ارزیابی رقابت‌پذیری بازار بانکی ایران با استفاده از مدل پانزار و راس

دکتر رضا نجارزاده*، دکتر مرتضی عزتی** و هادی میرزانژاد***

تاریخ دریافت: ۱۰ دی ۱۳۹۰ تاریخ پذیرش: ۲۷ دی ۱۳۹۱

در این مطالعه با استفاده از مدل پانزار و راس درجه رقابت‌پذیری بانک‌های خصوصی و دولتی ایران برای بازه زمانی ۱۳۸۸- ۱۳۷٦ با استفاده از داده‌های ترکیبی مقطعی- سری زمانیِ همه بانک‌های کشور که تا سال ۱۳۸۸ حداقل ٤ سال فعالیت داشته‌اند (۱۸ بانک) به روش اقتصاد سنجی بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهند که بازار بانکی کشور در دوره مورد مطالعه به شکل بازار رقابت انحصاری نزدیک‌تر بوده است تا بازار رقابت کامل و یا انحصار کامل. همچنین با استفاده از یک متغیر مجازی نشان دادیم که تفاوت معناداری بین درجه رقابت‌پذیری بانکهای خصوصی و دولتی وجود دارد. نتیجه دیگر اینکه با ورود بانک‌های خصوصی به شبکه بانکی، درجه رقابت‌پذیری بازار بانکی کشور افزایش یافته است.

واژه‌های کلیدی: رقابت‌پذیری، مدل پانزار و راس، پانل دیتا، بازار بانکی.

طبقه‌بندی JEL: G21، G24.

۱. مقدمه

به‌طور کلی تشکیل سرمایه از نیازهای اولیه هر فعالیت اقتصادی است. نقش بانک‌ها در بازارهای مالی مختلف جهان متفاوت است. اما در اکثر کشورها، بانک‌ها بازیگر اصلی این بازار به شمار می‌آیند. بنابراین وجود یک نظام سالم و کارای بانکی برای کشورها یک پیش‌نیاز عمده و عامل رشد اقتصادی به شمار می‌آید. مدیریت نقدینگی، کاهش هزینه‌های مبادله، تسهیم یا توزیع ریسک و کاهش هزینه‌های اطلاعات دلایل اصلی اهمیت بانک به‌عنوان یک واسطه مالی است. کارایی و عملکرد مناسب بانک‌ها می‌تواند مانع از هجوم متقاضیان سرمایه‌گذاری به بازارهای غیرمتشکل و غیرمنضبط پولی در خارج از نظام بانکی شود.[۱]

* استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس تهران Najarzar@modares.ac.ir

** استادیار پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس تهران mezzati@modares.ac.ir

*** دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه تربیت مدرس تهران hadi.mirzanejad@modares.ac.ir

۱. فردریک- اس. مشکین (۱۳۸۸)

همچنین رقابت از جمله موضوعاتی است که کارشناسان اقتصادی همواره از آن به عنوان راهکاری برای رشد اقتصادی و بهره‌گیری بهینه از منابع اقتصادی یاد می‌کنند.[1] افزایش رقابت و کارایی در بازار بانکی می‌تواند باعث افزایش کیفیت و تنوع خدمات بانکی و نیز کاهش هزینه‌های مبادلاتی شود. با توجه به نقش بانکها در اقتصاد، رقابتی بودن یا نبودن آن‌ها می‌تواند نشان‌دهنده توانایی بانکها در اثرگذاری بر اقتصاد باشد. شناسایی و تشخیص وضعیت رقابتی بازار بانکی کشور می‌تواند به سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان نظام بانکی کشور کمک کند تا نظام بانکی را به سمت رقابتی شدن و کارایی بیشتر هدایت کنند. بدون آگاهی از ساختار شبکه بانکی کشور، ایجاد تغییرات ساختاری و صرف هزینه به منظور پیشبرد سیستم بانکی کشور به سمت کارایی و رقابت بیشتر، ممکن است ناکارآمد بوده و نتیجه مطلوب به‌دست ندهد.

در این راستا محققان و کارشناسان اقتصادی روش‌های مختلفی را برای مطالعه وضعیت رقابتی و بررسی نوع ساختار حاکم بر بازار بانکی معرفی نموده‌اند.[2] هر یک از این روش‌ها از توانایی‌ها و قابلیت‌هایی در ارزیابی میزان رقابت‌پذیری در بازار برخوردارند. اما روش ارائه شده توسط پانزار و راس[3]، از جهت سهولت دسترسی به اطلاعات و داده‌های مورد نیاز و نیز امکان مطالعه تفاوت‌های موجود بین بانک‌های مورد مطالعه (مثلاً بانک‌های بزرگ در مقابل بانک‌های کوچک یا بانکهای خارجی در مقابل بانک‌های داخلی) نسبت به روش‌های دیگر دارای مزیت است.[4] بر این اساس ما در این پژوهش با استفاده از روش ارائه شده توسط ایشان درجه رقابت‌پذیری شبکه بانکی کشور را در بازه زمانی ۱۳۸۸-۱۳۷۶ ارزیابی می‌کنیم. همچنین رقابت‌پذیری بانک‌های خصوصی و دولتی را با هم مقایسه خواهیم کرد تا از وضعیت فعالیت بانک‌ها در شبکه بانکی کشور آگاهی پیدا کنیم و نهایتاً با استفاده از یک متغیر مجازی، تأثیر ورود بانک‌های خصوصی به بازار بانکی کشور را بر میزان رقابت‌پذیری شبکه بانکی کشور اندازه‌گیری می‌کنیم.

۲. ادبیات تحقیق

محققان و کارشناسان اقتصادی، روش‌های مختلفی را برای مطالعه وضعیت رقابتی و بررسی نوع ساختار حاکم بر بازار بانکی در سطح دنیا معرفی نموده‌اند. این روش‌ها به روش‌های ساختاری و غیرساختاری تقسیم می‌شوند. روش‌های ساختاری شامل پارادایم ساختار- رفتار- عملکرد (SCP)[5]

1. George J. Stigler ([1987] 2008)

۲. شاملِ روش‌های ساختاری و غیرساختاری که در بخش ادبیات تحقیق به معرفیِ این روش‌ها پرداخته‌ایم.

3. Panzar and Rosse

4. Claessens, Stijn and Luc, Leaven (2003) and Mensi, Sami (2009)

5. Structure-Conduct-Performance Paradigm

و فرضیه کارایی[1] است که به عنوان روش‌های غیررسمی، ریشه در تئوری سازمان صنعتی[2] دارند. طرفداران پارادایم SCP بر این باورند که تمرکز شدید در بازار، باعث بروز رفتار تبانی بین بنگاه‌های بزرگ و در نتیجه عملکرد کل بازار می‌شود. در مقابل طرفداران فرضیه کارایی معتقدند که کارایی بالاتر برخی بنگاه‌هاست که باعث بهبود عملکرد آنها و در نتیجه بروز رفتارهای انحصاری می‌شود. در این روش‌ها درجه رقابت در بازار بصورت غیرمستقیم و از طریق مطالعه عناصر سازمان ارزیابی می‌شود.[3] در روش‌های ساختاری، نسبت‌های تمرکز[4] نقش اصلی و اساسی در توضیح عملکرد رقابتی صنعت بانکداری برعهده دارند. اهمیت روش‌های ساختاری از آن جهت است که این توانایی را دارند که رابطه بین اجزای بازار را شناسایی کنند. اما تئوری‌های جدید سازمان صنعتی[5] نشان می‌دهند که رقابت‌پذیری یک صنعت نمی‌تواند به تنهایی توسط شاخص‌های ساختار ساختار بازار اندازه‌گیری شود. بطوری‌که ماتئوس، کنت و همکاران[6] در مطالعه‌ای نشان دادند که پارادایم SCP و فرضیه کارایی زمانی که با استفاده از میزان سودآوری به آنالیز رفتار رقابتی بانک‌ها می‌پردازند، نتایج گمراه کننده‌ای در پی دارند. با توجه به ناکارآمدی روش‌های ساختاری در ارزیابی ساختار بازار، افرادی نظیر لرنر[7]، ایواتا[8]، برسناهان و لوو[9] و پانزار و راس[10] روش‌های غیرساختاری را که بر پایه مبانی نظری اقتصاد شکل گرفته‌اند و از پایه نظری قوی در ارزیابی رقابتِ بازار برخوردارند، معرفی کردند. این روش‌ها بر پایه مطالعات لرنر (۱۹۳۴) در اندازه‌گیری قدرت انحصاری و به منظور کمی کردن رفتار رقابتی بنگاه‌ها شکل گرفته‌اند.

