

تأثیر صرفه‌های ناشی از مقیاس اقتصادی بر اندازه رقابت در صنعت بانکداری کشور

محمدنبی شهیکی تاش⁺
احمدعلی اسدپور[§]

کامران محمودپور^{*}
محمدحسن فطرس[‡]

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۹/۱۹

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۲/۱۱

چکیده

در تحقیق حاضر به منظور بررسی تأثیر صرفه‌های ناشی از مقیاس اقتصادی بر اندازه رقابت در صنعت بانکداری کشور، ابتدا در بخش نخست صرفه‌های ناشی از مقیاس محصولات بانکی در بازار متشکل پولی ایران با استفاده از تابع هزینه چند محصولی ترانسلوگ برآورد شده است. سپس تأثیر صرفه‌های اقتصادی محاسبه شده، بر ساختار بازار متشکل پولی کشور، در بازه زمانی ۱۳۸۷-۹۴ با استفاده از روش بازنمونه‌گیری بوت استرپ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج محاسبات نشان می‌دهد که با افزایش صرفه‌های ناشی از مقیاس اقتصادی آماره H پنزار و راس کاهش یافته است. تغییرات در مقدار آماره H پنزار و راس به دنبال افزایش صرفه‌های ناشی از مقیاس اقتصادی افزایش قدرت انحصاری در بازار متشکل پولی ایران را به همراه داشته است. این نتیجه از مقایسه آماره H پنزار و راس در دو وضعیت ساختار بازار با صرفه‌های ناشی از مقیاس و بدون صرفه مقیاس حاصل شده است و در نهایت نتایج فوق با یک بازنمونه‌گیری ۲۰۰ تایی به کمک روش بوت استرپ مورد تأیید واقع شده است.

واژه‌های کلیدی: بازار متشکل پولی ایران، صرفه‌های ناشی از مقیاس، ساختار بازار، بوت‌استرپ

طبقه‌بندی JEL: L1, G21, F36

^{*} استادیار گروه اقتصاد، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی؛ kamran_mahmodpour@yahoo.com

⁺ دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان؛ mohammad_tash@eco.usb.ac.ir

[‡] استاد گروه اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا، همدان؛ fotros@basu.ac.ir

[§] استادیار گروه اقتصاد، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، (نویسنده مسئول)؛

asadpour.a@gmail.com

۱ مقدمه

بانک‌ها به‌عنوان واسطه‌گر مالی، تأمین مالی بخش واقعی اقتصاد، سیستم پرداخت، وظیفه‌ی انتقال سیاست‌های پولی و حفظ ثبات مالی در اقتصاد کشور را بر عهده دارند. این نقش‌های حیاتی، موضوع رقابت در صنعت بانکداری را بسیار مهم کرده است. بعد از ملی شدن و ادغام بانک‌ها طی سال‌های بعد از انقلاب، بانک‌های فعال در کشور تعداد محدودی بودند که هرکدام از آنها تعداد بسیاری (تا چند هزار) شعبه در سراسر کشور داشته و تقریباً تمامی مجموعه خدمات بانکی را عرضه می‌کردند. در دهه اخیر، رقابت میان بانک‌ها با حضور بانک‌های خصوصی، افزایش قابل توجه‌ای داشته است. باوجود افزایش تعداد بانک‌ها؛ مقیاس ارائه محصول نقش کلیدی در سهم هر یک از این بانک‌ها به خود اختصاص می‌دهد. این تغییر و تحولات در صنعت بانکداری، باعث مطرح شدن دو مجموعه سؤال در مقوله صنعت بانکداری کشور در سال‌های اخیر شده است. اول اینکه با توجه به مقیاس بزرگ بانک‌ها در اقتصاد ایران، آیا صرفه‌های مقیاس اقتصادی در صنعت بانکداری ایران وجود دارد؟ و دوم اینکه در صورت وجود صرفه‌های اقتصادی مقیاس، آیا این مزیت واقعاً به‌عنوان یک مانع برای ورود بانک‌های جدید بر فضای رقابتی در صنعت بانکداری ایران بوده است؟ (محمدی و طالبلو، ۱۳۸۹).

نقش کلیدی بازار متشکل پولی در تأمین مالی پروژه‌ها و تأمین نقدینگی تولید و همچنین تأثیر خصوصی‌سازی بر ساختار بازار متشکل پولی از یک‌سو و نقش مقیاس فعالیت بانک‌ها بر قدرت بازاری از سوی دیگر، اهمیت پژوهش حاضر را دو چندان می‌نماید چرا که همواره در اقتصاد شناسایی میزان تأثیر استراتژی تمرکز بر قدرت انحصاری یک صنعت می‌تواند جهت‌دهی فعالیت‌های آن صنعت را تحت‌الشعاع قرار دهد. مطالعه‌ی حاضر درصدد پاسخگویی به این پرسش اساسی است که مقیاس اقتصادی چه تأثیری بر میزان توان رقابتی در صنعت بانکداری کشور داشته است. وجود صرفه‌های اقتصادی از نظر ابعاد و مقیاس در فعالیت‌های بانکداری به‌عنوان مهم‌ترین بخش بازار متشکل پولی مورد آزمون تجربی قرار خواهد گرفت و اثر مقیاس اقتصادی بر میزان قدرت انحصاری بانک‌ها بررسی خواهد شد. تحقیق حاضر نخستین مطالعه‌ای است که تأثیر صرفه ناشی از مقیاس فعالیت بر قدرت بازاری در بازار متشکل پولی کشور را مورد بررسی قرار داده است.

بر این اساس چارچوب کلی مقاله بدین‌صورت است که بعد از این مقدمه، ادبیات و پیشینه تحقیق مورد بررسی قرار گرفته است. در قسمت سوم، مبانی نظری مدل ساختار بازار متشکل با رویکرد چند محصولی و کاربرد تجربی آن در بازار متشکل بانکی ایران ارائه شده است. در

قسمت چهارم به توصیف داده‌ها و تخمین روش مورد استفاده تخمین برای بازار متشکل بانکی پرداخته شده است. قسمت پنجم مطالعه به ارائه خلاصه و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲ ادبیات تحقیق

در ادبیات تئوری و کاربردی، توجه اندکی به اندازه رقابت در صنعت بانکداری شده است (فریکس و همکاران^۱، ۲۰۰۷). در ادبیات تجربی به‌طور کلی میزان تمرکز محاسبه شده در صنعت بانکداری براساس معیارهای اندازه‌گیری رقابت بخش ضعیف از نتایج را به خود اختصاص داده است که عموماً در این مطالعات، معیارهایی مانند شاخص تمرکز هرfindال-هیرشمن برآورد شده است (شافر^۲، ۱۹۹۹؛ شافر و دیسالوو^۳، ۱۹۹۴؛ کلاسیز و لاون^۴، ۲۰۰۴)؛ اما در مطالعات تجربی ساختار بازار، قدرت انحصاری بیشتری در میان صنعت بانکداری مشاهده شده است. عدم تطابق نتایج شاخص‌های تمرکز صنعت بانکداری با مشاهدات تجربی ساختار بازار و وجود نتایج متضاد و غیرقابل اندازه‌گیری، اهمیت تکنیک‌های جدید سازمان صنعتی تجربی^۵ را بیشتر نشان خواهد داد. از نظر تئوری رقابت در صنعت بانکداری را می‌توان به‌صورت مستقیم از شکاف میان قیمت و هزینه نهایی استخراج نمود (لرنر^۶، ۱۹۳۴) اما در عمل اندازه‌گیری شاخص لرنر به دلیل عدم اطلاعات دقیق از هزینه و قیمت محصول در صنعت بانکداری اغلب سخت یا حتی غیرممکن است. بنابراین در ادبیات، روش‌های مختلف اندازه‌گیری غیرمستقیم برای ارزیابی رفتار رقابتی در بخش بانکداری مطرح شده است که به دو جریان عمده ساختاری و غیر ساختاری تقسیم می‌شوند. روش‌های ساختاری، الگوهای ساختار-رفتار-عملکرد^۷ (SCP)، فرضیه کارایی^۸ و شماری دیگر از الگوهای رسمی که ریشه در تئوری سازمان صنعتی دارند را شامل می‌شود. به‌طور کلی رویکردهای تجربی اندازه‌گیری رفتار رقابتی در ساختار سازمان صنعتی، به‌صورت دو روش

¹ Freixas et al.

² Shaffer

³ Shaffer & DiSalvo

⁴ Claessens and Laeven

⁵ New Empirical Industrial Organization (NEIO) Techniques

⁶ Lerner

⁷ Structure-Conduct-Performance

⁸ Performance hypothesis

کلی تجدیدنظر شده است که تحت عنوان تکنیک سازمان صنعتی تجربی جدید ارائه می‌شود. در روش اول رویکرد برسان - لئو^۱ (۱۹۸۲) و در روش دوم فرم خلاصه شده آزمون پنزار و راس^۲ (۱۹۸۷) برای ارزیابی رقابت در ساختار صنعتی مورد استفاده قرار می‌گیرد (بیکر و همکاران^۳، ۲۰۱۰). مزیت اصلی روش پنزار و راس و برسان لئو نسبت به سایر روش‌های اکتشافی استفاده از تابع حداکثر سود در شرایط تعادل است. در رویکرد پنزار و راس، فرم خلاصه شده درآمد از بردار قیمت‌های ورودی و تعدادی متغیرهای کنترل برای برآورد استفاده می‌شود. برای اندازه‌گیری رقابت معمولاً از آماره H پنزار و راس استفاده می‌شود که از مجموع کشش درآمد ناخالص با توجه به قیمت ورودی به دست آمده است. پنزار و راس (۱۹۸۷) نشان می‌دهند که مقادیر آماره H رقیب و جایگزین بسیار مناسبی برای رویکردهای نئوکلاسیک اندازه‌گیری رقابت در صنعت بانکداری در تعادل بلندمدت می‌باشد. این نتایج توسط شافر (۱۹۸۲ و ۱۹۸۳) نیز مورد تأیید واقع شده است (وسالا^۴، ۱۹۹۵).

