

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Rahanduse ja majandusteooria instituut
Rahanduse ja panganduse õppetool

Roman Budarov

**KONKURENTSI HINDAMINE PANGANDUSSEKTORIS
BALTI RIIKIDE PANKADE NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Juhendaja: lektor Kalle Ahi

Tallinn 2014

SISUKORD

ABSTRAKT	4
SISSEJUHATUS	5
1. KONKURENTS PANGANDUSES JA SELLE HINDAMISE VÕIMALUSED	7
1.1. Mikroökonoomika vaade konkurentsile	7
1.2. Pangandussektori konkurentsi mõju stabiilsusele ja majandusele	9
1.3. Konkurentsi hindamine pangandussektoris	11
1.3.1. Kongsentratsiooni näitajad	11
1.3.2. Mittestruktuursed meetodid	12
1.4. Panzar - Rosse mudel	13
1.5. Varasemad uuringud Balti riikide kohta.....	15
2. ANDMED JA METOODIKA	18
2.1. Andmed	18
2.2. Hinnatava empiirilise mudeli püstitus	20
3. EMPIIRILINE ANALÜÜS JA TULEMUSED	23
3.1. Balti riikide pangandusteenuste turu lühikirjeldus	23
3.1.1. Eesti	23
3.1.2. Läti.....	26
3.1.3. Leedu	28
3.2. Konkurentsi hindamine Panzar-Rosse mudeli abil.....	30
3.2.1. Kogu perioodi hinnang	30
3.2.2. Kriisieelse ja kriisijärgse perioodi hindamine	34
3.3. Mudelite tulemuste tõlgendamine	36

3.4. Järeldused	37
KOKKUVÕTE	39
SUMMARY	41
KASUTATUD ALLIKAD	43
LISAD	46
Lisa 1. Mudelis kasutatud pankade loetelu.....	46
Lisa 2. Esialgse regressioonimudeli tulemused.....	47
Lisa 2 järg	48
Lisa 3. Fikseeritud efektide testimine (kõik Balti riigid)	49
Lisa 4. Hausmani test (kõik Balti riigid)	50
Lisa 5. H-statistiku Wald test (kõik Balti riigid)	51
Lisa 5 järg	52
Lisa 6. Balti riikide pangandussektori tasakaalu kontroll	53
Lisa 7. Balti riikide hinnatud mudelid kriisieelses ja – järgses perioodis	54
Lisa 8. Eesti hinnatud mudelid kriisieelses ja – järgses perioodis.....	55
Lisa 9. Läti hinnatud mudelid kriisieelses ja – järgses perioodis	56
Lisa 10. Leedu hinnatud mudelid kriisieelses ja – järgses perioodis.....	57

ABSTRAKT

Kasutades Balti riikide pangandussektori paneelandmeid ajavahemikus 2000–2012, hindab autor konkurentsi taset ja selle muutumise trendi toetudes Herfindahl-Hirschman'i indeksi meetodile ja Panzar-Rosse mudeli teooriale. Valim sisaldab andmeid 48 panga kohta, kokku on 433 vaatlust. Lõputöö valim on koostatud tuginedes BankScope andmebaasile, kuid mida on täiendatud oluliselt erinevatele allikatele tuginedes, mistõttu kaasatud valimit võib pidada unikaalseks. Lõputöö on aktuaalne ka seetõttu, et varasemalt puuduvad uuringud, mis keskenduksid konkurentsi hindamisele mittestsuktuursete mudelitega Balti riikides.

Tuginedes HHI indeksile, leiti et kõikides Balti riikides on kontsentratsiooni vähenemise tendents, mis võib viidata konkurentsi suurenemisele Balti riikide pangandussektorites. Panzar-Rosse mudelile tuginedes hindas autor konkurentsi taset Balti riikides mis vastab monopolistlikule konkurentsile. Sama tulemuseni jõuti ka Balti riike eraldi analüüsides. Võrreldes kriisieelse ja kriisijärgse perioodide andmeid leidis autor, et konkurents on kasvanud nii Balti riikides kui regioonis, kui ka Eestis ja Lätis. Leedus on aga näha konkurentsi vähenemist.

Võtmesõnad: Pangandussektor, konkurents, Herfindahl-Hirschman'i indeks, Panzar-Rosse mudel

SISSEJUHATUS

Tänapäeval suurendavad inimesed üha rohkem enda teadmisi finantsvaldkonnast. Nad seovad ennast pangalaenudega, liisingutega, kindlustustega ja muude pankade poolt pakutavate teenustega. Usaldus pankade vastu suureneb ja see stimuleerib pangandussektorit kasvama. Sellele aitab kaasa ka majanduskasv ning tehnoloogiaareng. Kasvab nii selle sektori maht ressursside mõttes, kui ka selles osalevate krediitiasutuste arv. Efektiivselt toimiv pangandussektor on muutunud oluliseks riigi toimimise valdkonnaks ning üha rohkem pööratakse tähelepanu selle sektori reguleerimisele.

Kõikide muutuste ja uute sündmuste algpõhjuseks võib pidada konkurentsi. Turg ei saa areneda, kui selles valitseb üksmeelsus ja rahu. Pangandussektoris esineb samamoodi konkurents, kuid see erineb teiste turgude konkurentsisest selle poolest, et omab suuremat tähtsust riigi kui terviku majandusarengule ja finantsüsteemi stabiilsusele. Pangandussektor on ka tundlik erinevate šokkide vastu, seda tõestab hiljutine finantskriis. Selleks, et hinnata konkurentsi pangandussektoris on leitud mitmeid võimalusi, mis võimaldavad kirjeldada pangandussektori konkurentsi taset ja sellest lähtudes teha muutusi regulatsioonides või normides.

Käesoleva töö eesmärgiks on hinnata pangandussektori konkurentsi ning konkurentsi tasemes toimunud võimalikke muutusi, kasutades selleks kolme Balti riikide pangandussektori andmeid ajavahemikus 2000–2012. Toetudes hindamise tulemustele, soovib autor uurida finantskriisi mõju pangandussektorile, sh peamine ülesanne seisneb kriisieelse ning kriisi- ja sellele järgneva perioodi võrdlemisel. Eesmärgi saavutamiseks püstitab autor järgmised uurimisüleanded:

- Uurida konkurentsi olemust panganduses ning seda kirjeldavaid erinevaid teoreetilisi käsitlusi.
- Uurida konkurentsi empiirilise hindamise võimalusi panganduses, sh Herfindahl-Hirschman'i indeksit ning Panzar-Rosse mudelit
- Koostada uuringu läbiviimiseks sobiv valim, tuginedes Balti pankade andmetele

- Hinnata konkurentsi taset ja selle dünaamikat Balti panganduses ning finantskriisi võimalikku mõju

Autori hinnangul on Balti riikide pangandussektor iseloomustatav monopolistliku konkurentsiga, see oleks esimene töö hüpotees. Teiseks tööhüpoteesiks mida antud lõputöös soovitakse kontrollida oleks see, et konkurents panganduses on muutumas teravamaks, seda eriti kriisijärgsel perioodil.

Antud lõputöö koosneb kolmest osast. Esimeses osas vaadatakse lähemalt pangandussektori konkurentsi teooriat ja kirjeldatakse pangandussektori konkurentsi hindamiseks kasutatavaid meetodeid. Teises osas tutvustab autor uurimuse metoodikat ja andmeid. Kolmandas osas viib töö autor läbi empiirilise uuringu Balti pankade valimi näitel.

1. KONKURENTS PANGANDUSES JA SELLE HINDAMISE VÕIMALUSED

Viimasel ajal on inimesed muutunud aktiivsemaks. Need, kes varem oleksid pühendanud oma elu töötamisele teatud ettevõtte edukuse nimel, võtavad praegu initsiatiivi enda kätte ning loovad enda firmasid ja sisenevad turule. Turgude suurus ja sisenemistakistuste puudumine soodustab erinevate valdkondade ja majandussektorite arengut. Samal ajal kasvab ka konkurents, sest suurem hulk firmasid peaksid omavahel jaotama aeglaselt kasvavat turgu.

Konkurentsi on võimalik jaotada erinevateks alamtüüpideks, võttes arvesse näiteks selle arendamise mastaapi, iseärasusi ja teisi karakteristikuid. Käesoleva töö raames on autori arvates vajalik kõigepealt tutvustada konkurentsi põhilisi liike, kasutades mikroökoonoomika peamiseid seisukohti. Kuna pangandus on oma olemuselt spetsiifiline valdkond, siis tuleb suhtuda sellistesse seisukohtadesse ettevaatlikult, kuna mõned mikroökoonoomilised konkurentsi liigid (nt täiuslik konkurents) on praktikas teostamatud.

1.1. Mikroökoonoomika vaade konkurentsile

Peamised mikroökoonoomika poolt vaadeldavad konkurentsi liigid on: täiuslik konkurents, monopol, oligopol, ja monopolistlik konkurents. Täiusliku konkurentsi puhul on turul konkurents saavutanud oma maksimaalse taseme. Sellele on iseloomulik suur arv nii ostjaid kui müüjaid, homogeenne kaup, vaba sissepääs turule ja firmade võimetus mõjutada hinda (Mathis, Kosnianski 2002). Monopoli puhul on turul üks müüja, kes pakub unikaalset kaupa. Sellisel turul puudub konkurents täielikult. Oligopol on turukonkurentsi liik, mille korral turg koosneb vähesel arvuga teenust/kaupa pakkuvatest firmadest ning iga müüja konkureerib mõjuka turupositsiooni saavutamise nimel. Monopolistlikku konkurentsi

kirjeldatakse kui konkurentsi struktuuri, kus turul on suur arv erinevaid firmasid, mis pakuvad diferentseeritud (pisut erinevaid) kaupu. (Mathis, Kosnianski 2002)

Selline on puhas mikroökonomiline lähenemine konkrentsile, mida võib nimetada ka majandusteaduse teooria vundamendiks. Tänapäeval on aga liigutud suur samm edasi ning puhtalt teoreetilistest seisukohtadest on välja kasvanud reaalsed meetodid ja võimalused, kuidas saab anda hinnangu kindla turu konkrentsitingimustele. Tulenevalt eeltoodust, peaks seetõttu vaatama pangandussektori mikroökoomika konkrentsi liikide spetsiifikat.

Kuna mikroökoomika vaatab konkrentsi üldiselt, siis on mõistlik esitada konkrentsi määratlemise aspekte just pangandussektoris. Kõige lihtsam viis kirjeldada pankade tegevust on see, et panga põhiline eesmärk on koguda hoiuseid (D) ning anda välja laene (L). Sellest lähtudes, võib koostada panga kulufunktsiooni $C(D,L)$, mis sõltub väljaantud laenude mahust ja hoiuste mahust. Pangad omavad samas ka teatud reservi (R). Lihtsustatud kujul võib panga bilanssi esitada järgmiselt: aktiva poolel on reservid (R) ja laenud (L), passiva poolel on hoiused (D). Reservid koosnevad omakorda kahest osast: sularaha reservidest (C_n) ja panga netopositsioonist (M_n) pangandussektoris. Sularaha reserve mahtu leiakse kui osakaalu α hoiustelt. (Freixas, Rochet 2008)

Kui tegemist on täiusliku konkrentsiga, siis pangad on hinnavõtjad ning kehstestavad oma toodetele hinna vastavalt turule. Hind väljendub intressitasemel laenudele r_L , hoiustele r_D ja pankadevahelistele teenustele r . Panga kasumi funktsiooni saab kirja panna järgmiselt (valem 1).

$$\pi = r_L L + r M - r_D D - C(D, L) \quad (1)$$

Ning kuna pankadevaheline netopositsioon on väljendatav kui $M = (1-\alpha)D-L$, siis kasumi funktsioon võib olla väljendatud kui valem 2.

$$\pi(D, L) = (r_L - r)L + (r(1 - \alpha) - r_D)D - C(D, L) \quad (2)$$

Ehk kasum on laenudelt teenitava intressi ning deposiitidelt makstava intressi ja tegevuskulude vahe. Sellest võib teha järelduse, et täiusliku konkrentsi tingimustes valib pank sellise laenu ja hoiuste mahu, mille puhul on vahendamise marginalid võrdsed panga piirkuluga. Intressimäärade suurenemine hoiustel (r_D) vähendab panga nõudlust hoiustele ning intressimäärade suurenemine laenudel suurendab panga laenupakkumist. (Ibid.)

Rääkides aga monopolist pangandussektoris, siis kõige lihtsam on seda seletada kasutades Monti-Kleini mudelit (Dermine 1986). Monopolistlik pank valib nii hoiuste kui ka laenude mahtu, kuid maht mõjub intressimäära. Mudelis tullakse järeldusele, et monopoolne

pank valib sellise hoiuste ja laenude mahu, mille puhul laenude nõudluse intressi elastsus (või vastavalt hoiuste pakkumise intressi elastsus) absoluutväärtus võrdub selle panga Lerner'i indeksi pöördväärtusega. Lerner'i indeks väljendab panga juurdehindluse määra võrreldes hinnanguliste piirkuludega (Freixas, Rochet 2008). Lerner'i indeksi arvutamist vaadatakse konkeetsemalt selle töö osas 1.3.2.

Kõige rohkem on monopolistlik konkurents panganduses uuritud kasutades panga lokatsiooni. Üheks iseloomulikuks mudeliks on näiteks Salop mudel (Salop 1979), mis kirjeldab pangandusturгу, kui ringi, kus paiknevad pangad ja pangakliendid. Mudel vaatab pankadevahelist konkurentsi sellest poolest, kui suur vahe on kliendi ja panga vahel. Monopolistlik konkurents panganduses on sarnane tavalise turu monopolistliku konkurentsiiga. Sellele on omane suhteliselt vaba sissepääs turule ning pankade püüdlus pakkuda teenuseid ja kaupu, mis mõnevõrra erinevad nende konkurentide omastest.

Selline oli põhiliste konkurentsi liikide kirjeldus pangandussektori tingimustes. Kuna pangandussektor on oma olemuselt spetsiifiline sektor ning omab teatud tähtsust riigi toimimisel ja edukusel, siis sellele on omane ka eriline konkurentsi tõlgendamine. Vaadatakse mitte ainult konkurentsi mõju teatud üksikule krediidasutusele, vaid hinnatakse ka laiemat pilti, ehk kuidas konkurents pangandussektoris mõjutab kogu sektori stabiilsust ning riigi majandust.

1.2. Pangandussektori konkurentsi mõju stabiilsusele ja majandusele

„Pangandus konkurents on krediidasutuste ja teiste finantsturu osalejate koostoime ja positsiooni eest võitlemise majanduslik protsess, mille korral nad püüavad tagada endale tugevat positsiooni pangandusteenuste turul, rahuldades erinevate klientide vajadusi, ja maksimeerides oma kasumit“ (Тавасиев, Ребельский 2001).

