)	0.020780
Log-likelihood	36.75137	Akaike criterion	-59.50274
Schwarz criterion	-44.61280	Hannan-Quinn	-53.65657

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 23.5639

with p-value = $P(\text{Chi-square}(27) > 23.5639) = 0.654381$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 2.71018

with p-value = 0.257924

Lisa 15. S_T1 2011. aasta stressitesti mudeli aruanne

Model 1: OLS, using observations 1-90

Dependent variable: S_T1

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.2745	0.7682	-0.357	0.7220	
NPE	1.7888	6.4021	2.794	0.0070	***
CI_RATIO	0.0275	0.6160	0.044	0.9645	
ROA	-12.8790	22.0777	-0.583	0.5618	
INTBEAR	2.2344	1.0633	2.101	0.0398	**
LTA	-2.4992	1.3692	-1.825	0.0729	*
CAPRATIO	-1.5077	4.2708	-0.353	0.7253	

Mean dependent var	0.491216	S.D. dependent var	1.296346
Sum squared resid	85.87336	S.E. of regression	1.196337
R-squared	0.225765	Adjusted R-squared	0.148342
F(6, 60)	2.915981	P-value(F)	0.014593
Log-likelihood	-103.3829	Akaike criterion	220.7659
Schwarz criterion	236.1987	Hannan-Quinn	226.8727

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 58.9758

with p-value = 0.358768

Lisa 16. S1_T1 2011. aasta stressitesti mudeli aruanne

Model 3: OLS, using observations 1-90

Dependent variable: S1_T1

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.3785	0.1980	-1.911	0.0608	*
NPE	5.5119	1.6506	3.339	0.0014	***
CI_RATIO	0.1787	0.1588	1.126	0.2648	
ROA	-6.2821	5.6923	-1.104	0.2742	
INTBEAR	0.9888	0.2741	3.607	0.0006	***
LTA	-0.8267	0.3530	-2.342	0.0225	**
CAPRATIO	0.8328	1.1011	0.7564	0.4524	

Mean dependent var	0.260518	S.D. dependent var	0.395291
Sum squared resid	5.708564	S.E. of regression	0.308452
R-squared	0.446459	Adjusted R-squared	0.391105
F(6, 60)	8.065515	P-value(F)	2.11e-06
Log-likelihood	-12.56759	Akaike criterion	39.13518
Schwarz criterion	54.56803	Hannan-Quinn	45.24200

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 45.8594

with p-value = P(Chi-square(27) > 45.8594) = 0.0131734

Model 4: OLS, using observations 1-90

Dependent variable: S1_T1

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.3785	0.1598	-2.368	0.0211	**
NPE	5.5119	2.4727	2.229	0.0296	**
CI_RATIO	0.1787	0.1263	1.415	0.1622	
ROA	-6.2821	4.5010	-1.396	0.1679	
INTBEAR	0.9888	0.2979	3.319	0.0015	***
LTA	-0.8267	0.3775	-2.190	0.0325	**
CAPRATIO	0.8328	1.3621	0.611	0.5432	

Mean dependent var	0.260518	S.D. dependent var	0.395291
Sum squared resid	5.708564	S.E. of regression	0.308452
R-squared	0.446459	Adjusted R-squared	0.391105
F(6, 60)	9.736676	P-value(F)	1.79e-07
Log-likelihood	-12.56759	Akaike criterion	39.13518
Schwarz criterion	54.56803	Hannan-Quinn	45.24200

Lisa 17. S_T1 2014. aasta stressitesti mudeli aruanne

Model 1: OLS, using observations 1-123

Dependent variable: S_T1

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.3751	0.2074	-1.809	0.0740	*
NPE	2.2126	0.5024	4.404	0.0001	***
CI_RATIO	0.8697	0.1257	6.916	0.0001	***
ROA	1.8523	2.4175	0.766	0.4457	
INTBEAR	0.2119	0.2533	0.836	0.4051	
LTA	-0.2667	0.2903	-0.918	0.3609	
CAPRATIO	-0.0796	0.9386	-0.084	0.9326	

Mean dependent var	0.383698	S.D. dependent var	0.475381
Sum squared resid	9.146074	S.E. of regression	0.328026
R-squared	0.555256	Adjusted R-squared	0.523862
F(6, 85)	17.68686	P-value(F)	3.43e-13
Log-likelihood	-24.35301	Akaike criterion	62.70601
Schwarz criterion	80.35853	Hannan-Quinn	69.83072

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 89.8492

with p-value = $P(\text{Chi-square}(27) > 89.8492) = 1.12016e-08$

Model 2: OLS, using observations 1-123

Dependent variable: S_T1

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.3751	0.3646	-1.029	0.3064	
NPE	2.2126	0.9098	2.432	0.0171	**
CI_RATIO	0.8697	0.3698	2.351	0.0210	**
ROA	1.8523	3.5753	0.518	0.6057	
INTBEAR	0.2119	0.1991	1.064	0.2903	
LTA	-0.2667	0.2849	-0.935	0.3520	
CAPRATIO	-0.0796	0.8808	-0.090	0.9282	

