



پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان

علمی - پژوهشی

دوره سیزدهم، شماره‌ی ۲۶، نیمه‌ی دوم ۱۳۹۷

سنجش کشش درآمد نسبت به قیمت نهاده‌ها و ارزیابی

اندازه رقابت در بازار بانکی ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۲/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۵/۰۸

* فروغ جهان تیغ

** محمد نبی شهیکی تاش

*** مصیب پهلوانی

چکیده:

هدف محوری این مقاله ارزیابی کشش درآمد نسبت به قیمت نهاده‌ها و سنجش اندازه رقابت در بازار بانکی ایران در شرایط لحاظ نمودن اهرم مالی و ریسک‌های بازاری بر اساس رویکرد پانزار-راس می‌باشد. در این مقاله بازار متشکل پولی ایران شامل ۱۸ بانک فعال در بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۶ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بازار متشکل پولی کشور، در دوره مورد مطالعه در وضعیت رقابت انحصاری قرار دارد و مقدار آماره H در این پژوهش برابر با ۰/۷۷ می‌باشد، همچنین با استفاده از آماره نرخ بازده بلندمدت (H_{ROE}) نشان داده شد، که بازار بانکی ایران در بازه زمانی مورد نظر در تعادل بلند مدت قرار دارد. یافته‌های پژوهش موید این نکته می‌باشد که اهرم مالی، رشد تولید ناخالص داخلی و شاخص تمرکز، متغیر جایگزین مناسبی برای ارزیابی کشش درآمد نسبت به قیمت نهاده‌ها و سنجش اندازه رقابت بر اساس رویکرد پانزار-راس می‌باشند. 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 بانک‌های خصوصی شود. این امر می‌تواند باعث افزایش رقابت و بهبود کارایی عملکرد بانک‌ها در شبکه بانکی کشور شود.

واژه‌های کلیدی: بانک‌ها، رویکرد پانزار و راس، درجه رقابت، اهرم مالی، ریسک‌های بازاری

طبقه‌بندی JEL: G21, L1, L001

* دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران f_jahantigh@yahoo.com

** نویسنده مسئول، دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران mohammad_tash@eco.usb.ac.ir

*** دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران pahlavani@eco.usb.ac.ir

۱- مقدمه

بر اساس سیاست‌های کلی اصل ۴۴ قانون اساسی و اهمیت تسهیل رقابت، اجرای تدریجی مراحل آزادسازی و خصوصی‌سازی و انتقال مالکیت عمومی به خصوصی در دستور کار نظام حقوقی قرار گرفته است و دولت موظف به اجرای این سیاست‌ها و تغییر در وظایف نقش حاکمیتی خود، در چهارچوب اصل قانون اساسی شده است. هدف اصلی در اجرای این سیاست‌ها ایجاد اقتصادی پویا، توسعه‌ای و رقابتی می‌باشد که این هدف، با کاهش تصدی‌گری دولت و توسعه فعالیت‌های بخش خصوصی امکان‌پذیر خواهد شد. در فرآیند خصوصی‌سازی یک اقتصاد رقابتی شکل می‌گیرد و این شکل‌گیری اقتصاد رقابتی منجر به تغییر نقش دولت و ایجاد امکانات مالی جدید و گسترش رفاه عمومی کشور می‌شود.

یکی از بخش‌های کلیدی، اقتصاد که سال‌ها تحت حاکمیت دولتی بوده است بازارهای مالی می‌باشد. وجود بازارهای مالی رقابتی از اهمیت بسیاری در اقتصاد برخوردار است. بانک‌ها در قالب بازار متشکل پولی یکی از ارکان اصلی بازارهای مالی به شمار می‌روند. بانک‌ها در بازارهای مالی نقش‌های متفاوتی را بازی می‌کنند در اکثر کشورها این نقش‌ها، نقش‌های اصلی بازارهای مالی می‌باشد. بنابراین یک نظام سالم و کارای بانکی برای کشورها یکی از پیش‌نیازهای لازم و اصلی برای رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی به شمار می‌رود. همچنین رقابت از جمله موضوعاتی است که کارشناسان و پژوهشگران اقتصادی همواره از آن به عنوان راهکاری برای رشد اقتصادی و استفاده بهینه از منابع اقتصادی یاد می‌کنند. افزایش رقابت و کارایی در بازار بانکی می‌تواند تاثیر چشمگیری بر رفاه مصرف‌کنندگان و رشد اقتصادی داشته باشد. با توجه به نقش بانک‌ها در اقتصاد، رقابتی بودن یا نبودن بانک‌ها می‌تواند نشان دهنده توانایی بانک‌ها در اثرگذاری بر مولفه‌های اصلی اقتصاد یک کشور باشد. نظریه رقابت کامل، مبنایی است که بر اساس آن می‌توان ساختار بازارهای مختلف را مورد ارزیابی و تحلیل قرار داد.

ساختار بازار از جمله مباحثی است که در هنگام ارزیابی درجه رقابت و انحصار در تحلیل‌های اقتصاد خرد مورد توجه قرار می‌گیرد. این مضمون طیف گسترده‌ای از شرایط حاکم در بازار را در بر می‌گیرد و به تناسب شدت انحراف از شرایط رقابت خالص به

فضای انحصار نزدیکتر می‌شود. رقابت خالص در تحلیل‌های خرد همواره نشان‌دهنده کارایی تخصیصی و حداکثر رفاه اجتماعی می‌باشد، در صورتی که انحصار مبین ناکارآمدی و ایجاد هزینه‌های اجتماعی می‌باشد. با توجه به اهمیت ساختار بازار در حوزه سیاست‌گذاری، هدف محوری این مقاله ارزیابی کثتش درآمد نسبت به قیمت نهاده‌ها و سنجش اندازه رقابت در بازار بانکی ایران در شرایط لحاظ نمودن اهرم مالی و ریسک-های بازاری بین سالهای ۱۳۹۳-۱۳۸۶ می‌باشد. مدل مورد استفاده در این پژوهش توسط راس -پانزار (۱۹۷۷) و پانزار-راس (۱۹۸۷) مدل (P-R) است. مدل پانزار و راس، میزان رقابت را بر اساس فرم خلاصه شده معادله درآمد ارزیابی می‌کند. این مدل درآمد را بر حسب قیمت نهاده‌های عوامل و سایر متغیرهای توضیحی بعلاوه وقفه متغیر وابسته نمایش می‌دهد.