Võrreldes teiste sektoritega on pangandussektori konkurentsi hindamisel suurem roll. Põhiline osa kodanikest hoiavad enda rahalisi ressursse kommertspankades, olulised muutused pangandussektoris võivad selle kaudu mõjutada elanikke, mis aga omakorda otseselt mõjutab riigi majandust. Viimaste aastakümnete jooksul on näha pankade „liikuvust kaardil“, näiteks on näha arenevate riikide pankade liikumist arengumaadesse, populaarseks on saanud ka piiriülesed ühinemised, eelkõige Euroopas. Viimasel ajal on näha ka laiemat

teenuste pakkumist pankade poolt (investeermisteenused, kindlustus, pensionifondid), mida võib ka seostada pankadevahelise konkurentsi suurenemisega. (Beck 2009)

On olemas suur arv teoreetilisi seisukohti, kuidas võib olla seotud pangandussektori konkurents ja stabiilsus. Mõned näevad, et konkurents vähendab kasumeid ja selle kaudu tõukab pankasid tegema riskantsemaid investeeringuid (Smith 1984), kuid teised näevad riski konkurentsi puudumisel. Kui pangandussektoris on vähene konkurents või isegi monopolistlik seisund, siis pangad pööravad vähem tähelepanu laenude administreerimisele ja kliendikontrollile, mis teeb neid laene riskantsemaks ning ka kogu süsteemi haavatavaks. (Caminal, Matutes 2002). Täpsemaks arusaamiseks uurib autor konkurentsi mõju sektori stabiilsusele ja reaalmajandusele.

Panga stabiilsuse all aga mõistetakse tõenäosust, et pangandussektoris tekib kas üksik (pangasisene) või süstemaatiline pangakriis, ehk lähtutakse negatiivsetest sündmustest. Empiiriliselt on tõestatud, et konkurents mõjutab stabiilsust positiivselt, kuid kontsentratsiooni näitajate suurenemisel muutub pangandussektori haru ebastabiilseks (Beck 2009). Seda võib tõlgendada järgmiselt: mida väiksem on pangandussektoris tegutsevate pankade arv, ehk nemad on peamiselt suured krediidiasutused, seda nõrgem on stabiilsus, kuna iga finantsraskus, millega pank peaks tegelema, suurendab tema läbikukkumise riski, mis omakorda ohustab stabiilsust. Mishkin (1999) pooldab just sellist lähenemist, et mida väiksem on suurte krediidiasutuste arv, seda tõenäolisem on nende alluvus poliitikale „liiga tähtis et läbi kukkuda“ (ingl. *too important to fail*) ning sellest lähtudes nad võtavad suuremaid riske. Mida suuremad on kontsentratsiooni näitajad, seda suurem on risk stabiilsusele. (Beck 2009)

Pankade stabiilsus mõjutab ka majanduskasvu, see tähendab, et praegune pangandussektori stabiilsus soodustab tulevikus SKP kasvu (Jokipii, Monnin 2013).

Põhilisteks majanduskasvu vedajateks on ettevõtted. Nende toodangu suurenemine ja hõivatud töötajate arv stimuleerib majandust kasvule. Suhteliselt väike osa firmadest omab võimalust finantseerida enda tegevust omakapitalist, vastasel juhul tuleb otsida välist finantseerimist, mille põhiliseks allikaks osutubki pank. Pankadevaheline konkurents aga tõstab pakutavate teenuste tõhusust, toodete kvaliteeti ja innovatsiooni arendamist selles sektoris (Claessens, Laeven 2005). Mida suurem on firma laenamise maht, seda tundlikum ta on pangandussektoris toimuvale. Sellest võib järeldada, et sellised firmad saavad rohkem kasu pankadevahelisest konkurentsist.

Dell'Ariccia ja Bonaccorsi di Patti (2004) poolt läbiviidud uuringu kohaselt võib öelda, et kehtib positiivne seos pankade kontsentratsiooni ja uute firmade tekkimise arvu ja arenemise vahel. Nad leiavad, et kontsentratsiooni suurenemine võib vähendada just läbipaistmatu firmade finantseerimist, kuna pangad mis omavad suuremat turujõu eelistavad finantseerida kindlaid firmasid. (Ibid.)

Claessens ja Laeven (2005) on jõudnud järelduseni, et pangandussektori konkurentsitaseme ja majanduskasvu vahel eksisteerib positiivne seos. Nende empiirilised tulemused näitavad, et konkurentsi tase on oluline aspekt nii finantssektori arengul kui ka majanduskasvul. Kuna tööstussektor, mis tavaliselt vajab rohkem välisfinantseerimist, areneb (kasvab) kiiremini just nendes riikides, kus on suurem pangandussektori konkurentsitaseme, siis ka majanduskasv on seal suurem (Ibid.). Kuid selleks, et anda hinnangut pangandussektori konkurentsile, meil on vaja tutvuda selle mõõtmise võimalustega (metoodikaga).

1.3. Konkurentsi hindamine pangandussektoris

Pankadevahelise konkurentsi hindamine on pidevalt arenenud ning tänaseks on võimalik tuua kaks põhilist analüüsi meetodite rühma, mis võimaldavad seda hinnata (Анисимова, Верников 2011):

- kontsentratsiooni näitajad (struktuurne lähenemine)
- mittestruktuursed meetodid

Järgmiselt vaatab autor nende meetodite rühmade peamisi spetsiifilisi erisusi ning nimetab kõige laiemalt kasutatavaid meetodeid.

1.3.1. Kontsentratsiooni näitajad

Kontsentratsiooni näitajatel põhinevad konkurentsi ulatuse hindamise meetmed põhinevad peamiselt pankade asukoha tiheduse ja turuosakaalu mõõtmisel, nemad ei võta arvesse pankade käitumist ja teisi panga tegevust kirjeldavaid näitajaid. Teoreetilises kirjanduses ei ole jõudnud ühele arusaamisele, kas võimalik positiivne seos turu struktuuri (kontsentratsiooni) ning kasumlikkuse vahel on selgitatav tuginedes nn, struktuur – käitumine – tulemus (ingl. *structure–conduct–performance*) hüpoteesile, või vastupidiselt hoopis turu struktuur on tingitud erinevustest turuosaliste efektiivsuses - efektiivse turustruktuuri

hüpotees (Beck 2009). Esimese puhul, panga kasumlikkus sõltub turu struktuurist ja konkurentsi tasemest. Mida madalam on konkurents, seda suuremad saavad olla potentsiaalsed kasumid. Suur kontsentratsioon viib seega suuremale pankade kasumlikkusele (Gilbert 1984). Efektiivsuse hüpoteesi puhul ei ole otsest seost kontsentratsiooni ja kasumlikkuse vahel, sest kasumlikkus sõltub vaid firma efektiivsusest (Smirlock, 1985). Kui firma tegutseb efektiivsemalt kui tema konkurendid, siis läbi selle võib ta tõsta oma kasumlikkust ja suurendada tulevikus ka turuosa. Erinevate riikide pangandussektoreid on võrreldud ka selle põhjal, milline hüpotees leiab tõestust toetades pangandussektori andmetele. (Samad 2008)

Selleks, et hinnata teatud haru turu monopoliseerumist, on laialt kasutatav Herfindahl-Hirschman'i indeksi meetod. (Анисимова, Верников 2011). Seda indeksit arvutatakse kui iga teatud sektori firma turu osakaalude ruutude summat:

$$HHI = \sum_{i=1}^N S_i^2 \quad (3)$$

kus

S_i – i-nda panga osakaal turul

Mida suurem on see näitaja, seda rohkem on turg kontsentreeritud. Monopoolse turu puhul on indeks võrdne 10000 (Freixas, Rochet 2008).

Teised kasutatavad meetodid on Hall-Tideman'i indeks, esimeste k pankade kontsentratsiooni indeks, entroopia indeks jm.(Ibid.) Samas on leitud, et kontsentratsiooni näitajad tavaliselt ülehindavad konkurentsi taset väiksemates riikides ning nende usaldatavus on küsimuse all kui riigi pankade arv on väike (Bikker 2004).

1.3.2. Mittestruktuursed meetodid

Mittestruktuursed meetodid mõõdavad pankadevahelist konkurentsi tuginedes teoreetiliste konkurentsitudeliste empiirilistelt testitavate hüpoteesidele (Beck 2009). Need meetodid põhinevad nn uue empiirilise struktuuriökoomika teoorial (ingl. *New Empirical Industrial Organisation*). (Bikker, Haaf 2001) Nende meetodite tuntumad mudelid on: Bresnahan'i mudel, Boone indikaator (Leuvensteijn et al 2011), kasumlikkuse püsivuse näitaja (Goddard et al 2011) ja Panzar-Rose mudel (Panzar, Rosse 1987), mida autor hakkab põhiliselt kasutama.

Üheks mittestruktuursete meetmete alaliigiks ongi turujõu hindamise meetodid. Olulisem ja kõige tuntum nendest on Lerner'i indeks. (Анисимова, Верников 2011) Selle

arvutamisel kasutatakse informatsiooni konkreetse panga tegutsemise kohta ja see määrab turuvõimu järgmise suhtena:

$$L_i = \frac{p_i - mc_i}{mc_i} \quad (4)$$

kus

p_i – i-nda panga väljundi hind

mc_i – i-nda panga väljundi piirkulu

Lerner'i indeks võib omada väärtusi nullist üheni. Kui $L=0$, siis on tegemist täieliku konkurentsi turuga, kuna $p=mc$. Monopoli korral on aga $p > mc$ ning positiivse mc korral jääb Lerner'i indeks $(0;1)$ vahemikku. (Freixas, Rochet 2008) Kuigi indeksi väljaarvutamine ja tõlgendamine näeb lihtne välja, on seda empiirilisel päris raske hinnata, kuna turuandmete tuginedes on piirkulude määratlemine problemaatiline.

Need olid peamised meetodid, mida kasutatakse konkurentsi määramiseks pangandusteenuste turul. Kuid saadud tulemuste tõlgendamine on mõnevõrra keerulisem kui turukontsentratsioonil põhinevate näitajate puhul. Järgmisena kirjeldab autor käesoleva töö põhimudelit.

1.4. Panzar - Rosse mudel

John C. Panzar ja James N. Rosse poolt 1987. aastal esitatud mudelit võib liigendada mittestruktuursete meetodite hulka. Mudel määrab pankadevahelist konkurentsi panka lihtsustatud kujul tuluvõrrandi statistiliste omanduste põhjal, kasutades algandmeteks ristanndmeid, ehk karakteristikud ühel ajahetkel. (Deltuvaitè, Giżienè 2007)

Panzar-Rosse meetod põhineb eeldusel, et pangad tegutsevad pikaajalise tasakaalu tingimustes, iga panga tegevust mõjutab teiste pankade käitumine, pangateenuste nõudluse hinnaelastsus on ühest suurem ning piirkulu struktuur on ühesugune (Panzar, Rosse 1987).

Mudelil on suhteliselt palju erinevaid variatsioone. Seda võib väita, kuna tähtsust omab, millised muutujad ja mis kujul võetakse sõltuvaks ja sõltumatuteks muutujateks. Kuid eeldused on kõikidel mudelitel ühesugused ning matemaatiliselt on võimalik mudeli põhiseisukohtasid esitada järgmiselt (Ibid.):

- 1) i-s pank maksimeerib enda kasumit, valides selliseid koguseid, kus piirtulu võrdub piirkuluga, ehk

$$R_i'(x_i, n, z_i) - C_i'(x_i, w_i, t_i) = 0 \quad (5)$$

kus,

x_i - i-nda panga väljund

n - pankade arv

w_i - m-nda faktori hinnavektor

z_i - eksogeensete muutujate vektor, mis nihutab panga tulufunktsiooni

t_i - eksogeensete muutujate vektor, mis nihutab panga kulufunktsiooni

- 2) Teiseks tähendab see, et tasakaalu korral kehtib nullkasumi piirang ka turu tasandil:

$$R_i^*(x^*, n^*, z) - C_i^*(x^*, w, t) = 0 \quad (6)$$

kus * tähistatud muutujad näitavad tasakaalu väärtuseid.

- 3) Lõppkokkuvõtteks määratakse Panzar-Rose H-statistiku, ehk sektori monopoliseerumise taseme näitajat kui:

$$H = \sum_{k=1}^m (\delta R_i^* / \delta w_{k_i}) / (w_{k_i} / R_i^*) \quad (7)$$

H-statistiku väärtus näitab, kui palju muutub pangatulu, kui kõikide tootmissisendite hinnad kasvavad ühe protsendipunkti võrra (Дробышевский, Пашенко 2006). Panzar ja Rosse (1987) jõudsid järeldusele, et kasutades H-statistikut võib anda hinnangut teatud sektori konkurentsile(vt. Tabel 1). H-statistik võib omada väärtust $-\infty < H \leq 1$. (Ibid.)

Tabel 1. H-statistiku seos turu struktuuriga

H-statistiku väärtus	Turu struktuur
$H < 0$	Monopol/ oligopol
$0 < H < 1$	Monopolistlik konkurents
$H = 1$	Täiuslik konkurents

Allikas: Bikker , Haaf (2001)

H-statistiku negatiivse väärtuse puhul võib järeldada, et turu konkurents on seletatav monopoliga või oligopoliga, kuna sisendite hinnatõus suurendab panga piirkulu, millega kaasneb väljundi koguse langemine ja kogutulu vähenemine (Panzar, Rosse 1987). Omades aga väärtusi nullist üheni, iseloomustab H-statistik turgu kui monopolistlikku konkurentsi, kuna tulud ei kasva proportsionaalselt sisendite hindadega, vaid kasvavad vähem, kuna nõudlus on mitteelastne. Kui aga H-statistik on võrdne ühega, siis turul esineb täiuslik konkurents, sisendite hinnatõus põhjustab nii piirkulude kui ka keskmiste kulude kasvu, mis aga ei muuda tasakaalu kogust. See omakorda põhjustab nõrgemate pankade väljumist turult

ja väljundi hinna tõusu, põhjustades sellega proportsionaalset kasvu tuludes. Kokkuvõttes, mida suurem on H väärtus, seda sarnasem on turg täiusliku konkurentsi turu tingimustega ning seda suurem on konkurentsi tase pangandussektoris. (Beck 2009)

Peamiseks mudeli eeliseks on see, et hindamisele ja spetsialiseerumisele kuulub ainult üks funktsioon, pangatulu funktsioon (Дробышевский, Пашенко 2006). Samas põhineb mudel võrreldes näiteks kontsentratsiooni näitajatega kindlal teoreetilisel raamistikul.

Puuduseks on esiteks see, et H -statistikule tuginedes, on võimalik saada korrektseid hinnanguid vaid siis, kui turg on pikaajalises tasakaalus (Park 2008). Teiseks mudeli puuduseks on see, et kuigi teoreetiliselt on võimalik kasutada Panzar-Rosse mudelit erinevate pangandusturu segmentide analüüsiks, on see empiirilisel raskesti teostatav. Kuna andmed sisendite hindadest (fondeerimine, tööjõud, kapital) on tavaliselt kättesaadavad pankade lõikes tervikuna, siis on võimalik hinnata ka konkurentsi pangandussektoris tervikuna (Анисимова, Верников 2011).

Autori seisukohalt on mudelis üks tunnus, mida võib tõlgendada nii eelisena kui ka puudusena. See on mudeli erinevate empiirilise hindamise võimalikud variatsioonid. Ühelt poolt on see hea, et on võimalik valida sobivamad ning kättesaadavamad andmed, aga teiselt poolt nõuab see rohkem aega, et leida kõige sobilikum mudel.

1.5. Varasemad uuringud Balti riikide kohta

Selleks, et täiendada oma teadmisi Panzar-Rose mudeli kohta ning aru saada selle hindamise nüanssidest, uuris autor eelnevalt mitu asjakohast empiirilist uuringut, mis hindasid pangandussektori konkurentsi erinevates regioonides ja erinevatel perioodidel. Erilist rõhku pööras autor just nendele uuringutele, mis hõlmasid muuhulgas käesoleva töö peamist regiooni – Balti riike. Samas tuleb silmas pidada, et käsitletavat uuringut on põhinenud laiapõhjalistel valimitel ning need uurimused ei ole keskendunud spetsiifiliselt Balti riikidele. Tabelis 2 on esitatud lühikokkuvõtte empiirilistest uuringutest, kus kasutati pangandussektori konkurentsi hindamiseks Panzar-Rose mudelit. Erinevused seisnevad pigem selles, kuidas hinnatakse sisendeid ning milliseid muutujaid võetakse lisaks, selleks, et kirjeldada muid pangaspetsiifilisi aspekte. Tulemuste osas on samamoodi näha erinevusi, kuid siin tuleb meele pidada, et perioodid ei pruugi olla omavahel võrreldavad. Põhiline osa uuringutest on

saanud hinnanguks monopolistliku konkurentsi, kuid mõnedes esineb ka monopoli või oligopoli hinnang.

