

BoF Online

2007 • No. 17

**Kilpailutilanne Suomen
vähittäispankkitoiminnassa
1996 ja 2006**

Karlo Kauko

*Tässä julkaisussa esitetyt mielipiteet ovat kirjoittajan omia
eivätkä välttämättä edusta Suomen Pankin kantaa.*



EUROJÄRJESTELMÄ
EUROSYSTEMET

Suomen Pankki

Rahoitusmarkkina- ja tilasto-osasto

12.12.2007

Sisällys

Tiivistelmä	3
Abstract	3
1 Johdanto	4
2 Aiempi kirjallisuus	6
2.1 Kilpailun mittaamisen menetelmiä	6
2.2 Pankkikilpailun mittaaminen Suomessa	10
3 Aineisto ja spesifikaatio	12
4 Tulokset	14
5 Lopuksi	21
Lähteet	23

Kuvioluettelo

Kuvio 1. Liikevaihdon kasvu tuotantokustannusten nousun seurauksena täydellisen kilpailun vallitessa	8
Kuvio 2. Liikevaihdon supistuminen tuotantokustannusten nousun seurauksena monopolitapauksessa	9

Taulukkoluetelo

Taulukko 1. Tuloksia vuoden 1996 aineistolla, tuotot yhteensä	14
Taulukko 2. Tuloksia vuoden 1996 aineistolla, korkotuotot	15
Taulukko 3. Tuloksia vuoden 2006 aineistolla, tuotot yhteensä	16
Taulukko 4. Tuloksia vuoden 2006 aineistolla, korkotuotot	17
Taulukko 5. Tuloksia vuosien 1996 ja 2006 aineistoilla, tuotot yhteensä	19
Taulukko 6. Tuloksia vuosien 1996 ja 2006 aineistoilla, korkotuotot	20

BoF Online
Päätoimittaja

Jouko Marttila

ISSN

1796-9123 (online)

Postiosoite
PL 160
00101 HELSINKI

Käyntiosoite Snellmaninaukio
Puhelin 010 8311
Faksi (09) 174 872

Sähköposti
etunimi.sukunimi@bof.fi
www.suomenpankki.fi

Swift SPFB FI HH
Y-tunnus 0202248-1
Kotipaikka Helsinki

Tiivistelmä

Tässä paperissa analysoidaan kilpailua vähittäispankkitoiminnassa Suomessa pääkaupunkiseudun ulkopuolella vuosina 1996 ja 2006. Näytteenä on suuri joukko osuuspankkeja. Analyysi tehdään Panzar-Rossen menetelmällä. Kilpailutilannetta näinä kahtena vuotena vertailaan. Tulokset tukevat hypoteesia kilpailun jonkinasteisesta kiristymisestä, mutta näyttö ei ole tilastollisesti vahva.

Abstract

This paper presents analysis on competition in retail banking in Finland outside the Helsinki metropolitan area in 1996 and 2006. The sample consists of a large number of cooperative banks. The analysis is carried out by using the Panzar-Rosse method. The results of the two years are compared. The results corroborate the hypothesis of toughening competition. The value of the H statistic varied between 0.2 and 0.3 in 1996 and was about 0.4 in 2006. However, this evidence is not statistically significant.

1 Johdanto

Viime vuosina Suomessa on usein puhuttu kilpailun jatkuvasta kiristymisestä pankkitoiminnassa. Melko virallisissakin yhteyksissä tätä kilpailun kiristymistä on pidetty varmana tosiasiana. Systemaattista tutkimusta asiasta ei kuitenkaan ole ainakaan julkaistu vuosiin. Näytöksi on esitetty lähinnä antolainauksen korkojen ja viitekorkojen välisen marginaalin kapenemista. Tämä on kuitenkin epätydyttävä mittari, ainakin jos sen rinnalla ei käytetä muita indikaattoreita. Tähän marginaaliin todennäköisesti vaikuttavat monet muutkin tekijät, mm. vakavaraisuusvaatimuksista johtuvat luottojen pääomavaatimukset, luottotappioriskit, luotonannon mahdollisesti aiheuttamat korko- ja likviditeettiriskit sekä luotonmyöntöprosessista aiheutuvat hallintokulut. Myös rahoituspalveluiden kytkeminen toisiinsa tekee johtopäätöksistä epävarmempia: jos matalakorkoisen lainan saa vain sitoutumalla säännölliseen rahastosijoittamiseen, josta peritään tavanomaista korkeampia palkkioita, ei laina ehkä olekaan edullinen. Kaikki nämä tekijät vaikuttaisivat jopa monopoliasemassa olevan pankin hinnoitteluun. Myös pankkien luottokelpoisuusmenetelmien yhdenmukaistuminen ja arvioiden tarkentuminen voivat alentaa luottokorkoja (Hyytinen 2003). Ei ole ilman muuta varmaa, että kilpailutilanne vaikuttaisi luotonannon marginaaleihin voimakkaammin kuin nämä muut tekijät yhteensä.

Puhuttaessa kilpailun jatkuvasta kiristymisestä on melko harvoin esitetty syitä, jotka olisivat voineet johtaa väitettyyn kehitykseen. Ilmeisiä syitä kilpailun kiristymiseen on muutamia. Joitain uusia pankkeja on tullut markkinoille, joskin ne ovat olleet pieniä ja usein erikoistuneet johonkin suppeaan osa-alueeseen. Luottojen leimaveron poistaminen on helpottanut pankin vaihtamista niiden asiakkaiden tapauksessa, joilla jo on velkoja. Myös tekniikan kehitys on voinut vähentää pankkien markkinavoimaa: maantieteelliseen sijaintiin perustuva markkinoiden segmentoiminen on aiempaa vaikeampaa (esim. Vesala 2000). Jakelukanavien automatisointi on ehkä vähentänyt pankkiuskollisuutta ylläpitäneitä psykologisia tekijöitä: pankkivirkailijat ja konttorinjohtaja eivät enää ole tuttuja. Lisäksi Internet on antanut lisää valinnanvaraakin myös paikkakunnilla, joilla on fyysisesti läsnä vain yksi tai kaksi pankkia. Ulkomaisten pankkien läsnäolo Suomessa on voimistunut, ja aiempien tulosten valossa niiden keskeinen asema markkinoilla on omiaan lisäämään kilpailua (Claessens & Laeven 2004).

