فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی
سال یازدهم، شماره ۳۵، بهار ۱۳۹۷
صفحات ۹۹-۱۲۴

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

**کامران محمودپور** [*]
**محمدحسن فطرس** [‡]
**محمدنبی شهیکی تاش** [†]
**احمدعلی اسدپور** [§]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۲/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۹/۱۹

## چکیده

در تحقیق حاضر به‌منظور 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 محاسبه‌شده، بر ساختار بازار متشکل پولی کشور، در بازه زمانی ۹۴-۱۳۸۷ با استفاده از روش بازنمونه‌گیری بوت استرپ مورد بررسی قرارگرفته 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 به‌همراه 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 تائید واقع شده است.

**واژه‌های کلیدی:** بازار متشکل پولی ایران، صرفه‌های ناشی از مقیاس، ساختار بازار، بوت‌استرپ
**طبقه‌بندی JEL:** F36، G21، L1

[*] 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

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

## 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 قابل‌توجه‌ای 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 قرارگرفته 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

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

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 به‌اندازه رقابت در صنعت بانکداری شده است (فریکس و همکاران[۱]، ۲۰۰۷). در ادبیات تجربی به‌طورکلی 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 هرفیندال‌ـ 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 ساختارـ رفتارـ عملکرد[۷] (SCP)، فرضیه کارایی[۸] و شماری دیگر از الگوهای رسمی که ریشه در تئوری سازمان صنعتی دارند را شامل می‌شود. به‌طورکلی 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

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

کلی تجدیدنظر شده است که تحت عنوان تکنیک سازمان صنعتی تجربی جدید ارائه می‌شود. در روش اول رویکرد برسنان ـ لئو [1](۱۹۸۲) و در روش دوم فرم خلاصه شده آزمون پنزار و راس[2] (۱۹۸۷) برای ارزیابی رقابت در ساختار صنعتی مورد استفاده قرار می‌گیرد (بیکر و همکاران[3]،۲۰۱۰). مزیت اصلی روش پنزار و راس و برسنان 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 به‌دست‌آمده 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 تائید واقع شده است (وسالا[4]، ۱۹۹۵).

بنابراین پنزار و راس (۱۹۸۷) مدلی ارائه کردند که تمایز میان مدل رقابت کامل، رقابت انحصاری و انحصارکامل را نشان می‌دهد. در این روش اندازه رقابت بازار را می‌توان با استفاده از محدودیت‌های ساده‌ای بر مقدارکشش 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 انحصارکامل کمتر یا برابر صفر خواهد بود؛ زیرا همیشه بنگاه در بخش پرکشش منحنی تقاضا تولید خواهدکرد. 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. درنهایت، 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 نظرگرفتن 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

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

آماره H تعمیم‌یافته موردبررسی 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[1] در بازار متشکل پولی می‌شود. درنتیجه بانک‌هایی که از صرفه‌های ناشی از مقیاس بهره‌مند می‌شوند، از مارک آپ بزرگ‌تری در مقایسه با بانکی که تنها ارائه‌دهنده‌ی 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 استفاد 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 به‌هرحال 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 تئوریکی تائید شده این مقاله به‌وسیله تجزیه‌وتحلیل تجربی رقابت در صنعت بانکداری که با بیش از ۱۰۰ هزار بانک برای ۶۳ کشور در طی سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۹۴ موردمطالعه قرار گرفت.

باربوسا و همکاران[2] (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 ارائه‌دهنده‌ی خدمات کلاسیک بانکداری (وام‌ها و کارت‌های اعتباری)، سایر خدمات بانکی (خدمات کارگزاری، بیمه و اوراق سرمایه) را نیز ارائه می‌دهند به‌طور قابل‌توجه از قدرت بازاری بیشتری در مقابل بانک‌های که تنها خدمات کلاسیک را ارائه می‌دهند برخوردار

[1] mark-up
[2] Barbosa et al.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

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

نجارزاده و همکاران[1] (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 معرفی‌شده 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 قراردادند. 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 بررسی‌شده در صنعت بانکداری ایران کاهش‌یافته است، اما همچنان درجه بالایی از آن را شاهد هستیم.