بنابراین پنزار و راس (۱۹۸۷) مدلی ارائه کردند که تمایز میان مدل رقابت کامل، رقابت انحصاری و انحصار کامل را نشان می‌دهد. در این روش اندازه رقابت بازار را می‌توان با استفاده از محدودیت‌های ساده‌ای بر مقدار کشش قیمتی در معادله درآمد استنباط نمود. مدل پنزار و راس نحوی اثرگذار تغییر قیمت نهاده‌ها بر درآمد و چگونگی تأثیر این تغییرات بر قدرت بازاری را در صنعت بانکداری نشان می‌دهد. آماره H پنزار و راس، که از مجموع کشش‌های درآمدی به نسبت قیمت نهاده‌ها به دست می‌آید، سطح رقابت در صنعت مورد مطالعه را نشان می‌دهد. آماره H در وضعیت انحصار کامل کمتر یا برابر صفر خواهد بود؛ زیرا همیشه بنگاه در بخش پرکشش منحنی تقاضا تولید خواهد کرد. بدین ترتیب، در تعادل رقابت کامل، آماره H برابر یک خواهد بود؛ یک افزایش در قیمت نهاده منجر به افزایش نسبی در هزینه نهایی و درآمد نهایی در این بخش خواهد شد. در نهایت، مقدار متوسط آماره H بین صفر و یک، نوعی از رقابت انحصاری را نشان می‌دهد. جهت محاسبه آماره H در صنعت بانکداری، ابتدا با تعمیم مدل پنزار و راس (۱۹۸۷) به صنعت بانکداری با در نظر گرفتن صرفه‌های ناشی از مقیاس، آماره H تعمیم‌یافته برای مدل جدید محاسبه می‌شود. سپس چگونگی تأثیر صرفه‌های ناشی از مقیاس بر بانکداری چند محصولی نشان داده شده و تأثیر این فرآیند بر

¹ Bresnahan (1982), Lau (1982)

² Panzar and Rosse

³ Bikker et al.

⁴ Vesala

آماره H تعمیم‌یافته مورد بررسی قرار می‌گیرد. این فرآیند نشان می‌دهد که هرچقدر صرفه‌های ناشی از مقیاس در بانکداری بیشتر باشد، آماره H پنزار و راس تعمیم‌یافته کمتر خواهد بود. این ارتباط موجود به دلیل استفاده مقیاس در صنعت بانکداری در ارائه خدمات به مشتریان می‌باشد. صرفه‌های ناشی از مقیاس، هزینه نهایی ارائه هر خدمت از سوی بانک را کاهش داده و بنابراین منجر به افزایش شکاف میان قیمت-هزینه^۱ در بازار متشکل پولی می‌شود. در نتیجه بانک‌هایی که از صرفه‌های ناشی از مقیاس بهره‌مند می‌شوند، از مارک آپ بزرگ‌تری در مقایسه با بانکی که تنها ارائه‌دهنده محصولات کلاسیک است، برخوردار هستند.

بیکر و همکاران (۲۰۰۹)، در پژوهشی تحت عنوان «ارزیابی رقابت با مدل پنزار-راس: نقش هزینه‌ها و اثر مقیاس» به بررسی اثرات مقیاس در تابع هزینه و تعادل رقابتی پرداختند. در بعضی از مطالعات با استفاده از معادله قیمت مقیاس فعالیت بنگاه به آسانی تشخیص داد شده است بیکر و همکارانش نشان دادند که شناسایی اثر مقیاس به کمک معادله قیمت و تابع درآمد در صنعت بانکداری با مقیاس کوچک امکان‌پذیر نخواهد بود. یافته‌های این پژوهش سنجش رقابت در صنعت بانکداری در طول دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۸۶ مورد ارزیابی قرار گرفته است. بیکر و همکاران (۲۰۱۰)، با پژوهشی تحت عنوان «ارزیابی رقابت با مدل پنزار و راس: نقش مقیاس، هزینه و تعادل» به بررسی وسیعی در سیستم بانکداری جهان پرداختند به‌رحال برای یک تابع درآمدی با مقیاس بزرگ برای پی بردن به میزان سطح رقابت به اطلاعات اضافی در مورد تابع هزینه بنگاه و تعادل بازار نیازمند هستیم. یافته‌های تئوریک تأیید شده این مقاله به‌وسیله تجزیه و تحلیل تجربی رقابت در صنعت بانکداری که با بیش از ۱۰۰ هزار بانک برای ۶۳ کشور در طی سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۹۴ مورد مطالعه قرار گرفت.

باربوسا و همکاران^۲ (۲۰۱۶)، جنبه‌های رقابتی تنوع محصول در صنعت بانکداری برزیل را مورد مطالعه قرار دادند. آنها با تعمیم مدل پنزار و راس با رویکرد چند محصولی در صنعت بانکداری نشان دادند که صرفه‌های ناشی از تنوع اقتصادی بیشتر مقدار آماره H پنزار و راس کمتر در صنعت بانکداری روبرو خواهند شد. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد، بانک‌های که علاوه بر ارائه‌دهنده خدمات کلاسیک بانکداری (وام‌ها و کارتهای اعتباری)، سایر خدمات بانکی (خدمات کارگزاری، بیمه و اوراق سرمایه) را نیز ارائه می‌دهند به‌طور قابل توجه از قدرت بازاری بیشتری در مقابل بانک‌های که تنها خدمات کلاسیک را ارائه می‌دهند برخوردار

¹ mark-up

² Barbosa et al.

هستند. مهم‌ترین کارهای تجربی شده براساس صرفه‌های اقتصادی (مقیاس و تنوع) و نتایج آنها در جدول ۱ براساس مدل پنزار و راس داده شده است. از جمله مطالعات داخلی که به بررسی رقابت در صنعت بانکی ایران پرداخته‌اند می‌توان به مطالعات زیر اشاره نمود.

نजारزاده و همکاران^۱ (۲۰۱۳)، در پژوهشی به ارزیابی رقابت‌پذیری بازار بانکی ایران با استفاده از مدل پنزار و راس برای بازه زمانی ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۸ پرداختند. داده‌های مورد استفاده آن‌ها، داده‌های ترکیبی مقطعی-سری‌های زمانی همه بانک‌هایی است که حداقل چهار سال سابقه فعالیت داشته باشند. آن‌ها مدل تجربی و متغیرهای معرفی شده توسط بیکر و همکاران (۲۰۰۷) را در بررسی خود بکار بردند. نتایج برآورد مدل آن‌ها نشان می‌دهد که درجه رقابت‌پذیری بازار بانکی کشور در دوره موردبررسی به‌طور میانگین ۰/۴۴ بوده است که نشانگر وجود رقابت انحصاری در بازار بانکی کشور است. خداداد کاشی و جعفری لیلاب (۱۳۹۱)، در پژوهشی ساختار بازار در صنعت بانکداری ایران بین سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۵ را موردبررسی قرار دادند. آن‌ها بیان کردند تمرکز یکی از ابعاد مهم ساختار بازار می‌باشد و نشان می‌دهد که ساختار بازار چقدر از وضعیت رقابتی دور یا به آن نزدیک می‌باشد. نتیجه کلی آن‌ها به این صورت شد که اگرچه درجه تمرکز در طول سال‌های بررسی شده در صنعت بانکداری ایران کاهش یافته است، اما همچنان درجه بالایی از آن را شاهد هستیم.

جدول ۱

مطالعات انجام شده براساس مدل پنزار-راس و اثر مقیاس در صنعت بانکداری

نویسنده	متغیر وابسته	مقیاس	مدت	منطقه
شافر (۱۹۸۲)	Log(TI)	Log(TA)	۱۹۷۹	ایالات متحده نیویورک
ناتان و نیو ^۲ (۱۹۸۹)	Log(TI) زیان وام	Log(TA)	۱۹۸۴-۱۹۸۲	کانادا
مولینکس و همکاران ^۳ (۱۹۹۴)	Log(II/TA)	Log(TA)	۱۹۸۹-۱۹۸۶	فرانسه؛ آلمان؛ ایتالیا؛ اسپانیا و انگلستان
رایم ^۴ (۱۹۹۹)	Log(II)	Log(TA)	۱۹۹۴-۱۹۸۷	سوئیس
هاندروینیز و همکاران ^۵ (۱۹۹۹)	Log(TI/TA)	Log(TA)	۱۹۹۵-۱۹۹۳	یونان

^۱ Najarzadeh et al.

^۲ Nathan and Neave

^۳ Molyneux et al.

^۴ Rime

^۵ Hondroyiannis et al.