ساختار این مقاله به صورت زیر تدوین شده است. پس از مقدمه، ادبیات تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این بخش نگاهی گذرا بر مطالعات خارجی و داخلی در زمینه ارزیابی قدرت بازار ارایه می‌گردد. بخش سوم به مبانی نظری اختصاص دارد. در این بخش به روش‌شناسی تحقیق و معرفی شاخص مورد مطالعه اشاره شده و بحث مربوط به تعادل بلند مدت مورد تحلیل قرار می‌گیرد. بخش چهارم به برآورد اقتصاد سنجی الگو و تجزیه و تحلیل داده‌ها پرداخته و در بخش پایانی، نتیجه‌گیری و پیشنهادها بیان خواهد شد.

۲- پیشینه تحقیق

در زمینه ارزیابی ساختار بازارهای اقتصادی و شناسایی قدرت بازار در قالب مدل-های مختلف، مطالعات متنوعی در داخل و خارج کشور انجام شده است. در این بخش به مهمترین مطالعات در این زمینه اشاره می‌شود.

حسین خان و همکاران^۱ (۲۰۱۷) در مقاله خود تحت عنوان « آیا تمرکز بالا در صنایع بانکداری باعث کاهش رقابت در این صنعت می‌شود؟ » به بررسی اندازه رقابت در صنایع بانکداری پرداخته‌اند. در این مقاله از شاخص‌های بون، هرفیندال ، پانزار و راس و لرنر برای اندازه‌گیری رقابت در کشورهای جنوب شرق آسیا طی سال‌های ۱۹۹۶-۲۰۱۴ استفاده شده است. نتایج تحقیق موید آن است که میزان تمرکز بانکی در کشورهای

¹ Hussain Khan and et, al.

جنوب شرق آسیا^۱ (آس سه آن) به علت اصلاحات ساختاری در بخش بانکداری، افزایش چشمگیری یافته است. شواهد تحقیق نشان می‌دهد که افزایش میزان تمرکز موجب کاهش رقابت بانکی شده است.

حسین خان و همکاران^۲ (۲۰۱۷) در مقاله خود تحت عنوان « کارایی، رشد و قدرت بازاری در صنعت بانکداری» در طول دوره ۱۹۹۹-۲۰۱۴ در کشورهای جنوب شرق آسیا شواهدی را مبنی بر روابط بین فرضیات ساختار کارا^۳ (ES) گسترش دادند. آن‌ها برای رسیدن به این هدف با استفاده از آزمون علیت از هزینه کارایی به رشد بانک و سپس از رشد بانک به تمرکز بازار دست یافتند. روش مورد استفاده در این پژوهش روش گشتاور تعمیم یافته (GMM)^۴ با سیستم دو مرحله‌ای و خود رگرسیون برداری پنل (PVAR)^۵ برای محاسبه درون‌زایی بوده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که کارایی، بانک‌ها را قادر می‌سازد که رشد کرده و سهم بالاتری از بازار را کسب کنند. در نتیجه رشد بیشتر باعث تمرکز بازاری بیشتر و در نهایت منجر به افزایش قدرت بازاری می‌شود.

اساگا و نوکاما^۶ (۲۰۱۷) در مقاله خود یک ارزیابی تجربی از سطح رقابت در صنعت بانکی نیجریه در دوران پس از ادغام ارایه نمودند. این آزمون با استفاده از داده‌های پانل برای دوره ۲۰۰۵-۲۰۱۴ بر اساس رویکرد پانزار و راس بوده است. شواهد تحقیق حاکی از آن است که قدرت بازاری در صنعت بانکداری نیجریه با رقابت انحصاری مطابقت دارد و این نشان دهنده این است که شرکت‌ها در تصمیم‌گیری و رفتار خود مستقل هستند. در این تحقیق متغیر وابسته درآمد غیربهره‌ای بوده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که اگر به جای درآمد از درآمد غیر مستقیم یا درآمد بهره‌ای استفاده کنیم رقابت بانکی کاهش می‌یابد.

تاهیر و همکاران^۷ (۲۰۱۷) در مقاله خود ماهیت رقابت در بخش بانکی پاکستان را مورد بررسی و ارزیابی قرار می‌دهند. آنها وجود تعادل بلند مدت را در بخش بانکی مورد

¹ ASEAN

² Habib Hussain Khan and et al.

³ Efficient Structure

⁴ Generalized Method of Moments

⁵ Panel Vector Autoregression

⁶ Osugwu and Nwokoma

⁷ Tahir and et al

آزمون قرار داده‌اند. در این مقاله از روش پانزار-راس (۱۹۸۷) طی دوره ۲۰۰۷-۲۰۱۲ استفاده شده است. یافته‌های تحقیق موید آن است که بخش بانکی پاکستان بصورت رقابت انحصاری عمل می‌کند. طی دوره مورد مطالعه تعادل در بخش بانکی حاکم نبوده است. نتایج، همچنین نشان می‌دهد که مقررات زدایی گسترده و آزادسازی مالی به بهبود شرایط رقابتی بخش بانکی کمک نموده و انتظار براین است که در آینده افزایش بیشتری داشته باشد.

ابل و راکس^۱ (۲۰۱۶) در مقاله خود سطح رقابت در بخش بانکی زیمباوه را با استفاده از آماره H پانزار-راس مورد ارزیابی قرار دادند. مقدار این آماره با استفاده از معادله رگرسیونی درآمد کل و با استفاده از مدل رگرسیون حداقل مربعات پانل با اثرات ثابت، مورد ارزیابی قرار گرفت. مقدار عددی این آماره ۰/۵۶ برآورد شده است که نتیجه آن با استفاده از اثرات تصادفی بانک و روش گشتاورهای تعمیم یافته تایید می‌شود. نتایج حاکی از آن است که بخش بانکی زیمباوه به سمت رقابت کامل در حرکت است. پیشنهاد محوری این مقاله آن است که، دولت از هر گونه دخالت در نیروهای بازار اجتناب کرده، زیرا منجر به کاهش رقابت می‌شود.

آپرگیس و همکاران^۲ (۲۰۱۶) در مقاله خود تحت عنوان " شواهد جدید در مورد ارزیابی سطح رقابت در بخش بانکی اتحادیه اروپا: رویکرد داده های پانل " میزان رقابت بانکی در اتحادیه اروپا (EU^۳) را در سه بلوک اقتصادی، با استفاده از مجموعه داده‌های پانل بانکی طی دوره ۱۹۹۶-۲۰۱۱ مورد ارزیابی قرار دادند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که الگوی رقابت انحصاری در تمام کشورهای حوزه اتحادیه اروپا حاکم است .