Tabel 2. Panzar-Rose mudeli varasemad tulemused Balti riikide kohta

Autorid	Põhilised muutujad	Periood	Tulemused (H-statistik)
Bikker et al (2007)	PL- Personali kulud/ Kogu varad PF- intressikulud/ kogu fondeerimine PK- mitte intressitulud/ Põhivara Laenud/ Kogu varad Omakapital /Kogu varad Tulu mitteteenivad varad / Kogu vara	Eesti (1993-2004) Läti(1992-2004) Leedu (1993-2004)	Eesti – 0,453 (TI); 0,446 (TR) Läti - 0,566(TI); 0,556 (TR) Leedu - 0,452(TI); 0,454(TR)
Delis (2009)	PL- Personali kulud/ Kogu varad PF- intressikulud/ hoiuste maht PK- amortisatsiooni ja muu kapitalikulu/ Põhivara Omakapital/ Kogu vara	1999-2006	Eesti- (0,452) Läti- 0,647 Leedu- (0,069)
Andries, Capraru (2014)	PL- Personali kulud/ Kogu varad PF- Intressikulud/ Välisvahendid PK-(Mitteintressi kulud – personali kulud)/ Põhivara Omakapital /Kogu varad Laenud/ Kogu varad Likviidsed varad/ Hoiused Koguvamad	2004-2010	Eesti- 1,071 (TR) Läti- 0,664 (TR) Leedu- 0,846(TR)

Allikas: Bikker et al (2007), Delis (2009), Andries, Capraru (2014)

Erinevates allikates on kasutatud mitmeid lähenemisi, kuidas ja mis perioodi kohta on H-statistik hinnatud. Weill (2013) on oma töös arvutanud H-statistiku väärtust iga aasta kohta vahemikus 2002–2010 ning vaadanud selle muutumise trendi. Sellel ajavahemikul on suures osas Euroopa Liidu riikidest näha konkurentsi vähenemist ehk H-statistiku väärtuse langemist (Ibid.). See võib olla ka üheks käesoleva töö huvitavaks osaks: kas autor hindab pangandussektori konkurentsi ulatust Balti riikides ka kui langevaks või on oodata teisi tulemusi.

Park (2008) on aga jaotanud vaadeldava perioodi kaheks osaks: kriisieelne ja kriisijärgne periood. Kuid selles töös oli tähelepanu keskpunktiks Aasia 1997. aasta finantskriis. Kuna praegu maailma majandus on paranduse teel globaalsest majanduse kriisist 2007–2008, siis leiab autor, et selline perioodiline jaotamine on mõistlik ka käesoleva töö raames. Andes hinnangu kriisieelsele ja kriisijärgsele perioodile võime hüpoteetiliselt otsustada kuidas kriis on mõjutanud konkurentsi. H-statistiku arvuline suurenemine tähendaks

konkuretsi tihenemist ning H-statistiku väärtuse langemine tähendaks konkuretsi vähenemist pangandussektoris (Weill, 2013).

Nüüdseks on teoreetiline alus lahti kirjutatud, mis võimaldab autoril alustada käesoleva töö raames kasutatud metoodika ja andmete kirjeldamist.

2. ANDMED JA METOODIKA

Käesoleva peatüki peamine eesmärk on täpsustada konkurentsi mõõtmiseks kasutatavaid meetodeid, andmeid ja tarkvara. Samas defineerida mudelis kasutatavaid muutujaid ning põhjendada nende kaasamist mudelisse.

Põhiliseks töös hinnatavaks ökonomeetriliseks mudeliks on Panzar-Rosse mudel. Leitud mudelites on vaja aga hinnata oluliste parameetrite koefitsiente ning tuletada H-statistik, mis omakorda aitab iseloomustada konkurentsi nii Balti riikide kui terviku kui ka eraldi Eesti, Läti ja Leedu pangandussektorites. Kuna ökonomeetrilise mudeli koostamine on töömahukas protsess, võtab autor abiks statistilisi tarkvararakendusi.

Andmete töötlemisel, sorteerimisel ja ühtlustamisel kasutab autor peamiselt MS Excel 2010 tarkvara. Kuid ökonomeetrilise mudeli koostamise jaoks on abiks EVIEWS 7. Autori arvates on see mugavam, kasutajasõbralikum ning lisaks omab rohkem võimalusi kui MS Excel 2010. Suureks toeks ja abiks andmete töötlemisel EVIEWS-is ja ka tarkvara võimalustega tutvustamisel oli Brooks (2009).

2.1. Andmed

Peamiseks andmete hankimise allikaks oli Bankscope andmebaas ja juhendaja isiklik andmebaas, mida käesoleva töö autor määrimisväärselt täiendas. Sellest lähtudes võiks pidada käesolevat tööd unikaalseks, kuna andmete hankimine mõne panga kohta, mis on oma tegevuse lõpetanud, oleks ilma selleta võimatu. Selleks, et täiendada vajatud andmeid kasutas autor Eesti Panga andmebaasi, Läti Panga andmebaasi, Leedu Panga andmebaasi, kolme Balti riikide Finantsinspektsiooni kodulehekülgi, mõnede pankade puhul sai autor andmeid panga kodulehel olevatest aastaaruannetest, oma tegevust lõpetanud pankade informatsiooni leidmise jaoks kasutas autor Web.archive.org andmebaasi ja NASDAQ OMX Baltic kodulehel olevaid finantsaruandeid. Vajalik informatsioon analüüsi läbiviimiseks saadi järgmistest pankade aastaaruannetest: bilansist, kasumiaruandest.

Kuna pankade arv ja nende osakaal turul on pidevalt muutumas, siis autori arvates oli mõistlik piirata nii pankade arvu kui ka vaadeldavat perioodi.

Vaadeldavaks perioodiks kujunes aastavahemik 2000–2012. Eraldi vaadetakse ka kriisieelset ja kriisijärgset perioodi. Kuna see periood hõlmab Eesti üleminekut eurole, siis põhiliseks andmete rahaühikuteks muutus euro. Andmed mis olid esitatud kroonides, on autori poolt üle arvatud eurodesse fikseeritud kursusega 1 EUR=15,6466 EEK. Andmed Läti pankade kohta on esitatud ka eurodes ning nende arvutamisel kasutas autor fikseeritud kurssi 1 EUR=0.7028 LVL. Leedu pankade andmete korrastamisel kasutas autor kurssi 1 EUR=3,4528 LTL. Bankscope-i andmed on eurodesse ümberarvestamisel kasutanud andmete aasta viimast kurssi.

Põhiliste pankade muutujate, mis olid kasutatud Panzar-Rosse mudelis, kirjeldus on toodud tabelis 3

Tabel 3. Uurimuses kasutatavate andmete kirjeldav statistika 2000–2012 (milj eur)

Näitaja	Regioon	Keskmine	St.viga	Mediaan	Miinum	Maksimum	Vaatluste arv
Intressitulu	Balti riigid	25,210	1,730	9,205	-3,553	206,689	433
	Eesti	26,797	3,754	7,366	-3,519	196,72	106
	Läti	21,985	2,171	8,773	-3,553	206,689	221
	Leedu	30,345	3,892	12,043	-0,982	185,183	106
Kogutulu	Balti riigid	43,324	2,98	18,051	-4,684	612,921	433
	Eesti	46,976	7,879	12,627	-4,684	612,921	106
	Läti	38,603	3,416	18,909	0,143	290,603	221
	Leedu	49,516	5,940	22,817	0,584	256,345	106
Kogugarad	Balti riigid	1283,324	90,374	402,505	8,499	10680,915	433
	Eesti	1497,774	235,99	280,977	8,499	10680,915	106
	Läti	987,572	89,850	390,176	10,016	7543,178	221
	Leedu	1619,342	193,78	759,749	21,357	7573,553	106
Omakapital	Balti riigid	141,657	13,147	40,567	-38,933	1735,822	433
	Eesti	245,758	43,322	24,052	-25,842	1735,822	106
	Läti	90,140	9,536	37,398	5,952	911,193	221
	Leedu	137,131	18,309	57,362	-38,933	785,674	106

Allikas: Autori arvutused

Eesti pangandussektori konkurentsi hindamisel kasutab autor 12. pankade andmeid, mille loetelu on esitatud Lisas 1. Reaalseks vaatluste arvuks kujunes Eesti puhul 106. Arvestama peab, et pankade arv ei ole olnud vaadeldaval perioodil sama.

Läti kohta on andmeid kokku 25 panga kohta (vt Lisa 1) ning reaalseks vaatluste arvuks kujunes 221.

Leedu puhul on andmeid kokku 11 panga kohta, kokku 106 vaatlust. Need krediidasutused, mis ei olnud veel loodud aastal X, ei oma teatud näitajate andmeid, on asendatud „NA“ga.

Järgmisena konkretiseeritab autor mudeli põhilisi sõltumatuid muutujaid ning esitab hinnatava mudeli põhikuju.

2.2. Hinnatava empiirilise mudeli püstitus

Selleks, et leida H-statistikut, on meil vaja koostada regressioonimudel, kasutades erinevaid andmeid pankade kohta. Mudel on esitatud järgmisel üldkujul:

$$\ln TI(TR)_{it} = \alpha + \beta_1 \ln W_{it}^1 + \beta_2 \ln W_{it}^2 + \beta_3 \ln W_{it}^3 + \gamma \ln Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

kus

$TI(TR)_{it}$ – Panga i intressitulu (kogutulu) perioodil t

W_{it}^1 – fondeerimise hind

W_{it}^2 – tööjõu hind

W_{it}^3 – kapitali hind

Z_{it} – kontrollmuutujate vektor

ε_{it} – juhuslik komponent

Analüüsid esinevaid allikaid, milles on teostatud konkurentsi mõõtmine Panzar-Rosse mudeli abil, tegi autor selgeks põhilised muutujate valimise kriteeriumid. Kõikidel tegevustel on alternatiivid ning sellest lähtudes oli proovitud leida suhteliselt palju erinevaid muutujaid, mille varieerumisega saaks leida kõige paremat tulemust.

Panzar-Rosse mudelis vaadatakse pangatulu (pangahinna) funktsiooni. Selle alusel on sõltuva muutujana kasutatud nii kogu intressitulu (TI) kui ka kogutulu (TR), mis sisaldab lisaks intressituludele ka mitteintressitulu. Esialgsetest meetoditest, mille korral kasutas autor oma töös ka intressitulu suhet kogu varadesse (TIAST) ning üldist tulu kogu varadesse (TRAST) tuli loobuda seoses Bikker *et al* (2009) kriitikaga.

Peamisteks sõltumatuteks muutujateks aga peetakse fondeerimise hinna, tööjõu hinna ja kapitali hinna muutujaid. Fondeerimise hind (PF) on arvutatud kui intressikulude suhe kogu finantseerimisse (ingl. *total funding*). Tööjõuhinna (PL) arvutamisel on olemas kaks põhilist võimalust, mis on kirjanduses kasutatud. Üheks on tööjõukulude jagamine koguvaradega ja teine on tööjõukulude jagamine töötajate arvuga. Teist peetakse paremaks lahenduseks, kuid töötajate arvu hankimine võib osutada andmete puudumise kohta keeruliseks. Autor aga leidis, erinevalt enamikest varasematest uurimustest, vajalikud andmed ning kasutab eelistatud näitajat. Kapitali hinna leidmiseks (PK) kasutab autor kaht lähenemist. Esimese puhul jagatakse mitteintressi kulud koguvaradega ning teise lähenemise jaoks leitakse mitteintressi kulude ja tööjõukulude vahe, mida omakorda jaotatakse koguvaradega (PK2).

Järgmine osa pangatulu võrrandist on kontrollmuutujate vektor, mis koosneb pangaspetsiifilistest näitajatest, mis iseloomustavad selle jõukust, suurust, krediidiriski jne. Siin on arvestatud esiteks panga omakapitali suhtega koguvaradesse (EQAST). Teiseks on kasutatud laenuportfelli suhe koguvaradesse (LTAS). Kolmandaks lülitakse mudelisse selline näitaja mis vaatleb väärtpaberite portfelli suhet koguvaradesse (TSECAST).

Mõnedes allikates on kasutatud ühe pangatuluvõrrandi funktsiooni osana ka näitajaid, mis iseloomustavad riigi majandusolukorda. Siin otsustas autor vaadata põhilist majanduskasvu näitajat, ehk SKP kasvu (GDPG). Sellepärast, et autor kasutas ka ajaspetsiifilisi efekte, pidi ta loobuma sellise muutuja kasutamisest, kuna see oluliselt korreleerus ajaspetsiifilise efektiga.

Enne andmete importimist Excelist Eviews-i olid need logaritmeeritud, mida nõuab Panzar-Rosse mudeli kuju. Seoses sellega on tabelites ja lisades esitatud muutujad kujul: „LN(muutuja)“.

Esiteks, regressioonimudeli hindamisel kasutab autor vähimruutude meetodit, võttes vajadusel arvesse nii objektispetsiifilisi kui ka ajaspetsiifilisi efekte. Fikseeritud efektide lisamise vajalikkust hinnatakse, kasutades tõepärasuhte (ing. *likelihood ratio*) ja Hausmani testi.

Teiseks, selleks, et leida H- statistik, peaks liitma kokku $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3$. Selleks, et kindaks teha H-statistiku usalduspiire kasutatakse Wald testi. Kuna eesmärgiks oli anda hinnangu H-statistikule, siis püstitati kaks hüpoteesi. Esimene vaatab, kas H-statistik on statistiliselt erinev 0-st (millise tõenäosusega saab väita, et tegemist on positiivse/negatiivse

H-statistikuga) ning teine vaatab, kas see on statistiliselt erinev ühest (milline on tõenäosus, et H-statistik võrdub ühega ja tegemist on täiusliku konkurentsiga)

Kolmandaks, mudeli kirjeldamisel kasutatakse R^2 väärtusi. Kuigi see näitaja ei ole antud kontekstis põhiline. Rohkem rõhku pannakse koefitsientide statistilise olulisuse leidmisele, selleks tuuakse välja nende standardvead.

Põhiline nõue mudelile on lisaks see, et Panzar-Rose mudeli tulemusi saab eelnevalt püstitatud hüpoteeside kontekstis tõlgendada vaid siis, kui turg on tasakaalus. Selleks aga, et kontrollida kas turg on tasakaalus või mitte, kasutatakse meetodit, mille korral võetakse sõltuvaks muutujaks koguvarade puhasrentaablust (ROA), valem 9.

$$\ln(\text{ROA}_{it}) = \alpha + \beta_1 \ln(w_{1,it}) + \beta_2 \ln(w_{2,it}) + \beta_3 \ln(w_{3,it}) + \gamma_k \sum z_k + \epsilon_{it} \quad (9)$$

Kuna vaadeldavates pankades esinevad ka negatiivsed puhasrentabluse arvud, siis autori poolt on kasutatud lähenemine, kus sõltuvaks muutujaks võetakse $(\text{ROA}+1)$ muutuja. Valemi järgi arvutatud H-statistiku väärtus peab olema nullilähedane, mis tähendaks, et koguvarade puhasrentaablus ei korreleeru statistiliselt oluliselt sisendite hindadega. ($H=0$). (Park, 2008). Autor kontrollib turu tasakaalu, kasutades Wald testi, mis peaks ütlema, kas H-statistik võrdub nulliga olulisuse nivoo 5% juures või mitte.