Toimialan taloustieteessä on erittäin runsaasti teoreettista kirjallisuutta kilpailusta. Tässä kirjallisuudessa on joukko melko vakiintuneita käsitteitä, joiden soveltaminen empiiriseen tutkimukseen voi olla hankalaa. On kuitenkin olemassa muutamia menetelmiä, joilla tämän

teoreettisen kirjallisuuden tuloksia voidaan hyödyntää kilpailullisuuden asteen mittaamiseen. Tässä työpaperissa sovelletaan perinteistä Panzar-Rossen menetelmää, joka on ehkä tavallisimmin käytetty menetelmä pankkikilpailun tapauksessa. Aineistossa on pelkästään pieniä pankkeja, jotka ovat erikoistuneet vähittäispankkitoimintaan. Näytteen hyvinä puolina ovat havaintojen suuri lukumäärä ja kohdejoukon erikoistuminen melko samantapaiseen toimintaan, mikä parantaa vertailtavuutta. Tilastollisesti merkitsevää näyttöä kilpailun kiristymisestä vuodesta 1996 vuoteen 2006 ei löydy. Toisaalta tulokset ovat sopusoinnussa pikemminkin kilpailun kiristymisen kuin sen vähenemisen kanssa.

2 Aiempi kirjallisuus

2.1 Kilpailun mittaamisen menetelmiä

Koska kilpailu on erittäin keskeinen käsite toimialan taloustieteessä, kilpailun mittaamiseksi on kehitetty monia menetelmiä. Kenties ilmeisin kilpailumittari on hinnan ja rajakustannuksen suhteellinen ero, ns. Lerner-indeksi. Sen laskukaava on $(P-MC)/P$, missä P on hyödykkeestä peritty hinta ja MC on tuotannon rajakustannus. Täydellisen kilpailun oloissa Lerner-indeksin arvo on nolla. Jos hinnat pystytään havaitsemaan ja rajakustannus estimoimaan, indeksin arvo voidaan laskea. Vaikka erilaisia tuotantokustannusestimoiteja on pankkitutkimuksessa tehty paljon, Lerner-indeksejä on laskettu ehkä yllättävän harvoin. Yksi syy voi olla se, että pankkialalla kilpailun puutteen lisäksi myös erilaiset riskipreemiot vaikuttavat indeksin arvoon, joten riskin tai epävarmuuden vallitessa Lerner-indeksi on epätäydellinen markkina-voiman mittari. Maudos ja Fernandez de Guevara (2004) kuitenkin laskivat Lerner-indeksejä suurimpien EU-maiden pankeille. Aineiston valossa näytti siltä, että Lerner-indeksillä mitattu kilpailu oli vastoin tavanomaisia väitteitä itse asiassa vähentynyt vuosina 1993–2000. Havaittu antolainauksen marginaalien kapeneminen johtui pelkästään korko- ja luottotappioriskien sekä hallintokulujen vähenemisestä. Näiden tekijöiden vaikutus oli voimakkaampi kuin kilpailun vähenemisestä aiheutunut paine korkomarginaalien levenemiselle. Matthews, Murinde ja Zhao (2007) laskivat Lerner indeksiä brittiläisille pankeille vuosina 1980–2004; kilpailun aste ei näyttänyt olennaisesti muuttuneen.

Lerner-indeksin lisäksi on käytössä lukuisia ei-rakenteellisia menetelmiä. Niitä ei ole kehitetty erityisesti pankkikilpailun mittaamiseksi, mutta niiden soveltaminen pankkeihin on mahdollista.

Bresnahan (1982) esitti menetelmän kilpailun asteen mittaamiseksi. Lau (1982) osoitti, minkä tyyppisen kysyntäkäyrän tapauksessa Bresnahanin tulos pätee, ja menetelmä tunnetaan nykyään yleisesti nimellä Bresnahan-Lau. Tämän menetelmän tarkoituksena on estimoida, kuinka toimialaan kuuluva yritys olettaa muiden yritysten reagoivan tuotantomäärän muutoksiin, siis missä määrin toimialan kilpailutilanne muistuttaa Bertrand- ja missä määrin Cournot kilpailua. Menetelmässä estimoidaan koko toimialan kustannus- ja kysyntäfunktiot, joiden avulla päätellään, onko tuotannon rajakustannus lähempänä asiakkailta perittyä hintaa vai tuotannon lisäyksen toimialalle tuomaa rajatuottoa. Pankkeihin tätä menetelmää ovat

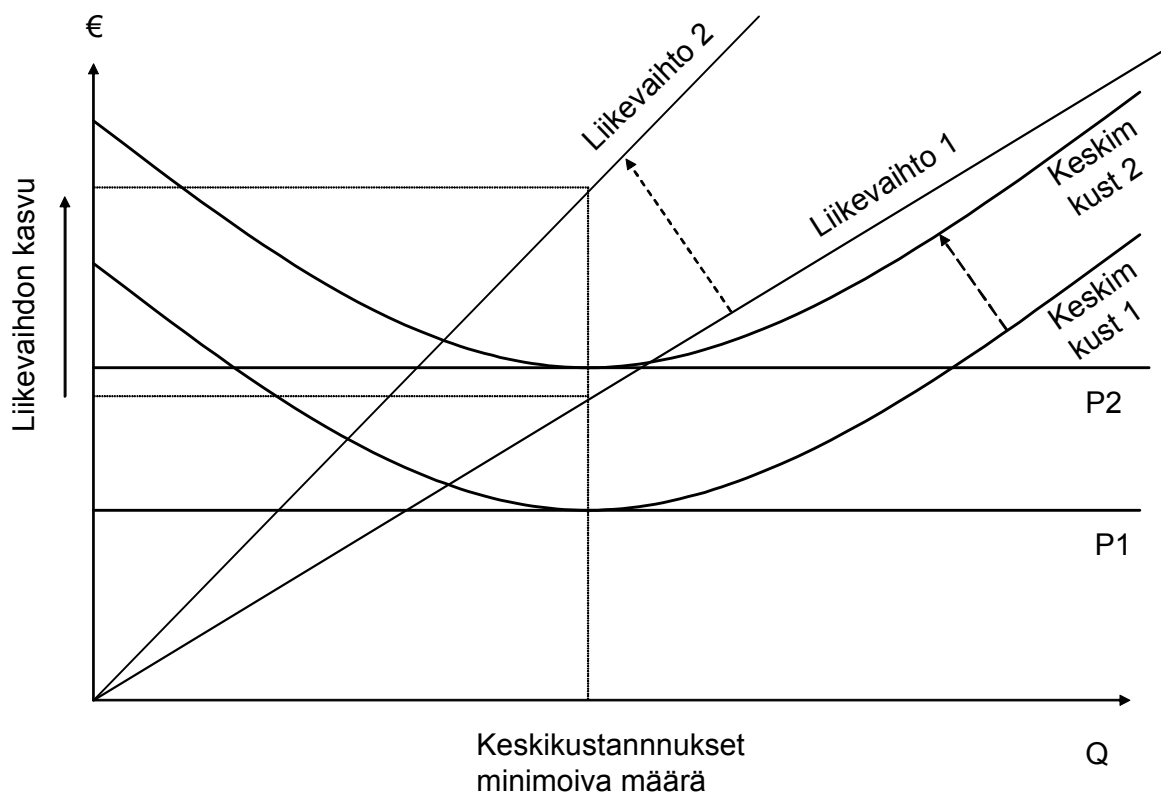
soveltaneet ainakin Shaffer (1989), Toolsema (2002) sekä Zardkoohi & Fraser (1998). Etuna on, että analyysi voidaan tehdä vaikka ei olisi käytettävissä tietoja yksittäisistä yrityksistä. Menetelmän ongelmana on, että käytettävän aineiston pitää kattaa koko toimiala. Jos yrityksillä on kilpailijoita, joiden tiedot eivät ole aineistossa, menetelmää ei voi käyttää. Ongelmia esiintyy myös, jos joidenkin yritysten kuuluminen toimialaan on tulkinnanvaraista.