شاخص لرنر میزان تغییرات قیمت و اختلاف آن از هزینه نهایی را در وضعیت تعادلی بازار اندازه‌گیری می‌کند. با چنین استدلالی واگرایی بین قیمت و هزینه نهایی تولیدات در تعادل، به عنوان شاخصی برای قدرت انحصاری جلوه می‌کند.[11]

1. Efficiency Hypothesis
2. Empirical Industrial Organization (EIO) Theory

۳. سه عنصر در شناخت خصوصیات یک بازار مؤثر است: ساختار- رفتار- عملکرد، که بسته به ماهیت و نحوه ارتباط این عناصر با یکدیگر، شکل و نوع سازمان بازار مشخص می‌شود. برای مطالعه بیشتر به کتاب «ساختار و عملکرد بازار، نظریه و کاربرد آن در بخش صنعت ایران»، تألیف دکتر خداداد کاشی، فرهاد رجوع شود.

4. Concentration Ratio
5. New Empirical Industrial Organization (NEIO)
6. Kent Mattews, *et al* (2007)
7. Lerner (1934)
8. Iwata (1974)
9. Bresnahan (1982) and Lau (1982)
10. Panzar and Rosse (1987)
11. De Guevara, J., *et al* (2005)

مدل ایواتا چارچوبی برای اندازه‌گیری پارامتر تغییرات انتظاری (λ_i)[1]، در بین بنگاه‌هایی که کالای همگنی را تولید می‌کنند معرفی می‌کند. این پارامتر برابر با تغییراتِ مورد انتظار در تولیدات دیگر بنگاه‌ها، در واکنش به تغییر اولیه در تولید بنگاه i اُم تعریف شده است. بدین منظور فرض می‌شود که قیمت محصول و سهم بازار هر دو متغیرهایی برونزا هستند و کشش تقاضای محصول نیز ثابت است. در این روش به منظور برآورد λ_i برای هر بانک انفرادی (بصورت غیرمستقیم)، بایستی تابع تقاضای محصول و تابع هزینه را برای هر یک از بانک‌ها محاسبه نمود که اغلب به علت کمبود آمار بسیار دشوار است.[2]

برسناهان و لوو (۱۹۸۲) یک مدل کوتاه‌مدت را برای تعیین تجربی قدرت بازار یک بانک متوسط ارائه داده‌اند. آنها با استفاده از داده‌های سری زمانی یک صنعت و با تخمین همزمان تقاضای بازار و منحنی عرضه، پارامتر تغییرات انتظاری را بصورت

$$\lambda = \frac{1 + d\sum_{i \neq j} x_j / dx_i}{n}$$

معرفی نمودند. پارامتر λ متناسب با بازارهای مختلف، مقادیر متفاوتی به خود می‌گیرد که با توجه به اندازه این پارامتر می‌توان در مورد ساختار حاکم بر بازار بحث نمود.

هر یک از این روش‌ها از توانایی‌ها و قابلیت‌هایی در ارزیابی رقابت‌پذیری در بازار برخوردارند. اما روش ارائه شده توسط پانزار و راس، از جهت سهولت دسترسی به اطلاعات و داده‌های مورد نیاز و نیز امکان مطالعه تفاوت‌های موجود بین بانک‌های مورد مطالعه (مثلاً بانکهای بزرگ در مقابل بانک‌های کوچک یا بانک‌های خارجی در مقابل بانک‌های داخلی) نسبت به روش‌های دیگر دارای مزیت است. بر این اساس ما در این پژوهش از روش ارائه شده توسط ایشان استفاده کرده‌ایم.

مدل پانزار و راس از دیدگاه نظری از شرایط حداکثرسازی سود در تعادل بلندمدت استخراج می‌شود. برای به‌دست آوردن تولید تعادلی بانک‌ها، بایستی سود هم در سطح صنعت و هم در سطح بانک‌های انفرادی ماکزیمم شود. این (نکته) دلالت بر این دارد که اولاً بانکِ i اُم، سود خود را از تساوی درآمد نهایی با هزینه نهایی ماکزیمم می‌کند:

1. Conjectural Variation Parameter
2. Shaffer and Disalvo (1994)

$$R_i'(x_i, n, z_i) - C_i'(x_i, w_i, t_i) = ۰$$

R_i نشان‌دهنده درآمد و C_i نشان‌دهنده هزینه بانک i اُم است (علامت پریم مربوط به نهایی بودن درآمدها و هزینه‌هاست)، X_i میزان تولید بانک i اُم، n تعداد بانک‌ها، W_i برداری از قیمت m نهاده (عامل) بانک، Z_i برداری از متغیرهای برونزاست که معادله درآمدی بانک را انتقال می‌دهد و t_i نیز برداری از متغیرهای برونزاست که معادله هزینه بانک را جابجا می‌کند. ثانیاً در تعادل در سطح صنعت، قید سود صفر، بصورت رابطه زیر برقرار است:

$$R_i^*(x^*, n^*, z) - C_i^*(x^*, w, t) = ۰$$

متغیرهایی که با علامت ستاره مشخص شده‌اند نشان‌دهنده ارزش تعادلی آنهاست. قدرت بازار برابر با میزان تغییر در درآمدهای تعادلی (∂R_i^*) است که از تغییر در قیمت نهاده‌ها (∂w_{k_i}) حاصل شده باشد. پانزار و راس آماره‌ای تحت عنوان آماره H[1] را برای ارزیابی عددیِ (مقداری) میزان رقابت در بازار بانکی معرفی کرده‌اند که این آماره از «معادله درآمدی حل شده[2]» محاسبه می‌شود. آماره H معیاری برای ارزیابی میزان رقابت‌پذیری یک بازار مالی (بانک) است که مقدار آن برابر با مجموع کشش‌های درآمد کل بانک، نسبت به قیمت نهاده‌های آن است:

$$H = \sum_{k=۱}^{m} \frac{\delta R_i^*}{\delta w_{ki}} \cdot \frac{w_{ki}}{R_i^*}$$

که در آن R^* درآمد کل بانک در تعادل، w قیمت نهاده‌های بانکی، i تعداد بانک‌ها و k بیانگر تعداد نهاده‌های بانکی است. پانزار و راس با استفاده از تئوری‌های پایه‌ای اقتصاد بیان می‌کنند که مقدار آماره H متناسب با ساختار بازار، مقادیر متفاوتی به خود می‌گیرد. در حالت انحصاری و تبانی کامل انحصار چندجانبه و نیز در حالت تعادل کوتاه‌مدت انحصار چند جانبه، H کوچک‌تر یا مساوی صفر است ($H \leq ۰$).[3] در این حالت افزایش قیمت نهاده‌ها باعث افزایش هزینه‌های نهایی، کاهش تولید تعادلی و در نهایت کاهش درآمدهای کل می‌شود. در حالت رقابت کامل آماره H برابر با یک است ($H = ۱$). در این حالت افزایش در قیمت نهاده‌ها باعث افزایش هزینه

1. H Statistic
2. Reduced-Form Revenue

۳.توجه شود که انحصارگر در قسمت با کشش منحنی تقاضا فعالیت می‌کند.

نهایی و متوسط (AC)[1]، بدون تغییر در تولید بهینه هریک از بنگاه‌های انفرادی می‌شود. این وضعیت باعث خروج برخی بنگاه‌ها از بازار شده و لذا بنگاه‌های باقیمانده با تقاضای بیشتری مواجه می‌شوند به طوریکه در نهایت منجر به افزایش قیمت و درآمد کل به میزان افزایش در هزینه‌ها خواهد شد. در بازار رقابت انحصاری، که بانک‌ها تلاش می‌کنند از طریق تبلیغات و نیز تغییر در کیفیت تولیدات کالاهای متفاوتی تولید کنند، پانزار و راس اثبات کرده‌اند که آماره H بین صفر و یک خواهد بود ($0 < H < 1$). در این بازار H تابعی فزاینده از کشش تقاضای بازار است. بنابراین اندازه آماره H همراه با افزایش رقابت‌پذیری در صنعت بانکداری افزایش پیدا می‌کند. به عبارتی هر چقدر آماره H به یک نزدیکتر باشد میزان رقابت در بازار بیشتر و هر چقدر به صفر نزدیکتر باشد رقابت در بازار کمتر است. بیکر و هاف[2] در مطالعه خود استدلال می‌کنند که برقراری چهار شرط زیر برای اطمینان از نتایج مدل پانزار و راس لازم است:

۱. بانک‌ها در تعادل بلند مدت فعالیت کنند.
۲. بانک‌ها در تعاملِ باهم باشند.
۳. ساختار هزینه‌ی بانک‌ها همگن باشد.
۴. کشش قیمتی تقاضا بزرگتر از یک باشد.