آپرگیس^۴ (۲۰۱۵) در مقاله خود رقابت بین سیستم بانکی در اقتصادهای در حال ظهور را ارزیابی کرده است. در این مقاله از رویکرد پانزار-راس (۱۹۸۷) طی دوره ۲۰۰۰-۲۰۱۲ استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بحران مالی اخیر بر

³ Abel and Leroux

² Apergis and et al.

³ European Union

⁴ Apergis

میزان رقابت در سیستم بانکی تاثیر قابل ملاحظه‌ای داشته است. سطح رقابت پس از بحران مالی کاهش چشم‌گیری داشته است.

متیو و دیلی^۱ (۲۰۱۲) در مقاله خود میزان رقابت در بخش بانکی جامائیکا در دوره زمانی ۱۹۹۸-۲۰۰۹ با استفاده از مدل پانزار و راس و روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) مورد ارزیابی قرار داده‌اند. آن‌ها نشان دادند که بازار بانکی در جامائیکا بازاری در وضعیت رقابت انحصاری است ولی در طول دوره مورد بحث، این صنعت در تعادل بلند مدت قرار ندارد.

بیکر و همکاران^۲ (۲۰۰۹) در مقاله خود تحت عنوان "آزمون درآمد پانزار-راس: مقیاس پذیر یا مقیاس ناپذیر"^۳ از رویکرد پانزار-راس برای ارزیابی رفتار رقابتی در صنعت بانکداری استفاده کرده‌اند. مطالعات آن‌ها نشان داده است که برای اصلاح تفاوت-ها در اندازه بنگاه، بسیاری از مقالات تجربی تابع درآمد پانزار-راس را با دارایی‌های کل (یا یک پراکسی دیگر از اندازه بنگاه) به عنوان یک متغیر کنترلی برآورد کرده‌اند. یافته-های این مقاله نشان می‌دهد که دو معادله درآمد پانزار-راس مقیاس پذیر و معادله قیمت پانزار و راس نمی‌توانند برای تفسیر درجه رقابت استفاده شوند و فقط یک معادله درآمد مقیاس ناپذیر می‌تواند یک معیار معتبر برای اندازه‌گیری رفتار رقابتی باشد.

کابرو و همکاران^۴ (۲۰۰۵) در مقاله خود تحت عنوان «مقایسه رقابت بین کشورها و قدرت قیمت گذاری در بانکداری اروپا» رفتار رقابتی و رقابت بانکی در درون و بین کشورها را با استفاده از چند شاخص مهم (NTMTA)^۵ (حاشیه سود / دارایی کل)، شاخص لرنر، پانزار-راس و هرفیندال هیرشمن مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج در بین ۱۴ کشور اروپایی نشان می‌دهد که شاخص‌های موجود برای اندازه‌گیری رقابت غالباً پیش‌بینی‌های متناقضی را ارائه می‌کند. آن‌ها برای سازگاری هر چه بیشتر شاخص‌ها تلاش نمودند تا قدرت قیمت‌گذاری بانک‌ها از دیگر بانک‌ها (غیر مرکزی) که در معیارهای رقابتی تأثیر می‌گذارند را جدا کنند. در این حالت توانستند پیشرفت‌هایی در سازگاری این شاخص‌ها بیابند.

¹ Daley and Matthews

² Bikker et al.

³ To Scale or Not to Scale

⁴ Carbóa et al.

⁵ Net interest margin/total assets(NTMTA)

شهیکي تاش و عبدی (۱۳۹۵) در پژوهش خود ساختار بازار و ضریب رقابت در صنعت بانکداری ایران را طی دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳۹۰ مورد بررسی قرار دادند. برای ارزیابی ساختار بازار از مدل پانزار-راس استفاده کردند. مقدار آماره H برآوردی در طول دوره مورد بحث ۰/۴۵ بوده است که موید شرایط رقابت انحصاری می‌باشد. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که پس از ورود بانک‌های خصوصی مقدار این آماره از ۰/۷۵ به ۰/۴۴ کاهش می‌یابد. نتایج نشان می‌دهد که رقابت در بانکداری پس از خصوصی‌سازی افزایش چشمگیری داشته است. شایان ذکر است که وجود بنگاه مسلط دولتی در این بازار و دستوری تعیین شدن نرخ سود بانکی و بین بانکی، وضعیت رقابت در این صنعت را با شکنندگی و ناپایداری مواجه نموده است.

خداداد کاشی و همکاران (۲۰۱۵) در مقاله خود تحت عنوان "رقابت در بخش بانکی ایران: رویکرد پانزار-راس" بیان داشتند که بخش بانکی ایران در دهه گذشته اصلاحات زیادی از جمله خصوصی سازی، ایجاد بانک‌های خصوصی و توسعه فناوری اطلاعات (IT)^۱ انجام داده است. در این مقاله شرایط رقابتی صنعت بانکی ایران طی دوره ۲۰۱۰ با استفاده از آماره H پانزار-راس مورد بررسی قرار گرفته است. برای برآورد مقدار H از فرم کاهش یافته درآمد استفاده شده است. مقدار این آماره ۰/۷۱ بدست آمده، یعنی ساختار بانکی ایران در وضعیت رقابت انحصاری قرار دارد.

احمدیان (۱۳۹۵) در مقاله خود تحت عنوان "ارزیابی پویایی صنعت بانکداری ایران با تاکید بر رقابت پذیری" با استفاده از شاخص‌های تمرکز و هرفیندال درجه تمرکز در شبکه بانکی کشور در دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۰ را اندازه‌گیری کرده است. برای اندازه‌گیری درجه رقابت‌پذیری بانک‌ها از روش غیرساختاری پانزار-راس پویا طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۷۵ استفاده شده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که تملک ۶۰ درصد دارایی‌های بانکی در اختیار پنج بانک بزرگ می‌باشد. اما طی سال‌های مورد مطالعه، از میزان تملک بانک‌های بزرگ کاسته شده است. شاخص پانزار-راس پویا، در این پژوهش نشان می‌دهد که درجه رقابت پذیری بانک‌های بزرگ در مقایسه با بانک‌های کوچک و بانک‌های خصوصی در مقایسه با بانک‌های دولتی بیشتر می‌باشد.