جدول ۱

*مطالعات انجام‌شده براساس مدل پنزار- راس و اثر مقیاس در صنعت بانکداری*

| نویسنده | متغیر وابسته | مقیاس | مدت | منطقه |
|---|---|---|---|---|
| شافر (۱۹۸۲) | Log(TI) | Log(TA) | ۱۹۷۹ | ایالات‌متحده نیویورک |
| ناتان و نیو[2] (۱۹۸۹) | Log(TI)زیان وام | Log(TA) | ۱۹۸۴-۱۹۸۲ | کانادا |
| مولینکس و همکاران[3] (۱۹۹۴) | Log(II/TA) | Log(TA) | ۱۹۸۹-۱۹۸۶ | فرانسه؛ آلمان؛ ایتالیا؛ اسپانیا و انگلستان |
| رایم[4] (۱۹۹۹) | Log(II) | Log(TA) | ۱۹۹۴-۱۹۸۷ | سوئیس |
| هاندرویینیز و همکاران [5](۱۹۹۹) | Log(TI/TA) | Log(TA) | ۱۹۹۵-۱۹۹۳ | یونان |

[1] Najarzadeh et al.
[2] Nathan and Neave
[3] Molyneux et al.
[4] Rime
[5] Hondroyiannis et al.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

| نویسنده | متغیر وابسته | مقیاس | مدت | منطقه |
|---|---|---|---|---|
| بیکر و گرانولد[1] (۲۰۰۰) | Log(II/TA) | Log(TA) | ۱۹۹۶-۱۹۸۹ | ۱۵ کشور اروپایی |
| دی‌باندت و دیویس[2] (۲۰۰۰) | Log(II) | Log(EQ) | ۱۹۹۶-۱۹۹۲ | فرانسه، آلمان و ایتالیا |
| گلوس و رولدس[3] (۲۰۰۴) | Log(II) | Log(TA) | ۱۹۹۹-۱۹۹۴ | ۸کشور اروپایی و کشورهای آمریکایی لاتین |
| بیکر و هاف (۲۰۰۲) | Log(II/TA) | Log(TA) | ۱۹۹۸-۱۹۸۸ | |
| مورجان و رزا[4] (۲۰۰۲) | Log(II) | log(EQ) Log(TA), | ۱۹۹۷-۱۹۹۳ | شرق عربستان |
| کلاسیز و لاوان (۲۰۰۴) | Log(II/TA), log(TI/TA) | Log(TA) | ۲۰۰۱-۱۹۹۴ | ۵۰ کشور |
| شافر (۲۰۰۴) | Log(TI) | Log(TA) | ۱۹۹۴-۱۹۸۴ | ایالات‌متحده (تگزاس و کنتاکی) |
| دراکون و کنستانتین[5] (۲۰۰۵) | Log(TI) | Log(TA) | ۲۰۰۰-۱۹۹۲ | اتحادیه شوروی سابق |
| مکرچین [6] (۲۰۰۵) | Log(II/TA) | Log(TA) | ۲۰۰۲-۱۹۹۸ | آمریکا |
| کاسو و گراردون[7] (۲۰۰۶) | Log(TI/TA) | Log(TA) | ۲۰۰۳-۱۹۹۷ | کشورهای اتحادیه اروپا |
| گانالپ و سلیک[8] (۲۰۰۶) | Log(II), log(TI) | Log(TA) | ۲۰۰۰-۱۹۹۰ | ترکیه |
| ایلدیریم و فیلیپاتوز[9] (۲۰۰۷) | Log(TI/TA) | Log(TA), log(EQ), log(FA), log(L) | ۲۰۰۰-۱۹۹۳ | آمریکای لاتین |
| گیشلر و استایل[10] (۲۰۰۹) | Log(II) | Log(EQ) | ۲۰۰۲-۱۹۹۳ | آلمان |
| گودارد و ویلسون[11] (۲۰۰۹) | Log(II),log(TI) | log(TA) | ۲۰۰۷-۲۰۰۱ | کانادا، فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن، انگلستان و ایالات‌متحده |
| کاربو و همکاران[12] (۲۰۰۹) | Log(TI) | Log(TA) | ۲۰۰۱-۱۹۹۵ | ۱۴ کشور اروپایی |

منبع: پژوهش جاری

[1] Bikker and Groeneveld
[2] De Bandt and Davis
[3] Gelos and Roldos
[4] Murjan and Ruza
[5] Drakos & Konstantinou
[6] Mkrtchyan
[7] Casu and Girardone
[8] Günalp & Çelik
[9] Yildirim and Philippatos
[10] Gischer & Stiele
[11] Goddard & Wilson
[12] Carbo et al.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