۳. مطالعات انجام شده

بیکر و هاف[3] و نیز بیکر و گرونولد[4] در مطالعه مشابهی، به بررسی رابطه بین تمرکزگرایی و رقابت‌پذیری در کشورهای منتخب در داخل و خارج از اروپا بین سال‌های ۱۹۸۹-۱۹۹۶ پرداختند. آن‌ها برای اندازه‌گیری میزان تمرکز در بازار بانکی از دو روش نسبت تمرکز k بانک[5] و شاخص هرفیندال-هیرشمن[6] و برای اندازه‌گیری میزان رقابت از دو روش برسناهان و پانزار و راس استفاده کردند. نتایج به‌دست آمده برای رقابت‌پذیری از دو روش بکار رفته نشان می‌دهند که بازار بانکی در کشورهای صنعتی اغلب دارای ساختار رقابت انحصاری است و فقط در چند مورد حالت رقابت کامل را نمی‌توان رد کرد. نتایج به‌دست آمده مؤید آنست که رقابت‌پذیری بانک‌های

۱. فرض شده است که هزینه‌های بنگاه‌ها نسبت به قیمت نهاده‌ها همگن خطی است.

2..Bikker, J. A. and Haaf, K. (2000)
3. Jacob, A.Bikker and Haaf, Katharina (2000)
4. Groenveld, J. M. (2000)
5. k Bank Concentration Ratio
6. Herfindal-Hirshman

بزرگ بیشتر از بانک‌های کوچک است و نیز اینکه رقابت‌پذیری بانک‌های اروپایی بیشتر از کشورهای آمریکا و کانادا و ژاپن است. همچنین بین میزان تمرکز با درجه رقابت‌پذیری رابطه منفی مشاهده شد.

در مطالعات مربوط به رقابت‌پذیری بانک‌های کشورهای آسیایی، المحرمی، متیوز و خبری[1] در مقاله‌ای با عنوان «ساختار بازار و وضعیت رقابت در سیستم بانکی کشورهای عربی عضو هیأت همکاری خلیج[2]» به بررسی ساختار بازار صنعت بانکداری ۶ کشور عضو در دوره زمانی ۲۰۰۲-۱۹۹۳ پرداختند. آماره H محاسبه شده دلالت بر این دارد که بانک‌های کویت، عربستان سعودی و امارات در وضعیت رقابت کامل و بانک‌های بحرین و قطر در وضعیت رقابت انحصاری قرار دارند. وضعیت رقابت انحصاری در بازار بانکی عمان را نیز نمی‌توان رد کرد.

عباس‌اوغلو، آیسان و گونش[3] با استفاده از آماره H پانزار و راس، درجه رقابت ۲۷ بانک فعال در بازار بانکی ترکیه را در دوره زمانی ۲۰۰۵-۲۰۰۱ بررسی نمودند. طبق نتایج به‌دست آمده میزان رقابت‌پذیری تا سال ۲۰۰۴ کاهش یافته ولی در سال ۲۰۰۵ افزایش یافته است. همچنین طی این دوره آماره H همواره بین صفر و یک بوده است که نشان‌دهنده‌ی ساختار رقابت انحصاری در بخش بانکی ترکیه است.

پاره‌ای از مطالعات استدلال می‌کنند که نوع و اندازه بانک‌های مورد مطالعه، در نتایج مربوط به رقابت‌پذیری بی‌تأثیر نیست. به عنوان مثال همپل[4] با استفاده از شاخص‌های تمرکز و مدل پانزار و راس و با مطالعه بر روی بانک‌های آلمان در دوره زمانی ۱۹۹۸-۱۹۹۳ نشان داد که به‌علت وجود تفاوت‌های عملکردی بین بانک‌های بازرگانی و تعاونی و نیز بانک‌های اعتباری، ساختار این بانک‌ها به لحاظ درجه رقابت‌پذیری تفاوت معناداری با هم دارند. بندیت و دیویس[5] با روش مشابهی برای دوره زمانی ۱۹۹۶-۱۹۹۲ نشان دادند که ساختار بازار بانک‌های کوچک در فرانسه و آلمان در وضعیت انحصاری است. لیکن بانک‌های کوچک در ایتالیا و بانک‌های بزرگ در این کشورها در شرایط رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند.

بیکر و همکاران (۲۰۰۷) با مطالعه ساختار بازار بانکی ۱۰۱ کشور منتخب از کل دنیا در بین سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۸۶، بصورت نظری و تجربی (با استفاده از مدل پانزار و راس) اثبات کردند که

1. Al-Muharrami, Saeed, Matthews, Kent and Khabari, Yusuf (2006)
2. The Gulf Cooperation Council's (GCC)
3. Abbasoˇglu, Osman, Aysan, Ahmet and Gunes, Ali (2007)
4. Hempell, S.Hannah
5. Bandt, De Olivier and Davis, E.Philip

انتخاب نادرست متغیر وابسته در روش پانزار و راس باعث بوجود آمدن انحراف سیستماتیک در نتایج و تورشِ آماره H محاسبه شده به سمت یک ($H = ۱$) می‌شود. آنها با محاسبه درجه رقابت‌پذیری در بین بانک‌های کشورهای مورد مطالعه نشان دادند که ۲۸ مورد از مطالعاتی که قبلاً از روش پانزار و راس استفاده کرده‌اند دارای این نوع خطا هستند.

بنگنام، ماریاپیا و ژی‌وو[1] نیز در مطالعه‌ای با استفاده از شاخص‌های تمرکز و مدل پانزار و راس به بررسی تأثیر مشارکت بانک‌های خارجی بر ساختار رقابتی بخش بانکی آسیا و آمریکای لاتین در دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۹۸ پرداختند. نتایج تجربی مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که افزایش ورود بانک‌های خارجی میزان رقابت در شبکه بانکی کشور میزبان را بالا برده است. این تأثیر زمانی قوی‌تر خواهد بود که حضور بانک‌های خارجی در کشور میزبان بصورت جدیدالتأسیس باشد نه بصورت خرید سهام بانک‌های کشور میزبان. در مطالعه مشابهی کلاسنس و لیون[2] نیز با مطالعه تغییرات رقابت‌پذیری بازار بانکی ۵۰ کشور منتخب از کل دنیا با استفاده از روش پانزار و راس در بین سال‌های ۲۰۰۱-۱۹۹۴ نشان دادند که سیستم بانکی این کشورها با افزایش ورود بانک‌های خارجی و نیز کاهش محدودیت‌های عملکردی، از رقابت‌پذیری بالاتری برخوردار شده‌اند.