¹ Information Technology

نजारزاده و همکاران (۲۰۱۲) در مطالعه خود با استفاده از مدل پانزار-راس درجه رقابت پذیری بانک‌های خصوصی و دولتی ایران را برای بازه زمانی ۱۳۸۸-۱۳۷۶ با استفاده از داده‌های پانل مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بازار بانکی کشور در دوره مورد مطالعه به شکل بازار رقابت انحصاری بوده است. همچنین به کمک یک متغیر مجازی نشان داده شده است که تفاوت معناداری بین درجه رقابت پذیری بانک‌های خصوصی و دولتی وجود دارد همچنین نتایج نشان می‌دهد که با ورود بانک‌های خصوصی درجه رقابت پذیری بازار بانکی کشور افزایش یافته است.

۳- مبانی نظری تحقیق

پایه فکری سنجش قدرت بازاری به دو مکتب ساختارگرایان و غیرساختارگرایان تقسیم می‌شود. در مجموع دو دیدگاه کلی به رقابت وجود دارد. یکی دیدگاه سنتی یا ساختارگرایی و دیگری رویکرد سازمان‌صنعتی تجربی جدید^۱ (NEIO) یا غیرساختاری. در دیدگاه سنتی وجود بنگاه‌های بیشتر با قیمت‌های متفاوت، نشان‌دهنده رقابت بیشتر و بنگاه‌های کمتر نشان‌دهنده رقابت کمتر، می‌باشد. این نوع نگرش بر اساس نظریات کلاسیک پارادیم ساختار-رفتار-عملکرد^۲ (S-C-P) یا فرضیه ساختار کارا^۳ (ESH) می‌باشد. طبق این نگرش فرض می‌شود که یک رابطه علی بین ساختار بازار، نحوه قیمت گذاری، سود بنگاه و قدرت بازاری وجود دارد. یعنی تعداد زیاد بنگاه، به نوعی از رقابت قیمتی می‌انجامد که در نتیجه باعث کاهش درجه قدرت بازاری می‌شود. مدل پانزار-راس (P-R) مبتنی بر رویکرد غیرساختاری می‌باشد. این رویکرد برای رفع نقایص رویکردهای اولیه طراحی شده است. مدل فرم خلاصه شده درآمد پانزار-راس و مدل مارک آپ^۴ برسنان و لئو^۵ دو شاخص مهم در رویکرد غیرساختاری می‌باشند. هر دو روش پانزار-راس و مارک آپ از شرط تعادلی حداکثر سود استخراج می‌شوند. بر اساس مطالعات شافر^۶ (۲۰۰۴) مدل پانزار-راس نسبت به مارک آپ ارجح‌تر است، زیرا در نمونه‌های کوچک نیز کارایی دارد و با اطلاعات خاص بنگاه درباره درآمد و قیمت

^۱ The New Empirical Industrial Organization

^۲ Structure-Conduct-Performance Paradigm

^۳ Efficient-Structure-Hypothesis

^۴ Mark-Up Model

^۵ Bersnahan (1982,1997) and Lau (1982)

^۶ Shaffer (2004)

سنجش کشش درآمد نسبت به قیمت ها و ارزیابی.....۴۱

عوامل قابل محاسبه است و نیاز به دانستن اطلاعات در مورد قیمت‌های تعادلی محصول و مقادیر مربوط به صنعت نمی‌باشد.

مطالعه حاضر در صدد است با درک اهمیت شناخت صنعت بانکداری در اقتصاد ایران، کشش درآمد نسبت به قیمت نهاده‌ها را ارزیابی و اندازه رقابت در بازار بانکی ایران را در شرایط لحاظ نمودن اهرم مالی و ریسک‌های بازاری با توجه به رویکرد پانزار-راس مورد ارزیابی قرار دهد. همانطور که بیان شد، مدل پانزار-راس، از جهت سهولت دسترسی به اطلاعات و داده‌های مورد نیاز و پایه علمی قوی نسبت به روش‌های دیگر دارای مزیت می‌باشد اما این مدل با چالش‌هایی نیز مواجه شده است که در این پژوهش سعی شده است تا حدی این چالش‌ها برطرف شود. بر اساس مدل پانزار و راس می‌توان میزان رقابت را بر اساس معادله فرم خلاصه شده درآمد محاسبه می‌کند. اولین چالش در این مدل، این است که این مدل نامشخص است. بیکر و همکاران (۲۰۰۶)^۱ ثابت نمودند که معادله درآمد نامشخص است زیرا اگر همانند مطالعات پیشین، لگاریتم درآمد نسبت به دارایی به عنوان معیار سنجش متغیر وابسته در نظر گرفته شود، این معادله به یک معادله قیمت تقلیل می‌یابد. چالش بعدی این است که مدل پانزار و راس ایستا است و فرض می‌کند تعادل بازار یا تعدیل لحظه‌ای به سمت تعادل در هر زمان که داده‌ها قابل مشاهده باشد می‌تواند صورت بگیرد، در صورتی که کدرد و ویلسو (۲۰۰۹)^۲ در مقاله خود نشان دادند که این پیش فرض درست نیست و تعدیل به سمت تعادل، اغلب لحظه‌ای نیست و بازارها لزوماً به طور مستمر در تعادل قرار ندارند. بر این اساس تخمین مدل‌های پویا را پیشنهاد می‌کنند.

مدل ارائه شده توسط پانزار-راس (۱۹۸۷) مبتنی بر ویژگی‌های ایستای مقایسه‌ای فرم خلاصه شده معادلات درآمد می‌باشد. در این مدل فرض بر این است که کشش تقاضا بیش از یک بوده و ساختار هزینه همگن است. برای بدست آوردن مقدار تولید تعادلی و تعداد بنگاه‌ها در تعادل، سود در سطح بنگاه و صنعت باید حداکثر باشد. بنابراین ابتدا بنگاه ۱ ام باید سود خود را حداکثر کند بگونه‌ای که درآمد نهایی برابر هزینه نهایی باشد:

¹ Bikker et al.(2006)