نویسنده	متغیر وابسته	مقیاس	مدت	منطقه
بیکر و گرانولد ^۱ (۲۰۰۰)	Log(II/TA)	Log(TA)	۱۹۸۹-۱۹۹۶	۱۵ کشور اروپایی
دی‌باندت و دیویس ^۲ (۲۰۰۰)	Log(II)	Log(EQ)	۱۹۹۲-۱۹۹۶	فرانسه، آلمان و ایتالیا
گلوس و رولدس ^۳ (۲۰۰۴)	Log(II)	Log(TA)	۱۹۹۴-۱۹۹۹	۸ کشور اروپایی و کشورهای آمریکایی لاتین
بیکر و هاف (۲۰۰۲)	Log(II/TA)	Log(TA)	۱۹۸۸-۱۹۹۸	
مورجان و رزا ^۴ (۲۰۰۲)	Log(II)	Log(EQ), Log(TA)	۱۹۹۳-۱۹۹۷	شرق عربستان
کلاسز و لاوان (۲۰۰۴)	Log(II/TA), log(TI/TA)	Log(TA)	۱۹۹۴-۲۰۰۱	۵۰ کشور
شافر (۲۰۰۴)	Log(TI)	Log(TA)	۱۹۸۴-۱۹۹۴	ایالات متحده (نگزاس و کنتاکی)
دراکون و کنستانتین ^۵ (۲۰۰۵)	Log(TI)	Log(TA)	۱۹۹۲-۲۰۰۰	اتحادیه شوروی سابق
مکرچین ^۶ (۲۰۰۵)	Log(II/TA)	Log(TA)	۱۹۹۸-۲۰۰۲	آمریکا
کاسو و گاردون ^۷ (۲۰۰۶)	Log(TI/TA)	Log(TA)	۱۹۹۷-۲۰۰۳	کشورهای اتحادیه اروپا
گانالپ و سلیک ^۸ (۲۰۰۶)	Log(II), log(TI)	Log(TA)	۱۹۹۰-۲۰۰۰	ترکیه
ایلدیریم و فیلیپاتوز ^۹ (۲۰۰۷)	Log(TI/TA)	Log(TA), log(EQ), log(FA), log(L)	۱۹۹۳-۲۰۰۰	آمریکای لاتین
گیشر و استایل ^{۱۰} (۲۰۰۹)	Log(II)	Log(EQ)	۱۹۹۳-۲۰۰۲	آلمان
گودارد و ویلسون ^{۱۱} (۲۰۰۹)	Log(II), log(TI)	log(TA)	۲۰۰۱-۲۰۰۷	کانادا، فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن، انگلستان و ایالات متحده
کاربو و همکاران ^{۱۲} (۲۰۰۹)	Log(TI)	Log(TA)	۱۹۹۵-۲۰۰۱	۱۴ کشور اروپایی

منبع: پژوهش جاری

¹ Bikker and Groeneveld² De Bandt and Davis³ Gelos and Roldos⁴ Murjan and Ruza⁵ Drakos & Konstantinou⁶ Mkrtchyan⁷ Casu and Girardone⁸ Günalp & Çelik⁹ Yildirim and Philippatos¹⁰ Gischer & Stiele¹¹ Goddard & Wilson¹² Carbo et al.

۳ مبانی نظری

پژوهش حاضر به دنبال تعمیم مدل پنزار و راس با حضور مقیاس تولید و ارائه خدمات، بخش اول مدل پژوهش حاضر را به خود اختصاص می‌دهد. سپس آماره H پنزار و راس تعمیم‌یافته استخراج خواهد شد. نهایتاً، چگونگی تأثیر افزایش مقیاس اقتصادی بر کاهش آماره H پنزار راس نشان داده می‌شود. فرم خلاصه شده مدل پنزار و راس بر پایه قیمت‌های ورودی و متغیرهای کنترلی به صورت رابطه (۱) در زیر نشان داده شده است.

$$\log TR = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \log w_i + \sum_{j=1}^J y_j \log cf_j + \varepsilon \quad (1)$$

TR نشان‌دهنده درآمد حاصل از ارائه خدمات بانکی، w_i عامل هزینه‌های بانکی و cf_j متغیرهای کنترلی بازار متشکل پولی کشور است. برآورد مدل به کمک این فرض $E(\varepsilon | w_1, \dots, w_n, cf_1, \dots, cf_J) = 0$ ممکن خواهد شد. در مدل پنزار و راس از مجموع کشتش درآمدی اندازه رقابت به کمک آماره H قابل محاسبه است.

$$\sum_{i=1}^n \beta_i = H^r \quad (2)$$

ساختار محاسبه آماره H^r پنزار و راس که مشخصات آن در معادله (۱) و (۲) نشان داده شده است شبیه به آنچه معمولاً در ادبیات تجربی استفاده می‌شود. اگرچه انتخاب متغیرهای وابسته و کنترلی می‌تواند طوری باشد که با آنچه به صورت مرسوم در ادبیات تجربی استفاده می‌شود متفاوت باشد. در ادبیات بانکداری درآمد به عنوان درآمد قابل تصرف و تنها فعالیت واسطه‌گری بانک‌ها استفاده می‌شود (بیکر و هاف^۱، ۲۰۰۲). بانک‌ها تلاش می‌کنند به روش‌های غیر از واسطه‌گری مالی با تغییر ساختار هزینه خود کسب درآمد بیشتر داشته باشند. بسیاری از مطالعات آماری از دارایی بانک‌ها به عنوان متغیر کنترل در مدل پنزار و راس استفاده شده است. البته در بعضی از مطالعات از لگاریتم نسبت درآمد بر دارایی بانک‌ها به عنوان متغیر وابسته در مدل پنزار و راس که به صورت لگاریتم نسبت دارایی بر درآمد بانک‌ها (TA/TR) استفاده شده است. که در این رابطه نسبت درآمد به دارایی بانک‌ها به عنوان جایگزین شکاف میان قیمت محصول و هزینه نهادها در صنعت بانکداری جایگزین می‌شود به عبارتی لگاریتم درآمد جایگزین لگاریتم قیمت در معادله شده است در مجموع سه روش جایگزین متغیرها در ادبیات تجربی اندازه‌گیری رقابت برای مدل پنزار و راس وجود دارد اولین

¹ Bikker & Haaf

رویکرد استفاده از معادله درآمد در مدل پنزارو راس که لگاریتم دارایی بانک‌ها به‌عنوان متغیر کنترل به‌صورت رابطه ۳ وارد مدل می‌شود.

$$\text{Log}(\text{TR}) = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \log w_i + \sum_{j=1}^j y_j \log cf_j + \delta \log(TA) + \varepsilon \quad (3)$$

نتیجه حاصل از رابطه ۳ به‌صورت آماره $H_s^r = \sum_{i=1}^n \beta_i$ مدل پنزارو و راس قابل استفاده است که شامل مجموع کشتش درآمدی قیمت نهاده‌های مورد استفاده در بانک است در این رابطه r اشاره به میزان درآمد بانک دارد و s به مقیاس در صنعت بانکداری را نشان می‌دهد. آزمون این مدل برای سنجش رفتار رقابتی در صنعت دخانیات و اوراق بهادار ژاپن مورد استفاده قرار گرفته است (بیکرو و همکاران، ۲۰۱۰). پنزارو راس در سال ۱۹۷۷ اندازه رقابت را در صنعت روزنامه با استفاده از تیراژ انتشار به‌عنوان اندازه و مقیاس تولید به‌جای دارایی مورد بررسی قرار دادند. دومین رویکرد استفاده از معادله درآمد در مدل پنزارو و راس خارج کردن لگاریتم دارایی بانک‌ها به‌عنوان متغیر کنترل به‌صورت رابطه (۴) است:

$$\text{Log}\left(\frac{\text{TR}}{\text{TA}}\right) = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \log w_i + \sum_{j=1}^j y_j cf_j + \varepsilon \quad (4)$$

نتیجه حاصل از رابطه (۴) به‌صورت آماره $H_s^p = \sum_{i=1}^n \beta_i$ مدل پنزارو و راس قابل اندازه‌گیری است در این رابطه P میزان قیمت محصول ارائه شده توسط بانک اشاره می‌کند و s به مقیاس در صنعت بانکداری را نشان می‌دهد. آخرین رویکرد استفاده از معادله درآمد در مدل پنزارو و راس وارد کردن اندازه بانک‌ها به‌عنوان متغیر کنترل به‌صورت رابطه (۵) است:

$$\text{Log}\left(\frac{\text{TR}}{\text{TA}}\right) = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \log w_i + \sum_{j=1}^j y_j cf_j + \delta \text{Log}(TA) + \varepsilon \quad (5)$$

نتیجه حاصل از رابطه (۵) به‌صورت آماره $H_s^p = \sum_{i=1}^n \beta_i$ مدل پنزارو و راس قابل اندازه‌گیری است در این رابطه P میزان قیمت محصول ارائه شده توسط بانک اشاره می‌کند و s به مقیاس در صنعت بانکداری را نشان می‌دهد. تصریح این نوع مدل پنزارو و راس برای اولین بار توسط مولینکس و همکاران در ۱۹۹۴ انجام شده است. هنگامی که لگاریتم دارایی‌های بانک توسط برآوردهای تجربی از معادلات قیمت هم‌تراز با معادله درآمدی قرار می‌گیرد اختلاف شیبی که ضریب متغیر کنترلی با عدد یک متناسب با مدل برآوردی اندازه‌گیری مقیاس را امکان‌پذیر خواهد کرد. مسئله اساسی پژوهش جاری ارتباط میان آماره H پنزارو و راس در حالت‌های در نظر گرفتن اثر مقیاس و بدون نظر گرفتن این اثر است. در ادامه نتایج کنترل مقیاس بانک‌ها در مدل پنزارو و راس مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. برای محاسبه مقدار آماره H پنزارو و راس و ضریب آن در معادله