3. EMPIIRILINE ANALÜÜS JA TULEMUSED

Käesoleva peatüki eesmärgiks on kirjeldada autori poolt tehtavat empiirilist uuringut ning tuua välja olulisemad mudeli eripärad. Samas üritab autor ka tõlgendada ja analüüsida saadud tulemusi. Esialgu kirjeldab autor eraldi kolme Balti riigi pangandussektori turgu.

3.1. Balti riikide pangandusteenuste turu lühikirjeldus

Balti riikide taasiseseisvumise järel on pangandussektor kiiresti arenenud kuid, sellegipoolest võib pidada seda üsna nooreks ja kogu aeg arenevaks. Erinevate riikide vahel on nii sarnasusi kui ka olulisi erinevusi. Järgmiselt kirjeldab autor iga Balti riigi finantssektorit, kasutades selleks rahvusvaheliste organisatsioonide poolt koostatud raporteid ja ülevaateid.

3.1.1. Eesti

Eesti pangandussektori areng on mõjutatud nii taasiseseisvumise järgsetest muutustest kui ka sellest, et Eesti liitus Euroopa Liiduga aastal 2004. Põhiline osa pankadest on kommertspangad (Review of Estonian... 2013). Eesti on üks vähestest riikidest, kus välispankade filiaalid mängivad olulist rolli jaepanganduse turul (Estonia... 2011). See fakt on vähendanud majanduskriisi negatiivset mõju Eesti finantssektorile, kuna vajadusel saaksid välisriikide pankade filiaalid või tütarpankad taotlema abi väljaspool Eestit (Ibid.). Tõhus ja tulemuslik piiriülene koostöö naaberriikidega on väga oluline selleks, et tagada finantsstabiilsust Eestis (Review of Estonian... 2013).

Eestis domineerivad kaks suurt Rootsi päritoluga panka, mis on esindatud ka teistes Balti riikides. Need on Swedbank ja SEB. Oluline roll pangandusteenuste turul on ka Soome, Taani ja Norra pankade filiaalidel. Pankade arv on olnud pidevas muutumises, näitaks aastal 1992 oli Eestis 42 panka (Estonia... 2011), kuid Finantsinspektsiooni andmetel (fi.ee) 2014.

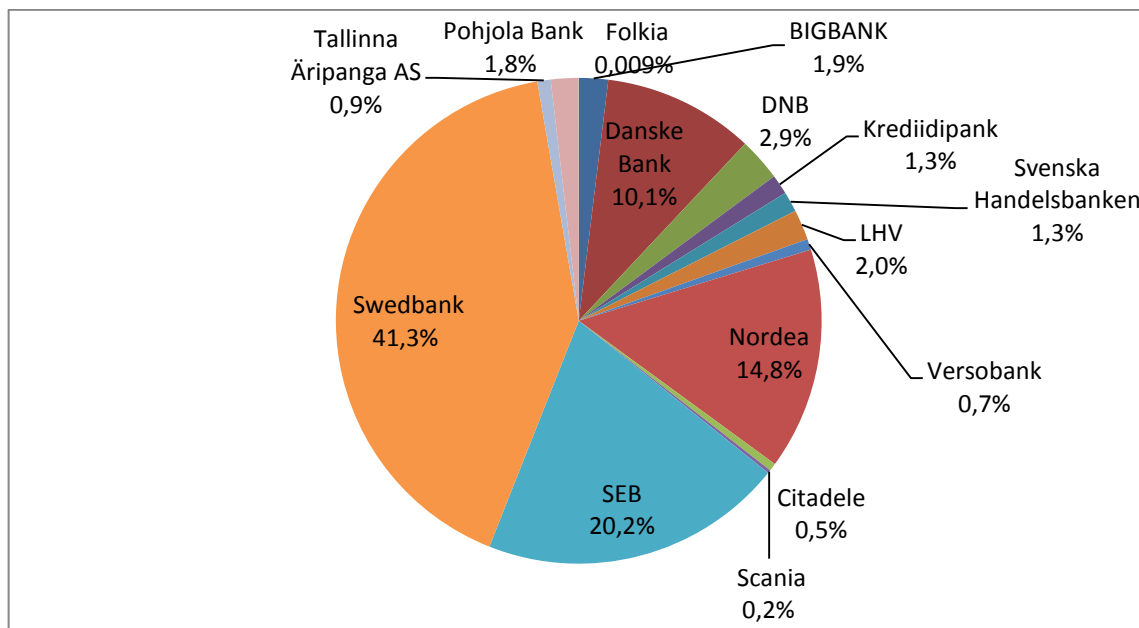
aasta alguses tegutseb Eestis 15 krediidasutust: 8 tegevusloa alusel tegutsevat krediidasutust ning 7 välisriigi krediidasutustefiliaale. 1998. aastal toimunud Venemaa kriisi ajal tekkisid raskused suurel osal pankadest, mille tõttu toimusid nii ühinemised, mis vähendasid pankade arvu ja ka Skandinaavia pankadel tekkis suurem huvi siseneda Eesti pangandusteenuste turule. (Estonia... 2011)

Kuna pärast taasiseseisvumist ei omanud riigi kodanikud suuremahulisi sääste ning hoiuseid, siis finantsüvenemine toimus põhiliselt välismaa säästudel.(Ibid.)

Eesti finantssektorit võib iseloomustada kui kõrge kontsentratsiooniga sektorit, kuna nii nimetatud „Suure nelja“ pankade (SEB, Swedbank, Nordea, Sampo) käes on ligikaudu 90% kogu pangandussektori varadest (Ibid.). Finantssektori suhtelist suurust iseloomustav näitaja, milleks on pangandussektori koguvarade suhe SKP-sse, moodustas 2012. aasta lõpul 114%. (Review of Estonian... 2013).

Eestis tegutsevate pankade kasumlikkus on üks Euroopa liidu kõrgemaid. Hea tulukulu suhe (ingl. *cost-to-income ratio*) on muuhulgas põhjendatud sellega, et üha rohkem võimaldatakse teostada erinevaid tehinguid elektroonselt. (Republic of Estonia... 2009)

Krediidasutuste kapitali adekvaatsuse tase moodustas 2012. aastal lõpus 23,9% ning ka kriisi ajal oli see näitaja kõrgel tasemel ning ei langenud alla miinimumtasemet 10%. (Review of Estonian... 2013).

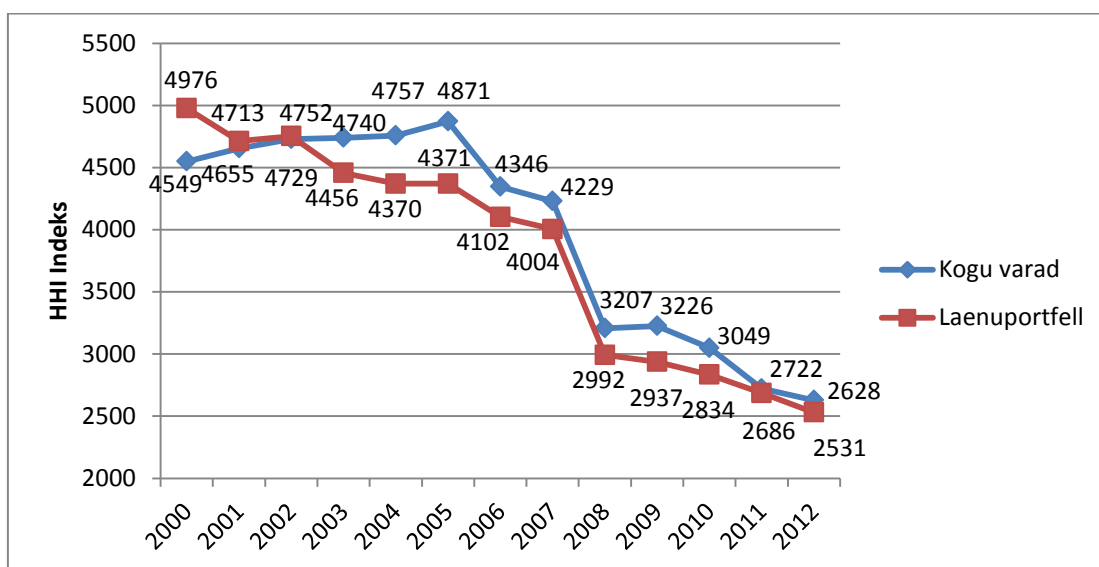


Joonis 1. Eesti pangandussektori turujaotus koguvarade lõikes (31.12.2013 seisuga)

Allikas: Eesti Finantsinspektsioon, autori arvutused

Joonisel 1. on esitatud Eesti pangandussektori turujaotus, kus on muuhulgas näha, kui suure osa Eesti pangandussektori turust moodustavad neli suuremat Põhjamaa riikide panka.

Vaadates aga kontsentratsiooni näitajaid, täpsemalt HHI indeksit, siis saab näha selle pidevat langemistrendi (Joonis 2). Autor kasutas siin kahte lähenemist. Esiteks võttis ta iga panga koguvarade suhet kogu pangandussektori varadesse ning teiselt poolt vaatas panga laenuportfelli turuosa kogu pangandussektori laenuportfelliga. Oluline on siinkohal märkida, et kuna pankade arv oli piiratud, siis HHI indeksi arvutamisel võttis autor kogu pangandussektori mahuks valimis olevate pankade andmeid. HHI indeksi põhjal võib öelda, et Eesti pangandussektor on üsna suure kontsentratsiooniga ($HHI > 1800$), kuid see omab vähenemise trendi. Kõrge kontsentratsioon pangandusturul võib viidata ka madalale konkurentsitasemele, kuid selle täpsemaks hindamiseks kasutatakse antud töös turukontsentratsioonist sõltumatu hindamismudeleid.



Joonis 2. Eesti pangandussektori HHI indeks 2000–2012

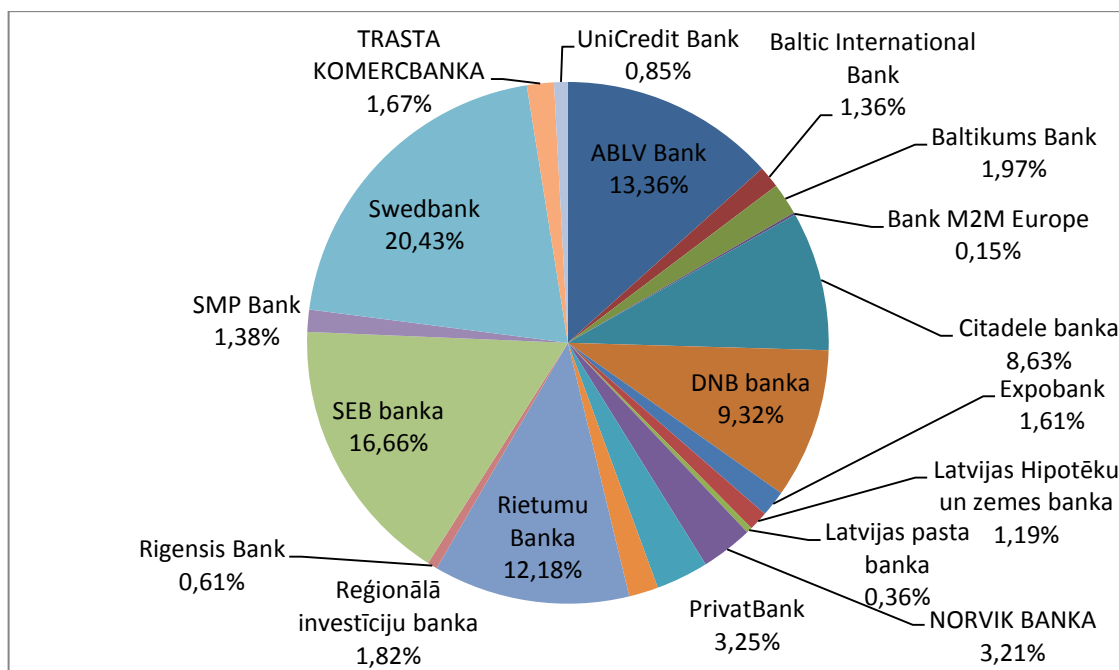
Allikas: Autori arvutused

Järgmisena vaatab autor Läti pangandussektori üldehitust, mis on aga keerulisem ja rohkem huvipakkuv, kuna Eesti pangandussektorist on autoril põhiteadmised varem olnud.

3.1.2. Lāti

Nii nagu ka Eestis, Lāti pangandussektori muutuste stiimuliteks olid nii riigi taasiseseisvumine kui ka Euroopa Liiduga ühinemine 2004. aastal. Peaks tunnustama, et Lātis on võrreldes Eestiga suurem pankade arv, mis hüpoteetiliselt võib peegelduda ka selle konkurentsitasemes. Kuueaastasel perioodil (1995-2001) on Lāti pangandussektori varade maht kasvanud 4,3 korda. (Financial... 2003) Lāti pangandussektori üheks peamiseks probleemiks on tähtjaks tasumata laenude jääk, see omab üsna suurt tähtsust sellepärast, et Lātis moodustab laenumaht erasektorile rohkem kui 100% SKP-st, mis on üks suurimaid näitajaid Ida-Euroopas. (World Bank, 2012) Samas, Lāti pangandussektor omab kõige suuremat laenu-hoiuste suhet, mis ületab 200%. (Ibid.) Pangandussektori koguvarade suhe SKP-sse moodustas 2013. aastal 124%. (Lāti Finanstsinspeksioon, Lāti statistikaamet)

Nii nagu Eestis, on Lāti pangandussektoris tähtis osa Rootsi riigi pankadel. Riigis on esindatud samamoodi nii Soome, Taani kui ka Norra pangad ning erinevalt Eestist ka Venemaa kapitalil põhinevad pangad. Suuremateks pankadeks on Swedbank ja SEB. Joonisel 3 on esitatud Lāti pangandussektori turujaotus koguvarade mahu lõikes 2013. aasta lõpus.