## 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 به‌صورت رابطه (۱) در زیر نشان داد شده است.

$$logTR = \alpha + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \, logw_i + \sum_{j=1}^{j} y_j \log \mathrm{cf}_j + \varepsilon \qquad (۱)$$

TR نشان‌دهنده درآمد حاصل از ارائه خدمات بانکی، Wi عامل هزینه‌های بانکی و cf متغیرهای کنترلی بازار متشکل پولی کشور است. برآورد مدل به کمک این فرض $\mathrm{E}(\varepsilon|w_1, \dots, w_n, \mathrm{cf}_1, \dots, \mathrm{cf}_j) = 0$ ممکن خواهد شد. در مدل پنزار و راس از مجموع کشش درآمدی اندازه رقابت به کمک آماره H قابل محاسبه است.

$$\sum_{i=1}^{n} \beta_i = \mathrm{H}^{\mathrm{r}} \qquad (۲)$$

ساختار محاسبه آماره $\mathrm{H}^{\mathrm{r}}$ 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 به‌صورت مرسوم در ادبیات تجربی استفاده می‌شود متفاوت باشد. در ادبیات بانکداری درآمد به‌عنوان درآمد قابل تصرف و تنها فعالیت واسطه‌گری بانک‌ها استفاده می‌شود (بیکر و هاف[1]، 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 به‌عنوان متغیر کنترل در مدل پنزار و راس استفاده شده است. البته در بعضی از مطالعات از لگاریتم نسبت درآمد بر دارایی بانک‌ها به‌عنوان متغیر وابسته در مدل پنزارو راس که به‌صورت لگاریتم نسبت دارایی بر درآمد بانک‌ها (TA/TR) استفاده شده است. که در این رابطه نسبت درآمد به دارایی بانک‌ها به‌عنوان جایگزین شکاف میان قیمت محصول و هزینه نهادها در صنعت بانکداری جایگزین می‌شود به عبارتی لگاریتم درآمد جایگزین لگاریتم قیمت در معادله شده است درمجموع سه روش جایگزین متغیرها در ادبیات تجربی اندازه‌گیری رقابت برای مدل پنزارو راس وجود دارد اولین

[1] Bikker & Haaf

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

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

$$\mathrm{Log(TR)} = \alpha + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \log w_i + \sum_{j=1}^{j} y_j \log \mathrm{cf}_j + \delta \log(TA) + \varepsilon \qquad (۳)$$

نتیجه حاصل از رابطه ۳ به‌صورت آماره $\mathrm{H_s^r} = \sum_{i=1}^{n} \beta i$ مدل پنزار و راس قابل استفاده است که شامل مجموع کشش 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 قرارگرفته است (بیکر 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 پنزار و راس خارج کردن لگاریتم دارایی بانک‌ها به‌عنوان متغیر کنترل به‌صورت رابطه (۴) است:

$$\mathrm{Log}\left(\frac{\mathrm{TR}}{\mathrm{TA}}\right) = \alpha + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \, logw_i + \sum_{j=1}^{j} y_j \mathrm{cf}_j + \varepsilon \qquad (۴)$$

نتیجه حاصل از رابطه (۴) به‌صورت آماره $\mathrm{H_s^p} = \sum_{j=1}^{n} \beta i$ مدل پنزار 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 پنزار و راس وارد کردن اندازه بانک‌ها به‌عنوان متغیر کنترل به‌صورت رابطه (۵) است:

$$\mathrm{Log}\left(\frac{\mathrm{TR}}{\mathrm{TA}}\right) = \alpha + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \, logw_i + \sum_{j=1}^{j} y_j \mathrm{cf}_j + \delta \mathrm{Log\ (TA)} + \varepsilon \qquad (۵)$$

نتیجه حاصل از رابطه (۵) به‌صورت آماره $\mathrm{H_s^p} = \sum_{i=1}^{n} \beta_i$ مدل پنزار 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 پنزار و راس برای اولین بار توسط مولینکس و همکاران در ۱۹۹۴ انجام شده است. هنگامی‌که 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 پنزار و راس در حالت‌های در نظرگرفتن اثر مقیاس و بدون نظرگرفتن این اثر است. در ادامه نتایج کنترل مقیاس بانک‌ها در مدل پنزار و راس مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. برای محاسبه مقدار آماره H پنزار و راس و ضریب آن در معادله