دهقان (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای با عنوان «ساختار و عملکرد صنعت بانکداری ایران» به بررسی تأثیرپذیری سودآوری بانک‌ها از ساختار بازار و کارایی درونی آنها و نیز اندازه‌گیری رقابت در بازار بانکی کشور پرداخته است. وی برای اندازه‌گیری رقابت، از مدل پانزار و راس و از داده‌های ۱۵ بانک در دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۰ استفاده کرده است. او با اشاره به متفاوت بودن اندازه بانک‌ها و با تکیه بر مقدار آماره دوربین واتسون، وجود ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی را در مدل محتمل دانسته و لذا از روش کوواریانس مستحکم وایت[3] و همچنین وزن‌دهی مقطعی[4] استفاده کرده است. در حالی که با توجه به اینکه بُعد سری زمانی کوچک و پانل از نوع نامتوازن است لذا نتایج آزمون دوربین واتسون نمی‌تواند برای تشخیص خودهمبستگی بکار گرفته شود. با توجه به روش تخمین در این مطالعه، مقادیر آماره H اغلب منفی به دست‌آمده است که به دلیل عدم وجود تعادل بلندمدت، نتایج قابلیت تفسیر ندارند. لذا وی با محدود کردن دوره زمانی (۱۳۸۸-۱۳۸۴)، مقدار آماره H را ۰/۶۱ به‌دست آورده است. در نهایت با کنار گذاشتن بانک‌های خصوصی و تخمین مدل برای بانک‌های دولتی نشان داد که درجه رقابت‌پذیری بانک‌های دولتی

1. Jeon, Bang Nam, Olivero, Maria Pía and Ji Wu (2010)
2. Claessens, Stijn and Leaven, Luc (2003)
3. White
4. Cross-section weights

افزایش یافته است. وی این افزایش را به کل شبکه بانکی تعمیم داده و به صورت غیرمستقیم استدلال کرده که رقابت‌پذیری شبکه بانکی کشور افزایش یافته است. البته بایستی توجه شود که با استفاده از نتایجِ مدل پانزار و راس، تنها می‌توان در مورد ساختار رقابتی بانک‌هایی که در تعامل با هم هستند بحث نمود. لذا تعمیم نتایج رقابت‌پذیری بانک‌های دولتی به کل شبکه بانکی کشور، نمی‌تواند قابل اتکا باشد.

٤. روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این پژوهش با استفاده از داده‌های پانل دیتا، یک مدل لگاریتمی- خطی را براساس روش پانزار و راس برای سیستم بانکی کشور برآورد کرده‌ایم. با استفاده از مدل برآورد شده می‌توان آماره H پانزار و راس را برای ارزیابی عددی (مقداری) میزان رقابت‌پذیری بازار بانک محاسبه نمود. آماره H معیاری برای ارزیابی میزان رقابت‌پذیری یک بازار مالی است که مقدار آن برابر با مجموع کشش‌های درآمد کل بانک، نسبت به قیمت نهاده‌های بانکی است.

٥. جامعه آماری

جامعه آماری ما در این پژوهش شامل تمام بانک‌های ایران است که اطلاعات مربوط به ترازنامه و صورت سود و زیان آنها حداقل در چهار سال اخیر در دسترس بوده باشد. تعداد بانک‌های مورد مطالعه در این تحقیق، شامل ۱۸ بانک است که ۱۰ بانک دولتی و ۸ بانک خصوصی را شامل می‌شود. همچنین بازه زمانی مورد مطالعه ۱۳۸۸-۱۳۷۶ است که این بازه برای بانک‌های مختلف با توجه به موجودی آمار متغیر است.[1] در جمع‌آوری داده‌ها نیز از روش اسنادی استفاده شده است. برای‌جمع آوری بخش عمده‌ای از اطلاعات مورد نیاز از منابع آماری سایتِ بانک اسکوپ[2] استفاده شد. همچنین به منظور تکمیل و نیز تصحیح آمار و داده‌های اخذ شده از سایت بانک اسکوپ، به منابع آماری بانک مرکزی[3] و نیز منابع موجود در بانک‌های کشور مراجعه نموده‌ایم.

۱. بانک‌های مورد مطالعه شامل بانک‌های: ملی، سپه، صادرات، تجارت، ملت، رفاه، کشاورزی، مسکن و توسعه صادرات در بازه زمانی ۱۳۸۸-۱۳۷۶؛ بانک صنعت و معدن ۱۳۸۸-۱۳۷۷؛ کارآفرین ۱۳۸۸-۱۳۷۸؛ سامان ۱۳۸۸-۱۳۷۹؛ پست بانک، پارسیان و اقتصاد نوین ۱۳۸۸-۱۳۸۱؛ سینا، پاسارگاد و سرمایه در بازه زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۴ است.

2. Bankscope

۳. شامل گزارش سالیانه بانک‌ها و نیز کتاب گزارش عملکرد نظام بانکی کشور که بصورت سالانه توسط مؤسسه عالی آموزش بانکداری ایران چاپ می‌شود.

٦. مدل تجربی پانزار و راس

از دیدگاه نظری، مدل پانزار و راس از شرایط حداکثرسازی سود (برابری درآمد نهایی و هزینه نهایی) استخراج می‌شود. برای ارزیابی درجه رقابت‌پذیری بازار بانکی کشور با استفاده از این مدل، ابتدا باید معادله درآمدی حل شده زیر را برآورد کرده و سپس با استفاده از آن آماره H را اندازه‌گیری و تحلیل کنیم. طبق چارچوب معرفی شده برای مدل پانزار و راس در بخش ادبیات نظری، بیکر و هاف (۲۰۰۲) معادله تجربی درآمد حل شده را به صورت رابطه زیر معرفی نمودند:

$$\ln II = \alpha + (\beta \ln AFR + \gamma \ln PPE + \delta \ln PCE) + \xi \ln BSF + \eta \ln OI + e \qquad (۱)$$

در اغلب مطالعاتی که از روش پانزار و راس استفاده کرده‌اند از معادله‌ای مشابه با معادله (۱) استفاده شده است، اما انتخاب متغیرهای توضیحی و وابسته ممکن است در بین مطالعات مختلف متفاوت باشد. ما در این تحقیق از مدل تجربی و متغیرهایی که توسط بیکر و همکارانش (۲۰۰۷) معرفی شده است، استفاده نموده‌ایم[۱] که به صورت رابطه (۲) است:

$$\ln II = \alpha + \beta \ln AFR + \gamma \ln PPE + \delta \ln PCE + \eta_1 \ln LNS/TA + \eta_2 \ln ONEA/TA + \eta_3 \ln DPS/F + \eta_4 \ln EQ/TA + \eta_5 \ln OI/II + error. \qquad (۲)$$

متغیر وابسته II، بیانگر درآمد بهره‌ای[۲] است. همچنین در ارتباط با هزینه نهاده‌ها، AFR بیانگر نرخ منابع تأمینِ مالی سالیانه[۳]، PPE هزینه واحدِ کارکنان[۴] و PCE هزینه سرمایه‌های فیزیکی[۵] است. با توجه به اینکه اطلاعات مربوط به هزینه نهاده‌های ذکر شده اغلب در دسترس نیست، لذا از نسبت هزینه‌های بهره‌ای به منابع تأمین مالی کل (IE/FUN)[۶]، به عنوان شاخصی برای متغیر AFR، از نسبتِ هزینه‌های سالانه کارکنان به دارایی کل (PE/TA)[۷]، به عنوان شاخصی برای متغیر PPE و

۱. بیکر و همکارانش (۲۰۰۷) در مطالعه خود اثبات کردند انتخاب نادرست متغیر وابسته و نیز برخی متغیرهای توضیحی در روش پانزار و راس باعث بوجود آمدن انحراف سیستماتیک در نتایج و تورش آماره H به سمت یک (H=۱) می‌شود. لذا برای حل این مسأله رابطه (۲) را معرفی نمودند که ما دراین تحقیق از این رابطه استفاده می‌کنیم.

2. Interest Income
3. Annual Funding Rate
4. Price of Personnel Expenses
5. Price of Physical Capital Expenditure
6. Ratio of Interest Expense to Total Funds
7. Ratio of Annual Personnel Expenses to Total Assets

از نسبت هزینه‌های غیربهره‌ای دیگر به دارایی‌های ثابت (ONIE/FA)[1]، به عنوان شاخصی برای متغیر PCE استفاده می‌کنیم.[2]

طبق مدل معرفی شده، برخی فاکتورهای خاصِ بانک را به عنوان متغیرهای کنترلی، که منعکس‌کننده رفتار و نیز ریسک بانکی هستند و ممکن است درآمد بانک را متأثر سازند، وارد مدل می‌کنیم: LNS/TA ، بیانگر نسبت وام مشتریان به دارایی کل[3] است که شاخصی برای ریسک اعتباری است. ONEA/TA، معرفِ نسبت دارایی‌های غیرسودآور[4] به کل دارایی‌ها است است که شاخصی برای نشان دادن ترکیب دارایی‌ها[5] است. DPS/F، بیانگر نسبت سپرده‌های مشتریان به جمع سپرده‌های مشتریان و منابع تأمین مالی کوتاه‌مدت است که ترکیب منابع تأمین مالی[6] را وارد مدل می‌کند. علاوه بر این EQ/TA، را که بیانگر نسبت حقوق صاحبان سهام به کل کل دارایی‌ها است در مدل لحاظ می‌کنیم که شاخصی برای تفاوت در میزان ریسک‌پذیری بین بانکها است و نهایتاً با توجه به اینکه امروزه درآمد بانک‌ها تنها به فعالیت‌های واسطه‌گری مالی محدود نیست، فلذا به منظور محاسبه نقش فعالیت‌های فزاینده غیرواسطه‌گری بانک‌ها، متغیرِ OI/II را، که بیانگر نسبت دیگر درآمدها به درآمد بهره‌ای است، به مدل اضافه می‌کنیم.[7]