² Goddard and Wilson(2009)

$$R_i'(q_i, n, z_i) - C_i'(q_i, w_i, t_i) = 0$$

R_i نشان دهنده درآمد و C_i نشان دهنده هزینه بانک i ام (علامت پریم مربوط به درآمدها و هزینه نهایی است). q_i تولید بنگاه i ام، n تعداد بنگاه ها و w_i برداری از قیمت نهاده های بنگاه i ام است و z_i برداری از متغیرهای برونزا است، که تابع درآمد و t_i نیز برداری از متغیرهای برونزا است. همچنین در سطح تعادل در صنعت، قید سود صفر به صورت زیر برقرار است:

$$R_i^*(Q^*, n^*, Z) - C_i^*(Q^*, w, t) = 0$$

متغیرهایی که با علامت ستاره مشخص شده اند مقادیر تعادلی آنهاست. در این نگرش قدرت بازاری بوسیله تغییر در قیمت نهاده ها (∂w_{ki}) در واکنش به درآمد تعادلی (∂R_i^*) بدست می آید. پانزار- راس قدرت بازاری را بوسیله آماره H که مجموع کشش درآمد نسبت به قیمت عوامل می باشد را ارایه نمودند:

$$H = \sum_{k=1}^m \left(\frac{\partial R_i^*}{\partial W_{ki}} \right) \left(\frac{W_{ki}}{R_i^*} \right)$$

راس و پانزار (۱۹۷۷) نشان دادند که مجموع کشش های درآمد ناخالص به نسبت هر کدام از قیمت های نهاده (که توسط H نشان داده می شود) برای انحصارگر نئوکلاسیک و تبانی چند بنگاهی^۱ منفی است ($H < 0$). در این حالت افزایش قیمت نهاده ها باعث افزایش هزینه های نهایی، کاهش تولید تعادلی و در نهایت کاهش درآمدهای کل می شود. برای بنگاه رقابتی قیمت پذیر در تعادل بلندمدت یا برای بنگاهی که سیاست قیمت گذاری ثابت را انتخاب کرده برابر یک است ($H = 1$). در این حالت افزایش در قیمت نهاده ها باعث افزایش هزینه نهایی و متوسط (AC) بدون تغییر در تولید بهینه هر یک از بنگاه های انفرادی می شود. این وضعیت باعث خروج برخی بنگاه ها از بازار شده و لذا بنگاه های باقیمانده با افزایش در تقاضا مواجه می شوند و در نهایت قیمت و درآمد کل به میزان افزایش در هزینه ها افزایش خواهد یافت. پانزار و راس اثبات کردند که آماره H در بازار رقابت انحصاری بین صفر و یک خواهد بود ($0 < H < 1$). در بازار رقابت انحصاری H تابعی فزاینده از کشش بازار خواهد بود. هر چقدر رقابت پذیری در صنعت بانکداری افزایش یابد مقدره آماره H افزایش خواهد یافت

¹ Collusive Oligopolist

و به یک نزدیکتر می‌شود. بیکر و هاف^۱ شرطهایی را برای اطمینان از نتایج مدل پانزار-راس ضروری دانسته اند: اولاً، ساختار هزینه بانک‌های مورد تحلیل باید همگن باشند و نهایتاً کشش قیمتی تقاضا بزرگتر از یک باشد. ثانیاً، بانک‌ها در طول دوره مورد مطالعه، در تعادل بلندمدت قرار داشته باشند و در تعامل با یکدیگر باشند. برای درک تحلیلی این فرآیند و استخراج کاربردهای قابل اثبات آن در این قسمت مقاله، تعادل بلند مدت را در بازار رقابت انحصاری که بازار مورد بحث در این تحقیق می‌باشد به صورت زیر دنبال می‌کنیم.^۲ ابتدا تابع تقاضای معکوس مشاهده شده بنگاه نوعی را تعریف می‌کنیم $P(y, n, z)$ که P نشان دهنده قیمت، y تولید شرکت، n تعداد رقبا و z یک بردار متغیرهای برونزا است. آنها فرض کردند که $\partial P / \partial y \equiv P_y < 0$ و اینکه $\partial P / \partial n \equiv P_n < 0$. علاوه بر این، فرض می‌کنند که کشش تقاضای که بنگاه فردی با آن مواجه است، $e(y, n, z) \equiv -P / [y \partial P / \partial y]$ ، یک تابع غیر کاهنده از تعداد (متقارن) رقبا است. یعنی، $\partial e / \partial n \geq 0$. اینکه کشش تقاضایی که بنگاه با آن مواجه است با افزایش تعداد جایگزین‌هایی نزدیکی که بنگاه با آنها رقابت می‌کند، افزایش می‌یابد، به نظر می‌رسد تقریباً درست باشد. با این حال، این بحث مستلزم فرض‌هایی در مورد ساختار فضای محصول است که آزمون مستقیم آنها دشوار است. در اینجا، پانزار-راس آن را پذیرفتند و تنها به این نکته اشاره می‌کنند که اغلب مدل‌های نظری رقابت انحصاری این شرط را تأمین می‌کنند.

در ادامه پانزار-راس به تجزیه و تحلیل خواص ایستای مقایسه‌ای تعادل چمبرلینی پرداختند. با این فرض که $R(y, n, z) = yP(y, n, z)$ که می‌توان آن را به صورت دو سیستم معادلات نشان داد.

$$R_y - C_y = 0 \quad (۱)$$

$$R(y, \hat{n}, z) - C(\hat{y}, w, t) = 0 \quad (۲)$$

^۱ Bikker, J. A. and Haff, K. (2000)

^۲ Rosse and Panzar (1982, 1987)

معادلات (۱) و (۲) به طور ضمنی مقادیر تعادلی بلند مدت \hat{y} را تعریف می کنند و \hat{n} به عنوان توابع متغیرهای برونزای Z ، W و t تعریف شده است. با مشتق گیری از روابط (۱) و (۲) نسبت به w_i و حل آن با استفاده از قانون کرامر داریم:

$$\partial \hat{y} / \partial w_i = \{R_n (\partial \tilde{x}_i / \partial y) - R_{yn} \tilde{x}_i\} / \hat{D} \quad (۳)$$

که در آن $\tilde{x}_i(y, w, t)$ توابع تقاضای عوامل شرطی هستند. از شرط مرتبه دوم مربوط به (۱) می دانیم که $\hat{D} \equiv (R_{yy} - C_{yy})R_n > 0$ از آنجا که $\hat{R}(z, w, t) = R(\hat{y}, \hat{n}, z)$ با استفاده از (۲) خواهیم داشت:

$$\partial \hat{R} / \partial w_i = C_y (\partial \hat{y} / \partial w_i) + \tilde{x}_i \quad (۴)$$