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

لگاریتمی نیازمند محاسبه کشش خواهیم بود. به‌علاوه 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 به‌صورت رابطه ۶ نشان داده می‌شود.

$$\sum_{i=1}^{\cap} \delta \log \frac{mc}{\delta log w_i} = 1 \qquad (۶)$$

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

$$\frac{\delta log TR}{\delta log mc} = \sum_{i=1}^{n} \frac{\delta TR/\delta log w_i}{\delta log mc/\delta log w_i} = \sum_{i=1}^{n} \frac{\delta log TR}{\delta log w_i} = H^r \qquad (۷)$$

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 آمار H پنزار و راس برای معادله قیمت بدون در نظر گرفتم اثر مقیاس به‌صورت رابطه (۸) خواهیم داشت :

$$\frac{\delta log P}{\delta log w_i} = \delta \log \left(\frac{TR}{TA}\right) / \delta log w_i = \delta log \frac{TR}{\delta log w_i} - \frac{\delta \log(TA)}{\delta log w_i} \qquad (۸)$$

درنتیجه 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

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

(همان جایگزین اندازه‌گیری مقیاس) به‌عنوان یک برآوردگر جداکننده[1] 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، درعین‌حال 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. درصورتی‌که معادله فرم خلاصه شده درآمد برای بنگاه‌ها با اندازه‌های مختلف با در نظرگرفتن اثر مقیاس و بدون در نظرگرفتن این اثر معیار خوبی برازش ضعیف خواهد بود در واقع برای توجیه انتخاب $\log(P)=\log(TR/TA)$ به‌جای $\log(TR)$ به‌عنوان متغیر وابسته هنگامی‌که در رگرسیون مقیاس اقتصادی حذف شده است (ماماتزاکس و همکاران[2]، ۲۰۰۵). مشکل اصلی در ارتباط با بنگاه‌های با ساختار رقابت ناقص ناشی می‌شود مقدار استاندارد آماره $H^r<0$ در واکنش به تغییرات قیمت نهاده‌های برای شرایط انحصار به میزان تنظیم قدرت انحصار متکی خواهد بود. درصورتی‌که انحصارگر با تابع تقاضا با کشش مواجه باشد آنگاه فاصله میان قیمت و هزینه نهایی ارتباط با قدرت انحصاری نخواهد داشت. ازاین‌رو کل درآمد هم‌راستا با قیمت نهاده‌ها تغییر خواهد کرد در این صورت با $H^r<0$ 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 هنگامی‌که 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 پنزارو راس، تحدب تکنولوژی تولید در

[1] a separate regressor

[2] Mamatzakis et al

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

تابع هزینه U شکل نمود پیدا کرده است (پنزار و راس، ۱۹۷۷). بنابراین، در تعادل رقابتی بلندمدت $\delta TA/\delta wi$ 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 $\delta \log(TA) /\delta logw_i = ۰$ آنگاه خواهیم داشت:

$$H^P = \sum_{i=۱}^{\cap} \delta logP/\delta logw_i = \sum_{i=۱}^{\cap} \delta \log TR/\delta logw_i = H^r \qquad (۹)$$

ازاین‌رو 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 درصورتی‌که log(TA) به‌عنوان متغیر کنترلی وارد مدل نماییم و حتی در صورت عدم استفاده از log(TA) به‌عنوان یک متغیر کنترل نتایج تغییر نخواهد کرد. این نتیجه آماره $H^P = H^r_S = ۱$ 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, چاکوارتی[1]). به این معنا که تغییرات قیمت نسبت به تغییرات هزینه نهایی مثبت خواهد بود بنابراین رابطه $\delta logP/\delta logmc > ۰$ برای تابع همگن خطی نسبت به قیمت نهاده‌ها برقرار است.

$$\delta logP/\delta logmc = \sum_{i=۱}^{\cap} \delta logP/\delta logw_i = H^P \qquad (۱۰)$$

درنتیجه در شرایط انحصاری اگر براساس معادله درآمدی که اثر مقیاس لحاظ نشده باشد برای آماره پنزارو راس یک ویژگی متضاد به‌صورت، $H^P > ۰$ و $H^r < ۰$ قابل مشاهده خواهد بود. همچنین در شرایط بازار انحصار یا انحصار چند جانبه با آماره پنزار و راس به‌صورت $H^P > ۰$ و $H^P_S > ۰$ روبرو خواهیم شد. در جدول شماره ۲ به‌صورت خلاصه نتایج آماره H پنزار و راس مطابق ادبیات ارزیابی رقابت ارائه شده است