۷. مدل‌های رگرسیونی پانل دیتا

تجزیه و تحلیل پانل دیتا (تلفیقی) یکی از موضوعات نسبتاً جدید و کاربردی در اقتصاد سنجی است که در سال‌های اخیر به مراتب در مطالعات اقتصادی از آن استفاده شده است. مدل پانل دیتا ترکیبی از داده‌های سری زمانی و داده‌های مقطعی است. بدین ترتیب که در این مدل چندین بنگاه، خانوار، کشور و... در طول دوره زمانی معین مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند. اگر در

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Ratio of Other Non-Interest Expenses to Fixed Assets
2. Jacob, A.Bikker and .M, Groenveld (2000)
3. Ratio of Customer Loans to Total Assets

۴. شامل دارایی‌هایی که درآمدزا نیستند، مانند اقلام در راه و سایر دارایی‌ها ...

5. Assets Composition
6. Feature of the Funding Mix

۷. در مدل پانزار و راس اندازه آماره H از جمع ضرایب هزینه نهاده‌ها به‌دست می‌آید. همچنین اندازه و علامت متغیرهای کنترلی بستگی به ترکیب دارایی‌ها، ریسک‌پذیری و نوع فعالیتِ خاص هریک از بانک‌ها دارد، لذا در مطالعات انجام گرفته با استفاده از مدل پانزار و راس، در مورد علامت و اندازه متغیرهای کنترلی بحث نشده است و تنها ضرایب هزینه نهاده‌ها مورد بحث است.

هریک از مدل‌های سری زمانی و مقطعی ضعف‌هایی وجود داشته باشد مدل پانل دیتا می‌تواند آنها را کاهش دهد. برخی مزایای مدل‌های پانل دیتا عبارتند از:[1]

- داده‌های تلفیقی اطلاعات آگاهی‌دهنده بیشتر، تنوع یا تغییرپذیری بیشتر، همخطی کمتر بین متغیرها و درجات آزادی و کارایی بیشتری فراهم می‌کنند.
- داده‌های تلفیقی امکان طراحی الگوهای رفتاری پیچیده‌تری را نسبت به داده‌های مقطعی و سری‌های زمانی فراهم می‌کنند.
- داده‌های تلفیقی امکان بهتر و بیشتری برای شناسایی و اندازه‌گیری اثراتی را فراهم می‌کنند که در صورت استفاده صِرف از آمارهای مقطعی و یا سری زمانی به سادگی قابل شناسایی نیستند.
- داده‌های تلفیقی از واحدهای کوچکی مثل افراد، شرکت‌ها و خانوارها گردآوری می‌شوند. بنابراین بسیاری از متغیرها را می‌توان در مقیاس کوچک با دقت بیشتری اندازه‌گیری نمود و انحراف‌های ناشی از تجمعِ افراد یا شرکت‌ها را حذف نمود.

۸. بررسی مانایی متغیرها

در صورتی که میانگین، واریانس و کوواریانسِ یک متغیر، مستقل از عامل زمان باشد، آن متغیر ایستا و یا به عبارت دیگر مانا است.[2] باید قبل از تخمین مدل نسبت به مانایی متغیرها و وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت (آزمون همگرایی[3]) بین آنها اطمینان حاصل کرد. این کار به ما کمک می‌کند که نتایج ناشی از تخمین مدل کاذب نباشد و نتایج قابل اعتمادتری به‌دست آوریم. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد با استفاده از آزمون‌های لوین، لین، پسران و شین و فیشر[4] در جدول ۱ آورده شده است:

جدول ۱. بررسی مانایی متغیرها

متغیر / آزمون	ln(II)	Ln(AFR)	ln(ppe)	ln(pce)	ln(Z_1)*	ln(Z_2)*	ln(Z_3)*	ln(Z_4)*	ln(Z_5)*
Levin, lin & chu	-13.52	-9.51	-2.79	-2.55	-2.13	-6.23	-40.26	-3.45	-8.60

۱. اشرف‌زاده و مهرگان (۱۳۸۷)

۲. شیرین‌بخش، شمس‌الله و خونساری، زهرا (۱۳۸۴)

3. Cointegration Test

4. Levin, lin & chu, Im, Pesaran and Shin and PP- Fisher

(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.02)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)**	Prob**
-2.57	-1.80	-15.43	-2.13	-3.15	-1.44	-1.48	-2.84	-6.06	Im, Pesaran and Shin
(0.00)	(0.03)	(0.00)	(0.02)	(0.00)	(0.08)	(0.07)	(0.00)	(0.00)	Prob
62.32	75.50	87.12	36.99	78.6	43.18	48.60	51.95	113.28	PP-Fisher
(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.17)	(0.00)	(0.05)	(0.02)	(0.00)	(0.00)	Prob

*: به جای علامت اختصاری متغیرهای کنترلی، از حرفِ Z همراه با شماره ضریب آن متغیر استفاده شده است.

**: اعداد داخل پارانتز نشان‌دهنده مقدار احتمال رد مانایی متغیرها در سطح ۹۵ درصد است.

مأخذ: محاسبات محقق

با توجه به نتایج این جدول کلیه متغیرها در سطح معنی‌داری ۵ درصد مانا هستند. با حصول اطمینان از مانایی متغیرها، دیگر نیازی به انجام آزمون همگرایی متغیرها نیست و می‌توان نسبت به کاذب نبودنِ رگرسیون اطمینان داشت.[۱]

آزمون F لیمر

سؤالی که اغلب در مطالعات کاربردی پانل دیتا مطرح می‌شود این است که آیا شواهدی دال بر قابلیت ادغامِ داده‌ها وجود دارد یا اینکه مدل برای تمام واحدهای مقطعی متفاوت است. به عبارت دیگر آیا در مدل مورد نظر برای مقاطع مختلف، شیب‌ها و عرض از مبدأها متغیرند یا ثابت؟ این سؤال را می‌توان به‌صورت فرضیه زیر مطرح نمود:

$$H_0 : \alpha_i = \alpha \ , \ \beta_i = \beta \qquad \text{(pool Data)}^{۲}$$
$$H_1 : Not\ H_0 \qquad \text{(panel Data)}$$

فرضیه مذکور را به‌طور ساده می‌توان به عنوان یک مجموعه قیود خطی روی ضرایب در نظر گرفت و از آماره F برای آزمون آن به صورت ذیل استفاده نمود:

$$F_{(n-1,nt-n-k)} = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/(n-1)}{(RSS_{UR})/(nt-n-k)} \qquad (۳)$$

۱. در صورتی که متغیرها ناپایا و هم درجه باشند، تنها در صورتی می‌توان بدونِ تفاضل‌گیری از آنها در مدل استفاده کرد که فرضیه عدم همگرایی آنها در بلندمدت رد شده باشد. برای مطالعه‌ی بیشتر به بالتاجی (Baltagi, 2001) مراجعه شود.

۲. در این روش عرض از مبدأ و همه ضرایب برای مقاطع و دوره‌ها یکسان فرض می‌شوند که همان روش حداقل مربعات معمولی تجمیع شده است.