لگاریتمی نیازمند محاسبه کشش خواهیم بود. به علاوه نتایج مدل پنزار و راس با فرض ثابت بودن تکنولوژی در طول زمان استخراج شده است. همچنین در معادله‌ی درآمدی اثر صرفه‌های مقیاس در نظر گرفته نشده است و تابع هزینه نهایی همگن از درجه یک در سطح قیمت‌ها در نظر گرفته شده است که این مدل پنزار و راس به صورت رابطه ۶ نشان داده می‌شود.

$$\sum_{i=1}^n \delta \log \frac{mc}{\delta \log w_i} = 1 \quad (6)$$

برای هر یک از نهاده i ام با قیمت w_i می‌توان به طور خلاصه نشان داد که کشش درآمد نسبت به قیمت نهاده باید با کشش درآمدی نسبت به هزینه نهایی برابر باشد از آنجا خواهیم داشت:

$$\frac{\delta \log TR}{\delta \log mc} = \sum_{i=1}^n \frac{\delta TR / \delta \log w_i}{\delta \log mc / \delta \log w_i} = \sum_{i=1}^n \frac{\delta \log TR}{\delta \log w_i} = H^r \quad (7)$$

بنابراین H^r در مدل پنزار و راس نشان‌دهنده‌ی کشش درآمد نسبت به هزینه نهایی تحت این فرض که تابع هزینه پایدار است و تغییرات در هزینه نهایی ناشی از تغییرات در قیمت یکی از نهاده‌ها خواهد بود. در بخش‌های مختلف این پژوهش از جایگزینی آماره H^r با $\delta \log TR / \delta \log mc$ استفاده خواهد شد با استفاده از یک رویکرد مشابه برای آماره H^p می‌توان آماره H پنزار و راس برای معادله قیمت بدون در نظر گرفتن اثر مقیاس به صورت رابطه (۸) خواهیم داشت:

$$\frac{\delta \log P}{\delta \log w_i} = \delta \log \left(\frac{TR}{TA} \right) / \delta \log w_i = \delta \log \frac{TR}{\delta \log w_i} - \frac{\delta \log(TA)}{\delta \log w_i} \quad (8)$$

در نتیجه امکان تشخیص تعادل رقابتی کوتاه‌مدت با بلندمدت به وجود خواهد آمد. تعادل رقابتی کوتاه‌مدت قبل از شوک هزینه یا تقاضا اتفاق خواهد افتاد. در چنین بنگاه‌هایی اقتصادی قیمت‌گذاری با در نظر گرفتن هزینه نهایی صورت می‌پذیرد. اما در برخی از این بنگاه‌های اقتصادی که تعادل کوتاه‌مدت قابل مشاهده نیست ورود و خروج بنگاه‌ها با وقفه زمانی مواجه خواهد شد که در صورت وجود سود در بازار، رقبای بیشتری جذب بازار خواهد شد و به همین صورت زیان بازار خروج برخی از رقبا را تضمین خواهد کرد اما در نقطه مقابل تعادل بلندمدت پس از هرگونه ورود و خروج بنگاه ناشی از تغییر ساختار هزینه و تقاضا تنظیم می‌شود. برای معادله درآمد مدل پنزار و راس عامل مشترک، شامل لگاریتم کل دارایی‌ها

(همان جایگزین اندازه‌گیری مقیاس) به‌عنوان یک برآوردگر جداکننده^۱ در فرم خلاصه شده معادله درآمد همانند معادله (۳) قابل مشاهده است. به نظر می‌رسد این عامل مشترک در اکثر مطالعات ادبیات تجربی مدل پنزار و راس بدون تحلیل و بحث صریح مورد استفاده قرار گرفته است، درعین حال مشتق آمار H پنزار و راس صرفه‌های مقیاس را به‌عنوان یک برآوردگر جداکننده نشان نمی‌دهد این نکته به‌عنوان بررسی اثرات چنین ظرفیتی از اهمیت بالایی برخوردار است به‌صورت مستقیم کنترل مقیاس اقتصادی واقعیتی را آشکار می‌سازد زیرا بنگاه‌ها با مقیاس بزرگ درآمد بیشتری از طریق روش‌های به غیر از تغییر در قیمت نهاده‌ها با ثابت بودن سایر شرایط کسب خواهند کرد. در صورتی که معادله فرم خلاصه شده درآمد برای بنگاه‌ها با اندازه‌های مختلف با در نظر گرفتن اثر مقیاس و بدون در نظر گرفتن این اثر معیار خوبی برازش ضعیف خواهد بود در واقع برای توجیه انتخاب $\log(P)=\log(TR/TA)$ به جای $\log(TR)$ به‌عنوان متغیر وابسته هنگامی که در رگرسیون مقیاس اقتصادی حذف شده است (ماماتزاکس و همکاران^۲، ۲۰۰۵). مشکل اصلی در ارتباط با بنگاه‌های با ساختار رقابت ناقص ناشی می‌شود مقدار استاندارد آماره $H^t < 0$ در واکنش به تغییرات قیمت نهاده‌های برای شرایط انحصار به میزان تنظیم قدرت انحصار متکی خواهد بود. در صورتی که انحصارگر با تابع تقاضا با کشش مواجه باشد آنگاه فاصله میان قیمت و هزینه نهایی ارتباط با قدرت انحصاری نخواهد داشت. از این رو کل درآمد هم‌راستا با قیمت نهاده‌ها تغییر خواهد کرد در این صورت با $H^t < 0$ مواجه خواهیم بود. رابطه $Mr=Mc > 0$ شرط لازم حداکثر سازی سود بنگاه با وجود تابع تقاضای با کشش در سطح محصول تعاملی را نشان می‌دهد. برای امکان کنترل $\log(TA)$ ، به رگرسیون آماری دارای مقدار ثابت ستاده نیازمند خواهیم بود آنگاه آماره H_s^r میزان واکنش درآمد کل به قیمت نهاده‌ها در سطح مقیاس ثابت ستاده را نشان خواهد داد. این برآورد آماری $H_s^r > 0$ برای هر انحصارگر در هنگامی که کنترل مقیاس از معادله درآمدی حاصل خواهد شد. همین استدلال نیز در انحصار چند جانبه و معادله قیمت صادق است. بنابراین نتایج برآورد رفتار رقابتی برای بنگاه‌های انحصاری یا انحصار چند جانبه با کنترل مقیاس میزان آماره $H_s^r > 0$ حاصل خواهد شد. معادله قیمت مدل پنزار و راس بدون کنترل نمودن $\log(TA)$ از $\log(P)$ به‌عنوان متغیر وابسته استفاده شده است که در ادامه به برخی از این پژوهش‌ها اشاره خواهد شد تحت فروض استاندارد نظریه دوگانگی و نظریات نئوکلاسیک بنگاه، همان‌گونه که در اثبات آماره H پنزار و راس، تحذب تکنولوژی تولید در

¹ a separate regressor

² Mamatzakis et al

تابع هزینه U شکل نمود پیدا کرده است (پنزار و راس، ۱۹۷۷). بنابراین، در تعادل رقابتی بلندمدت $\delta TA / \delta w_i$ برابر صفر خواهد بود چرا که با فرض تکنولوژی ثابت تولیدی مقیاس محصول که در آن هزینه‌های متوسط به حداقل شوند در این صورت قیمت نهاده‌ها تحت تأثیر قرار نخواهد گرفت. بنابراین $\delta \log(TA) / \delta \log w_i = 0$ آنگاه خواهیم داشت:

$$H^P = \sum_{i=1}^n \delta \log P / \delta \log w_i = \sum_{i=1}^n \delta \log TR / \delta \log w_i = H^r \quad (۹)$$

از این رو اندازه قدرت رقابت بلندمدت در معادله قیمت و معادله درآمد برای یک تابع هزینه‌های متوسط (u شکل) یک نتیجه یکسان ($H^r = H^P = 1$) دربر خواهد داشت بنابراین در صورتی که $\log(TA)$ به عنوان متغیر کنترلی وارد مدل نماییم و حتی در صورت عدم استفاده از $\log(TA)$ به عنوان یک متغیر کنترل نتایج تغییر نخواهد کرد. این نتیجه آماره $H^P = H_S^r = H_S^P = 1$ برای اندازه رقابت در تعادل بلندمدت بنگاه‌های با تابع هزینه u شکل برقرار خواهد بود. در ادبیات اقتصادی ارزیابی ساختار هزینه قیمت انحصار تابعی افزایش از هزینه نهایی است (۲۰۰۲، چاکورتی^۱). به این معنا که تغییرات قیمت نسبت به تغییرات هزینه نهایی مثبت خواهد بود بنابراین رابطه $\delta \log P / \delta \log mc > 0$ برای تابع همگن خطی نسبت به قیمت نهاده‌ها برقرار است.

$$\delta \log P / \delta \log mc = \sum_{i=1}^n \delta \log P / \delta \log w_i = H^P \quad (۱۰)$$