[1] Chakravarty

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

جدول ۲

*خلاصه‌ای از خواص آمار $H$ تحت شرایط جایگزین هزینه*

| معادله قیمت | معادله تجدیدنظر شده مقیاس | معادله تجدید شده بدون مقیاس | عملکرد Ac | قدرت بازار |
|---|---|---|---|---|
| $H^P = ۱$ | $H_S^r = ۱$ | $H^r = ۱$ | u شکل | رقابت بلندمدت |
| $H^P = ۱$ | $H_S^r = ۱$ | $H^r < ۰$ یا $۰ < H^r < ۱$ | افقی | رقابت بلندمدت |
| $H^P > ۰$ | $H_S^r > ۰$ | $H^r < ۰$ یا $۰ < H^r < ۱$ | u شکل | رقابت کوتاه‌مدت |
| $H^P > ۰$ | $H_S^r > ۰$ | $H^r < ۰$ | u شکل | انحصاری |
| $H^P > ۰$ | $H_S^r > ۰$ | $H^r < ۰$ | افقی | انحصاری |
| $H^P > ۰$ | $H_S^r > ۰$ | $H^r < ۰$ | u شکل | انحصاری چند جانبه |
| $H^P > ۰$ | $H_S^r > ۰$ | $H^r < ۰$ | افقی | انحصار چند جانبه |
| $H^P > ۰$ | $H_S^r > ۰$ | $۰ < H^r = ۱$ یا $H^r < ۰$ | u شکل | رقابت انحصاری |
| $H^P = ۱$ | $H_S^r = ۱$ | $H^r < ۰$ | 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 $H^r$) 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 به‌صورت $H^r < ۰$ و اما $۰ < H_S^r$ و $H^P > ۰$ 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 قابل‌تشخیص خواهد شد. در این پژوهش از مطالعه باربوسا و همکاران در سال ۲۰۱۵ برای آماره پنزارو راس تعمیم‌یافته استفاده می‌شود اگر

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

$$H_c = \frac{1}{DR_c}\frac{\delta R_c(_0)}{\delta q_c}\left[\frac{p_c}{q_0}\left(\frac{1-e_0}{e_0^2}\right)\frac{\delta R_c(_0)}{\delta q_c} - \gamma\frac{\delta R_0(_0)}{\delta q_0}\right] \quad (۱۱)$$

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:

$$H_c = \frac{1}{D}\left[\frac{p_c}{q_0}\frac{p_0}{q_0}\frac{(1-e_0)^2}{e_0^2}\frac{(1-e_0)}{e_0^2} + \gamma\frac{p_0}{q_c}\frac{(e_0-1)}{e_0}\frac{(e_0-1)}{e}\right] \quad (۱۲)$$

ازآنجاکه 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 اثرگزاری تغییر پارامتر γ بر آماره $H_C$ از اهمیت ویژه‌ی برخوردار است. فرایند محاسبه مشتق $H_C$ به ترتیب باوجود پارامتر γ ساده نخواهد بود.

$$\frac{dH_c(\gamma)}{d\gamma}\Big|_{\gamma=0} = -\frac{q_c}{p_c}e_c e_0 \prec 0 \quad (۱۳)$$

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:

$$\frac{dH_c(\gamma)}{d\gamma} \leq 0, \forall\gamma \quad (۱۴)$$

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 غیرکلاسیک 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 غیرکلاسیک ارائه می‌داد) استفاده کردند. از مزیت‌های شناخت شده این تابع، شکل انعطاف‌پذیر آن می‌باشد. بنابراین صرفه‌های ناشی از مقیاس با