Joonis 3. Lāti pangandussektori turujaotus koguvarade lõikes (31.12.2013 seisuga)

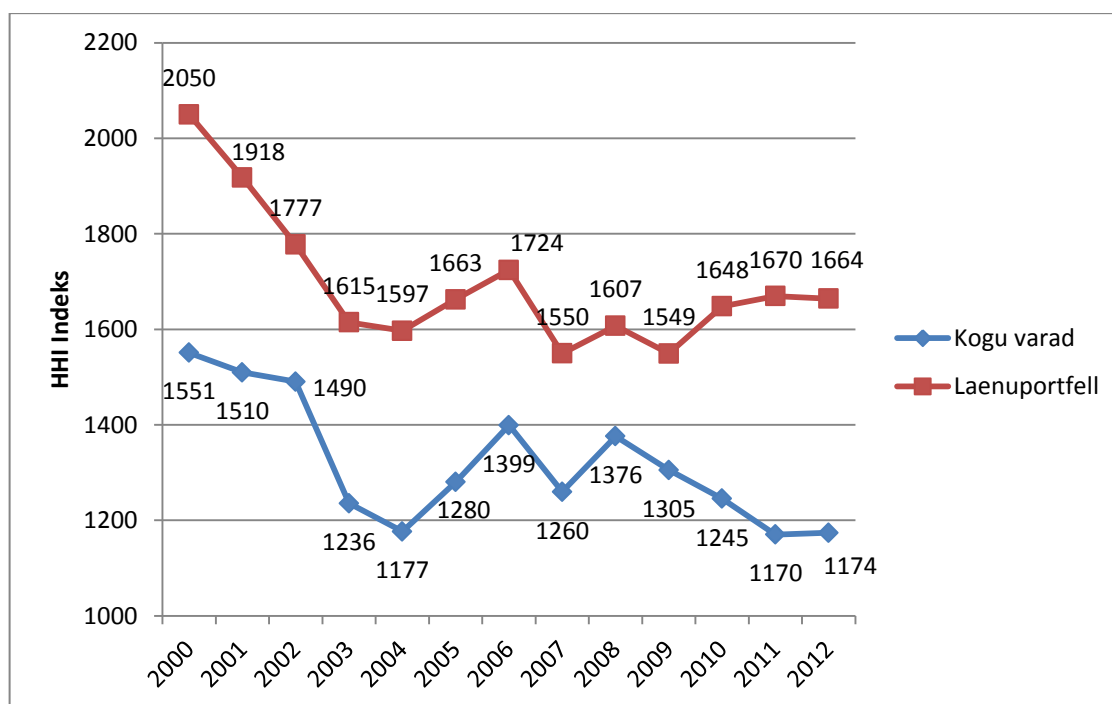
Allikas: Lāti finanstsinspeksioon, autori arvutused

Võrreldes Eestiga mängivad ka kodumaised pangad olulist rolli pangandussektoris, neid on märkimisväärselt rohkem, mis võib aga samuti peegelduda konkurentsi tasemes ja selle spetsiifikas.

Pankade ja välisriikide pankade filiaalide arv on muutunud järgmiselt: kui aastal 2000 opereeris Lätis 21 panka ja üks välisriigi panga filiaal, siis aastal 2012 oli sama arvnäitajad vastavalt 19 ja 9. (Läti finantsinspeksioon). Nende andmete kaudu on näha välisriikide pankade osakaalu suurenemist Lätis.

Läti krediitiasutuste kapitali adekvaatsuse tase on 2012. aasta lõpus 16,73%, kuid finantskriisi ajal (aastal 2008) oli selle tase üsna madal (11,2%), ületades siiski alumist taset 8% (Ibid.).

Analüüsidest Läti pangandussektorit, kasutades selleks kontsentratsiooni näitajaid, on märgatavad olulised erinevused Eesti oma näitajatega võrreldes. Autor kasutas sama lähenemist nagu Eesti korral: turuosa on leitud nii koguvarade mahu suhtes kui ka laenuportfelli mahu suhtes. HHI indeksi väärtused ajavahemikus 2000-2012 on esitatud joonisel 4.



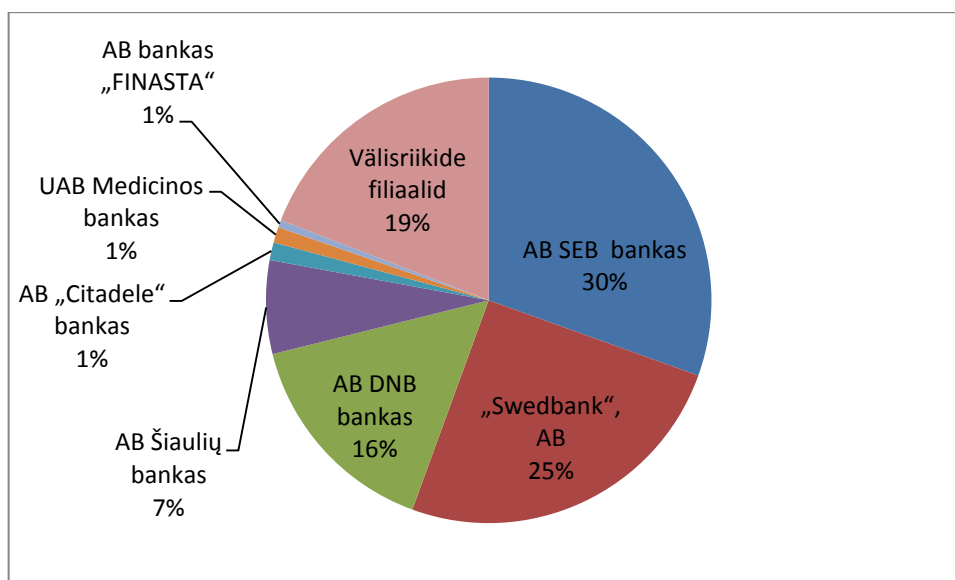
Joonis 4. Läti pangandussektori HHI indeks 2000–2012

Allikas: Autori arvutused

Toetudes saadud arvnäitajatele, võib väita, et Läti pangandussektor on vähem kontsentreeritud kui Eesti oma, ehk peamiselt just selle pärast, et pankade arv on suurem ning iga üksiku panga turuosakaal on väiksem. Läti pangandussektor on mõõdukalt kontsentreeritud turg ($1000 < H < 1800$). Kui Eestis oli näha pidevat langustrendi, siis Lätile on omane suurem kõikumine kontsentratsiooni näitajates, huvitav on ka see, et kuigi aastani 2009 oli nii koguvarade kui laenuportfelli mahu põhjal arvatud HHI indeks muutunud sarnaselt, siis aastast 2010 on need muutunud vastassuunas.

3.1.3. Leedu

Leedu pangandussektori areng on sarnane nii Eesti kui ka Läti pangandussektorite arenguga. Pankade arvu kohaselt on Leedu pigem sarnane Eestiga, sest see arv ei ole suur. Kui aastal 2000 oli Leedus 10 panka, mis said tegevusloa Leedu keskpangast ning 3 välisriigi filiaali, siis aastaks 2013 oli need näitajad vastavalt 7 ja 8. (Leedu keskpank, 2014). Suuremate pankade tegevus põhineb välisriikide, peamiselt Põhjamaade pankade kapitalil. Kolm suuremat panka on SEB, Swedbank ja AB DNB Bankas. Joonisel 5 on võimalik näha Leedu pangandussektori turujaotust koguvarade lõikes.

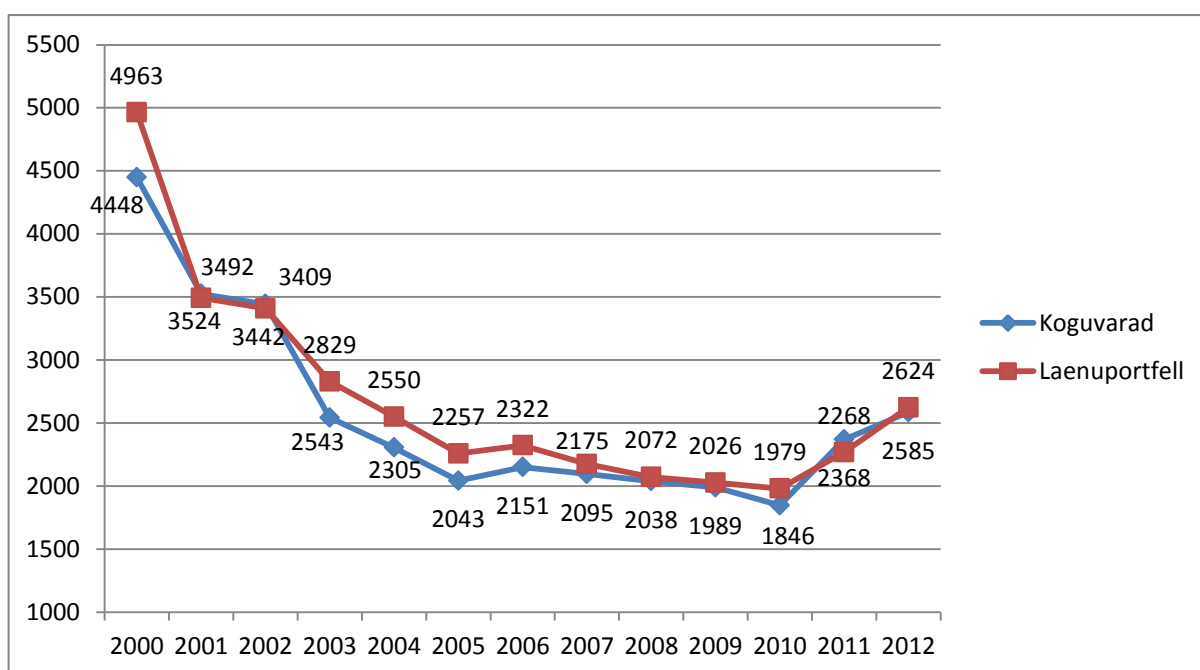


Joonis 5. Leedu pangandussektori turujaotus koguvarade lõikes (31.12.2013 seisuga)

Allikas: Leedu keskpank, autori arvutused

Võrreldes teiste Balti riikidega on Leedu pangandussektoril kõige väiksem koguvarade ja SKP suhe. Kui aastal 2008 moodustasid Eesti ja Läti pangandussektori koguvarad SKP-st vastavalt 138% ja 143%, siis Leedus oli see näitaja tasemel 80%. (World Bank 2009) Kapitali adekvaatsuse tase on 2013. aastal 16,28%. (Leedu keskpank 2014) Samas on pangandussektori koguvarad olnud pidevas kasvus alates aastast 2001, millega võrreldes on aastaks 2011 koguvarade maht kasvanud enam kui 4 korda (Lithuanian... 2011)

Siinkohal on võimalik jällegi anda hinnang Leedu pangandussektorile, kasutades selleks kontsentratsiooni näitajaid, konkreetselt aga HHI indeksi. Tulemused on mõnevõrra sarnased Eestiga ning täpsemat HHI indeksi muutuse trendi aastatel 2000–2012 on võimalik näha joonisel 6.



Joonis 6. Leedu pangandussektori HHI indeks 2000–2012

Allikas: Autori arvutused

HHI indeksi arvnäitajate kohaselt võib pidada Leedu pangandussektorit kõrge kontsentratsiooniga turuks. Sellele viitab ka see fakt, et kolme suurema panga käes on umbes 60% kogu pangandussektori varadest. (Lithuanian... 2011) Viimastel aastatel on aga märgata HHI indeksi tõusutrendi, mis tähendab aga kontsentratsiooni suurenemist.

Kuna autor on lühidalt kirjeldatud Balti riikide pangandussektori andmeid ning vaadanud ka kontsentratsiooni erinevust Balti riikide vahel, saame jätkata põhilise käesoleva töö mudeli, Panzar- Rosse mudeli hindamisega.

3.2. Konkurentsi hindamine Panzar-Rosse mudeli abil

Käesolevas peatükis hindab autor pangandussektori konkurentsi nii kogu Balti riikide regioonini, kui ka iga riigi kohta eraldi. Selleks, et vaadata, kuidas on konkurents muutunud vaadeldava perioodi jooksul, kasutab autor järgmist lähenemist: eraldi vaadatakse kriisi eelset ja kriisi ning sellele järgnevat perioodi. Tulemused tuuakse välja tabeli kujul. Tabel on jagatud vastavalt valemile 8 (vt lk.20) ehk sõltuvateks muutujateks on nii kogutulu (TR) kui intressitulu (TI). H-statistiku väärtuse arvutamiseks liidetakse sisendite muutujate koefitsiente ning selle usaldatavust kontrollitakse kasutades Wald testi.

3.2.1. Kogu perioodi hinnang

Autor alustab sellest, et hindab pangandussektori konkurentsi kolme Balti riigi kohta ühiselt ning kogu perioodi kohta. Vaatluse all on kokku 48 panka. Esimese regressiooni järgsed andmed on esitatud lisa 2. Mudeli hindamiseks selgitab autor välja fikseeritud efektide kasutamisevõimalusi mudelis ning varieerub iga panga seletatavaid muutujaid, kusjuures ühe võimalusena oletades jääkliikmetes esimest järku autoregressiooni. Kõigepealt leiab autor uut regressioonimudelit kasutades nii pankadevahelist (cross-section) fikseeritud efekti kui ka perioodilist fikseeritud efekti. Saadud andmete põhjal võib tõepärasuhte testi kasutades võrrelda fikseeritud ja juhuslikku efekte. Käesoleva mudeli juures lükkavad kõik statistiku näitajad nullhüpoteesi tagasi (vt Lisa 3), ehk fikseeritud efektiga mudel on antud juhul paremini sobilik. Selleks, et veenduda fikseeritud efekti kasutamise vajaduses, viis autor läbi Hausmani testi. Mudelis muudetakse pankadevahelist (cross-section) efekti juhuslikuks ning perioodilist efekti ei valita. P-väärtused on suuremad kui 5% (vt Lisa 4) ning seoses sellega otsustas autor jätta fikseeritud perioodiefektid lisamata ning kasutada esimest järku autoregressiooni mudelit (Brooks, 2009). Tabelis 4 on esitatud regressiooni mudeli tulemused kolme Balti riikide kohta. Varieerides erinevaid muutujaid on jõudnud tulemusele, et peamine osa sisendite hindade muutujatest on statistiliselt olulised. Mudelid hinnati nii tuginedes

intressitulule kui ka kogutulule sõltuva muutujana. Tulemuste tõlgendamisel on selgelt näha, et parameetrite hinnagud on mõlema mudeli puhul väga lähedased ning samamärgilised, mis viitab saadud tulemuste kõrgele usaldusväärsusele.

Tabel 4. Pangatulu regressioonimudeli tulemused 2000–2012, kõik Balti riigid

	Pangatulu (sõltuv muutuja)			
	TI		TR	
	koefitsient	st. viga	koefitsient	st. viga
C	5,282***	0,657	6,662***	0,676
lnPL	0,713***	0,137	0,76***	0,12
lnPK	-0,342***	0,112	-0,28***	0,102
lnPF	0,104*	0,061	0,094*	0,054
lnLTAS	0,191**	0,08	0,164**	0,074
lnEQTAS	0,033	0,047	0,077*	0,043
AR(1)	0,908***	0,02	0,932***	0,019
H-statistik	0,474 H=0 (0,002) H=1 (0,000)		0,563 H=0 (0,000) H=1 (0,001)	
H-stat. (ROA+1)	-0,005 H=0 (0,421)			
Vaatluste arv	433			
R ²	0,88		0,892	

*St.viga: *** Oluline olulisuse nivool 1%; ** Oluline olulisuse nivool 5%; * Oluline olulisuse nivool 10%.*

Allikas: Autori arvutused

Selleks, et tõlgendada saadud tulemusi usaldusväärselt, peab lisaks välja selgitama, kas pangandussektor on tasakaalus või mitte. Viimase kontrollimiseks asendab autor mudelis sõltuva muutuja (ROA+1) ning leiab uue H-statistiku, mille väärtused on esitatud samamoodi tabelis 2. Selle usaldatavust kontrollitakse Wald testi abil, mille tulemused on esitatud lisa 5. Tasakaalutestile tuginedes saab autor väita, et pangandusturg oli vaadeldaval perioodil Balti turul tasakaalus ning seega võib Panzar-Rosse mudeli tulemusi tõlgendada usaldusväärsetena. Saadud tulemused viitavad sellele, et kolme Balti riikide pangandussektorit võib iseloomustada kui monopolistlikku konkurentsi, kuna saadud H-statistiku väärtused on nulli ja ühe vahel. Kui sõltuvaks muutujaks on intressitulu, siis H-statistiku väärtus on 0,474 ning saadud tulemus on statistiliselt oluline. Kui sõltuvaks muutujana on käsitletud kogutulu, on H-statistik võrdne 0,563 ning samamoodi me saame ütelda suure tõenäosusega, et ajavahemikus 2000–2012 võib kogu Baltikumi pangandussektori konkurentsi iseloomustada kui

monopolistlikku konkurentsi. Järgmisena annab autor hinnangu eraldi iga riigi pangandussektorile kogu perioodi (2000–2012) andmete põhjal.