در نتیجه در شرایط انحصاری اگر براساس معادله درآمدی که اثر مقیاس لحاظ نشده باشد برای آماره پنزارو راس یک ویژگی متضاد به صورت، $H^P > 0$ و $H^r < 0$ قابل مشاهده خواهد بود. همچنین در شرایط بازار انحصار یا انحصار چند جانبه با آماره پنزار و راس به صورت $H^P > 0$ و $H_S^P > 0$ روبرو خواهیم شد. در جدول شماره ۲ به صورت خلاصه نتایج آماره H پنزار و راس مطابق ادبیات ارزیابی رقابت ارائه شده است

¹ Chakravarty

جدول ۲

خلاصه‌ای از خواص آمار H تحت شرایط جایگزین هزینه

معادله قیمت	معادله تجدید نظر شده مقیاس	معادله تجدید شده بدون مقیاس	عملکرد Ac	قدرت بازار
$H^P = 1$	$H_S^r = 1$	$H^r = 1$	شکل u	رقابت بلندمدت
$H^P = 1$	$H_S^r = 1$	$0 < H^r < 1$ یا $0 < H^r$	افقی	رقابت بلندمدت
$H^P > 0$	$H_S^r > 0$	$0 < H^r < 1$ یا $0 < H^r$	شکل u	رقابت کوتاه‌مدت
$H^P > 0$	$H_S^r > 0$	$H^r < 0$	شکل u	انحصاری
$H^P > 0$	$H_S^r > 0$	$H^r < 0$	افقی	انحصاری
$H^P > 0$	$H_S^r > 0$	$H^r < 0$	شکل u	انحصاری چند جانبه
$H^P > 0$	$H_S^r > 0$	$H^r < 0$	افقی	انحصار چند جانبه
$H^P > 0$	$H_S^r > 0$	$0 < H^r = 1$ یا $0 < H^r$	شکل u	رقابت انحصاری
$H^P = 1$	$H_S^r = 1$	$H^r < 0$	افقی و u شکل	قیمت‌گذاری ثابت (APH)

منبع: بیکر و همکاران (۲۰۰۸)

بنابراین در جدول ۲ از نظر تئوری امکان پیش‌بینی برای هر سه حال آماره (H^r و H_S^r و H^P) پنزار و راس و تشخیص مقادیر اختلاف بین آنها وجود دارد برای مثال در تعادل رقابتی ناقص انتظار می‌رود که آماره پنزار و راس با لحاظ نمودن اثر مقیاس و بدون آن به صورت $H^r < 0$ و اما $H_S^r > 0$ و $H^P > 0$ باشد.

۱.۳ مقیاس اقتصادی و آماره H پنزار- راس در بازار متشکل پولی

آزمون تجربی پنزار-روس تمایز میان رقابت کامل، رقابت انحصاری و انحصار، با استفاده از داده‌ها و اطلاعات بانکی را مشخص می‌نماید که به کمک آماره H تا حدودی امکان بررسی تغییرات قیمت نهاده‌ها در تعادل یا درآمدهای خاص بانک قابل تشخیص خواهد شد. در این پژوهش از مطالعه باریوسا و همکاران در سال ۲۰۱۵ برای آماره پنزارو راس تعمیم‌یافته استفاده می‌شود اگر

$$H_c = \frac{1}{DR_c} \frac{\delta R_c(0)}{\delta q_c} \left[\frac{p_c}{q_0} \left(\frac{1-e_0}{e_0^2} \right) \frac{\delta R_c(0)}{\delta q_c} - \gamma \frac{\delta R_0(0)}{\delta q_0} \right] \quad (11)$$

از معادلات سود و شرط مرتبه اول خواهیم داشت $\frac{\delta R_c(0)}{\delta q_i} = p_i \left[\frac{e_i-1}{e_i} \right]$ با جایگذاری این عبارت در معادله H_C خواهیم داشت:

$$H_c = \frac{1}{D} \left[\frac{p_c}{q_0} \frac{p_0}{q_0} \frac{(1-e_0)^2}{e_0^2} \frac{(1-e_0)}{e_0^2} + \gamma \frac{p_0}{q_c} \frac{(e_0-1)}{e_0} \frac{(e_0-1)}{e} \right] \quad (12)$$

از آنجا که پژوهش حاضر به دنبال نشان دادن اثر مقیاس اقتصادی بر آماره H بانکداری چند محصولی در بازار نسبت به محصولات بانکی کلاسیک است، بنابراین چگونگی اثرگذاری تغییر پارامتر γ بر آماره H_C از اهمیت ویژه‌ی برخوردار است. فرایند محاسبه مشتق H_C به ترتیب با وجود پارامتر γ ساده نخواهد بود.

$$\frac{dH_c(\gamma)}{d\gamma} \Big|_{\gamma=0} = -\frac{q_c}{p_c} e_c e_0 < 0 \quad (13)$$

اگر اندازه و مقیاس پارامتر γ هزینه نهایی را کاهش دهد $\frac{\delta^2 C(0)}{\delta q_i \delta \gamma} \leq 0$ سپس خواهیم داشت:

$$\frac{dH_c(\gamma)}{d\gamma} \leq 0, \forall \gamma \quad (14)$$

معادله ۱۴ نشان می‌دهد که هرچقدر صرفه‌های ناشی از مقیاس در صنعت بانکداری بیشتر باشد مقدار آماره پنزارو راس تعمیم‌یافته H کمتر خواهد بود. این نتیجه به دلیل وجود صرفه‌های ناشی از مقیاس در صنعت بانکداری باعرضه محصولات کلاسیک و غیر کلاسیک محتمل است. صرفه‌های ناشی از مقیاس در بخش نزولی هزینه نهایی بانک محصول ارائه می‌دهد که خود موجب افزایش شکاف میان قیمت-هزینه در صنعت بانکداری خواهد شد. الن و رای (۱۹۹۶) و واندرونت (۲۰۰۲)، از تابع ترانسلوگ برای برآورد تابع هزینه چند محصولی (دو محصول کلاسیک و غیر کلاسیک ارائه می‌داد) استفاده کردند. از مزیت‌های شناخت شده این تابع، شکل انعطاف‌پذیر آن می‌باشد. بنابراین صرفه‌های ناشی از مقیاس با

استفاده تابع هزینه ترانسوگ، قابل محاسبه خواهد بود. تصریح اقتصادسنجی تابع هزینه ترانسوگ به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned} \ln TC_{bt}(q_{c,bt}, q_{o,bt}; w_{1,bt}, w_{2,bt}) = & \alpha_0 + \sum_{i=c,o} \ln(q_{ibt}) + \sum_{i=1,2} \ln(w_{ibt}) \quad (15) \\ & + \frac{1}{\varphi} \sum_{i=c,o} \sum_{j=c,o} \alpha_{ij} \ln(q_{ibt}) \ln(q_{jbt}) + \frac{1}{\varphi} \sum_{i=c,o} \sum_{j=c,o} \delta_{ij} \ln(w_{ibt}) \ln(w_{jbt}) \\ & + \frac{1}{\varphi} \sum_{i=c,o} \sum_{j=c,o} \rho_{ij} \ln(q_{ibt}) \ln(w_{jbt}) + \mu_b + \epsilon_t + v_{bt} \end{aligned}$$

در معادله فوق $TC_{bt}(\cdot)$ هزینه کل بانک b در دوره زمانی t است. q_{ibt} میزان کل درآمد حاصل از ارائه خدمات کلاسیک (سنتی) را نشان می‌دهد. q_{obt} کل درآمد حاصل از ارائه خدمات غیر کلاسیک را نشان می‌دهد. $w_{1,bt}$ و $w_{2,bt}$ قیمت نهاده‌های مورد استفاده بانک در فرآیند ارائه خدمات می‌باشد. μ_b ، ϵ_t ، v_{bt} به ترتیب اثرات ثابت زمان، نوفه سفید و اثرات ثابت مقاطع (بانک‌ها) می‌باشند.

۴ داده‌ها و تخمین مدل

در این بخش از پژوهش به ارزیابی تجربی مدل ساختار بازار متشکل پولی ایران براساس الگوی داده‌های تابلویی و روش بازنمونه‌گیری بوت استرپ در صنعت بانکداری ایران پرداخته شده است. در این تحقیق از اطلاعات آماری هجده بانک فعال در بازار متشکل پولی استفاده شده است^۱ که داده‌های آن از گزارش عملکرد بانکداری ایران در سال‌های ۹۴-۱۳۸۷ استخراج شده است. در مراحل اولیه برآورد مدل ابتدا نیاز است که تابع هزینه ترانسلوگ چند محصولی برای بازار متشکل پولی ایران برآورد شود. با برآورد تابع هزینه چند محصولی ترانسلوگ، صرفه‌های ناشی از مقیاس محصولات بانکی در بازار متشکل پولی ایران محاسبه خواهد شد. فرم تابع ترانسوگ یکی از توابع رایج در برآورد کارایی بانک‌ها در ادبیات تجربی می‌باشد. از مزیت‌های شناخت شده، شکل انعطاف‌پذیر و کارایی این تابع است. بنابراین صرفه‌های ناشی از مقیاس با استفاده معادله ترانسوگ تابع هزینه، قابل استنباط خواهد بود. متغیرهای تابع ترانسلوگ در معادله (۱۵)، $TC_{bt}(\cdot)$ هزینه کل، q_{ibt} میزان کل درآمد حاصل از ارائه خدمات متداول را نشان می‌دهد. q_{obt} درآمد حاصل از ارائه سایر خدمات (بیمه،

^۱ سایر بانک‌ها به دلیل نوظهور بودن و عدم دسترسی به داده‌های آن‌ها، در مدل گنجانده نشده‌اند.