Boone (2000) on esitellyt lähestymistavan, jota ei vielä ole kovin laajasti sovellettu. Perusajatuksesta voi kehittää useita menetelmiä. Menetelmät perustuvat teoreettisesti hyvin perustellulle väitteelle, että kilpailu on aina haitallista toimialan vähiten tehokkaille yrityksille. Kilpailun lisääntyminen johtaa vähiten tehokkaan yrityksen voittojen pienenemiseen. Kilpailu myös vähentää tehottoman yrityksen markkinaosuutta, joten rajakustannukset selittävät markkinaosuuksia sitä tehokkaammin, mitä kilpaillumpi toimiala on (Boone & al 2004). Markkinaosuuksien selittämiseen perustuvaa versiota menetelmästä ovat luottomarkkinoihin soveltaneet jo ainakin Leuvenstejn, Bikker, van Rixtel ja Kok Sørensen (2007).

Tässä paperissa käytetään kuitenkin Panzarin ja Rossen (1987) menetelmää, joka on ehkä käytetyin tapa mitata pankkikilpailua. Menetelmää voidaan soveltaa, vaikka aineistosta puuttuisi yrityksiä, tai jos joidenkin yritysten kuuluminen toimialaan on tulkinnanvaraista. Menetelmän käyttö edellyttää yritystason aineistoa. Tarkoituksena on mitata, mikä on yrityksen liikevaihdon jousto tuotannontekijöiden hintojen suhteen. Joustojen summaa merkitään yleisesti merkillä H.

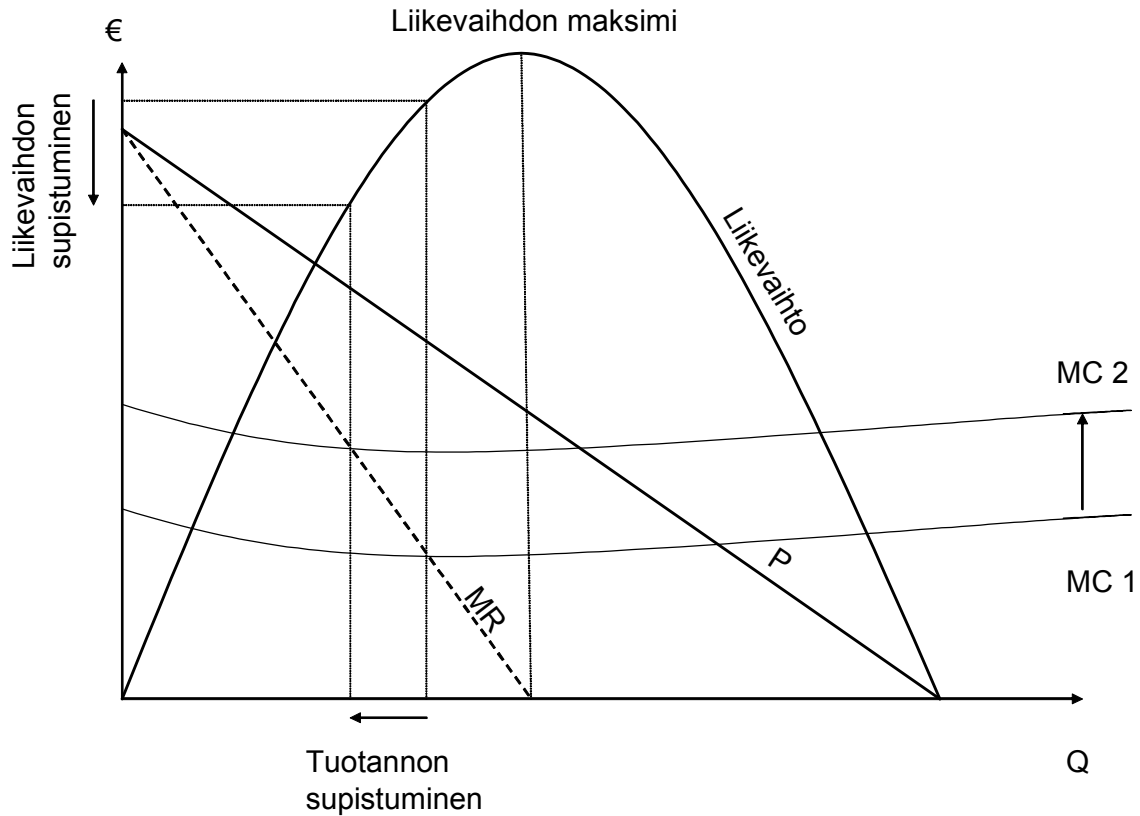
Jos yritys toimii täydellisen kilpailun oloissa, näiden joustojen summan on oltava yksi: yrityksellä ei ole markkinavoimaa, joten sen ainoa mahdollisuus on myydä tuotteensa tuotantokustannusten hinnalla. Jos kaikkien tuotannontekijöiden hinnat nousevat prosentilla, keski-kustannukset minimoiva tuotannon määrä ei muutu. Yrityksen on joko tuotettava entinen määrä ja myytävä se prosentilla kalliimmalla, tai vaihtoehtoisesti sen on lopetettava toimintansa. Kalliimmalla myyminen on mahdollista, sillä myös kilpailijat kokevat saman tuotantokustannusten nousun, jolloin vallitseva markkinahinta nousee. Asiaa selventäneen kuvio 1. Alkutilanteessa markkinahinta on P1. Keskimääräisten kustannusten käyrä 1 vaihtuu käyräksi 2 panoshintojen noustessa. Koska kaikki yritykset kokevat saman kustannusten nousun, markkinahinta nousee tasolle 2, joka on kilpailun täydellisyyden vuoksi jälleen sama kuin alin mahdollinen keskikustannus. Lopputilanteessa tuotannon määrä on sama kuin ennen panoshintojen nousua mutta lopputuotteen hinnan nousun vuoksi liikevaihto on suurempi.