Esiteks alustatakse Eestist, kus vaatluse all on 12 panka. Mudeli muutujad jäetakse samaks, mis olid kasutatud kogu Balti regiooni kohta. Kasutades Likelihood ja Hausmani teste, on jõudnud tulemusele, et käesolevas mudelis võiks olla õigustatud fikseeritud efekti kasutamine. Autor kasutab pankadevahelist fikseeritud efekti kuid ajaspetsiifiline fikseeritud efekt ei osutunud statistiliselt oluliseks. Tabelis 5 on esitatud regressiooni mudeli tulemused Eesti kohta.

Tabel 5. Pangatulu regressioonimudeli tulemused 2000–2012, Eesti

	Pangatulu (sõltuv muutuja)			
	TI		TR	
	koefitsient	st. viga	koefitsient	st. viga
C	5,058***	1,818	5,712***	1,884
lnPL	0,785***	0,303	1,168***	0,313
lnPK	-0,392**	0,179	-0,659***	0,186
lnPF	0,218*	0,129	0,229*	0,133
lnLTAS	1,042**	0,244	-0,182	0,258
lnEQAST	-0,159	0,097	0,006	0,101
H-statistik	0,611 H=0 (0,209) H=1 (0,423)		0,39 H=0 (0,1435) H=1 (0,603)	
H-stat. (ROA+1)	-0,026 H=0 (0,086)			
Vaatluste arv	106			
R ²	0,912		0,917	

St.viga: *** Oluline olulisuse nivool 1%; ** Oluline olulisuse nivool 5%; * Oluline olulisuse nivool 10%..

Allikas: Autori arvutused

Pangandussektor on mõningate mõõndustega tasakaalus, mida näitab H-statistiku väärtus kui sõltuvaks muutujaks on ROA+1 (seda tasemel $p > 0,05$). See võimaldab hinnata konkurentsi Eesti pangandussektoris, kasutades tabelit 1. H-statistiku väärtus on intressitulu, kui sõltuva muutuja korral, võrdne 0,611 ning ka kogutulu korral on H-statistiku väärtus võrdne 0,39, mis võib küll viidata sellele, et Eesti pangandussektorit saab iseloomustada kui monopolistliku konkurentsi. Kuid H-statistiku testimine kasutades Wald testi näitas, et olulisuse nivoo 5% juures saame me võtta vastu nullhüpoteesi nii selle kohta, et H-statistik võrdub ühega, kui ka nulliga. Sellest võib järeldada, et H-statistiku usalduspiirid hõlmavad nii

positiivseid kui ka negatiivseid arvnäitajaid, mis ei võimalda meile suure tõenäosusega kirjeldada Eesti pangandussektori konkurentsi.

Järgmisena hindab autor konkurentsi Läti pangandussektoris. Vaatluse all on 25 panka. Muutujad on jäänud samaks, mudelis on kasutatud pankadevahelist fikseeritud efekti ning mudeli jääklimate puhul on esimest järku autoregressiivsust. Tulemused on esitatud tabelis 6.

Tabel 6. Pangatulu regressioonimudeli tulemused 2000–2012, Läti

	Pangatulu (sõltuv muutuja)			
	TI		TR	
	koefitsient	st. viga	koefitsient	st. viga
C	4,123***	0,766	5,178***	0,645
lnPL	0,735***	0,165	0,769***	0,148
lnPK	-0,525***	0,126	-0,391***	0,117
lnPF	0,104*	0,061	0,04	0,059
lnLTAS	0,075	0,117	0,107	0,094
lnEQAST	0,074	0,087	0,061	0,076
AR(1)	0,438***	0,076	0,632***	0,075
H-statistik	0,315 H=0 (0,111) H=1 (0,000)		0,418 H=0 (0,015) H=1 (0,000)	
H-stat. (ROA+1)	-0,011 H=0 (0,299)			
	221			
R ²	0,933		0,945	

*St.viga: *** Oluline olulisuse nivool 1%; ** Oluline olulisuse nivool 5%; * Oluline olulisuse nivool 10%*

Allikas: Autori arvutused

Tasakaalu test näitab, et Läti pangandussektor on tasakaalus, kuna ROA+1 sõltuva muutuja korral on H-statistiku väärtus null ($p=0,299$). H-statistiku väärtused on nii intressitulu kui ka kogutulu kui sõltuva muutuja puhul positiivsed, mille põhjal saab teha järelduse, et Läti pangandussektorit saab iseloomustada kui monopolistlikku konkurentsi. Intressitulu, kui sõltuva muutuja korral, võib aga oletada, et H-statistiku usalduspiirid sisaldavad ka negatiivseid H-statistiku väärtusi, kuna olulisuse nivoo 10% juures võib võtta vastu nullhüpoteesi selle kohta, et H-statistik võrdub nulliga.

Viimasena vaatab autor Leedu pangandussektori konkurentsi. Muutujad on jäänud samaks, selleks et kolm riiki oleksid omavahel võrreldavad. Vaatluse all on 11 panka.

Mudelis on kasutatud pankadevahelist fikseeritud efekti ning jääkliimete puhul on eeldatud esimest järku autoregressiivsust. Tulemused on esitatud tabelis 7.

Tabel 7. Pangatulu regressioonimudeli tulemused 2000–2012, Leedu

	Pangatulu (sõltuv muutuja)			
	TI		TR	
	koefitsient	st. viga	koefitsient	st. viga
C	6,352***	1,276	6,473***	1,305
lnPL	0,991***	0,287	0,979***	0,282
lnPK	-0,442***	0,181	-0,692***	0,166
lnPF	0,036	0,127	0,093	0,119
lnLTAS	0,409*	0,241	0,064	0,224
lnEQAST	0,211	0,135	0,434***	0,138
AR(1)	0,352***	0,094	0,204**	0,106
H-statistik	0,585 H=0 (0,103) H=1 (0,245)		0,38 H=0 (0,295) H=1 (0,087)	
H-stat. (ROA+1)	0,025 H=0 (0,136)			
	106			
R ²	0,933		0,945	

*St.viga: *** Oluline olulisuse nivool 1%; ** Oluline olulisuse nivool 5%; * Oluline olulisuse nivool 10%.*

Allikas: Autori arvutused

Leedu pangandussektor on tasakaalus, kuna ROA+1 sõltuva muutuja korral võrdub H-statistiku väärtus nulliga ($p=0,136$). Nii intressitulu kui ka kogutulu, kui sõltuva muutuja korral on näha positiivset H-statistiku väärtust, mis viitab sellele, et ka Leedu pangandussektorile saab anda hinnanguks monopolistlik konkurents. Samas, mõlemal juhul on kasutades Wald testi näha, et H-statistiku usalduspiirid on laiad, mis ei luba autorile suure usalduseväärsusega väita, et tegemist on just monopolistliku konkurentsiga. Järgmisena vaatab autor eraldi konkurentsi kriisieelses ja kriisijärgses perioodis.

3.2.2. Kriisieelse ja kriisijärgse perioodi hindamine

Käesoleva alapeatüki põhiline eesmärk on hinnata kasutades Panzar-Rosse mudelit pangandussektori konkurentsi kriisieelses ja kriisijärgses perioodis. Kriisieelseks perioodiks võtab autor ajavahemikku 2000–2007. Kuna eelnevalt on meetod lahti kirjutatud, siis toob

autor välja põhilised tulemused tabeli kujul (Tabel 8.) kokkuvõtvalt ning täpsemad tabelit esitatakse lisades.

Tabel 8. H-statistiku väärtused kriisieelses ja –järgses perioodis

	TI		TR	
	2000-2007	2007-2012	2000-2007	2007-2012
Balti riigid	0,111(MK)	0,576 (MK*)	-0,005 (M)	0,808 (MK*)
Eesti	-1,74 (M*)	0,589 (MK)	-1,659 (M*)	0,162 (MK)
Läti	-0,277 (M)	0,584 (MK)	-0,29 (M)	0,393 (MK)
Leedu	0,825(MK*)	0,337 (MK)	0,872 (MK*)	0,69 (MK)

M, MK* -monopol/oligopol, monopolistlik konkurents, olulisuse nivoo 5% juures*

M, MK- monopol/oligopol, monopolistlik konkurents, ebaoluline

Allikas: Autori arvutused

Balti riikides, kui ühes tervikus on viimase aja jooksul näha konkurentsi suurenemist. Sellist järeldust teeb autor toetades saadud H-statistiku väärtustele. Kui kriisieelses perioodis oli H-statistiku väärtused vastavalt 0,111 ja -0,005, mis räägib vähesest konkurentsist sellel perioodil. Nii intressitulu, kui ka kogutulu puhul on näha H-statistiku kasvu kriisijärgses perioodis (vt Lisa 7).

Eesti pangandussektoris näeb ka konkurentsi suurenemist viimastel aastatel, seda tõestab see fakt, et kriisieelses perioodis oli H-statistiku väärtus negatiivne, mis võimaldab toetades Panzar-Rosse mudeli teooriale väita, et tegemist oli kas monopoliga või oligopoliga. Kriisi- ning kriisijärgses perioodis on H-statistik muutunud positiivseks, mis tähendab konkurentsi suurenemist Eesti pangandussektoris (vt Lisa 8).

Võrreldes Läti pangandussektori konkurentsi hinnanguid kriisieelse ja kriisi- ning kriisijärgses perioodis võib teha järgmiseid järeldusi. Enne kriisi iseloomustas Läti pangandussektorit monopol või oligopol, kuna H-statistiku väärtus on nii intressitulu kui ka kogutulu, kui sõltuva muutuja korral negatiivse väärtusega. Kriisi- ja kriisijärgses perioodis muutub aga H-statistiku väärtus positiivseks, kinnitades sellega konkurentsi taseme suurenemist sellel ajavahemikul. (vt Lisa 9)

Leedu pangandussektoris on toimunud mõnevõrra teised muutused. Juba kriisieelses perioodis võis kasutada Panzar-Rosse lähenemist anda Leedu pangandussektorile konkurentsi hinnanguks monopolistlik konkurents, kuid kriisijärgses perioodis on H-statistiku väärtus langenud (vt Lisa 10), mis võimaldab rääkida konkurentsi vähenemisest selles sektoris. Autori jaoks tuli selline hinnang üllatusena.

Järgmisena annab autor omapoolse hinnangu mudelite tulemustele ning hindab Panzar-Rosse lähenemist.

3.3. Mudelite tulemuste tõlgendamine

Kuna kõikide mudelite korral oli täidetud pangandussektori tasakaalu tingimus, siis mudelite tulemused saab tõlgendada, kasutades tabelit 1(vt lk. 14). Autori poolt esitatud hüpotees selle kohta, et Balti riikide pangandussektorites valitseb monopolistlik konkurents, leidis tõestust kogu perioodi korral. Kasutades paneelandmeid ajavahemikus 2000–2012 hindas autor konkurentsi nii Baltikumis kui ühes regioonis, kui eraldi igas riigis vastavat monopolistlikule konkurentsile.

Jagades vaadeldav periood kaheks osaks ning andes hinnang igale nendest, tulid välja mõned kalded oodatavatest tulemustest. Eesti ja Läti andmete põhjal selgus, et kriisieelses perioodis on nende pangandussektorite konkurentsi iseloomustamiseks kõige rohkem sobib monopol või oligipol. Leedu puhul on tegemist aga monopolistliku konkurentsiaga. Kõige rohkem pani autorit mõtlema see fakt, et Eestis oli konkurents kõige madalam ehk H-statistiku väärtus oli negatiivne. Kui kriisi ja kriisijärgses perioodis oli näha konkurentsi suurenemist nii Balti riikides kui regioonis kui ka Eestis ja Lätis, siis Leedu pangandussektoris oli näha vastupidist protsessi. H-statistiku väärtus langes, mis viitab aga konkurentsi vähenemisele.

Hinnates aga Panzar-Rosse lähenemist konkurentsi hindamisele pangandussektoris, näeb autor mitmeid ebakindalaid ja täpselt määratlemata aspekte, mis teevad konkurentsi hindamist selle meetodiga keeruliseks. Esiteks, nagu on tulemustest näha, võib tuletatud H-statistiku väärtus tulla küll kindel arvnäitaja, kuid selle statistiline kontroll näitab, et selle usalduspiirid on kahjuks üsna laiad, mis ei võimalda hindajal suure tõenäosusega väita, et pangandussektoris esineb üks või teine konkurentsi liik või leida statistiliselt olulist tõendust konkurentsis taseme muutumise kohta tuginedes H-statistiku väärtuse muutumisele. Seda võib seletada antud uurimuses kasutatavate andmete spetsiifikaga või nende puudusega teatud perioodis, mistõttu võib antud töö tulemusi pidada vaid osaliselt usaldusväärseks.. Teiseks töös kasutatava mudeli nõrgaks kohaks on see, et selgitavate muutujate statistiline usaldatavus võib küllaltki kergesti muutuda, kui muudetakse vaadeldava (hinnatava) perioodi või mudeli spetsifikatsiooni, mistõttu saame järeldada et hinnagud ei ole alati piisavalt robustsed.

Kasutades lähenemist, kui eesmärgiks on saada mudelisse kõik statistiliselt usaldatavad muutujad, peaks loobuma nende mudelite omavahelisest võrdlemisest, kuna iga pangaspetsiifilisi näitajaid selgitav muutuja mõjutab omakorda ka sisendite hindade koefitsiente, nihkudes sellega H-statistiku.

3.4. Järeldused

Autori poolt on teostatud Balti riikide pangandussektorite konkurentsi hindamine, kasutades mõlemast hindamismeetodite rühmast üht lähenemist. Konsentratsiooni näitajatest kasutas autor HHI indeksit. Selle arvutamine ja tõlgendamine on üsna loogiline ja arusaadav, samas võimaldab see jälgida konsentratsiooni muutumise trendi, mida võib vastavalt struktuur – käitumine – tulemus (ingl. *structure–conduct–performance*) käsitleda ka kui muutusi konkurentsi tasemes. Samas on ainult struktuursetele näitajatele tuginev konkurentsi hindamine (lähtudes HHI indeksist või k-konsentratsiooni näitajatest) saanud rohket kriitikat uue empiirilise struktuuriökonomika uurimissuuna esindajate poolt, mistõttu töö autor ongi ette võtnud alternatiivsete meetodite kasutamise võimalikkuse uurimise. Töös leiti, et kõikidele Balti riikidele on omane see, et vaadeldava perioodi algusel ehk alates aastast 2000 omab HHI indeks oma maksimaalset taset, mis hakkab aga olenevalt riigist erineva tempoga vähenema. Lätis on võrreldes Eestiga ja Leeduga väiksem pangandussektori konsentratsioon. Seda tõenäoliselt põhjustab suur pankade arv. Alates 2002. aastast ei ületa Läti pangandussektori HHI indeks taset 1800. Leedus on aga aastast 2010 näha konsentratsiooni suurenemist, mis peegeldub HHI indeksi kasvu trendist. Majanduskriisi mõju võib märgata vaid Eesti HHI indeksi puhul, mille väärtus langes järsult aastal 2008. Peamine põhjus, miks HHI indeks omab langustrendi, on see, et turule sisenevad uued tulijad, vähendades sellega sealsete olijate turuosa, nii pankrotid kui ka ühinemised suurendavad pangandussektori konsentratsiooni. Sellega võib olla põhjendatud Läti konsentratsiooni indeksi kõikumine.