لیزینگ، صرافی و کارگزاری) را نشان می‌دهد. w_{1bt} و w_{2bt} قیمت نهاده‌های مورد استفاده بانک در فرآیند ارائه خدمات می‌باشد. نتایج برآوردهای آماری با توجه به آزمون‌های تشخیصی مدل در بخش قبل در جدول (۳) برای تابع هزینه چند محصولی برای بازار متشکل پولی ایران در بازه زمانی ۹۴-۱۳۸۷ قابل مشاهده است.

جدول ۳

نتایج حاصل از برازش تابع هزینه ترانسلوگ چند محصولی بازار متشکل پولی ایران

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب متغیر	احتمال
مقدار عرض از مبدأ	C	۱۵/۷	۰/۰۰۰۰
لگاریتم درآمد مشاع	Ln(RC)	-۰/۷۵۰۹۸۸	۰/۰۰۰۴
لگاریتم درآمد غیر مشاع	Ln(RO)	-۰/۴۷۳۱۵۳	۰/۰۰۲۲
لگاریتم قیمت سرمایه	Ln (cost of capital)	-۰/۴۰۸۷۰۷	۰/۰۰۰۰
لگاریتم قیمت نیروی کار	Ln (wage)	۰/۷۶۶۳۴۱	۰/۰۴۳۲
مجذور لگاریتم درآمد مشاع	Ln(RC) ²	۰/۰۱۷۹۹۹	۰/۰۶۷۲
اثرات متقابل درآمدها	Ln(RC) × Ln(RO)	۰/۰۳۲۷۶۴	۰/۱۴۶۱
مجذور لگاریتم درآمد غیر مشاع	Ln(RO) ²	۰/۰۱۳۲۶۹	۰/۰۲۲۹
مجذور لگاریتم قیمت سرمایه	Ln (cost of capital) ²	۰/۰۰۴۶۴۹	۰/۰۰۰۰
اثرات متقابل هزینه‌ها	Ln (cost of capital) × Ln (wage)	-۰/۰۲۶۲۷۳	۰/۰۲۰۰
مجذور لگاریتم نیروی کار	Ln (wage) ²	۰/۰۳۸۹۷۷	۰/۱۵۵۶
اثرات متقابل درآمد مشاع بر قیمت نیروی کار	Ln(RC) × Ln (wage)	-۰/۰۳۶۴۵۴	۰/۲۶۱۶
اثرات متقابل درآمد مشاع بر قیمت سرمایه	Ln(RC) × Ln (cost of capital)	۰/۰۴۱۵۹۲	۰/۰۰۰۰
اثرات متقابل درآمد غیر مشاع بر قیمت نیروی کار	Ln(RO) × Ln (wage)	-۰/۰۱۸۴۴۶	۰/۴۳۲۱
اثرات متقابل درآمد غیر مشاع بر قیمت سرمایه	Ln(RO) × Ln (cost of capital)	۰/۰۰۰۱۸۵	۰/۰۴۳۲
ضریب تعیین	۰/۹۶۲۱	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۸۸۲۲
آماره F	۱۶۵/۳۹	معنی داری (P-Value)	۰/۰۰۰۰
آماره دوربین واتسون	۱/۴۴۴۳		

منبع: پژوهش جاری

در نتایج برآورد میزان ضریب تعیین و آماره دوربین واتسون در بازه قابل قبولی برای داده‌های تابلویی قرار دارد. توابع هزینه چند محصولی در فرم ترانسلوگ شاخص صرفه‌های سراسری یا معیار بردار صرفه به مقیاس بامول کشش هزینه نسبت به ستاده است با این فرض که ترکیب محصول ثابت است. این شاخص به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$SCALE(Y) = \sum \partial \ln C(Y) / \partial \ln Y_p \quad (۱۶)$$

$C(Y)$ یک تابع هزینه چند محصولی و Y بردار محصول و P نشان‌دهنده‌ی قیمت محصولات مختلف است. بر این اساس، معیار $SCALE(Y)$ درصد تغییرات در هزینه را به ازای یک درصد تغییر در تمامی هزینه‌ها نشان می‌دهد. $SCALE(Y)$ در صورتی که کوچک‌تر از یک باشد بر وجود صرفه به مقیاس دلالت دارد چرا که افزایش در هزینه‌ها به‌طور تناسبی کمتر از افزایش در محصول است. در صورتی که بزرگ‌تر از یک باشد بر عدم وجود صرفه به مقیاس دلالت دارد محدودیت معیار فوق در این است که این معیار برای بانک‌هایی مناسب است که رشد آن‌ها در تغییر در مقیاسشان است و ترکیب محصولاتشان تغییر نمی‌کند. با استفاده از برآورد مدل اقتصادسنجی نتایج به‌دست‌آمده از تابع ترانسلوگ چند محصولی برای برآورد صرفه‌های ناشی از مقیاس کاربردی خاص در این پژوهش خواهد داشت. نتایج محاسبات صرفه‌های ناشی از مقیاس برای صنعت بانکداری در جدول (۵) نشان داده شد است.

جدول ۵

رشد متغیر صرفه‌های ناشی از مقیاس در صنعت بانکداری

۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	
۰/۹۵	۰/۸۲	۰/۹۴	۰/۸۳	۰/۶۵	۰/۶۲	۰/۶۱	۰/۶	پست‌بانک
۰/۶۸	۰/۷۴	۰/۸۰	۰/۶۶	۰/۶۷	۰/۶۹	۰/۷۱	۰/۷	توسعه صادرات
۰/۶۶	۰/۶۴	۰/۶۶	۰/۵۷	۰/۵۳	۰/۴۳	۰/۵۸	۰/۵۵	صنعت و معدن
۰/۷۶	۰/۷۵	۰/۷۶	۰/۷۲	۰/۷۰	۰/۶۷	۰/۷۳	۰/۷۴	کشاورزی
۰/۹۴	۰/۹۰	۰/۸۸	۰/۸۳	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۸۵	۰/۸	مسکن
۰/۸۳	۰/۸۳	۰/۷۸	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۷۴	ملی
۰/۷۶	۰/۷۸	۰/۷۶	۰/۷۴	۰/۷۵	۰/۷۶	۰/۷۴	۰/۷۳	سپه
۰/۸۰	۰/۸۱	۰/۸۴	۰/۸۷	۰/۸۳	۰/۸۳	۰/۸۳	۰/۸۲	رفاه
۰/۸۸	۰/۹۷	۰/۹۰	۰/۸۶	۰/۸۳	۰/۸۲	۰/۸۸	۰/۸۱	اقتصاد نوین
۱/۰۳	۰/۸۸	۰/۹۱	۰/۸۳	۰/۸۱	۰/۸۴	۰/۸۷	۰/۸۳	پارسیان
۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۱	۰/۸۷	۰/۸۶	۰/۹۱	۰/۹۳	۰/۹	پاسارگاد
۰/۷۸	۰/۷۳	۰/۷۴	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۶۸	تجارت
۰/۹۴	۰/۹۰	۰/۸۸	۰/۸۳	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۸۵	۰/۶۷	سامان
۰/۹۲	۰/۹۰	۰/۸۱	۰/۸۲	۰/۸۰	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۷۶	سینا
۰/۷۱	۰/۷۱	۰/۶۶	۰/۶۷	۰/۶۹	۰/۶۸	۰/۶۸	۰/۶۴	سرمایه
۰/۸۶	۰/۸۸	۰/۸۵	۰/۸۶	۰/۸۳	۰/۷۹	۰/۸۵	۰/۸۳	صادرات
۰/۹۸	۰/۹۳	۰/۹۱	۰/۸۵	۰/۸۶	۰/۸۵	۰/۹۰	۰/۸۴	کارآفرین
۰/۷۳	۰/۷۳	۰/۷۳	۰/۷۱	۰/۷۱	۰/۷۳	۰/۷۲	۰/۷۴	ملت

منبع: یافته‌های تحقیق

روند مورد بررسی در ۱۸ بانک مورد مطالعه در طی بازه زمانی ۹۴-۱۳۸۷ تا حدودی داری یک‌روند منظم در طول زمان است. به عبارتی در تمام بانک‌ها، صرفه‌های ناشی از مقیاس دیده می‌شود. در ادامه، تغییر در قدرت بازاری ناشی از فعالیت بانکداری چند محصولی با استفاده از رویکرد تجربی پیشنهاد شده توسط پنزار و راس برآورد خواهد شد. ابتدا معادله درآمدی، واسطه‌گری مالی که به عنوان تابع از قیمت نهاده واسطه‌گری مالی است برآورد خواهد شد و میزان آماره H پنزار و راس به همراه تغییر این آماره به علت به وجود آمدن صرفه‌های ناشی از مقیاس (تولید در قسمت نزولی هزینه‌ها) به دست خواهد آمد. یعنی ΔH_c میزان آماره پنزار و راس تعمیم‌یافته برای صنعت بانکداری را محاسبه می‌کند. در این بخش مدل اقتصادسنجی که امکان برآورد تغییرات در آماره H_c به علت صرفه‌های ناشی از مقیاس