با ضرب (w_i / \hat{R}) و جمع تمام نهاده های (۴) خواهیم داشت:

$$\hat{\Psi} = \sum w_i (\partial \hat{R} / \partial w_i) \hat{R} = C / \hat{R} + (C_y / \hat{R}) \sum w_i (\partial \hat{y} / \partial w_i) \quad (۵)$$

با استفاده از (۲) و (۳) داریم:

$$\hat{\Psi} = 1 + C_y \{R_n \sum w_i (\partial \tilde{x}_i / \partial y) - R_{yn} \sum w_i \tilde{x}_i\} / \hat{R} \hat{D} \quad (۶)$$

با توجه به تعریف بردار نهاده حداقل کننده هزینه \tilde{x} ، این عبارت به رابطه زیر تبدیل می شود:

$$\hat{\Psi} = 1 + C_y \{R_n C_y - R_{yn} C\} / \hat{R} \hat{D} \quad (۷)$$

با جایگذاری در شرط حداکثرسازی سود (۱)، شرط سود صفر (۲) و بازنویسی مجدد جملات خواهیم داشت:

$$\hat{\Psi} = 1 + R_y [R_n R_y - R R_{yn}] / \hat{R} \hat{D} \quad (۸)$$

با بازنویسی جمله داخل براکت در رابطه (۸) بر حسب تابع تقاضای معکوس خواهیم داشت:

$$\hat{\Psi} = 1 + R_y [y^2 (P_n P_y - P P_{yn})] / \hat{R} \hat{D} \quad (۹)$$

از آنجا که $\partial e / \partial n = (P P_{yn} - P_y P_n) / [y (P_y)^2]$ ، جمله داخل براکت در رابطه (۹) طبق فرض یک، نامثبت است و $\hat{\Psi} \leq 1$. بنابراین پانزار-راس این قضیه را مطرح کردند

سنجش کشش درآمد نسبت به قیمت ها و ارزیابی.....۴۵

که در تعادل چمبرلین متقارن، "مجموع کشش‌های درآمد فرم خلاصه شده بنگاه نسبت به قیمت عوامل کمتر یا برابر با یک است." محدودده مقادیر مجاز برای $\hat{\Psi}$ شامل مقادیر Ψ^* (یعنی خط حقیقی منفی) بعلاوه فاصله واحد. بنابراین تحلیلگر می‌تواند در اصل داده‌هایی را مشاهده کند که با فرضیه رقابت انحصاری مطابقت دارد، اما نه با انحصارگر حداکثر کننده سود.

مدل‌های راس و پانزار (۱۹۷۷) و پانزار و راس (۱۹۸۲، ۱۹۸۷) توسط ناتان و نیو^۱ (۱۹۸۹) و پراکیس^۲ (۱۹۹۱) به بخش بانکی تعمیم یافتند و تعدیلاتی در مدل پایه صورت گرفت. مدل تعمیم‌یافته این محققین با توجه به ایرادات مطرح به مدل پانزار و راس منجر به معرفی مدل زیر گردید:

$$\ln R_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^J \alpha_j \ln w_{j,i,t} + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln X_{k,i,t} + \sum_{n=1}^N \gamma_n \ln Z_{n,i,t} + \ln \delta R_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

که در آن R : درآمد بانک i در زمان t ، یعنی کل درآمد بانک، شامل درآمدهای مشاع و سایر درآمدها می‌باشد. W : قیمت نهاد j ام برای هر بانک، شامل قیمت نهاده سپرده، قیمت نهاد نیروی کار و قیمت نهاد سرمایه می‌باشد. متغیر جایگزین برای قیمت نهاد سپرده برابر است با: درآمدهای مشاع به کل سپرده‌های بانکی، متغیر جایگزین برای قیمت نهاد نیروی کار برابر است: هزینه پرسنلی به دارایی کل و متغیر جایگزین برای قیمت نهاد سرمایه برابر است: هزینه عملیاتی به دارایی کل همچنین X : نشان دهنده، k متغیر خاص بانک که درآمد و توابع هزینه بانک را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این k متغیر شامل اهرم مالی، ریسک تجاری و ریسک سهام می‌باشد. متغیر جایگزین اهرم مالی برابر است: سرمایه به دارایی کل، متغیر جایگزین ریسک تجاری برابر است: سپرده به وام و متغیر جایگزین، ریسک سهام برابر است: وام خالص به دارایی کل. در این مدل، Z : نشان دهنده n متغیر کلان اقتصادی و شاخص اندازه‌گیری بازار، که کل بازار بانکی را متأثر می‌کند. و به ترتیب شامل، تولید ناخالص داخلی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و شاخص تمرکز می‌باشد. در این قسمت از شاخص تمرکز هر فیندال استفاده شده است.

¹ Nathan and Neave (1989)

² Perrakis (1991)

در پایان، R_{t-1} : وقفه متغیر وابسته و $\varepsilon_{it} = \mu_i + v_{it}$ یک جمله تصادفی است که μ_i نشان دهنده اثر غیر قابل مشاهده خاص بانک و v_{it} یک جمله تصادفی است. آماره H از فرم خلاصه شده معادله درآمد محاسبه می شود و مجموع کشش بلند-مدت درآمد کل بانکها را نسبت به قیمت نهاده های بانکها اندازه گیری می کند. در چارچوب معادله (۱۰)، $H = \sum_{j=1}^J \alpha_j$. مقدار آماره H از مجموع ضرایب قیمت نهاده-ها بدست می آید. راس و پانزار (۱۹۷۷) و پانزار و راس (۱۹۸۲، ۱۹۸۷) شرایط خاصی را ارائه می دهند که بر اساس آن می توان درباره ساختار بازار بر اساس مقدار آماره H قضاوت نمود. اگر مقدار آماره $H=1$ باشد بازار با رقابت کامل سازگار است و اگر مقدار آماره $0 < H < 1$ با رقابت انحصاری سازگار است و نهایتاً $H \leq 0$ با انحصار سازگار است. یک شرط مهم برای برآورد آماره H این است که بازار باید در تعادل باشد. به طوری که در تعادل، نرخ بازده باید با قیمت های نهاده نامرتب باشد. آزمون تعادل شامل جایگزینی متغیر وابسته درآمد در معادله (۱۰) با معادله سود بر اساس فرم زیر می باشد:

$$\ln \pi_{i,t} = \alpha'_0 + \sum_{j=1}^J \alpha'_j \ln w_{j,i,t} + \sum_{k=1}^K \beta'_k \ln X_{k,i,t} + \sum_{n=1}^N \gamma'_n \ln Z_{n,i,t} + \ln \delta' \pi_{1,t-1} + u_{i,t} \quad (11)$$

این مدل یک جزء خطای یک طرفه را مطرح می کند که به صورت زیر است:

$$u_{i,t} = \eta_i + v_{i,t} \quad (12)$$

که در آن η_i اثر خاص (ثابت) بانک است و $v_{i,t}$ یک خطای تصادفی است. در اینجا، $E = \sum_{j=1}^J \alpha'_j = 0$ نشان دهنده تعادل بلندمدت و $E < 0$ نشان دهنده عدم تعادل است.