Kuvio 1. Liikevaihdon kasvu tuotantokustannusten nousun seurauksena täydellisen kilpailun vallitessa



Jos yritys on monopoliasemassa, tilanne on toisenlainen, sillä markkinoilta poistuvia kilpailijoita ei ole, vaikka panoshinnat nousisivatkin. Sen sijaan yritys itse supistaa tuotantoaan. Asiaa selventää kuvio 2. Kaikkien panoshintojen nousu yhdellä prosentilla nostaa rajakustannuksia prosentilla. Rajakustannusten nousu tasolta MC 1 tasolle MC 2 aiheuttaa tuotannon supistumisen, sillä rajatuotto (MR) ja rajakustannus ovat yhtä suuret aiempaa pienemmällä tuotannon volyyymillä. Optimaalisesti toimiva monopoli valitsee aina kysyntäkäyrältä pisteen, jossa rajatuotto on positiivinen ja tuotannon supistaminen siis alentaa liikevaihtoa. Kilpailijoiden reaktiot tuotannontekijöiden hintojen muutoksiin eivät vaikuta kysyntään, sillä monopolilla ei ole kilpailijoita. Sama tulos saadaan, jos yrityksillä on täydellinen kartelli ja jokainen yritys yrittää maksimoida toimialan yhteenlaskettuja voittoja.

Kuvio 2. Liikevaihdon supistuminen tuotantokustannusten nousun seurauksena monopolitapauksessa



Jos yritys on monopolistisesti kilpaileva, joustojen summa on nollan ja yhden välillä. Vesala (1995, s.56) osoitti, että nollan ja yhden välillä olevia H-statistiikan arvoja voidaan vertailla: suurempi arvo merkitsee voimakkaampaa yksittäisen yrityksen kokemaa kysynnän hintajoustoa, mikä puolestaan on vähäisemmän markkinavoiman merkki. Ainoastaan ykköistä suuremmilla H-statistiikan arvoilla ei ole mielekästä tulkintaa.

Panzar-Rossen menetelmää on sovellettu erittäin usein pankkeihin (ks. esim. Al-Muharrami–Matthews–Khabari 2006, Gunlap & Celik 2006, Casu & Girardone 2006, Bikker & Groeneveld 2000, Bikker & Haaf 2002, Perera & Skully & Wickramanayake 2006, de Bandt & Davis 2000, Vesala 1995, Matthews & Murinde & Zhao 2007 etc). Ainakin julkaistuissa tutkimuksissa on yleensä saatu H-statistiikan arvoja nollan ja yhden väliltä, mikä tuntuu uskottavalta. Sekä täydellinen kilpailu että puhdas monopoli ovat todennäköisesti harvinaisia tilanteita.

2.2 Pankkikilpailun mittaaminen Suomessa

Suurin osa Suomen aineistolla tehdystä pankkikilpailututkimuksesta on tehty vuosia sitten. Alle kymmenen vuotta vanhalla aineistolla tehtyjä analyyskejä ei näytä olevan. Näytteissä on ollut hyvin kattavasti koko pankkisektori, eikä tiettyyn pankkiryhmään tai markkinasegmenttiin rajattuja kilpailun asteen mittaamiseen keskittyneitä tutkimuksia ole julkaistu. Huomattavan usein näissä tutkimuksissa on käytetty menetelmiä, jotka eivät ole täysin standardeja. Tulosten mukaan Suomessa vallitsi epätäydellinen pankkikilpailu 1980-luvun lopulla ja 1990-luvun alkupuoliskolla. Samaan johtopäätökseen on päädytty menetelmästä riippumatta.

Rantala (1988) teki yhden ensimmäisistä suomalaista pankkikilpailua koskevista analyyseistä korkosäännöstelyn purkamisen jälkeen. Menetelmä muistutti hyvin paljon Bresnahan-Lauta, ja sitä käytettiin eri antolainausyyppien kilpailutilanteen arviointiin. Ottolainauskorot ja luotonkysyntä olivat vaikuttaneet antolainauksen korkoihin vuosina 1985–1987, mikä olisi ristiriidassa täydellisen kilpailun hypoteesin kanssa.

Suominen (1994) analysoi pankkikilpailua säännöstelykaudella ja 1980-luvun lopulla Bresnahan-Laun menetelmällä. Etenkin heti säännöstelyn purkamisen jälkeen oli selvää näyttöä kilpailun epätäydellisyydestä. Jos luotto- ja talletusmarkkinoita tarkasteltiin erikseen, monopolivoimaa näytti olleen vuosina 1986–1990 enemmän talletusmarkkinoilla kuin luotto-markkinoilla. Kilpailua näytti olleen vähemmän säännöstelyn purkamista seuranneina vuosina kuin säännöstelykaudella.

Viimeisin perusteellinen selvitys, jonka tärkein tavoite oli mitata kilpailun astetta, lienee Vesalan lisensointityö vuodelta 1995. Tässäkin lähteessä käytetty aineisto päättyy vuoteen 1992. Menetelmänä oli Panzar-Rosse. Selitettäviä tuottomuuttujia oli kaksi, kaikki bruttomääräiset korkotuotot ja pelkkien lainojen korkotuotot. Lisäksi yritettiin erikseen mitata otto- ja antolainauskilpailua; tulosten valossa ottolainauksessa oli vähemmän kilpailua kuin antolainauksessa. Tulokset olivat sopusoinnussa hypoteesin kanssa, että alalla vallitsi monopolistinen kilpailu.

Vesala (2000) esitti empiiristä analyysiä konttoreiden ja automaattien vaikutuksesta pankkien markkinavoimaan. Analyysi tehtiin Suomalaisella paneeliaineistolla, joka päättyi vuoteen 1996. Yksittäisiä vuosia koskevia johtopäätöksiä ei esitetty, luultavasti aineiston poikkileikkausdimension vähäisyyden vuoksi, mutta trendimuuttujan kertoimen valossa markkinavoima näytti pikemminkin vähentyneen kuin lisääntyneen. Pankkien markkinavoima antolainauksessa perustui pikemminkin differentiaatioon kuin kolluusioon.

Hyytinen ja Toivanen (2004) eivät suoranaisesti mitanneet kilpailua, mutta heidän tuloksensa liittyvät läheisesti pankkien markkinavoimaan. Suomalaisista osuuspankeista vuosina 1992–1996 koostuvassa paneeliaineistossa konttoriverkosto ja henkilöstökulut vähensivät luottotappioita ja alensivat asiakkaiden maksamia korkoja. Tulokset voidaan selittää siten, että konttoriverkosto ja henkilöstö pikemminkin auttavat monitoroimaan laina-asiakkaita kuin hankkimaan markkinavoimaa.