در صنعت بانکداری به وجود می‌آورد ارائه خواهد شد. دگریز و همکاران^۱ (۲۰۰۹)، برای اولین بار از این رویکرد استفاده نمودند. معادله درآمد توسط رابطه جبری زیر قابل برآورد است:

$$\ln(RT_{it}) = \alpha + \ln(w_{it})\beta' + \ln(w_{it}) \times Scal_{it}\theta + Z_{it}\theta + \mu_i + \delta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

$\ln(RT_{it})$ کل درآمد واسطه‌گری مالی بانک i ام در زمان t ام است. w_{it} بردار مربوط به قیمت‌های نهاده بانک، $Scal_{it}$ صرفه‌های ناشی از مقیاس که از رابطه ۱۶ قابل محاسبه است. که بردارهای $Z_{it}\theta$ ، μ_i ، δ_{it} متغیرهای کنترلی مدل را نشان می‌دهند. ε_{it} نوفه سفید معادله ۱۷ خواهد بود که به ترتیب اثرات ثابت زمان، نوفه سفید و اثرات ثابت مقاطع (بانک‌ها) می‌باشند. آماره پنزار و راس متداول به صورت رابطه زیر قابل برآورد است:

$$\text{Standard} - H = \sum_{k=1}^m \beta_k \quad (18)$$

بنابراین برای هرکدام از محصولات رقابتی ارائه‌شده در بازار متشکل پولی (کلاسیک و غیر کلاسیک) یک مقدار آماره H متفاوتی به دست خواهد آمد. یکی از مسائل مهم در مطالعات اقتصادسنجی، مقدار محاسبه‌شده برای یک برآوردگر و یا میزان تغییرات آن از لحاظ معنی‌داری آماری است. از این رو لازم است با محاسبه فاصله اطمینان آماری، اعتبار آماری شاخص برآورده شده سنجیده شود. از آنجاکه شناسایی توزیع و برآورد انحراف معیار شاخص‌های اقتصادی به دلیل پیچیدگی از لحاظ تحلیلی مشکل است، لذا محققان از روش‌های باز نمونه‌گیری^۲ استفاده می‌نمایند. روش‌های باز نمونه‌گیری، روش‌هایی هستند که با حداقل هزینه، خطای نمونه‌گیری را نسبت به روش‌های مرسوم کاهش می‌دهند. سه روش سنتی و یک روش مدرن در باز نمونه‌گیری وجود دارد. روش‌های سنتی عبارت‌اند از: روش اعتبار تقاطعی^۳، روش جک نایف^۴ و روش دلتا^۵. روش مدرن باز نمونه‌گیری بوت استرپ^۶ نام دارد. از روش بوت استرپ برای محاسبه انحراف معیار و فاصله اطمینان استفاده می‌شود. به عبارت دیگر از این روش برای تصحیح اریبی در استنباط آماری استفاده می‌شود. در این

¹ Degryse et al

² resampling

³ cross-validation

⁴ Jackknife

⁵ delta-method

⁶ bootstrap

بررسی با استناد به روش افرون (۱۹۹۵) از نمونه‌های موجود ۲۰۰ بار نمونه‌گیری و فاصله اطمینان ۹۵ درصد برای ضرایب محاسبه شده است. انحراف معیار و فاصله اطمینان برای برآوردگرهای مدل رگرسیونی تصریح شده براساس روش بوت استرپ در جدول (۶) ذکر شده است.

جدول ۶

نتایج روش بازنمونه‌گیری بوت استرپ برای الگوی داده‌های تابلویی مدل ارزیابی ساختار بازار متشکل پولی ایران

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب متغیر	احتمال
مقدار عرض از مبدأ	C	۲/۱۳	۰/۱۲۵
لگاریتم قیمت سرمایه	Ln (cost of capital)	۰/۱۸	۰/۰۷۹
لگاریتم قیمت نیروی کار	Ln (wage)	۱/۱۱	۰/۰۰۰
لگاریتم هزینه وام داده شده	Ln(Cost of loan)	-۰/۵۶	۰/۰۶۷
اثرات متقابل لگاریتم قیمت سرمایه در صرفه‌های ناشی از مقیاس	ScopScal × Ln (cost of capital)	-۰/۱۵۱۲	۰/۰۹۷
اثرات متقابل لگاریتم قیمت نیروی کار در صرفه‌های ناشی از مقیاس	ScopScal × Ln(wage)	-۰/۸۷	۰/۰۰۲
اثرات متقابل لگاریتم هزینه وام داده شده در صرفه‌های ناشی از مقیاس	L Scal × Ln(Cost of loan)	۰/۵۸۴۲	۰/۰۴۸
صرفه‌های ناشی از مقیاس	Scal	-۲/۰۲	۰/۰۵۱
شاخص تمرکز	HHI	-۵۶/۷۱	۰/۰۰۲
سهم بازاری	Market share	۱۳۲/۴۳	۰/۰۰۰
حداکثر راست نمایی			-۴۰/۱۰۵
آماره کای دو			۱۴۶/۱۰
معنی‌داری (P-Value)			۰/۰۰۰۰

منبع: پژوهش جاری

نتایج روش بازنمونه‌گیری بوت استرپ برای الگوی اثرات مختلط / چند سطحی مدل ارزیابی ساختار بازار متشکل پولی ایران در هر سه بخش تأثیر مثبت داشته است. برای ارزیابی رقابت در صنعت بانکداری مجدداً آماره پنزار و راس متداول با استفاده از نتایج الگوی اثرات مختلط / چند سطحی برای مدل ارزیابی ساختار بازار متشکل پولی ایران در جدول ۶ به صورت زیر:

$$\text{Standard} - H = \sum_{k=1}^m \beta_k = -0/5563 + 0/$$

برای هر محصول رقابتی بازار یک مقدار آماره H متفاوتی به دست خواهد آمد. هدف پژوهش جاری بررسی چگونگی افزایش قدرت بازاری با در نظر گرفتن اثر مقیاس در بازار متشکل پولی کشور است. بنابراین این تئوری به وسیله مدل‌های اقتصادسنجی توضیح داده شده در روابط بالا به کمک آزمون فرضیه زیر قابل بررسی است:

$$H_c : \Delta H_c \geq 0$$

$$H_a : \Delta H_c < 0$$

تغییرات در آماره H پنزار و راس سنتی به دلیل صرفه‌های ناشی از مقیاس در صنعت بانکداری کشور، ΔH_c به وسیله رابطه، $\Delta H_c = \sum_{k=1}^m \theta_k$ برآورد می‌شود.

$$\Delta H_c = \sum_{k=1}^m \theta_k = -0/8702 + 0/5842 - 0/1512 = -0/4372$$

پژوهش جاری به دنبال بررسی ارزیابی ساختار بازار متشکل پولی ایران براساس رویکرد تابع چند محصولی و اثر مقیاس بوده است که در این راستا با برآورد تابع هزینه چند محصولی ترانسلوگ امکان برآورد و محاسبه صرفه‌های ناشی از مقیاس محصول بانکی به وجود آمده است. پس از محاسبه تابع توزیع صرفه‌های ناشی از مقیاس به برآورد آماره H پنزار و راس تعدیل شده پرداخته شده است آماره پنزار و راس تعدیل شده از مجموع آماره پنزار و راس تعدیل شده و تغییرات در آماره H پنزار و راس سنتی به دلیل صرفه‌های ناشی از مقیاس در بانکداری چند محصولی، ΔH_c به وسیله رابطه، $\Delta H_c = \sum_{k=1}^m \theta_k$ برآورد می‌شود. فرضیات مطالعه جاری در این راستا مورد تأیید واقع شده است که به طوری که با افزایش میزان مقیاس محصول ارائه شده توسط بازار متشکل پولی کشور میزان آماره H پنزار و راس کمتر می‌شود و به طبع میزان قدرت انحصاری را افزایش داده است. نکته قابل توجه و مهم استفاده از تکنیک اقتصادسنجی برای نشان دادن نوع فعالیت و نوع مالکیت بانک‌های مورد مطالعه است به عبارتی الگوی اثرات مختلط / چند سطحی برای مدل ارزیابی ساختار بازار متشکل پولی ایران امکان بررسی را به طور قابل توجه گسترده تر و دقیق تر کرده است در کنار استفاده از روش باز نمونه گیری بوت استرپ نتایج پژوهش جاری با وجود این نوآوری که ساختار مالکیتی و نوع فعالیت بانک‌ها در برآورد مدل اثرگذار بوده مورد تأیید قرار گرفته است و روش بوت استرپ تأیید محکمی بر نتایج به دست آمده است.