Lähenedes pangandussektori konkurentsi hindamisele teiselt poolt, kasutades mittestruktuursete meetodeid, täpsemalt Panzar-Rosse mudelit, tulid esile sellised tulemused, mis tekitasid mõnevõrra raskusi nende tõlgendamiseiga. Kasutades analüüsiks kogu perioodi andmeid, tuli välja selge ja oodatav tulemus, et kõikide Balti riikide pangandussektorite konkurentsi saab iseloomustada kui monopolistlikku konkurentsi. Kuna andmete rida on pikk, siis tulemuste kirjeldamine oli kindel ja suure usaldusväärsusega. Kõige suurema konkurentsi

tasemega riigiks osutus Eesti, Leedus on konkurentsi tase suhteliselt samal tasemel ning Lätis on H-statistiku väärtus kõige madalam, mille põhjal võib teha järeldust, et selles on kõige väiksem konkurents. Hinnates aga konkurentsi taseme muutumise trendi, kasutades selleks kriisieelse ning kriisi- ja kriisijärgse perioodide võrdlemist, tulid välja mõned mudeli probleemseid kohad ja üsna huvitavad tulemused. Kuna hinnatavad perioodid lühinesid, siis mitmed hinnangud muutusid ebaoluliseks, mis aga ei võimalda autorile anda kõrge usaldusväärsusega hinnangut ühe või teise riigi pangandussektori konkurentsile. Üldiselt on näha konkurentsi suurenemist kriisijärgses perioodis, mida tõestab H-statistiku väärtuse kasv. Eesti ja Läti pangandussektorit saab kirjeldada kui monopoli kriisieelses perioodis, kuid Leedus on monopolistlik konkurents. Leedu tulemused on iseenesest huvipakkuvad. Kui hinnang H-statistikule on leitud kogu perioodi kohta, siis tulemused ei erinenud palju Eesti ja Läti tulemustest, kuid jagades vaadeldava perioodi kaheks osaks, ilmnemised kõikumised tulemustes. Autori arvates võib siinkohal olla tegemist asjaoluga, et Leedu kohta on kriisieelses perioodis olnud suhteliselt vähe andmeid, mis aga võiks tõenäoliselt mõjutada tulemust.

Võrreldes oma tulemusi teiste uuringute tulemustega, leidis autor nii sarnasusi kui ka erievasi. Näiteks Andries, Capraru (2014) leidsid, kasutades Panzar-Rosse mudelit, et ajavahemikus 2004–2010 on kõige suurem konkurentsi tase Eestis, mis leidis tõestust ka käesolevas töös. Delis (2009) hindas Eesti konkurentsi taset ajavahemikus 1999–2006 kui monopoli või oligopoli ning autori arvutused näitasid sama tulemust perioodil 2000–2007. Weill (2013) seisukoht, et konkurentsi tase Euroopa Liidu riikides omab langustendentsi, leidis tõestust vaid Leedu puhul, kus on näha H-statistiku väärtuse vähenemist. Teistes Balti riikides on aga näha konkurentsi suurenemist kriisi- ja kriisijärgses perioodis (2007–2012), mida toetab H-statistiku väärtuse kasv.

KOKKUVÕTE

Pangandussektori konkurents mängib suurt rolli mitte ainult pankadevahelistes suhtes, vaid see puudutab otseselt kõiki inimesi, ettevõtteid ja majanduslikku olukorda tervikuna. Tihtipeale vaadatakse konkurentsi kui negatiivset sündmust, kuid tegelikult terav konkurents pangandussektoris võib omada mitmeid positiivseid külgi.

Konkurents pangandussektoris annab stiimuli turul olijatele, see aitab suurendada pakutavate teenuste ja kaupade kvaliteeti ning innovatsiooni arendamist selles sektoris. Peale seda omab konkurents ka positiivset mõju pankade stabiilsusele, mis hüpoteetiliselt aitab tulevikus vältida finantskriisi tekkimist. Kuna pangandussektori situatsioonist sõltub ka riigi majandusseisund, siis konkurents mõjub positiivselt majandusarengule ning üldisele finantsolukorrale.

Käesolevas töös oli autori poolt antud hinnang Balti riikide pangandussektorite konkurentsile, kasutades kaht meetodit konkurentsi taseme määramiseks. Samas on autor hinnanud nende meetodite kasutamise sobilikkust ja rakendamise probleeme. Esimene konkurentsi määratlemise meetodiks oli konsentratsiooninäitajad, mis näitasid, et kolmes Balti riigis on näha konsentratsiooni vähenemist läbi aja. Seda aga võib tõlgendada kui konkurentsi suurenemist pangandussektoris.

Teise konkurentsi hindamise meetodi, Panzar-Rosse mudeli, kasutades on autor jõudnud järeldusele, et Balti riikide pangandussektorite konkurentsi saab kirjeldada kui monopolistliku konkurentsi. Kriisieelse ja kriisi- ning kriisijärgse perioodide võrdlus näitas, et nii Balti riikides kui ühes regioonis, kui Eestis ja Lätis eraldi on näha konkurentsi taseme suurenemist. Leedu puhul on aga tegemist konkurentsi vähenemise tendentsiga.

Panzar-Rosse mudelit on autori arvates üsna hea ja lihtne kasutada, kuid teiselt poolt selle tulemused on väikestes valimites mõnevõrra tundlikud spetsifikatsiooni ning hindamismeetodi suhtes. Nii andmete puudumine, kui ka erinevate spetsifikatsioonide ja selgitavate muutujate valik võib põhjustada parameetrite hinnagute statistiliselt vähem usaldusväärseid tulemusi. Seda on näha nii varasemate uuringute tulemuste erinevustes, kui ka käesoleva töö tulemustes.

Töö eesmärk on saavutatud, autor andis hinnangu konkurentsi tasemele kolmes Balti riigis ning samas kirjeldas ka erinevate hindamismeetoditega kaasnevaid raskuseid. Töös on näha edasiarendamisvõimalusi: pangandussektori konkurentsi taset saab hinnata rakendades alternatiivseid konkurentsi hindamise meetodeid ning mudeleid, võimalik on ka vaadata konkurentsi mõju majanduskasvule, kasutades Balti riikide andmeid.

SUMMARY

ASSESSING COMPETITION OF THE BANKING SECTOR ON THE EXAMPLE OF BALTIC BANKS

Roman Budarov

Today banks are an imprescriptible part of our life. People enlarge their interest about the bank services rapidly and this encourages banks to offer new kind of services. Such as the other markets, banking sector cannot develop without any competition. But competition in banking sector is more important since it affects its stability and economic growth. For this reason, there are a few methods to assess competition in banking sector.

The first aim of this work is to assess competition of the Baltic banking sector using bank-level data from three Baltic countries in period of time between 2000 and 2012. The second aim is to compare pre-crisis competition level with crisis and post-crisis competition levels. The results can help author to describe changes in competition level and find a trend. Author uses two methods to assess competition. Firstly, the concentration indicator, namely Herfindahl-Hirschman index. Secondly, non-structural measure, namely Panzar-Rosse model.

First hypothesis of this work states that competition in Baltic countries is characterized as a monopolistic competition. This hypothesis was supported in all Baltic countries and the region in the period of 2000-2012. Competition in Estonian and Latvian banking sector in pre-crisis period can be characterized as monopoly or oligopoly. Lithuanian banking sector is characterized as monopolistic competition in both periods.

Second hypothesis states that competition in Baltic countries has increased in crisis and post-crisis period. This hypothesis was supported in Estonia, Latvia and the Baltic states as a region, but Lithuanian banking sector competition has decreased.

Author has also characterized the problems that accrue when we use these measures to describe competition level of banking sector.

There are loads of opportunities for studying the topic further. It is possible to assess competition in banking sector by other methods, which were mentioned in theoretical part of this work. Also, using Baltic countries data author can analyze the competition impacts on stability and economic growth.

KASUTATUD ALLIKAD

- Andries, A.M., Capraru, B.(2014) The nexus between competition and efficiency: The European banking industries experience –*International Business Review* 23 (2014), pp. 566–579
- Beck T.(2009). *Bank Competition and Financial Stability: Friends or Foes?* – Policy Research Working Paper 4656. Washington, DC : World Bank, Development Research Group
- Bikker, J.A., Haaf, K. (2002). *Competition, Concentration and their Relationship: an Empirical Analysis of the Banking Industry.* – *Journal of Banking and Finance*, 26(1), pp. 2191-2214.
- Bikker, J.A. (2004). *Competition and Efficiency in a Unified European Banking Market.* Cheltenham: Edward Elgar Pub.
- Bikker J.A., Spierdijk L., Finnie P. (2007). *Misspecification of the Panzar-Rosse Model: Assessing Competition in the Banking Industry.* – Netherlands Central Bank, Research Department in its series DNB Working Papers 114.
- Bikker, J.A., Shaffer, S., Spierdijk, L. (2009) *Assessing Competition with the Panzar-Rosse Model: The Role of Scale, Costs, and Equilibrium.* – Utrecht School of Economics Tjalling C. Koopmans Research Institute Discussion Paper Series 09-27
- Brooks, C. (2008) *Introductory Econometrics for Finance.* 2nd ed. New York: Cambridge University Press
- Caminal, R., Matutes, C. (2002). *Market Power and Bank Failures.* – *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 20, No. 9, pp. 1341-61
- Claessens, Stijn, Laeven, Luc (2005). *Financial Dependence, Banking Sector Competition, and Economic Growth.* – *Journal of the European Economic Association.* Mar 2005, Vol. 3 Issue 1, pp. 179-207
- Delis M.D. (2009) *Competitive conditions in the Central and Eastern European banking systems.* – *Omega* Volume 38, Issue 5, October 2010, pp. 268–274. Elsevier Ltd.
- Dell’Ariccia, Giovanni and Emilia Bonaccorsi di Patti (2004). *Bank Competition and Firm Creation.* – *Journal of Money, Credit and Banking*, 36, pp. 225–252.
- Deltuvaitė, V. Gižienė V. *Competition, Concentration, Efficiency, And Their Relationship In The Lithuanian Banking Sector.* – *Economics & Management.* 2007, pp. 188-201.

- Dermine, J. 1986. Deposit rates, credit rates and bank capital: The Monti-Klein model revisited. – Journal of Banking and Finance 10: pp. 9–114.
- Estonia: Review Of Financial System.(2011) OECD. <http://www.oecd.org/finance/financial-markets/49497930.pdf> (13.02.2014)
- Financial Market In Latvia. (2003) Latvia bank. Koostajad: Zubkova, J., Kauzens, E., Tillers, I., Prusis, M. <http://www.macroeconomics.lv/sites/default/files/fin-market.pdf> (23.03.2014)
- Jokipii, T., Monnin, P. (2013) The impact of banking sector stability on the real economy. – Journal of International Money & Finance. Feb2013, Vol. 32, pp. 1-16.
- Freixas X., Rochet J. (2008) Microeconomics of Banking. 2nd ed. London: The MIT Press Cambridge
- Gilbert, R. A. (1984). Bank market structure and competition. – Journal of Money, Credit and Banking, 16(November), pp. 617–645.
- Goddard, J., Liu, H., Molyneux, P., Wilson J.O.S. (2011). The persistence of bank profit. – Journal of Banking & Finance Volume 35, Issue 11, November 2011, pp 2881–2890
- Leuvensteijn, M., Bikker J.A., Adrian A.R.J.M. van Rixtele, Kok Sørensen, C. (2011) A new approach to measuring competition in the loan markets of the euro area. – Applied Economics Volume 43, Issue 23, 2011, pp 3155-3167
- Leedu keskpank. https://www.lb.lt/statistical_data_tree (24.04.2014)
- Lithuanian financial system overview (2011). <http://www.finasta.com/files/Analitika%20Instituciniams/Ad%20hoc/2011%2009%2022%20Financial%20system%20review.pdf> (24.04.2014)
- Läti finantsinspektsioon. http://www.fktk.lv/en/statistics/credit_institutions/quarterly_reports/ (23.04.2014)
- Mathis S., Kosnianski J. (2002) Microeconomic Theory: an integrated approach. 1st ed. New Jersey: Prentice Hall.
- Mishkin F.S.(1999). Financial Consolidation: Dangers and Opportunities. – Journal of Banking and Finance, Vol.23, pp 675-691.
- Panzar, J.C. and Rosse J.N. (1987). Testing for ‘Monopoly’ Equilibrium. – Journal of Industrial Economics 35, pp. 443-456.
- Park, K. H. (2008). Has bank consolidation in Korea lessened competition? – The Quarterly Review of Economics and Finance 49 pp. 651–667

- Review of Estonian Financial System (2013) Eesti Pank. Rahandusministeerium. Finantsinspeksioon. <http://www.eestipank.ee/en/publication/varia/2013/review-estonian-financial-system-january-2013> (12.02.2014)
- Republic of Estonia: Financial System Stability Assessment.(2009) IMF Country Report No. 09/89. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2009/cr0989.pdf> (17.02.2014)
- Salop, S. 1979. Monopolistic competition with outside goods. – Bell Journal of Economics 10 (1): pp. 141–156
- Samad, A. (2008) Market structure, conduct and performance: Evidence from the Bangladesh banking industry. – Journal of Asian Economics 19 (2008), pp. 181–193
- Smirlock, M. (1985). Evidence on the (non) relationship between concentration and profitability in banking. Journal of Money Credit and Banking, 17(February), pp. 69–83
- Smith, Bruce D., (1984) Private Information, Deposit Interest Rates, and the Stability of the Banking System. – Journal of Monetary Economics, Vol.14 pp. 293-317.
- Weill, L. (2013) Bank competition in the EU: How has it evolved? – Int. Fin. Markets, Inst. and Money 26 (2013) pp. 100– 112
- World Bank. (2012). Financial Sector Assessment : Republic of Latvia. Washington, DC. World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/15911> (26.03.2014)
- World Bank. (2009). Lithuania : Banking System Assessment. Washington, DC. World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/12822> (24.04.2014)
- Анисимова А. И., Верников А. В.(2011) –Структура рынка банковских услуги ее влияние на конкуренцию. – Журнал "Деньги и кредит" №11/2011, стр. 53-62
- Дробышевский С., Пашенко С. (2006). Анализ конкуренции в российском банковском секторе. – *Научные труды № 96. ИЭПП. Москва*
- Тавасиев А. М., Ребельский Н. М.(2001) Конкуренция в банковском секторе России. Москва: Издательство: Юнити-Дана.