3 Aineisto ja spesifikaatio

Seuraavat tilastolliset analyysit on tehty suomalaisista osuuspankeista koostuvalla aineistolla. Tämän näytteen ongelmana on, ettei sen avulla voi tehdä johtopäätöksiä kilpailusta suuryritysten rahoituspalveluiden tarjonnassa, investointipankkitoiminnassa tai pörssivälityksessä, sillä näytteen pankit eivät harjoita tällaista toimintaa. Lisäksi näyte on sikäli vinoutunut, että pienet paikkakunnat ovat ylikorostuneita kun taaskin Helsingin seutu puuttuu näytteestä kokonaan.

Näytteen hyvinä puolina sen sijaan on havaintojen suuri lukumäärä ja näytteen pankkien melko hyvä vertailukelpoisuus. Kilpailutilanne suuryritysten luototuksessa voi poiketa kilpailusta kotitalouksien käyttelytilipalveluissa, joten suppeasti määritellyyn markkinaan keskittyminen johtaa luotettavampiin tuloksiin.

Tulokset voidaan todennäköisesti pitkälti yleistää koskemaan vähittäispankkitoimintaa Helsingin seudun ulkopuolella. On epätodennäköistä, että millään seudulla osuuspankki tarjoaisi vähittäispankkipalveluita olennaisesti toisenlaisessa kilpailutilanteessa kuin säästöpankki tai liikepankin paikallinen konttori. Teoriassa voitaisiin tietysti olettaa, että osuuspankit eivät juuri kilpaile muiden pankkien kanssa, mutta liike- ja säästöpankkien kesken vallitsee kova kilpailu. Tällainen oletamus on kuitenkin melko epäuskottava. On luontevampaa olettaa, että osuuspankki kohtaa markkinoilla suunnilleen saman kilpailun kuin muut pankit, jotka tarjoavat samantapaisia palveluita samalle asiakaskunnalle. Tulokset siis tuskin ovat pelkäämään osuuspankeille spesifejä. Panzar-Rossen menetelmää voidaan soveltaa, vaikka aineistossa olisi vain osa toimialan yrityksistä.

Puuttuvien tietojen vuoksi näyte on suppeampi kuin kaikki Suomessa toimivat osuuspankit. Mukana on sekä paikallisosuuspankkeja että yhteenliittymän jäseniä. Analyysi tehdään kahdella poikkileikkauksella, joista ensimmäinen on vuodelta 1996 ja toinen vuodelta 2006. Tiedot ovat Rahoitustarkastuksen tietokannoista.

Selittäjien joukko on hyvin samantapainen kuin Vesalan (1995) luvussa 2 esitetystä analyysissä. Selitettäviä muuttujia oli kaksi. Suppeampi selitettävä muuttuja oli korkotuotot, jotka laskettiin bruttomääräisenä, siis ei korkokatteena. Toinen selitettävä muuttuja oli kokonaisuotot, joiksi laskettiin bruttomääräiset korkotuotot ja palkkiotuotot.

Tuotannontekijöiden hintoja oli neljä. Nämä muuttujat ovat

- Talletuskannan keskiporko, joka saadaan jakamalla talletuksille maksetut korot yleisötalletusten määrällä.
- Muun rahoituksen hinta, joka saadaan jakamalla muut korkomenot muilla veloilla kuin talletuksilla.
- Työvoiman hinta, joka saadaan jakamalla henkilöstökulut henkilökunnan määrällä.
- Muiden kustannuserien hinta, jotka saatiin jakamalla muiden hallintokulujen ja liiketoiminnan muiden kulujen summa henkilöstön määrällä. Henkilöstön määrää pidettiin tässä organisaation koon likiarvona.

Tuotannontekijöiden hintojen lisäksi selittävinä muuttujina oli kapasiteetin suuruutta kuvaavia indikaattoreita. Nämä muuttujat olivat oma pääoma ja aineellisten hyödykkeiden tasearvo.

Muita eksogeenisiä muuttujia oli vain kaksi. Muuttuja "käteissuhde" on sama kuin Vesalan (1995) muuttuja "CDUE"; se saatiin jakamalla käteinen ja saamiset luottolaitoksilta talletuskannalla. Muuttuja "kiinteistösuhde" saatiin jakamalla omassa käytössä olevien kiinteistöjen tasearvo aineellisten hyödykkeiden tasearvolla. Näiden kahden muuttujan tarkoituksen on pelkästään kontrolloida toiminnan luonteen mahdollinen vaikutus.

Kustannusten määrä, tuotannontekijöiden hinnat ja kapasiteetin indikaattorit otettiin analyysiin logaritmisina. Käteissuhteesta ja kiinteistösuhteesta ei otettu logaritmeja; monissa tapauksissa kiinteistösuhde on nolla, joten sitä ei voiskaan käsitellä logaritmisena.

4 Tulokset

Alustavissa kokeiluissa kävi ilmi, että regressioiden virhetermeissä oli pahoja heteroskedastisuusongelmia, jotka liittyivät etenkin kapasiteettia kuvaaviin muuttujiin. Residuaalien neliöt korreloivat voimakkaasti etenkin kiinteän omaisuuden tasearvon kanssa. Ongelma saatiin ratkaistuksi antamalla kiinteän omaisuuden vaikuttaa tuottojen logaritmiin epälineaarisesti ottamalla selittäjäksi logaritmisen kiinteän omaisuuden neliö. Tätä lisämuuttujaa käytettäessä nämä yhtälöiden diagnostiset ongelmat poistuivat. Lisäksi tämän lisämuuttujan käyttöä puoltaa sen voimakas tilastollinen merkitsevyys kaikissa yhtälöissä. Tämä voi kertoa siitä, että skaalaedut pankkitoiminnassa ovat monimutkaisia.

Taulukko 1. Tuloksia vuoden 1996 aineistolla, tuotot yhteensä

Selitettävä muuttuja: Tuotot yhteensä			
PNS			
250 havaintoa 1996			
	Kerroin	t-arvo	
Vakio	2.392	5.5	***
Talletuskorot	0.141	0.8	
Palkkataso	-0.170	-1.1	
MuutKorot	0.056	1.5	
MuutKulut	0.170	2.0	*
OPO	0.574	20.5	***
KiinteäOmaisuus	-0.078	-1.4	
KiinteäOmaisuus**2	0.025	6.8	***
Käteissuhde	-0.782	-3.6	***
Kiinteistösuhde	-0.101	-1.7	
<hr/>			
H-statistiikka	0.20		
Wald-testi; H=1;	12.84	***	
Wald-testi; H=0	0.77		
<hr/>			
Adj R²	0.954		
<hr/>			
Virhetermin normaalijakautuneisuus: Jarque-Bera = 4.511			
Whiten heteroskedastisuustesti ristitermein:			
Havainnot*R2 =42.62			
Wald-testin merkitsevyys arvioitu khiin neliön mukaan			
*** = 1‰ merkitsevyys; **=1% merkitsevyys; *= 5% merkitsevyys			

Vuoden 1996 tuloksia esitellään taulukoissa yksi ja kaksi. Hypoteesi täydellisestä kilpailusta voidaan suurella varmuudella hylätä: H-statistiikka on molemmissa spesifikaatioissa selvästi pienempi kuin +1. Sen sijaan hypoteesia kilpailun puutteesta ($H \leq 0$) ei voida hylätä millään merkitsevyystasolla. Tulos pätee lähinnä vähittäispankkitoimintaan pienillä paikkakunnilla, joiden pankit ovat voimakkaasti edustettuina tässä näytteessä.