۵ نتیجه‌گیری

در تحقیق حاضر به‌منظور بررسی تأثیر صرفه‌های مقیاس بر ساختار بازار متشکل پولی ایران در چارچوب مدل ساختاری پنزار و راس تعمیم‌یافته، ابتدا تابع هزینه ترانسلوگ چند محصولی برای بازار متشکل پولی ایران برآورد شده و سپس صرفه‌های ناشی از مقیاس محصولات بانکی محاسبه گردید. در گام بعدی، آماره H پنزار و راس تعمیم‌یافته برای هر یک از محصولات رقابتی تولیدشده در بازار متشکل پولی محاسبه شد و در نهایت نتایج تحقیق با استفاده از روش بازنمونه‌گیری بوت استرپ مورد آزمون قرار گرفت. نتایج به‌دست‌آمده از تابع هزینه ترانسلوگ برای صرفه‌های ناشی از مقیاس در صنعت بانکداری کشور، وجود صرفه‌های مقیاس در این صنعت را تأیید کرده است. آماره پنزار و راس متداول با استفاده از نتایج الگوی داده‌های تابلویی و روش بازنمونه‌گیری بوت استرپ برای ارزیابی ساختار بازار متشکل پولی ایران با مقدار $0/8288$ به دست آمد. با در نظر گرفتن صرفه‌های ناشی از مقیاس در صنعت بانکداری، تغییرات آماره H تعمیم‌یافته برابر $0/4372$ - برآورد شد که نشان‌دهنده افزایش قدرت بازاری به دلیل وجود صرفه‌های مقیاس در صنعت بانکداری ایران است. به‌طور کلی، اندازه و مقیاس اقتصادی و همچنین مقیاس محصول (سپرده و اعتبارات) در صنعت بانکداری ایران منجر به کاهش آماره H پنزار و راس و در نتیجه افزایش قدرت بازاری را دنبال داشته است. بنا بر نتایج تحقیق، اگرچه صرفه‌های ناشی از مقیاس، قدرت انحصاری مطلوب برای بانک‌ها را به دنبال دارد، اما فاصله گرفتن بازار متشکل پولی از ساختار رقابتی در نتیجه صرفه‌های مقیاس نیز، باید مدنظر قرار گیرد. حرکت بازار متشکل پولی به سمت فعالیت‌های تخصصی در نظام بانکی، افزایش قدرت بازاری را به همراه داشته است بنابراین نقش کلیدی صرفه‌های ناشی از مقیاس بر رقابت در بازار متشکل پولی توجه ویژه مدیران و سیاست‌گذاران این بازار را می‌طلبد. از نتایج این پژوهش می‌توان برای چراغ راه سیاست‌گذاری استفاده شود به عبارتی در صورت تمایل سیاست‌گذار برای کنترل بازار متشکل پولی کشور ضروری خواهد بود در تعیین پرتفوی محصولات ارائه شده توسط بانک‌ها قواعد و مقررات تشویقی اعمال شود. در راستای ارتقاء رقابت، تنظیم مقررات هدفمند در نظام بانکی کشور در اولویت قرار گیرد و اولین گام شفاف‌سازی در پرتفوی محصولات ارائه‌شده در بازار متشکل پولی کشور خواهد بود که در صورت مشخص بودن این پرتفوی محصول ارائه‌شده نظارت هدفمند، به‌طوری‌که نظام مالی کشور از بنگاهداری فاصله مناسب گرفته و در حوزه تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌ها و پول در گردش برای خطوط تولیدی تجهیز و هدایت شود.

فهرست منابع

- محمدی، ت.، و طالبلو، ر. (۱۳۸۹). صرفه‌های ناشی از ابعاد و مقیاس در صنعت بانکداری ایران فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق). دوره ۷، شماره ۴، زمستان ۱۳۸۹.
- خداداد کاشی، ف.، و جعفری لیلاب، پ. (۱۳۹۱). بررسی ساختار بازار در صنعت بانکداری ایران، مجله بررسی‌های بازرگانی. ش ۵۲.
- موسسه عالی آموزش بانکداری ایران. (۱۳۹۴). گزارش عملکرد نظام بانکی کشور در سال ۱۳۹۴. موسسه عالی آموزش بانکداری ایران.
- Barbosa, K., & Paula Rocha, B. (2016). Assessing competition in the banking industry: A multi-product approach, *Journal of Banking & Finance*.
- Bresnahan, T. F. (1982). The oligopoly solution concept is identified. *Economics Letters*, 10(1-2), 87-92.
- Bikker, J.A. and Groeneveld, J.M. (2000). Competition and concentration in the EU banking industry. *Kredit und Kapital*, 30, 62-98.
- Bikker, J. A. (2003). Testing for imperfect competition on EU deposit and loan markets with Bresnahan's market power model, *Research Series Supervision*, no. 52.
- Bikker, J. A., & Haaf, K. (2002). Competition, Concentration and their relationship: An empirical analysis of the banking industry, *Journal of banking and finance*. JBF 1748.
- Bikker, J. A., Shaffer, S., & Spierdijk, L. (2010). Assessing Competition with the Panzar-Rosse Model: The Role of Scale, Costs, and Equilibrium, *Journal of banking and finance*. JBF 1748.
- Carbó, S., Humphrey, D., Maudos, J., & Molyneux, P. (2009). Cross-country comparisons of competition and pricing power in European banking. *Journal of International Money and Finance*, 28(1), 115-134.
- Casu, B., & Girardone, C. (2006). Bank competition, concentration and efficiency in the single European market. *The Manchester School*, 74(4), 441-468.
- Claessens, S. and Laeven, L. (2004). What drives bank competition? Some international evidence. *Journal of Money, Credit and Banking* 36, 563-583.
- Chakravarty, S.R. (2002). Microeconomics. Allied Publishers.

- Drakos, K., & Konstantinou, P. (2005). Competition and contestability in transition banking: An empirical analysis. *South-Eastern Europe Journal of Economics*, 2, 183-209.
- De Bandt, O. and Davis, E.P. (2000). Competition, contestability and market structure in European banking sectors on the eve of EMU. *Journal of Banking & Finance* 24, 1045-1066.
- Freixas, X., Lóránth, G., & Morrison, A. (2007). Regulating financial conglomerates. *Journal of Financial Intermediation*. 16, 479-514.
- Gelos, R.G. and Roldos, J. (2004). Consolidation and market structure in emerging market banking systems. *Emerging Markets Review*, 5, 3959.
- Gischer, H., & Stiele, M. (2009). Competition Tests with a Non-Structural Model: the Panzar-Rosse Method Applied to Germany's Savings Banks. *German Economic Review*, 10(1), 50-70.
- Goddard, J., & Wilson, J. O. (2009). Competition in banking: A disequilibrium approach. *Journal of Banking & Finance*, 33(12), 2282-2292.
- Güenalp, B., & Çelik, T. (2006). Competition in the Turkish banking industry. *Applied Economics*, 38(11), 1335-1342.
- Hondroyiannis, G., Lolos, S., & Papapetrou, E. (1999). Assessing competitive conditions in the Greek banking system. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 9(4), 377-391.
- Lau, L. J. (1982). On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data, *Economic Letters*. 10, 93-99
- Lerner, A. P. (1934). Economic theory and socialist economy. *The Review of Economic Studies*, 2(1), 51-61.
- Leuvensteijn, V. M., Bikker, A. J., & Srensen, K. C. (2007). *A New Measuring Competition in the Loan Markets of the Euro Area*. European Central Bank WorkingPaper Sereies, No 768.
- Mamatzakis, E., Staikouras, C. and Koutsomanoli-Fillipaki, N. (2005). Competition and concentration in the banking sector of the south eastern European region. *Emerging Markets Review*, 6, 192-209.
- Mkrtchyan, A. (2005). The evolution of competition in banking in a transition economy: an application of the Panzar-Rosse model to Armenia. *The European Journal of Comparative Economics*, 2(1), 67.

- Molyneux, P., Lloyd-Williams, D.M. and Thornton, J. (1994). Competitive conditions in European banking. *Journal of Banking & Finance*, 18, 445-459.
- Murjan, W., & Ruza, C. (2002). The competitive nature of the Arab Middle Eastern banking markets. *International Advances in Economic Research*, 8(4), 267-274.
- Najarzadeh.R, Reed.M, Mirzanejad.H. (2013). A Study of the Competitiveness of Iran's Banking System, *Journal of Economic Cooperation and Development*, 34, 1, 93-110.
- Nathan, A. and Neave, E.H. (1989). Competition and contestability in Canada's financial system: empirical results. *Canadian Journal of Economics*, 3, 576-594.
- Panzar, C. J., & Rosse, N. J. (1987). Testing for Monopoly Equilibrium, *Journal of Industrial Economics*. Vol.35, No.4, the Empirical Renaissance in Industrial Economics, 443-456.
- Rime, B. (1999). Mesure de degre de concurrence dans le systeme bancaire Suisse a l'aide du modele de Panzar et Rosse. *Revue Suisse d'Economie Politique et de Statistique*, 135, 21-40.
- Shaffer, S., (1982). Competition, conduct and demand elasticity. *Economics Letters*, 10,167-171.
- Shaffer, A. (1993). Test of Competition in Canadian Banking, *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol.25, No.1, 49-61.
- Shaffer, S. (1999). The competitive impact of disclosure requirements in the credit card industry. *Journal of Regulatory Economics*, 15, 183-198.
- Shaffer, S. and DiSalvo, J. (1994). Conduct in a banking duopoly. *Journal of Banking & Finance*, 18, 1063-1082.
- Shaffer, S. (2004). Patterns of competition in banking. *Journal of Economics and Business*, 56(4), 287-313.
- Vesala, J. (1995). *Testing for competition in banking: Behavioral evidence from Finland*. Bank of Finland Studies.
- Yildirim, H. S., & Philippatos, G. C. (2007). Restructuring, consolidation and competition in Latin American banking markets. *Journal of Banking & Finance*, 31(3), 629-639.