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

استفاده تابع هزینه ترانسوگ، قابل‌محاسبه خواهد بود. تصریح اقتصادسنجی تابع هزینه ترانسوگ به‌صورت زیر خواهد بود:

$$Ln\ TC_{bt}(q_{cbt}, q_{obt}; w_{۱bt}, w_{۲bt}) = \alpha_۰ + \sum_{i=c,o} \ln(q_{ibt}) + \sum_{i=۱,۲} \ln(w_{ibt}) \quad (۱۵)$$

$$+\frac{۱}{۲}\sum_{i=c,o}\sum_{j=c,o}\alpha_{ij}\ln(q_{ibt})\,ln(q_{jbt}) + \frac{۱}{۲}\sum_{i=c,o}\sum_{j=c,o}\delta_{ij}\,ln(w_{ibt})\,l\,n(w_{jbt})$$

$$+\frac{۱}{۲}\sum_{i=c,o}\sum_{j=c,o}\rho_{ij}\,ln(q_{ibt})\,l\,n(w_{jbt}) + \mu_b + €_t + v_{bt}$$

در معادله فوق $TC_{bt}(.)$ 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 غیرکلاسیک را نشان می‌دهد. $w_{۱bt}$ و $w_{۲bt}$ قیمت نهاده‌های مورداستفاده بانک در فرآیند ارائه خدمات می‌باشد. $v_{bt}$، $€_t$، $\mu_b$ 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 ۹۴ـ۱۳۸۷ استخراج‌شده 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)، $TC_{bt}(.)$ 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.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

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 ۹۴ـ۱۳۸۷ قابل‌مشاهده 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) | ـ۰/۷۵۰۹۸۸ | ۰/۰۰۰۴ |
| لگاریتم درآمد غیر مشاع | Ln(RO) | ـ۰/۴۷۳۱۵۳ | ۰/۰۰۲۲ |
| لگاریتم قیمت سرمایه | Ln (cost of capital) | ـ۰/۴۰۸۷۰۷ | 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 درامدها | 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) | ـ۰/۰۲۶۲۷۳ | 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) | ـ۰/۰۳۶۴۵۴ | 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) | ـ۰/۰۱۸۴۴۶ | 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 تعدیل‌شده ۰/۸۸۲۲ | |
| آمارهF ۱۶۵/۳۹ | | معنی‌داری (P-Value) ۰/۰۰۰۰ | |
| آماره دوربین واتسون ۱/۴۴۴۳ | | | |

منبع: پژوهش جاری

[ Downloaded from jmbri.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

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 به‌صورت رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$SCALE(Y) = \sum \partial Ln\, C(Y)/\partial Ln\, Y_P \qquad (۱۶)$$

$C(Y)$ 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. $SCALE(Y)$ درصورتی‌که کوچک‌تر از یک باشد بر وجود صرفه به مقیاس دلالت دارد چراکه افزایش در هزینه‌ها به‌طور تناسبی کمتر از افزایش در محصول است. درصورتی‌که 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.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

جدول ۵

*روند متغیر صرفه‌های ناشی از مقیاس در صنعت بانکداری*

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

منبع: یافته‌های تحقیق

روند مورد بررسی در ۱۸ بانک موردمطالعه در طی بازه زمانی ۹۴ـ۱۳۸۷ 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 به‌عنوان 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 $\Delta H_c$ 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

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

در صنعت بانکداری به وجود می‌آورد ارائه خواهد شد. دگریز و همکاران[1] (۲۰۰۹)، برای اولین بار از این رویکرد استفاده نمودند. معادله درآمد توسط رابطه جبری زیر قابل برآورد است:

$$ln(RT_{it}) = \alpha + ln(w_{it})\beta' + ln(w_{it}) \times Scal_{it}\theta + Z_{it}\theta + \mu_i + \delta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۷)$$

$ln(RT_{it})$ 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 قابل‌محاسبه است. که بردارهای $Z_{it}\theta,\ \mu_i, \delta_{it}$ متغیرهای کنترلی مدل را نشان می‌دهند. $\varepsilon_{it}$ 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 به‌صورت رابطه زیر قابل برآورد است:

$$\text{Standard} - \text{H} = \sum_{k=1}^{m} \hat{\beta}_k \quad (۱۸)$$

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 ازلحاظ معنی‌داری آماری است. ازاین‌رو لازم است با محاسبه فاصله اطمینان آماری، اعتبار آماری شاخص برآورده شده سنجیده شود. ازآنجاکه شناسایی توزیع و برآورد انحراف معیار شاخص‌های اقتصادی به دلیل پیچیدگی ازلحاظ تحلیلی مشکل است، لذا محققان از روش‌های بازنمونه‌گیری[2] استفاده می‌نمایند. روش‌های بازنمونه‌گیری، روش‌هایی هستند که با حداقل هزینه، خطای نمونه‌گیری را نسبت به روش‌های مرسوم کاهش می‌دهند. سه روش سنتی و یک روش مدرن در بازنمونه‌گیری وجود دارد. روش‌های سنتی عبارت‌اند از: روش اعتبار تقاطعی[3]، روش جک نایف[4] و روش دلتا[5]. روش مدرن بازنمونه‌گیری بوت استرپ[6] نام دارد. از روش بوت استرپ برای محاسبه انحراف معیار و فاصله اطمینان استفاده می‌شود. به‌عبارت‌دیگر 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