Taulukko 2. Tuloksia vuoden 1996 aineistolla, korkotuotot

Selitettävä muuttuja: Korkotuotot			
PNS			
250 havaintoa 1996			
	Kerroin	t-arvo	
Vakio	2.200	5.1	***
Talletuskorot	0.244	1.4	
Palkkataso	-0.170	-1.1	
MuutKorot	0.046	1.2	
MuutKulut	0.163	1.9	
OPO	0.587	21.3	***
KiinteäOmaisuus	-0.087	-1.6	
KiinteäOmaisuus**2	0.024	6.7	***
Käteissuhde	-0.701	-3.2	**
Kiinteistösuhte	-0.096	-1.6	
<hr/>			
H-statistiikka	0.28		
Wald-testi; H=1;	10.50	**	
Wald-testi; H=0	1.62		
<hr/>			
Adj R²	0.953		
<hr/>			
Virhetermin normaalijakautuneisuus: Jarque-Bera = 4.528			
Whiten heteroskedastisuustesti ristitermein			
Havainnot*R2 =42.79			
Wald-testin merkitsevyys arvioitu khiin neliön mukaan			
*** = 1‰ merkitsevyys; **=1% merkitsevyys; *= 5% merkitsevyys			

Kuten taulukoista 3 ja 4 näemme, vuoden 2006 tulokset viittaavat kovempaan kilpailuun, sillä H-statistiikan arvo on noussut noin 0,4:ään, ja molemmissa yhtälöissä se on viiden prosentin merkitsevyystasolla nollaa suurempi. Usein kuultu väittämä pankkilpailun kiristymisestä näyttää siis saavan ainakin jotain tukea näistä tuloksista. Hypoteesi täydellisestä kilpailusta voidaan kuitenkin hylätä riippumatta käytetystä tuottokäsitteestä.

Taulukko 3. Tuloksia vuoden 2006 aineistolla, tuotot yhteensä

Selitettävä muuttuja: Tuotot yhteensä			
PNS			
219 havaintoa 2006			
	Kerroin	t-arvo	
Vakio	5.265	6.5	***
Talletuskorot	0.425	4.0	***
Palkkataso	-0.065	-0.3	
MuutKorot	0.091	1.8	
MuutKulut	-0.064	-0.5	
OPO	0.531	16.1	***
KiinteäOmaisuus	-0.153	-2.6	**
KiinteäOmaisuus**2	0.036	8.5	***
Käteissuhde	-0.427	-2.0	*
Kiinteistösuhde	-0.072	-0.7	
<hr/>			
H-statistiikka	0.39		
Wald-testi; H=1;	11.88	***	
Wald-testi; H=0	4.76	*	
Wald-testin merkitsevyys khiin neliön mukaan			
Adj R²	0.938		
<hr/>			
Virhetermin normaalijakautuneisuus: Jarque-Bera = 5.24			
Whiten heteroskedastisuustesti ristitermein			
Havainnot: R^{**2} = 53.84			
*** = 1‰ merkitsevyys; **=1% merkitsevyys; *= 5% merkitsevyys			

Sekä vuoden 1996 että 2006 aineistoissa H-statistiikan arvo ja keskeiset johtopäätökset riippuvat vain melko vähän siitä, käytetäänkö selitettävänä muuttujana pelkkiä korkotuottoja vai korkotuottojen ja palkkiotuottojen summaa. Tälle havainnolle on yksinkertainen selitys: nämä selitettävät muuttujat korreloivat erittäin voimakkaasti. Molempina vuosina korrelaatio on yli 0,99.

Taulukko 4. Tuloksia vuoden 2006 aineistolla, korkotuotot

Selitettävä muuttuja: Korkotuotot			
PNS			
219 havaintoa 2006			
	Kerroin	t-arvo	
Vakio	5.556	7.0	***
Talletuskorot	0.498	4.8	***
Palkkataso	-0.077	-0.4	
MuutKorot	0.086	1.7	
MuutKulut	-0.089	-0.7	
OPO	0.540	16.7	***
KiinteäOmaisuus	-0.165	-2.9	**
KiinteäOmaisuus**2	0.036	8.6	***
Käteissuhde	-0.389	-1.9	
Kiinteistösuhte	-0.039	-0.4	
<hr/>			
H-statistiikka	0.42		
Wald-testi; H=1;	11.16	***	
Wald-testi; H=0	5.77	*	
Wald-testin merkitsevyys khiin neliön mukaan			
Adj R²	0.938		
<hr/>			
Virhetermin normaalijakautuneisuus: Jarque-Bera = 6.4*			
Whiten heteroskedastisuustesti ristitermein:			
Havainnot*R**2 =58.98			
*** = 1‰ merkitsevyys; **=1% merkitsevyys; *= 5% merkitsevyys			

Panzar-Rosse -analyysien tapauksessa on usein tapana testata, onko markkina pitkän aikavälin tasapainossa siten, ettei resursseilla ole paineita siirtyä yrityksestä toiseen. Vakiintunut menetelmä on se, että em. yhtälöissä vaihdetaan selitettäväksi muuttujaksi liikevoiton suhde taseen loppusummaan, siis koko pääoman tuotto. Jos toimiala on tasapainossa, tämän kannattavuusindikaattorin jousto tuotannontekijähintojen suhteen on nolla. Jos joustojen summa on negatiivinen, korkeat panoshinnat alentavat kannattavuutta, eikä toimiala ole tasapainossa. Tällä tasapainoehdolla on olennaista merkitystä täydellisen ja monopolistisen kilpailun tapauksissa, mutta jos toimialalla on monopoli tai kartelli, tasapainoehdon täyttyminen ei ole välttämätöntä (de Bandt & Davis 2000). Tätä vakiotestiä sovellettiin käytettyihin aineistoihin. Selitettäväksi muuttujaksi otettiin vuoden 2006 osalta Ln (Liikevoitto/Taseen loppusumma). Nollahypoteesia, että neljän tuotannontekijähinnan kerrointen summa on 0, ei voitu hylätä: Wald-testin arvo (0,089) ei ole edes lähellä tilastollista merkitsevyyttä.