که در آن RSS_{UR} بیانگر مجموع مربعات باقیمانده ناشی از مدل محدود نشده (اثرات ثابت یا درون گروهی) و RSS_R بیانگر مجموع مربعات باقیمانده ناشی از مدل محدود شده (کل یا ترکیبی)، n تعداد مقاطع (بانک‌ها)، t طول دوره مورد مطالعه و k تعداد پارامترها است. با توجه به اینکه مقدار F حاصل شده از آزمون لیمر (۱۰/۳۵) از $F_{۱۷,۲۰۸}$ بحرانی (۱/۶۲) بیشتر است. لذا فرضیه‌ی $H_۰$ رد می‌شود و از بین دو روش حداقل مربعات معمولی تجمیع شده و روش داده‌های پانل، روش دوم پذیرفته می‌شود. همچنین با توجه به اینکه ما در این تحقیق کل بانک‌های کشور را در نظر گرفته‌ایم و این بانک‌ها از یک جامعه آماری بزرگ بصورت تصادفی انتخاب نشده‌اند، لذا روش اثرات ثابت در مقایسه با روش اثرات تصادفی مناسب‌تر خواهد بود[1] (نتایج آزمون هاسمن نیز مؤید این نکته است[2]). بنابراین در این تحقیق از روش اثرات ثابت استفاده می‌کنیم. بعد از ارائه مدل و توضیح متغیرها، در این قسمت به ارائه نتایج حاصل از برآورد و تحلیل آن می‌پردازیم. ابتدا پیش‌فرضِ وجود تعادل بلندمدت در بازار بانکی را مورد آزمون قرار می‌دهیم.

آزمون تعادل بلندمدت

یکی از فرضیات اساسی در مدل پانزار و راس این است که بانک‌های مورد مطالعه، در وضعیت تعادلی بلندمدت قرار دارند.[3] شافر[4] در مطالعه‌ای نشان داد که اگر تعادل بلندمدت در بازار وجود نداشته باشد، تنها در صورتی که $H \geq ۰$ باشد تفسیر روشنی از نتایج قابل ارائه است. ولی اگر $H < ۰$ باشد، تفسیر آن نیازمند برقرار بودن شرایط تعادل بلندمدت در بازار خواهد بود. آزمون تجربیِ تعادل رقابتی بلندمدت، از رگرسیون رابطه (۲) با متغیر وابسته نرخ بازدهی دارایی‌ها (ROA)[5] یا نرخ بازدهی سهام (ROE)[6] به‌دست می‌آید. در این رابطه ROA، نسبت سود خالص به دارایی کل و ROE، نسبت سود خالص به حقوق صاحبان سهام است. پس از تخمین مدل مذکور، آماره H_{ROA} را از جمع ضرایب قیمت نهاده‌های بانکی به‌دست می‌آوریم. سپس برای بررسی وضعیت تعادلی بلندمدت بازار بانکی، آزمون آماره t یک طرفه زیر را انجام می‌دهیم:

$$H_۰ : H_{ROA} = ۰ \quad \text{(تعادل)} \qquad (۵)$$
$$H_۱ : H_{ROA} \neq ۰ \quad \text{(عدم تعادل)}$$

1. Harris R. and Sollis R. (2003)

۲. نتایج آزمونِ هاسمن نزد محقق موجود و در صورت نیاز قابل ارائه است.

3. Panzar and Rosse (1982) and Nathan and Neave (1989)
4. Shaffer(1982)
5. Returns On Assets (ROA)
6. Returns On Equity (ROE)

این آزمون بر این اساس شکل گرفته است که در بلندمدت و در سطح خرد، نباید رابطه‌ای بین نرخ بازدهی و قیمت نهاده‌ها وجود داشته باشد. با این استدلال که در تعادلِ بلندمدت ریسکِ نرخ بازگشت بطور مساوی بین بنگاه‌ها توزیع می‌شود. فلذا بین نرخ بازگشت و قیمت نهاده‌ها، نباید همبستگی آماری وجود داشته باشد.[1] با انجام آزمون تعادل بلندمدت، مقادیر آماره H_{ROA} و H_{ROE} به ترتیب ۰/۰۳۹ و ۰/۱۵ و مقادیر آماره t به ترتیب ۴/۹۷ و ۲/۷۸ بدست آمد. طبق این نتایج مقدار آماره H_{ROA} اختلاف معناداری با صفر دارد. بنابراین فرضیه صفرِ آزمون رد می‌شود و می‌توان ادعا کرد بازار بانکی کشور در تعادل بلندمدت قرار ندارد.[2]

۹. نتایج برآورد مدل پانزار و راس

ما در این تحقیق برحسب فرضیاتی که در زیر آورده شده است، سه نوع مدل برآورد کرده‌ایم که به ترتیب فرضیات نتایج ارائه می‌گردند:

فرضیه اول: بازار بانکی کشور غیررقابتی است.

به منظور آزمونِ فرضیه اول، مدل (۲) را برای ۱۸ بانک کشور در بازه زمانی ۱۳۸۸-۱۳۷۶ به روش اثرات ثابت برآورد نمودیم. نتایج در جدول ۲ آورده شده است.

جدول ۲. نتایج حاصل برای آزمون فرضیه اول

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	احتمال
C	۶/۳۹	۰/۶۸	(۰.۰۰)
Ln(AFR)	۰/۵۲	۰/۰۹۱	(۰.۰۰)
Ln(PPE)	– ۰/۳۹	۰/۱۵	(۰.۰۱)
Ln(PCE)	۰/۳۱	۰/۰۹	(۰.۰۰)
Ln(EQ/TA)	−۰/۴۳	۰/۰۹	(۰.۰۰)
OI/II	−۰/۲۷	۰/۰۵۴	(۰.۰۰)
۰/۹۱	Adjusted R-squared:	۰/۹۲	R-squared:
(۰.۰۰)	Prob(F-statistic):	۵۳/۴۵	F-statistic:
	۰/۴۴		H_{P-R} =

1. Rozas, l.g (2007)

۲. با توجه به اینکه نتایجِ آماره H پانزار و راس در فرضیاتِ این تحقیق همواره مثبت به‌دست آمده است، لذا در صورت عدم وجود تعادل بلندمدت، مشکلی در تحلیلِ نتایج بوجود نمی‌آید و تفسیرِ نتایج تحقیق قابل اعتماد است (به مقاله بیکر و همکاران (۲۰۰۹) رجوع شود).

همانطور که قبلاً بیان شد، آماره H پانزار و راس معیاری برای ارزیابی ساختار رقابتی یک بازار مالی (بانک) است که مقدار آن برابر با مجموع کشش‌های درآمد کل بانک، نسبت به قیمت نهاده‌های بانکی است. لذا این آماره از جمع ضرایبِ متغیرهای Ln(AFR)، Ln(PPE) و Ln(PCE) حاصل می‌شود که با توجه به نتایج به‌دست آمده، برابر با ۰/۴۴ است. اندازه H بدست آمده نشان می‌دهد که بازار بانکی کشور در طول دوره مورد مطالعه، به‌طور متوسط دارای وضعیت رقابت انحصاری بوده است که متناسب با فرضیه تدوین شده است. در ادامه، آزمون‌های زیر را به منظور بررسی احتمال پذیرش یا رد سایر ساختارهای بازار انجام داده‌ایم:[1]

آزمون یک طرفه برای انحصار کامل: $H_0 : H \leq 0$ در مقابلِ $H_1 : H > 0$

آزمون دو طرفه برای رقابت کامل: $H_0 : H = 1$ در مقابلِ $H_1 : H \neq 1$

با انجام آزمون t یک طرفه و دو طرفه در سطح ۹۵ درصد، فرضیه H_0 در هر دو آزمون رد شد و لذا وضعیت رقابت کامل و انحصار کامل برای بازار بانکی کشور نمی‌تواند مورد قبول واقع شود. بنابراین بازار بانکی کشور دارای وضعیت رقابت انحصاری است.

فرضیه دوم: در شبکه بانکی کشور، رقابت‌پذیری بانک‌های خصوصی بیشتر از رقابت‌پذیری بانک‌های دولتی است.

به منظور آزمونِ فرضیه دوم، با استفاده از یک متغیر مجازی مدل (۴) را برای ۱۸ بانک خصوصی و دولتی در بازه زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۱ برآورد کردیم:[2]

$$\begin{aligned}\ln II = {} & \alpha + \beta \ln AFR + \gamma \ln PPE + \delta \ln PCE \\ & + \eta_1 \ln LNS/TA + \eta_2 \ln ONEA/TA + \eta_3 \ln DPS/F \\ & + \eta_4 \ln EQ/TA + \eta_5 \ln OI/II + \beta'(\ln AFR * DUM) \\ & + \gamma'(\ln PPE * DUM) + \delta'(\ln PCE * DUM) + error.\end{aligned} \qquad (۴)$$

۱. بیکر و همکاران (۲۰۰۷)

۲. دلیل اینکه بازه زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۱ را در نظر گرفته‌ایم محدودیتِ مربوط به سال‌های فعالیت بانک‌های خصوصی است. با توجه به اینکه اطلاعات مربوط به ترازنامه و صورت سود و زیان اغلب بانک‌های خصوصی بعد از سال ۱۳۸۱ در دسترس است، لذا برای مقایسه بهترِ وضعیت رقابتی بانک‌های خصوصی و دولتی این بازه در نظر گرفته شده است.