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

بررسی با استناد به روش افرون(۱۹۹۵) از نمونه‌های موجود ۲۰۰ بار نمونه‌گیری و فاصله اطمینان ۹۵ درصد برای ضرایب محاسبه‌شده است. انحراف معیار و فاصله اطمینان برای برآوردگرهای مدل رگرسیونی تصریح‌شده براساس روش بوت استرپ در جدول(۶) ذکرشده 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 داده‌شده | 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) | ـ۰/۸۷ | ۰/۰۰۲ |
| اثرات متقابل لگاریتم هزینه وام داده‌شده 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 ۴۰/۱۰۵ـ | | | |
| 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 به‌صورت زیر:

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

$$Standard - H = \sum_{k=1}^{m} \beta_k' = -۰/۵۵۶۳ + ۰/$$

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 به‌وسیله مدل‌های اقتصادسنجی توضیح داده‌شده در روابط بالا به کمک آزمون فرضیه زیر قابل‌بررسی است:

$H_. : \Delta H_C \geq ۰$
$H_a : \Delta H_C < ۰$

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

$$\Delta H_C = \sum_{k=1}^{m} \theta_k' = -۰/۸۷۰۲ + ۰/۵۸۴۲ - ۰/۱۵۱۲ = -۰/۴۳۷۲$$

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 تعدیل‌شده پرداخته‌شده است آماره پنزار و راس تعدیل‌شده از مجموع آماره پنزار و راس تعدیل‌شده و تغییرات در آماره H پنزار و راس سنتی به دلیل صرفه‌های ناشی از مقیاس در بانکداری چند محصولی، $\Delta H_C$ به‌وسیله رابطه، $\Delta H_C = \sum_{k=1}^{m} \theta_k'$ برآورد می‌شود. فرضیات مطالعه جاری در این راستا مورد تائید واقع‌شده است که به‌طوری‌که با افزایش میزان مقیاس محصول ارائه‌شده توسط بازار متشکل پولی کشور میزان آماره H پنزار و راس کمتر می‌شود و به طبع میزان قدرت انحصاری را افزایش داده است. نکته قابل‌توجه و مهم استفاده از تکنیک اقتصادسنجی برای نشان دادن نوع فعالیت و نوع مالکیت بانک‌های موردمطالعه است به عبارتی الگوی اثرات مختلط /چند سطحی برای مدل ارزیابی ساختار بازار متشکل پولی ایران امکان بررسی را به‌طور قابل‌توجه گسترده‌تر و دقیق‌تر کرده است در کنار استفاده از روش بازنمونه‌گیری بوت استرپ نتایج پژوهش جاری باوجوداین نوآوری که ساختار مالکیتی و نوع فعالیت بانک‌ها در برآورد مدل اثرگذار بوده مورد تائید قرارگرفته است و روش بوت استرپ تائید محکمی بر نتایج به‌دست‌آمده است.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

## 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 تائید 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 ۰/۸۲۸۸ به دست آمد. با در نظرگرفتن صرفه‌های ناشی از مقیاس در صنعت بانکداری، تغییرات آماره H تعمیم‌یافته برابر ۰/۴۳۷۲- برآورد شد که نشان‌دهنده افزایش قدرت بازاری به دلیل وجود صرفه‌های مقیاس در صنعت بانکداری ایران است. به‌طورکلی، اندازه و مقیاس اقتصادی و همچنین مقیاس محصول (سپرده و اعتبارات) در صنعت بانکداری ایران منجر به کاهش آماره H پنزار و راس و درنتیجه 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 درنتیجه‌ی صرفه‌های مقیاس نیز، باید مدنظر قرارگیرد. 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 قرارگیرد 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.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

## 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: Anempiricalanalysis 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.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

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.

Günalp, 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.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

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.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06 ]