Vuoden 1996 osalta selitettäväksi muuttujaksi otettiin $\ln[(\text{Liikevoitto} + \text{luottotappiot}) / \text{Taseen loppusumma}]$. Voitto luottotappioiden jälkeen oli tuolloin vielä huomattavan monessa pankissa negatiivinen, joten voiton ja taseen loppusumman suhteesta ei voi ottaa logaritmia. Ilman luottotappioita näytteessä ei olisi yhtään tappiollista pankkia, joten luottotappioiden vaikutuksen eliminointi liiketuloksista tekee logaritmuunnoksen mahdolliseksi. Lisäksi luottotappiot tulivat etupäässä menneistä, laman ja pankkikriisin aikana kärjistyneistä ongelmista, eivätkä enää liittyneet olennaisesti vuoden 1996 toimintaan. Tällä tavoin laskettua ROA-lukua käytettäessä tasapainoehdon täytyminen ei vaikuttanut ongelmalta: Wald-testin arvo 0,383 ei ole tilastollisesti merkitsevä edes 10 % tasolla.

Vuodelle 2006 saatiin siis suuremmat H-statistiikan arvot kuin vuodelle 1996. Tämä havainto ei ehkä yksinään ole luotettava todiste kilpailun kiristymisestä, sillä tulosten erojen tilastollista merkitsevyyttä ei ole testattu. Tätä kysymystä analysoitiin muodostamalla näytteistä paneeliaineisto.

Taulukko 5. Tuloksia vuosien 1996 ja 2006 aineistoilla, tuotot yhteensä

Selitettävä muuttuja: Tuotot yhteensä			
PNS			
469 havaintoa			
Klusteroidut robustit standardivirheet; 256 klusteria			
Klusterointimuuttuja: pankin nro			
	Kerroin	t-arvo	
Vakio1996	2.392	6.3	***
Talletuskorot1996	0.141	0.8	
Palkkataso1996	-0.170	-1.2	
MuutKorot1996	0.056	1.5	
MuutKulut1996	0.170	2.0	
OPO1996	0.574	20.7	***
KiinteäOmaisuus1996	-0.078	-1.9	
KiinteäOmaisuus^2 1996	0.025	9.2	***
Käteissuhde1996	-0.782	-3.7	***
Kiinteistösuhde1996	-0.101	-1.8	
Vakio2006	5.265	6.4	***
Talletuskorot2006	0.425	4.2	***
Palkkataso2006	-0.065	-0.3	
MuutKorot2006	0.091	1.8	
MuutKulut2006	-0.064	-0.5	
OPO2006	0.531	12.8	***
KiinteäOmaisuus2006	-0.153	-1.7	
KiinteäOmaisuus^2 2006	0.036	5.5	***
Käteissuhde2006	-0.427	-2.0	*
Kiinteistösuhde2006	-0.072	-0.7	

Wald-testi; H-1996 = H-2006; F = 0.57;

Adj R² = 0.999

***** = 1% merkitsevyys; **=1% merkitsevyys; *= 5%**

merkitsevyys

Molemmat näytteet yhdistettiin epätasapainoiseksi paneeliksi, jossa oli kaikkiaan 469 havaintoa. Selittäviä muuttujia ei yhdistetty, vaan vuosien 1996 ja 2006 selittäjiä pidettiin eri muuttujina siten, että vuoden 2006 selittäjät saivat vuoden 2006 havaintojen tapauksessa alkupe-
räisen arvonsa ja vuoden 1996 havaintojen tapauksessa arvon nolla. Vastaavasti vuoden 1996 selittävät muuttujat saivat arvon nolla aina, jos selitettävänä muuttujana oli vuoden 2006 havainto. Siis esimerkiksi "MuutKorot1996" on muiden velkaerien keskikorko vuoden 1996 havaintojen tapauksessa, mutta vuoden 2006 havaintojen tapauksessa nolla. Myös vakiotermejä oli kaksi, toinen vuodelle 1996 ja toinen vuodelle 2006. Näin tehdyssä regressioanalyysissä saadut kertoimet ovat aina samat kuin kahdella poikkileikkauksella tehdyissä analyyseissä.

Taulukko 6. Tuloksia vuosien 1996 ja 2006 aineistoilla, korkotuotot

Selitettävä muuttuja:Korkotuotot			
PNS			
469 havaintoa			
Klusteroidut robustit standardivirheet; 256 klusteria			
Klusterointimuuttuja: pankin nro			
	Kerroin	t-arvo	
Vakio1996	2.200	5.8	***
Talletuskorot1996	0.244	1.4	
Palkkataso1996	-0.170	-1.2	
MuutKorot1996	0.046	1.3	
MuutKulut1996	0.163	1.9	
OPO1996	0.587	21.4	***
KiinteäOmaisuus1996	-0.087	-2.1	*
KiinteäOmaisuus**2 1996	0.024	8.9	***
Käteissuhde1996	-0.701	-3.3	**
Kiinteistösuhde1996	-0.096	-1.7	
Vakio2006	5.556	6.8	***
Talletuskorot2006	0.498	5.0	***
Palkkataso2006	-0.077	-0.4	
MuutKorot2006	0.086	1.7	
MuutKulut2006	-0.089	-0.7	
OPO2006	0.540	12.9	***
KiinteäOmaisuus2006	-0.165	-1.8	
KiinteäOmaisuus**2 2006	0.036	5.4	***
Käteissuhde2006	-0.389	-1.8	
Kiinteistösuhde2006	-0.039	-0.4	

Wald-testi; H-1996 = H-2006; F = 0.30;

Adj R² = 0.999

***** = 1‰ merkitsevyys; **=1% merkitsevyys; *= 5%**

merkitsevyys

Tulokset on esitetty taulukoissa 5 ja 6. Kun kaikki havainnot oli yhdistetty, voitiin Wald-testillä testata nollahypoteesia, ettei vuoden 1996 tuotannontekijähintojen kerrointen summa poikkea vuoden 2006 tuotannontekijähintojen kerrointen summasta. Kuten taulukoista 5 ja 6 nähdään, nollahypoteesia kilpailun pysymisestä ennallaan ei voida hylätä. Kummankaan selitettävän muuttujan tapauksessa näyttö H-statistiikan arvon noususta, siis kilpailun kiristymisestä, ei ole tilastollisesti merkitsevä edes 10 % tasolla.

5 Lopuksi

Tässä paperissa tarkasteltiin kilpailutilannetta vähittäispankkitoiminnassa Suomessa vuosina 1996 ja 2006. Tulokset on saatu yksinkertaisella Panzar-Rosse -menetelmällä. Aineisto kuvaa tilannetta Helsingin seudun ulkopuolella, etenkin sen tyyppisillä paikkakunnilla, joilla on runsaasti osuuspankkeja. Vaikka näytteessä ei ole liike- eikä säästöpankkeja, tulokset voitaneen yleistää koskemaan vähittäispankkitoimintaa näillä paikkakunnilla. Kilpailun kovuus ei ole yrityskohtainen vaan markkinakohtainen ilmiö. Osuuspankit tuskin kohtaavat markkinoilla olennaisesti erilaista kilpailutilannetta kuin muut pankit, jotka tarjoavat samantapaisia palveluita samoilla seuduilla ja oletettavasti samalle kohdeasiakaskunnalle.