در متغیر مجازیِ DUM برای بانک‌های دولتی عدد یک و برای بانک‌های خصوصی عدد صفر وارد کرده‌ایم. نتایج به دست آمده در جدول ۳ آورده شده است:

جدول ۳. مقایسه رقابت‌پذیری بانک‌های خصوصی و دولتی با استفاده از متغیر مجازی

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	احتمال
C	۷/۹۸	۰/۷۵	(۰.۰۰)
Ln(AFR)	۰/۷۶	۰/۱۲	(۰.۰۰)
Ln(PPE)	– ۰/۶۵	۰/۱۸	(۰.۰۰)
Ln(PCE)	۰/۶۶	۰/۱۶	(۰.۰۰)
OI/II	– ۰/۲۵	۰/۰۵	(۰.۰۰)
Ln(AFR)*DUM	– ۰/۹۲	۰/۲۰	(۰.۰۰)
Ln(PPE)*DUM	۰/۸۲	۰/۲۸	(۰.۰۰)
Ln(PCE)*DUM	– ۰/۴۱	۰/۱۸	(۰.۰۲)
Adjusted R-squared:	۰/۹۲	۰/۹۴	R-squared:
Prob (F-statistic):	(۰.۰۰)	۵۱/۰۹	F-statistic:
*H_{dum}	- ۰/۵۱	۰/۷۶	H_{P-R} =

* جمع ضرایب متغیرهای دامی

مأخذ: محاسبات محقق

با توجه به رابطه (۴)، آماره H برای بانک‌های خصوصی از جمع ضرایب α، γ، δ و برای بانکهای دولتی از جمع ضرایب α، γ، δ و α'، γ'، δ' به دست می‌آید. بنابراین درجه رقابت‌پذیری بانکهای خصوصی ۰/۷۶ و بانک‌های دولتی ۰/۲۵ ($H_{P-R}+H_{dum}$) است که نشان می‌دهند بانک‌های خصوصی نسبت به بانک‌های دولتی از رقابت‌پذیری بیشتری برخوردارند.

فرضیه سوم: با ورود بانک‌های خصوصی به نظام بانکی، درجه رقابت‌پذیری نظام بانکی کشور بهبود یافته است.

به منظور بررسی تأثیر ورود بانک‌های خصوصی به شبکه بانکی کشور بر درجه رقابت‌پذیری بازار بانکی کشور، از یک متغیر مجازی و مدلی مشابه با مدل (۴) استفاده کرده‌ایم. با توجه به اینکه تا

قبل از سال ۱۳۸۳، سهم بانک‌های خصوصی در بازار پولی و بانکی کشور بسیار ناچیز بوده[1]، لذا درجه رقابت‌پذیری شبکه بانکی کشور را در دو بازه زمانی ۱۳۸۲-۱۳۷۶ و ۱۳۸۸-۱۳۸۳ ارزیابی و مقایسه کرده‌ایم. بدین منظور برای متغیر مجازیِ DUM، برای دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳۷۶ عدد یک (که میزانِ فعالیت بانک‌های خصوصی ناچیز بوده است) و برای دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۳ عدد صفر وارد کرده‌ایم. نتایج به دست آمده در جدول ۴ آورده شده است.

جدول ٤. بررسی تغییرات رقابت‌پذیری بازار بانکی با ورود بانک‌های خصوصی

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	احتمال
C	۸/۹۲	۰/۶۰	(۰.۰۰)
Ln(AFR)	۰/۹۹	۰/۱۱	(۰.۰۰)
Ln(PPE)	- ۰/۳۹	۰/۱۲	(۰.۰۰)
Ln(PCE)	۰/۲۱	۰/۰۷	(۰.۰۰)
Ln(ONEA/TA)	۰/۰۸	۰/۰۶	(۰.۱۵)
OI/II	- ۰/۲۸	۰/۰۴	(۰.۰۰)
Ln(AFR)*DUM	- ۰/۸۷	۰/۱۲	(۰.۰۰)
Ln(PPE)*DUM	۰/۴۴	۰/۱۳	(۰.۰۰)
۰/۹۳	Adjusted R-squared:	۰/۹۴	R-squared:
(۰.۰۰)	Prob(F-statistic):	۶۳/۶۰	F-statistic:
- ۰/۴۲	$*H_{dum}$	۰/۸۲	H_{P-R} =

*حاصل جمع ضرایب متغیرهای مجازی است. توجه شود که ضریب متغیر مجازی Ln(PPE)*DUM معنادار بدست نیامد، فلذا از مدل حذف شد.

مأخذ: محاسبات محقق

با توجه به رابطه (۴)، درجه رقابت‌پذیری شبکه بانکی کشور برای بازه زمانی ۱۳۸۲-۱۳۷۶ از جمع ضرایب α، γ، δ، α'، γ'، δ' و برای بازه زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۳ از جمع ضرایب α، γ، δ بدست می‌آید. لذا با توجه به نتایج به‌دست آمده در جدول ۴ مشاهده می‌شود که در دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳۷۶ درجه رقابت‌پذیریِ شبکه بانکی کشور ۰/۴۰ بوده است ($H_{P-R}+H_{dum}$) ولی در بازه زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۳ به ۰/۸۲ افزایش یافته است (H_{P-R}). بنابراین می‌توان گفت با ورود بانک‌های

۱. طبق اعلام بانک مرکزی، تا قبل از سال ۱۳۸۳، سهم بانک‌های خصوصی در بازار پولی تنها ۷ درصد بود که این رقم در پایان سال ۱۳۸۷ به رقم ۲۴ درصد رسیده است.

خصوصی به شبکه بانکی کشور، درجه رقابت‌پذیری به طور معناداری افزایش یافته است که متناسب با فرضیه تدوین شده است.

۱۰. جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و پیشنهادات

امروزه بانک‌ها به عنوان نهادهای متشکل و سازمان‌یافته نقش مهمی در جذب سرمایه‌های راکد و انتقال آن به بخش‌های مولد و همچنین تأمین نیازهای مالی سرمایه‌گذاران برعهده دارند. برای سیاست‌گذاران و عاملانِ بانکی مهم است که بدانند میزان رقابت در این بخش در طول زمان دارای چه وضعیتی بوده و چگونه تغییر کرده است. با توجه به اینکه یک فضای رقابتی در نظام بانکی می‌تواند باعث افزایش کارایی و تسهیل مبادلات مالی شود، شناسایی ساختار حاکم بر نظام بانکی می‌تواند راه را برای رفع موانع و مشکلاتِ ایجاد یک بازار رقابتی هموار کند و چراغی برای سیاست‌گذاران در مسیر سیاست‌گذاری پولی و مالی متناسب با اهداف اقتصادی کشور باشد. لذا ما در این مقاله بر پایه روش پانزار و راس و با استفاده از داده‌های تلفیقیِ ۱۸ بانک خصوصی و دولتی، رقابت‌پذیری شبکه بانکی کشور را در دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۷۶ مورد مطالعه قرار دادیم.

نتایج برآورد مدل برای کل شبکه بانکی کشور (۱۸ بانک) در دوره ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۸ نشان می‌دهند که درجه رقابت‌پذیری بازار بانکی کشور در این دوره به طور متوسط حدود ۰/۴۴ بوده که مطابق نظر پانزار و راس بیانگر وضعیت رقابت انحصاری است. با انجام آزمون فرضیه‌های مربوط به ساختار رقابت کامل و انحصار کامل، هیچ یک از این دو ساختار مورد پذیرش قرار نگرفت. همچنین با استفاده از یک متغیر مجازی در این مدل، مشخص شد که بین ساختار رقابتی بانک‌های خصوصی و دولتی تفاوت معناداری وجود دارد. درجه رقابت‌پذیری بانک‌های خصوصی و دولتی به ترتیب برابر با ۰/۷۶ و ۰/۲۵ است که نشان می‌دهند رقابت‌پذیری بانک‌های خصوصی بیشتر از بانک‌های دولتی است. در نهایت با استفاده از یک متغیر مجازی تأثیر ورود بانک‌های خصوصی به بازار بانکی بر درجه رقابت‌پذیری شبکه بانکی کشور مورد بررسی قرار گرفت. نتایج مؤید این نکته است که افزایش سهم بانک‌های خصوصی در فعالیت‌های شبکه بانکی کشور باعث افزایش رقابت‌پذیری شده است. به طوری‌که درجه رقابت‌پذیری از ۰/۴۰ بین سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۲، به ۰/۸۲ بین سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۸ افزایش یافت.