Mean dependent var	0.383698	S.D. dependent var	0.475381
Sum squared resid	9.146074	S.E. of regression	0.328026
R-squared	0.555256	Adjusted R-squared	0.523862
F(6, 85)	11.14119	P-value(F)	3.88e-09
Log-likelihood	-24.35301	Akaike criterion	62.70601
Schwarz criterion	80.35853	Hannan-Quinn	69.83072

Lisa 18. S1_T1 2014. aasta stressitesti mudeli aruanne

Model 3: OLS, using observations 1-123

Dependent variable: S1_T1

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.1489	0.1194	-1.247	0.2158	
NPE	1.3927	0.2892	4.815	0.0001	***
CI_RATIO	0.4804	0.0724	6.635	0.0001	***
ROA	-1.9067	1.3918	-1.370	0.1743	
INTBEAR	0.1380	0.1458	0.9462	0.3467	
LTA	-0.0619	0.1671	-0.370	0.7116	
CAPRATIO	-0.2519	0.5404	-0.466	0.6423	

Mean dependent var	0.324332	S.D. dependent var	0.298736
Sum squared resid	3.031606	S.E. of regression	0.188854
R-squared	0.626702	Adjusted R-squared	0.600352
F(6, 85)	23.78340	P-value(F)	2.54e-16
Log-likelihood	26.44168	Akaike criterion	-38.88336
Schwarz criterion	-21.23084	Hannan-Quinn	-31.75865

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 71.8284

with p-value = $P(\text{Chi-square}(27) > 71.8284) = 6.12895e-06$

Model 4: OLS, using observations 1-123

Dependent variable: S1_T1

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.1489	0.1130	-1.318	0.1911	
NPE	1.3927	0.4288	3.248	0.0017	***
CI_RATIO	0.4804	0.1102	4.356	0.0001	***
ROA	-1.9067	1.3401	-1.423	0.1585	
INTBEAR	0.1380	0.1218	1.133	0.2604	
LTA	-0.0619	0.1833	-0.338	0.7361	
CAPRATIO	-0.2519	0.4090	-0.615	0.5396	

Mean dependent var	0.324332	S.D. dependent var	0.298736
Sum squared resid	3.031606	S.E. of regression	0.188854
R-squared	0.626702	Adjusted R-squared	0.600352
F(6, 85)	25.93800	P-value(F)	2.58e-17
Log-likelihood	26.44168	Akaike criterion	-38.88336
Schwarz criterion	-21.23084	Hannan-Quinn	-31.75865

Lisa 19. S_T1 2016. aasta stressitesti mudeli aruanne

Model 1: OLS, using observations 1-51

Dependent variable: S_T1

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.3005	0.1527	1.968	0.0559	*
NPE	1.2047	0.2696	4.468	0.0001	***
CI_RATIO	0.1121	0.1570	0.714	0.4792	
ROA	-4.9153	7.8842	-0.623	0.5365	
INTBEAR	-0.1168	0.1557	-0.750	0.4573	
LTA	0.1841	0.1922	0.957	0.3439	
CAPRATIO	-0.6330	0.3778	-1.676	0.1014	

Mean dependent var	0.345245	S.D. dependent var	0.158508
Sum squared resid	0.627290	S.E. of regression	0.123692
R-squared	0.468787	Adjusted R-squared	0.391049
F(6, 41)	6.030316	P-value(F)	0.000138
Log-likelihood	35.99209	Akaike criterion	-57.98419
Schwarz criterion	-44.88578	Hannan-Quinn	-53.03428

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 47.0807

with p-value = $P(\text{Chi-square}(27) > 47.0807) = 0.00970692$

Model 2: OLS, using observations 1-51

Dependent variable: S_T1

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.3005	0.1498	2.006	0.0515	*
NPE	1.2047	0.7071	1.704	0.0960	*
CI_RATIO	0.1121	0.1587	0.706	0.4841	
ROA	-4.9153	9.840	-0.499	0.6201	
INTBEAR	-0.1168	0.1182	-0.987	0.3290	
LTA	0.1841	0.1281	1.437	0.1582	
CAPRATIO	-0.6330	0.2372	-2.668	0.0109	**

Mean dependent var	0.345245	S.D. dependent var	0.158508
Sum squared resid	0.627290	S.E. of regression	0.123692
R-squared	0.468787	Adjusted R-squared	0.391049
F(6, 41)	5.749525	P-value(F)	0.000207
Log-likelihood	35.99209	Akaike criterion	-57.98419
Schwarz criterion	-44.88578	Hannan-Quinn	-53.03428

Lisa 20. S1_T1 2016. aasta stressitesti mudeli aruanne

Model 3: OLS, using observations 1-51

Dependent variable: S1_T1

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.2132	0.1671	1.276	0.2092	
NPE	1.1733	0.2950	3.977	0.0003	***
CI_RATIO	0.0732	0.1718	0.426	0.6721	
ROA	-12.3529	8.6271	-1.432	0.1598	
INTBEAR	-0.0202	0.1703	-0.118	0.9062	
LTA	0.1838	0.2104	0.873	0.3873	
CAPRATIO	-0.3740	0.4134	-0.904	0.3709	