LISAD

Lisa 1. Mudelis kasutatud pankade loetelu

Eesti	Läti	Leedu
1) Swedbank AS	1)(13) AS DNB	1)(38) Swedbank AB,
2) AS SEB Pank	2) (14) Danske Bank A/S	2)(39) AB SEB Bankas
3) Nordea Bank Finland PLC	3) (15) GE Money Bank JSC	3)(40) Bankas Snoras
4) Danske Bank A/S Eesti filiaal	4) (16) Latvijas Hipoteku un zemes banka	4)(41) Siauliu Bankas
5) AS Eesti Krediidipank	5)(17) Ogres Komerbanka A/S	5)(42) AB DNB Bankas
6) AS DNB Pank	6)(18) Parex Bank	6)(43) AB Ukio Bankas
7) AS LHV Pank	7)(19) Rietumu Banka	7)(44) Citadele Bankas
8) AS Citadele banka Eesti f.	8)(20) Saules Banka	8)(45) Danske Bank A/S
9) BIGBANK AS	9)(21) SEB banka AS	9)(46) UAB Medicinos Bankas
10) Svenska Handelsbanken AB Eesti filiaal	10)(22) Swedbank AS	10)(47) Unicredit Bank
11) Versobank AS	11) (23) Latvijas KrajBanka	11)(48) Bankas FINASTA
12) Tallinna Äripanga AS	12)(24) ABLV Bank AS	
	13)(25) VEF Banka	
	14)(26) UniCredit Bank AS	
	15)(27) Baltikums Bank	
	16)(28) Latvian Business Bank JSC (Latvijas Biznesa banka)	
	17)(29) Norvik Banka	
	18)(30) SMP Bank	
	19) 31) As "PrivatBank"	
	20)(32) AS Expobank	
	21)(33) Baltic International Bank-Baltijas	
	22)(34) Trasta Komerbanka-Trust Commercial Bank	
	23)(35) Regionala investiciju banka	
	24)(36) JSC Latvijas Pasta banka	
	25)(37) Citadele pank.	

Lisa 2. Esialgse regressioonimudeli tulemused

1) TI

Dependent Variable: LNTI
 Method: Panel Least Squares
 Date: 05/06/14 Time: 10:02
 Sample: 2000 2012
 Periods included: 13
 Cross-sections included: 45
 Total panel (unbalanced) observations: 382

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.108697	0.842070	2.504184	0.0127
LNPL	0.286207	0.142728	2.005263	0.0457
LNPK	-0.969862	0.108155	-8.967295	0.0000
LNPF	0.033261	0.082741	0.401993	0.6879
LNEQAST	0.120705	0.076870	1.570248	0.1172
LNLTA5	0.985119	0.101917	9.665850	0.0000
LNTSECAST	0.310034	0.037517	8.263781	0.0000
R-squared	0.435238	Mean dependent var	2.544349	
Adjusted R-squared	0.426202	S.D. dependent var	1.359610	
S.E. of regression	1.029897	Akaike info criterion	2.914949	
Sum squared resid	397.7577	Schwarz criterion	2.987247	
Log likelihood	-549.7552	Hannan-Quinn criter.	2.943631	
F-statistic	48.16616	Durbin-Watson stat	0.317158	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Lisa 2 järg

2) TR

Dependent Variable: LNTR
Method: Panel Least Squares
Date: 05/06/14 Time: 10:03
Sample: 2000 2012
Periods included: 13
Cross-sections included: 45
Total panel (unbalanced) observations: 381

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.878251	0.893473	3.221419	0.0014
LNPL	0.305244	0.151438	2.015632	0.0446
LNPK	-0.882471	0.114809	-7.686405	0.0000
LNPF	0.035348	0.087818	0.402508	0.6875
LNEQAST	0.092306	0.081867	1.127516	0.2602
LNLTAS	0.748321	0.108162	6.918493	0.0000
LNTSECAST	0.318681	0.040059	7.955325	0.0000
R-squared	0.342116	Mean dependent var	3.119339	
Adjusted R-squared	0.331562	S.D. dependent var	1.336548	
S.E. of regression	1.092736	Akaike info criterion	3.033448	
Sum squared resid	446.5829	Schwarz criterion	3.105888	
Log likelihood	-570.8719	Hannan-Quinn criter.	3.062190	
F-statistic	32.41492	Durbin-Watson stat	0.243817	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Lisa 3. Fikseeritud efektide testimine (kõik Balti riigid)

1) TI

Redundant Fixed Effects Tests
Equation: Untitled
Test cross-section and period fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	44.760493	(45,338)	0.0000
Cross-section Chi-square	777.968018	45	0.0000
Period F	6.454392	(12,338)	0.0000
Period Chi-square	82.735479	12	0.0000
Cross-Section/Period F	36.183577	(57,338)	0.0000
Cross-Section/Period Chi-square	786.108928	57	0.0000

2) TR

Redundant Fixed Effects Tests
Equation: Untitled
Test cross-section and period fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	69.638919	(45,337)	0.0000
Cross-section Chi-square	932.817378	45	0.0000
Period F	5.055125	(12,337)	0.0000
Period Chi-square	66.207286	12	0.0000
Cross-Section/Period F	55.555329	(57,337)	0.0000
Cross-Section/Period Chi-square	936.591482	57	0.0000

Lisa 4. Hausmani test (kõik Balti riigid)

1) TI

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	2.737918	5	0.7403

2) TR

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	4.284430	5	0.5092

Lisa 5. H-statistiku Wald test (kõik Balti riigid)

1) TI

Ho: H-statistik = 0

H₁: H-statistik ≠ 0

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	3.081848	358	0.0022
F-statistic	9.497787	(1, 358)	0.0022
Chi-square	9.497787	1	0.0021

Null Hypothesis: C(2)+C(3)+C(4)=0

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2) + C(3) + C(4)	0.474188	0.153865

Restrictions are linear in coefficients.

Ho: H-statistik = 1

H₁: H-statistik ≠ 1

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-3.417360	358	0.0007
F-statistic	11.67835	(1, 358)	0.0007
Chi-square	11.67835	1	0.0006

Null Hypothesis: C(2)+C(3)+C(4)=1

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
-1 + C(2) + C(3) + C(4)	-0.525812	0.153865

Restrictions are linear in coefficients.

Lisa 5 järg

2)TR

H₀: H-statistik = 0

H₁: H-statistik ≠ 0

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	4.109483	361	0.0000
F-statistic	16.88785	(1, 361)	0.0000
Chi-square	16.88785	1	0.0000

Null Hypothesis: C(2)+C(3)+C(4)=0

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2) + C(3) + C(4)	0.563398	0.137097

Restrictions are linear in coefficients.

H₀: H-statistik = 1

H₁: H-statistik ≠ 1

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-3.184617	361	0.0016
F-statistic	10.14179	(1, 361)	0.0016
Chi-square	10.14179	1	0.0014

Null Hypothesis: C(2)+C(3)+C(4)=1

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
-1 + C(2) + C(3) + C(4)	-0.436602	0.137097

Restrictions are linear in coefficients.

Lisa 6. Balti riikide pangandussektori tasakaalu kontroll

Dependent Variable: LNROA1
 Method: Panel Least Squares
 Date: 05/06/14 Time: 23:06
 Sample (adjusted): 2001 2012
 Periods included: 12
 Cross-sections included: 44
 Total panel (unbalanced) observations: 373
 Convergence achieved after 9 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000951	0.026908	-0.035331	0.9718
LNPL	0.010075	0.005221	1.929669	0.0544
LNPK	-0.004948	0.003819	-1.295491	0.1960
LNPF	-0.010768	0.002617	-4.114151	0.0000
LNLTA5	0.001311	0.001988	0.659582	0.5099
LNEQAST	0.006275	0.002280	2.752557	0.0062
AR(1)	0.493825	0.048363	10.21073	0.0000
R-squared	0.259455	Mean dependent var		0.005007
Adjusted R-squared	0.247315	S.D. dependent var		0.027393
S.E. of regression	0.023765	Akaike info criterion		-4.622583
Sum squared resid	0.206715	Schwarz criterion		-4.548987
Log likelihood	869.1117	Hannan-Quinn criter.		-4.593359
F-statistic	21.37173	Durbin-Watson stat		2.129299
Prob(F-statistic)	0.000000			

H₀: H-statistik = 0

H₁: H-statistik ≠ 0

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-0.804875	366	0.4214
F-statistic	0.647823	(1, 366)	0.4214
Chi-square	0.647823	1	0.4209

Null Hypothesis: C(2)+C(3)+C(4)=0

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2) + C(3) + C(4)	-0.005642	0.007010

Restrictions are linear in coefficients.

Lisa 7. Balti riikide hinnatud mudelid kriisieelses ja – järgses perioodis

1) Kriisieelne periood (2000-2007)

	Pangatulu (sõltuv muutuja)			
	TI		TR	
	koefitsient	st. viga	koefitsient	st. viga
C	3.643***	0.861	3.823***	0.806
lnPL	0.632***	0.165	0.633***	0.154
lnPK	-0.959***	0.112	-0.889***	0.105
lnPF	0.438***	0.095	0.251***	0.089
lnLTAS	0.404***	0.104	0.295***	0.098
lnEQAST	0.043	0.095	0.128	0.089
H-statistik	0.111 H=0 (0,640) H=1 (0,000)		-0.005 H=0 (0,980) H=1 (0,000)	
H-stat. (ROA+1)	0.001 H=0 (0,801)			
Vaatluste arv	433			
R ²	0.907		0.92	

St.viga: *** Oluline olulisuse nivool 1%; ** Oluline olulisuse nivool 5%; * Oluline olulisuse nivool 10%..

Allikas: Autori arvutused

2) Kriisi- ja kriisijärgne periood (2008-2012)

	Pangatulu (sõltuv muutuja)			
	TI		TR	
	koefitsient	st. viga	koefitsient	st. viga
C	5.255***	1.008	6.822***	0.689
lnPL	1.149***	0.231	1.311***	0.155
lnPK	-0.651***	0.177	-0.542***	0.124
lnPF	0.078	0.078	0.039	0.057
lnLTAS	0.444***	0.139	0.321***	0.098
lnEQAST	-0.024	0.067	0.037	0.049
H-statistik	0.576 H=0 (0,028) H=1 (0,105)		0.808 H=0 (0,000) H=1 (0,286)	
H-stat. (ROA+1)	-0.000 H=0 (0,972)			
Vaatluste arv	433			
R ²	0.93		0.95	

St.viga: *** Oluline olulisuse nivool 1%; ** Oluline olulisuse nivool 5%; * Oluline olulisuse nivool 10%..

Allikas: Autori arvutused

Lisa 8. Eesti hinnatud mudelid kriisieelses ja – järgses perioodis

1) Kriisieelne periood (2000-2007)

	Pangatulu (sõltuv muutuja)			
	TI		TR	
	koefitsient	st. viga	koefitsient	st. viga
C	-3.025	2.558	-2.216	2.809
lnPL	-0.906***	0.401	-0.734*	0.437
lnPK	-1.891**	0.26	-1.894***	0.285
lnPF	1.05***	0.358	0.969***	0.392
lnLTAS	2.394***	0.36	2.432***	0.385
lnEQAST	-0.127	0.154	-0.174	0.169
H-statistik	-1,74 H=0 (0,02)		-1.659 H=0 (0,042)	
H-stat. (ROA+1)	-0.038 H=0 (0,057)			
Vaatluste arv	106			
R ²	0.77		0.761	

St.viga: *** Oluline olulisuse nivool 1%; ** Oluline olulisuse nivool 5%; * Oluline olulisuse nivool 10%..

Allikas: Autori arvutused

2) Kriisi- ja kriisijärgne periood (2008-2012)

	Pangatulu (sõltuv muutuja)			
	TI		TR	
	koefitsient	st. viga	koefitsient	st. viga
C	5.096**	2.409	4.456	1.586****
lnPL	0.995**	0.477	0.611	0.356**
lnPK	-0.434*	0.234	-0.379	0.182**
lnPF	0.029	0.129	-0.07	0.081
lnLTAS	1.572***	0.351	1.129	0.273***
lnEQAST	-0.262*	0.159	0.061	0.044
H-statistik	0.589 H=0 (0,375) H=1 (0,536)		0.162 H=0 (0,697) H=1 (0,521)	
H-stat. (ROA+1)	0.001 H=0 (0,801)			
Vaatluste arv	106			
R ²	0.96		0.98	

St.viga: *** Oluline olulisuse nivool 1%; ** Oluline olulisuse nivool 5%; * Oluline olulisuse nivool 10%..

Allikas: Autori arvutused

Lisa 9. Läti hinnatud mudelid kriisieelses ja – järgses perioodis

1) Kriisieelne periood (2000-2007)

	Pangatulu (sõltuv muutuja)			
	TI		TR	
	koefitsient	st. viga	koefitsient	st. viga
C	2.370**	0.908	2.568***	0.845
lnPL	0.607***	0.193	0.558***	0.18
lnPK	-1.178***	0.126	-0.988***	0.117
lnPF	0.294**	0.12	0.139	0.111
lnLTAS	0.445***	0.105	0.36***	0.097
lnEQAST	0.126428	0.115	0.065	0.107
H-statistik	-0.277 H=0 (0,261)		-0.29 H=0 (0,206)	
H-stat. (ROA+1)	-0.006 H=0 (0,355)			
Vaatluste arv	221			
R ²	0.907		0.92	

St.viga: *** Oluline olulisuse nivool 1%; ** Oluline olulisuse nivool 5%; * Oluline olulisuse nivool 10%

Allikas: Autori arvutused

2) Kriisi- ja kriisijärgne periood (2008-2012)

	Pangatulu (sõltuv muutuja)			
	TI		TR	
	koefitsient	st. viga	koefitsient	st. viga
C	4.938***	1.655	4.22	1.904**
lnPL	1.150***	0.374	1.608	0.35***
lnPK	-0.747***	0.217	-1.342	0.233***
lnPF	0.180**	0.103	0.127	0.108
lnLTAS	0.331***	0.01	0.313	0.072***
lnEQAST	-0.038	0.211	-0.401	0.262
H-statistik	0.584 H=0 (0,165) H=1 (0,017)		0.393 H=0 (0,421) H=1 (0,216)	
Vaatluste arv	221			
H-stat. (ROA+1)	0.01 H=0 (0,459)			
R ²	0.65		0.59	

St.viga: *** Oluline olulisuse nivool 1%; ** Oluline olulisuse nivool 5%; * Oluline olulisuse nivool 10%..

Allikas: Autori arvutused

Lisa 10. Leedu hinnatud mudelid kriisieelses ja – järgses perioodis

1) Kriisieelne periood (2000-2007)

	Pangatulu (sõltuv muutuja)			
	TI		TR	
	koefitsient	st. viga	koefitsient	st. viga
C	8.183***	1.404	8.15***	1.693
lnPL	0.668**	0.289	1.005***	0.348
lnPK	-0.541***	0.15	-0.582***	0.18
lnPF	0.699***	0.131	0.448***	0.158
lnLTAS	1.172***	0.287	0.6*	0.346
lnTSECAST	0.483***	0.124	0.228	0.15
H-statistik	0.825 H=0 (0,023) H=1 (0,62)		0,872 H=0 (0,045) H=1 (0,763)	
H-stat. (ROA+1)	0.001 H=0 (0,801)			
Vaatluste arv	106			
R ²	0.947		0.92	

St.viga: *** Oluline olulisuse nivool 1%; ** Oluline olulisuse nivool 5%; * Oluline olulisuse nivool 10%..

Allikas: Autori arvutused

2) Kriisi- ja kriisijärgne periood (2008-2012)

	Pangatulu (sõltuv muutuja)			
	TI		TR	
	koefitsient	st. viga	koefitsient	st. viga
C	5.56**	2.441	7.177***	2.111
lnPL	1.408***	0.454	1.327***	0.398
lnPK	-0,99***	0.24	-0.631**	0.237
lnPF	-0.071	0.167	-0.005	0.136
lnLTAS	1.055***	0.395	0.833**	0.367
lnTSECAST	0.248***	0.109	0.193*	0.101
H-statistik	0.337 H=0 (0,575) H=1 (0,273)		0.69 H=0 (0,19) H=1 (0,553)	
H-stat. (ROA+1)	-0.032667 H=0 (0,211)			
Vaatluste arv	106			
R ²	0.67		0.72	

St.viga: *** Oluline olulisuse nivool 1%; ** Oluline olulisuse nivool 5%; * Oluline olulisuse nivool 10%..

Allikas: Autori arvutused