با توجه به یافته‌های تحقیق، دولت می‌تواند با رفع موانع ورود به شبکه بانکی و نیز اعطای تسهیلات و تشویق بخش خصوصی برای حضور در بازار بانکی، راه را برای حضور بانک‌های خصوصی هموار سازد و باعث افزایش سهم بخش خصوصی را در بازار بانکی کشور شود که این امر می‌تواند باعث افزایش رقابت و بهبود کارایی عملکرد بانک‌ها در شبکه بانکی کشور شود.

یکی دیگر از راه‌های افزایش رقابت‌پذیری در شبکه بانکی کشور کاهش سهم بانک‌های دولتی در بازار بانکی کشور است. با توجه به اینکه در حال حاضر سهم عمده‌ای از بازار بانکی در اختیار بخش دولتی است (بیش از ۷۵ درصد) و نیز رقابت‌پذیری بانک‌های دولتی کمتر از بانکهای خصوصی است لذا کاهش اندازه بانک‌های دولتی و واگذاری بخشی از بانک‌های دولتی به بخش خصوصی، می‌تواند میزان تمرکز در بازار بانکی کشور را کاهش داده و باعث افزایش رقابت-پذیری و نیز کارایی در بازار بانکی کشور شود.

گرچه تأثیر دخالتهای دولت در بازار بانکی کشور، به خصوص در سالهای اخیر، در این تحقیق بررسی نشده است، لیکن به نظر می رسد مداخلات دولت از قبیل تعیین نرخ بهره و الزام بانک‌ها به اعطای تسهیلات تکلیفی مانعی بر عملکرد آزاد بانک‌ها و رقابتی شدن بازار سرمایه که بانکها از قطبهای اصلی آن هستند، باشد. لذا کاهش چنین مداخلاتی تا حد زیادی می‌تواند باعث تقویت وضعیت رقابت‌پذیری و کارایی در بازار بانکی کشور شود.

منابع

الف- فارسی

اشرف‌زاده، سیدحمیدرضا و نادر مهرگان (۱۳۸۷)، *اقتصادسنجی پانل دیتا*، چاپ اول، تهران: مؤسسه تحقیقات تعاون دانشگاه تهران.

امیدی‌نژاد، محمد (۱۳۸۹)، *گزارش عملکرد نظام بانکی کشور در سال ۱۳۸۸*، چاپ اول: تهران: مؤسسه عالی آموزش بانکداری ایران، شهریور.

خداداد کاشی، فرهاد (۱۳۷۷)، *ساختار و عملکرد بازار: نظریه و کاربرد آن در بخش صنعت ایران*، تهران: مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.

دهقان دهنوی، محمدعلی (۱۳۹۰)، ساختار و عملکرد صنعت بانکداری ایران، رساله دکتری اقتصاد، تهران: دانشگاه تربیت مدرس، آبان.

شیرین‌بخش، شمس‌الله و زهرا خونساری (۱۳۸۴)، *کاربرد Eviews در اقتصاد سنجی*، تهران: پژوهشکده امور اقتصادی.

فردریک اس. میشکین (۱۳۸۸)، *اقتصاد پول، بانکداری و بازارهای مالی*، جلد اول، چاپ اول: تهران: مؤسسه عالی آموزش بانکداری ایران، ترجمه و تألیف: حسین قضاوی بهمن

کریمی، محمد و دیگران (۱۳۸۵)، *گزارش عملکرد نظام بانکی کشور در سال ۱۳۸۴*، چاپ اول: تهران: مؤسسه عالی آموزش بانکداری ایران، مرداد.

ب- انگلیسی

Abbasoglu, O., Aysan, A. Faruk and A. Gunes (2007), "Concentration, Competition, Efficiency and Profitability of the Turkish Banking Sector in the Post-Crises Period", MPRA Paper No. 5494.

Al-Muharrami, S., Mathews, K. and Y. Khabari (2006), "Market Structure and Competitive Conditions in the Arab GCC Banking System", Cardiff Economic Working Papers, No. 2006/8.

Baltagi, B. (2001), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, Ltd, 2nd ed.

Bikker, J. A. and J.M. Groeneveld (2000), "Competition and Concentration in the EU Banking Industry", *Kredit und Kapital*, No. 30, pp. 62-98.

Bikker, J. A. and K. Haaf (2002), "Competition, Concentration and their Relationship: An Empirical Analysis of the Banking Industry", *Journal of Banking and Finance*, No. 26, pp. 2191-2214.

Bikker, J. A., Shaffer, S. and L. Spierdijk (2009), "Assessing Competition with the Panzar-Rosse Model: The Role of Scale, Costs, and Equilibrium", Presented at the 22nd Australasian Banking and Finance Conference, Sydney, Australia, December.

Bikker, J.A., Spierdijk, L. P. and Finnie (2007), "Misspecification of the Panzar-Rosse Model: Assessing Competition in the Banking Industry", DNB Woorking Paper No.114.

Bresnahan, T. (1982), "The Oligopoly Solution Concept is Identified", *Economics Letters*, pp. 1087-92.

Claessens, S. and L. Laeven (2004), "What Drives Bank Competition? Some International Evidence", *Journal of Money*, Credit and Banking, No. 36, pp. 563-584.

De Bandit, O. and E.P. Davis (2000), "Competition, Contestability and Market Structure in European Banking Sectors on the Eve of EMU", *Journal of Banking and Finance*, No. 24, pp. 1045-1066.

De Guevara, Juan Fernandez, Maudos, Joaquin and Francisco Perez (2005), "Market Power in European Banking Sectors", *Journal of Financial Services Research*, Vol. 27, No. 2, pp. 109-137.

George J. Stigler ([1987]2008), competition, The New Palgrave Dictionary of Economics

Harris, R. and R. Sollis (2003), Applied Time Series Modeling and Forecasting, Wiley.

Hempell, H. (2002), "Testing For Competition Among German Banks", Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank, Discussion paper 04/02.

Iwata, G. (1974), "Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly", *Econometrica*, No. 42, pp. 947-966.

Jeon, B. N., Olivero, M. P. Ji Wu (2010), "Do Foreign Banks Increase Competition? Evidence from Emerging Asian and Latin American Banking Markets", *Journal of Banking & Finance.*

Lerner, A. P. (1934), "The Concept of Monopoly and the Measurement of Monopoly Power", *Review of Economic Studies*, No. 1, pp. 157-175.

Mattews, K., Murinde, V. and Zh. Tianshu (2007), "*Competitive Conditions Among the Major British Banks*", *Journal of Banking and Finance*, No. 31, pp. 2025-2042.

Mensi, Sami (2009), "Measurement of Competitiveness Degree in Tunisian Deposit Banks: An Application of the Panzar and Rosse Model", *Panoeconomicus*, No. 2, pp. 189-207.

Nathan, A. and E. Neave (1989), "Competition and Contestability in Canada's Financial System: Empirical Results", *Canadian Journal of Economics*, No. 22, pp. 576-594.

Panzar, J. and J. Rosse (1987), "Testing for `Monopoly' Equilibrium", *Journal of Industrial Economics*, No. 35, pp. 443-456.

Panzar, J. C. and J. N. Rosse (1982), "Structure, Conduct and Comparative Statistics", Bell Laboratories Economic Discussion Paper.

Rozas, l.g, (2007), "Testing for Competition in the Spanish Banking Industry: The Panzar-Rosse Approach Revisited", Comisio'n Nacional de Energ'ia.

Shaffer, S. (1982), "A Non-Structural Test For Competition in Financial Markets", Proceedings of a Conference on Bank Structure and Competition, Federal Reserve Bank of Chicago. pp. 225-243.

Shaffer, S. and J. Disalvo (1994), "Conduct in a Banking Duopoly", *Journal of Banking and Finance*, No. 18, pp. 1063-1082.

www.bankscope.com