Mean dependent var	0.302708	S.D. dependent var	0.174210
Sum squared resid	0.751064	S.E. of regression	0.135346
R-squared	0.473457	Adjusted R-squared	0.396402
F(6, 41)	6.144404	P-value(F)	0.000117
Log-likelihood	31.67013	Akaike criterion	-49.34026
Schwarz criterion	-36.24186	Hannan-Quinn	-44.39036

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 47.1048

with p-value = $P(\text{Chi-square}(27) > 47.1048) = 0.0096479$

Model 4: OLS, using observations 1-51

Dependent variable: S1_T1

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.2132	0.1806	1.180	0.2447	
NPE	1.1733	0.7581	1.548	0.0129	**
CI_RATIO	0.0732	0.1924	0.380	0.7055	
ROA	-12.3529	12.0175	-1.028	0.3100	
INTBEAR	-0.0202	0.1331	-0.151	0.8801	
LTA	0.1838	0.1489	1.234	0.2242	
CAPRATIO	-0.3740	0.2333	-1.603	0.1166	

Mean dependent var	0.302708	S.D. dependent var	0.174210
Sum squared resid	0.751064	S.E. of regression	0.135346
R-squared	0.473457	Adjusted R-squared	0.396402
F(6, 41)	6.578547	P-value(F)	0.000064
Log-likelihood	31.67013	Akaike criterion	-49.34026
Schwarz criterion	-36.24186	Hannan-Quinn	-44.39036

Lisa 21. S_T1 2018. aasta stressitesti mudeli aruanne

Model 1: OLS, using observations 1-48

Dependent variable: S_T1

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.2937	0.0891	3.296	0.0021	***
NPE	0.5461	0.3414	1.599	0.1178	
CI_RATIO	0.3354	0.1291	2.597	0.0132	**
ROA	-8.5034	3.0244	-2.812	0.0077	***
INTBEAR	-0.0189	0.0942	-0.201	0.8420	
LTA	-0.0399	0.1099	-0.363	0.7185	
CAPRATIO	-0.8426	0.2311	-3.646	0.0008	***

Mean dependent var	0.303465	S.D. dependent var	0.097431
Sum squared resid	0.203039	S.E. of regression	0.072154
R-squared	0.524696	Adjusted R-squared	0.451572
F(6, 39)	7.175451	P-value(F)	0.000033
Log-likelihood	59.45778	Akaike criterion	-104.9156
Schwarz criterion	-92.11506	Hannan-Quinn	-100.1204

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 31.3182

with p-value = $P(\text{Chi-square}(27) > 31.3182) = 0.258275$

Lisa 22. S1_T1 2018. aasta stressitesti mudeli aruanne

Model 2: OLS, using observations 1-48

Dependent variable: S1_T1

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.2381	0.0881	2.700	0.0102	**
NPE	0.6591	0.3378	1.951	0.0583	*
CI_RATIO	0.3284	0.1278	2.570	0.0141	**
ROA	-12.3534	2.9922	-4.128	0.0002	***
INTBEAR	-0.0049	0.0932	-0.052	0.9583	
LTA	-0.0231	0.1087	-0.213	0.8324	
CAPRATIO	-0.6963	0.2286	-3.045	0.0042	***

Mean dependent var	0.266495	S.D. dependent var	0.103059
Sum squared resid	0.198738	S.E. of regression	0.071385
R-squared	0.584185	Adjusted R-squared	0.520213
F(6, 39)	9.131951	P-value(F)	2.98e-06
Log-likelihood	59.95025	Akaike criterion	-105.9005
Schwarz criterion	-93.10002	Hannan-Quinn	-101.1054

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 28.6457

with p-value = $P(\text{Chi-square}(27) > 28.6457) = 0.378286$

Lisa 23. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Elen Tark
(*autori nimi*)

1. annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose
EUROOPA LIIDU PANKADE RISKIPROFIILI SEOSSED ÜLE-EUROOPALISE
STRESSITESTI TULEMUSTEGA,
(*lõputöö pealkiri*)

mille juhendaja on Laivi Laidroo,
(*juhendaja nimi*)

- 1.1 reprodutseerimiseks lõputöö säilitamise ja elektroonse avaldamise eesmärgil, sh TalTechi raamatukogu digikogusse lisamise eesmärgil kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni;
- 1.2 üldsusele kättesaadavaks tegemiseks TalTechi veebikeskkonna kaudu, sealhulgas TalTechi raamatukogu digikogu kaudu kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni.
2. Olen teadlik, et käesoleva lihtlitsentsi punktis 1 nimetatud õigused jäävad alles ka autorile.
3. Kinnitan, et lihtlitsentsi andmisega ei rikuta teiste isikute intellektuaalomandi ega isikuandmete kaitse seadusest ning muudest õigusaktidest tulenevaid õigusi.

¹*Lihtlitsents ei kehti juurdepääsupiirangu kehtivuse ajal, välja arvatud ülikooli õigus lõputööd reprodutseerida üksnes säilitamise eesmärgil.*