۴- برآورد اقتصاد سنجی الگو و تجزیه و تحلیل داده ها

داده های مورد استفاده در این تحقیق شامل ۱۸ بانک فعال در این صنعت طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۸۶ می باشد. در این بخش از مقاله، به اندازه گیری مقدار آماره H می پردازیم. برای محاسبه مقدار آماره H از روش گشتاورهای تعمیم یافته استفاده می کنیم. روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) یا روش پنل پویا برای حل مشکلات مربوط به

خودهمبستگی و ناهمگنی استفاده خواهد شد. به عنوان یک روش جایگزین می توان از مدل اثرات تصادفی استفاده کنیم که به وسیله هانسون^۱ (۱۹۹۹) پیشنهاد شده است اما مسائل مربوط به درونزایی برای بعضی از متغیرهای توضیحی هنوز هم حل نشده باقی خواهد ماند. به همین علت در این پژوهش از روش GMM استفاده شده است. روش پانل ایستا در زمینه همبستگی سریالی، ناهمسانی واریانس، درونزایی برای برخی از متغیرهای توضیحی مشکل ایجاد می کند. برآوردگر سیستم، (SYS-GMM) این امکان را برای پژوهشگران ایجاد می کند. که بتوانند مشکلات مربوط به همبستگی سریالی، ناهمسانی واریانس و درون زایی متغیرها را رفع کنند. این مشکلات توسط آرلانو و بوند^۲ (۱۹۹۱) آرلانو و باور^۳ (۱۹۹۵) و بلاندل و بوند^۴ (۱۹۹۸ و ۲۰۰۰) حل شده اند. آن ها برآوردگرهای تفاضل مرتبه اول (GMM-DIF) و برآوردگر سیستم (GMM-SYS) را ارایه کردند. برآوردگر سیستمی در حقیقت یک جایگزین برای برآوردگر تفاضل مرتبه اول GMM می باشد. با استفاده از تابع رگرسیونی معادله (۱۰) ضرایب مربوط به متغیرهای مدل را به روش گشتاورهای تعمیم یافته برآورد می کنیم و در نهایت، برای برآورد مقدار آماره H مقادیر مربوط به ضرایب $\sum_{j=1}^J \alpha_j$ محاسبه می شود. نتایج جدول شماره (۱) نشان می دهد که مقدار آماره H برابر با ۰/۷۷ می باشد. آماره H از فرم خلاصه شده معادله درآمد محاسبه می شود و مجموع کشش بلند مدت درآمد کل بانکها را نسبت به قیمت نهاده های بانکها اندازه گیری می کند. این به معنای این است که بازار بانکی ایران در حالت رقابت انحصاری قرار دارد. بر اساس نتایج جدول (۱) می توان ادعا کرد اهرم مالی در سنجش قدرت بازاری نقش تاثیرگذاری دارد. همچنین نتایج موید آن است که رابطه معنا داری بین شاخص تمرکز و رشد تولید ناخالص داخلی با درآمد وجود دارد. این بدان معناست که اهرم مالی، شاخص تمرکز و رشد تولید ناخالص داخلی می توانند متغیرهای جایگزین معتبری برای ارزیابی کشش درآمد نسبت به قیمت نهاده ها و سنجش اندازه رقابت در بازار بانکی ایران باشند.

^۱ Hansen, B, E.

^۲ Arellano, M., & Bond, S.(1991).

^۳ Arellano, M., & Bover, O.(1995)

^۴ Blundell, R., & Bond, S.(1998,2000).

ریسک تجاری را می توان در ناتوانی شرکت در پایداری در صحنه رقابت، یا در حفظ نرخ رشد و یا ثبات میزان سوددهی در کوتاه مدت یا دراز مدت تعریف کرد که متأثر از ریسک اقتصادی و عملیاتی است. در چنین حالتی سود تقسیمی شرکت یا بنگاه کاهش می یابد و این مسئله بر بازدهی و نوسان پذیری بازدهی سالانه تاثیر نامطلوبی می گذارد. به نظر راسل^۱ ریسک تجاری مربوط به یک صنعت خاص است و ریسک مالی، ریسک ناشی از نحوه تامین مالی شرکت را نشان می دهد. به عبارت دیگر احتمال زیان هایی است که از ساختار سرمایه شرکت شکل می گیرد، و با استفاده از اهرم مالی، اندازه شرکت و نسبت جاری تعیین می شود.^۲

جدول شماره ۱- نتایج حاصل از تخمین GMM برای ارزیابی کشش درآمد نسبت به قیمت نهاده ها و سنجش اندازه رقابت بانکی

متغیرها	Variable	ضرایب	$p > z $	انحراف معیار
وقفه درآمد کل	Income L1	-۰/۱۲۸	۰/۰۰۶	۰/۰۴۶۸
قیمت نهاده سپرده	W ₁	۰/۱۷۹	۰/۰۰۰	۰/۰۴۵۸
قیمت نهاده نیروی کار	W ₂	۰/۳۰۷	۰/۰۰۰	۰/۶۳۵
قیمت نهاده سرمایه	W ₃	۰/۳۰۸	۰/۰۰۵	۰/۱۰۸
اهرم مالی	$\ln\left(\frac{capital}{asset}\right)$	-۰/۰۹۹	۰/۰۱۴	۰/۰۴۰
ریسک تجاری	$\ln\left(\frac{deposit}{loan}\right)$	۰/۰۹۸	۰/۳۸۱	۰/۱۱۲
نرخ رشد تولید ناخالص داخلی	Ln(Growth of real GDP)	-۰/۰۹۳	۰/۰۰۰	۰/۰۱۷۱
شاخص تمرکز	Ln(HHI)	۰/۵۹۰	۰/۰۰۰	۰/۰۱۹
ثابت	Const	۲۶/۹۶	۰/۰۰۰	۰/۸۶۸

ماخذ: نتایج این تحقیق

سازگاری تخمین زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و متغیرهای ابزاری بستگی دارد. که در این تکنیک آزمون سارگان برای بررسی معتبر بودن ابزارها استفاده می شود و آماره M₂ برای بررسی وجود همبستگی سریالی

¹ Russell Walker

² Akinyomi, O. and A. Olagunju(2013)

سنجش کشف در آمد نسبت به قیمت ها و ارزیابی.....۴۹

مرتبه دو در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول استفاده می شود. عدم رد فرضیه صفر در هر دو آزمون شواهدی دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها را فراهم می کند. به عبارتی تخمین زننده GMM در صورتی سازگار است که همبستگی سریالی مرتبه دو در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد.