Vuonna 1996 H-statistiikan arvo on suhteellisen lähellä nollaa eikä poikkea siitä tilastollisesti merkitsevästi, joten tulos ei riitä kumoamaan hypoteesia kilpailun puutteesta. Vuoden 2006 H-statistiikan arvo on korkeampi kuin vuonna 1996, mikä viittaisi kilpailun kovenemiseen, mutta ero vuosien välillä ei ole tilastollisesti merkitsevää.

Näihin tuloksiin kannattaa suhtautua varauksella, sillä tulokset on saatu yhdellä menetelmällä, eikä niiden robustisuutta ole testattu vertaamalla tuloksia esimerkiksi Boonen tai Bresnahan-Laun menetelmien antamiin tuloksiin. Tässä paperissa esitetyn näytön perusteella ei voida tehdä johtopäätöksiä kilpailusta markkinasegmenteillä, joilla näytteen osuuspankit eivät toimi, esimerkiksi vähittäispankkitoiminnasta Helsingin seudulla tai suurasiakkaiden rahoituspalveluissa. Myös muut suuret kaupunkikeskukset ovat vain muutaman pankin edustamina, joten tulos on määrätynyt lähinnä melko pienten paikkakuntien osuuspankkien kilpailuympäristön mukaiseksi.

Vuonna 1996 kilpailua näyttää olleen selvästi vähemmän kuin Vesalan (1995) mukaan vuonna 1992. Taulukon 2 H-statistiikka on 0,28, kun lähinnä vastaava luku Vesalalla oli 0,62. Kilpailu saattoi ehkä vähentyä, sillä markkinoilta oli poistunut useita toimijoita. Vuosien 1992 ja 1996 välillä suurin osa säästöpankeista lopetti toimintansa ja yksityisten liikepankkien lukumäärä vähentyi kahdesta yhteen. Lisäksi pankkikriisi ehkä vähensi kilpailua muutenkin kuin supistamalla pankkien lukumäärää, esimerkiksi tekemällä jäljelle jääneistä pankeista heikosti pääomitettuja ja liiankin riskitietoisia. Toinen ilmeinen selitys liittyy näytteisiin: tässä työpaperissa käytetty aineisto sisältää pelkkiä osuuspankkeja, jotka ovat erikoistuneet vähittäispankkitoimintaan. Vesalan näyte kuvaa muutakin toimintaa, jossa kilpailu on ehkä kovempaa. Aiempien tulosten valossa pienistä paikallispankeista koostuvissa näytteissä H-

statistiikat ovat yleensä alempia kuin suurten ja kansainvälistyneiden pankkien (Bikker & Haaf 2002), mikä johtunee niiden toiminnasta eri markkinoilla. Lisäksi spesifikaatiot poikkeavat hieman toisistaan, joten tulosten suora vertailu on ongelmallista.

Lähteet

Al-Muharrami, Saeed – Kent Matthews – Yusuf Khabari (2006) *Market Structure and Competitive Conditions in the Arab GCC Banking System*; Journal of Banking and Finance 30; 3487–3501.

Bikker, Jacob A & Groenveld, Johannes M (2000) *Competition and Concentration in the EU Banking Industry*, Kredit und Kapital 33, 62–98.

Bikker, Jacob A & Haaf, Katharina (2002) *Competition, Concentration and Their Relationship: An Empirical Analysis of the Banking Industry*; Journal of Banking and Finance 26, 2191–2214.

Boone, Jan (2004) *Competition*; CEPR Discussion Paper 2636.

Boone J., R. Griffith and R. Harrison, 2004, *Measuring Competition*, presented at the Encore Meeting 2004 'Measuring competition'.

Bresnahan, Timothy F (1982) *The Oligopoly Solution Concept is Identified*; Economics Letters 10; 87–92.

Casu, Barbara & Claudia Girardone (2006) *Bank Competition, Concentration and Efficiency in the Single European Market*; Manchester school 74, 441–468.

Claessens, Stijn & Luc Laeven (2004) *What drives bank competition?* Journal of Money, Credit and Banking 36, pp. 563–583.

de Bandt, Olivier & E Philip Davis (2000) *Competition, contestability and market structure in European banking sectors on the eve of EMU*; Journal of Banking and Finance 24, 1045–1066.

Gunlap, Burak & Tuncay Selik (2006) *Competition in the Turkish Banking Industry*; Applied Economics 38, 1335–1342.

Hyytinen, Ari (2003) *Information Production and Lending Market Competition*; Journal of Economics and Business 55, 233–253.

Hyytinen, Ari & Otto Toivanen (2004) *Monitoring and market power in credit markets*; International Journal of Industrial Organization 22, 269–288.

Lau, Lawrence J (1982) *On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data*; Economics Letters 10; 93–99.

Leuvenstejn, Michiel van; Jacob A Bikker, Adrian A R J M van Rixtel, Christoffer Kok Sørensen (2007) *A new approach to measuring competition in the loan markets of the euro area*; ECB working paper 768.

Matthews, Kent & Victor Murinde & Tianshu Zhao (2007) *Competitive conditions among the major British banks*; Journal of Banking and Finance 31, 2025–2042.

Panzar, John C & James N Rosse (1987); *Testing for Monopoly Equilibrium*; Journal of Industrial Economics 35, 443–456.

Perera, Shrimal – Skully, Michael – Wickramanayake, J (2006) *Competition and structure of South Asian Banking: a revenue behaviour approach*; Applied Financial Economics 16, 789–801.

Rantala, Olavi (1988) *Pankkikilpailu ja pankkiluottojen koronmuodostus*; Teoksessa *Korkojen määräytyminen Suomessa*; Suomen Pankki D67.

Shaffer, Sherrill (1989) *Competition in the U.S. Banking Industry*, Economic Letters 29, 321–323.

Suominen, Matti (1994) *Measuring competition in banking: A two-product model*; Scandinavian Journal of Economics 96, 95–110.

Toolsema, Linda (2002): *Competition in the Dutch Consumer Credit Market*; Journal of Banking and Finance 26, 2215–2229.

Vesala, Jukka (1995) *Testing for Competition in Banking*; Bank of Finland studies E:1.

Vesala, Jukka (2000) *Technological transformation and retail banking competition: Implications and measurement*; Bank of Finland Studies E20.

Zardkoohi, Asghar & Donald R Fraser (1998) *Geographic Deregulation and Competition in the U.S. Banking Markets*; Financial Review 33, 85–98.