جدول شماره ۲-آزمون سارگان در روش GMM

آزمون سارگان		
order	z	Prob>z
1	1.0122	0.3115
2	-0.90712	0.3643
Sargan test of overidentifying restrictions		
H ₀ = Overidentifying restrictions are valid		
Chi(14)=11.88283	Prob>chi2=0.6157	

منبع: نتایج این تحقیق

براساس نتایج آزمون سارگان و آزمون M₂، سازگاری آزمون GMM تایید می شود.

در قسمت بعدی باید نشان دهیم که آیا تعادل بلند مدت در بازار بانکی کشور وجود دارد یا نه؟ زیرا یکی از فرض های لازم برای مدل پانزار-راس وجود تعادل بلندمدت می باشد. البته شافر^۱ در پژوهشی که انجام داده، نشان داد که اگر تعادل بلندمدت در بازار وجود نداشته باشد تنها زمانی می توان به نتایج اعتماد کنیم که $H \geq 0$ باشد، در غیر اینصورت حتما باید تعادل بلند مدت برقرار باشد. در بخش مبانی نظری نشان دادیم که بازار بانکی در وضعیت رقابت انحصاری قرار دارد. حال با توجه به پانزار-راس (۱۹۷۸) وجود تعادل بلند مدت را در بازار رقابت انحصاری مورد آزمون قرار می دهیم.

در ادامه به برآورد تجربی تعادل بلندمدت در تابع رگرسیونی تحقیق اشاره می شود. همانطور که در بخش های قبلی مقاله اشاره شده است، یکی از فرض های استفاده از مدل

^۱ Shaffer(1982)

پانزار-راس وجود تعادل بلندمدت در بازار بانکی می‌باشد. آزمون تجربی تعادل رقابتی بلند مدت، از رگرسیون رابطه (۱۱) بدست می‌آید، که در این معادله متغیر جایگزین برای، متغیر وابسته، نرخ بازدهی سهام، (ROE)^۱ در نظر گرفته شده است که از نسبت سود خالص به حقوق صاحبان سهام قابل محاسبه است. پس از برآورد مدل مذکور، آماره H_{ROE} را از جمع ضرایب قیمت نهاده‌های بانکی بدست می‌آوریم.

$H_0: H_{ROE}=0$ (تعادل)

$H_1 = H_{ROE} \neq 0$ (عدم تعادل)

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. در تعادل بلندمدت، ریسک نرخ بازده به طور مساوی بین بنگاه توزیع می‌شود. در نتیجه بین نرخ بازدهی و قیمت نهاده‌ها نباید همبستگی آماری وجود داشته باشد.^۲

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که بازار بانکی ایران در بازه زمانی مورد بحث در تعادل قرار دارد. یعنی با توجه به اینکه بین نرخ بازده و دستمزدها رابطه‌ای وجود ندارد. می‌توان استدلال کرد که در تعادل بلند مدت ریسک نرخ بازدهی بطور مساوی بین بنگاه‌ها توزیع می‌شود. در نتیجه از لحاظ آماری بین نرخ بازدهی و قیمت نهاده‌ها، نباید همبستگی آماری وجود داشته باشد^۳

جدول شماره ۳- نتایج تخمین آزمون بلند مدت

متغیرها	Variable	ضرایب	$p > z $	Std.Err
وقفه نرخ بازده سهام	ROE L1	-۰/۰۱۰۶	۰/۹۵۲	۰/۱۷۸
قیمت نهاده سپرده	W_1	-۰/۲۶۱	۰/۲۵۲	۰/۲۲۸
قیمت نهاده نیروی کار	W_2	۱/۳۷۲	۰/۱۱۹	۰/۸۸۰
قیمت نهاده سرمایه	W_3	-۰/۱۷۶	۰/۸۰۷	۰/۷۲۰

^۱ Returns On Equity

^۲ Rozas, L.G (2007)

^۳ Rozas, L.G.(2007)

سنجش کشش درآمد نسبت به قیمت ها و ارزیابی.....۵۱

۰/۲۲۰	۰/۰۰۰	-۱/۰۴۹	$\ln\left(\frac{\text{capital}}{\text{asset}}\right)$	اهرم مالی
۰/۳۴۰	۰/۰۶۹	۰/۶۱۹	$\ln\left(\frac{\text{deposit}}{\text{loan}}\right)$	ریسک تجاری
۰/۶۸۶	۰/۰۰۲	-۰/۲۱۴	$\ln(\text{Growth of real GDP})$	نرخ رشد تولید ناخالص داخلی
۰/۰۸۳	۰/۰۰۱	۰/۲۷۸	$\ln(\text{HHI})$	شاخص تمرکز
۳/۲۲۰	۰/۱۹۱	۴/۲۱۰	Const	ثابت

منبع: نتایج این تحقیق

۵- نتیجه گیری و ارائه پیشنهاد

هدف اصلی از اجرای اصل ۴۴ قانون اساسی، ایجاد اقتصادی پویا، توسعه ای و رقابتی می باشد که این هدف، با کاهش تصدی گری دولت و توسعه فعالیت های بخش خصوصی امکان پذیر خواهد بود. یکی از نهادهای متاثر از اصل ۴۴ قانون اساسی بانک ها می باشند.

در نتیجه برای سیاستگذاران و عاملان بانکی مهم است که بدانند میزان رقابت در این بخش در طول زمان و پس از اجرای اصل تعدیل یافته چه تغییری یافته است. در این پژوهش کشش درآمد نسبت به قیمت نهادهای مورد آزمون قرار گرفت و اندازه رقابت در صنعت بانکداری ایران با استفاده از رویکرد پانزار-راس و با لحاظ نمودن اهرم مالی و ریسک های بازاری محاسبه شده است. بیشتر مطالعات قبلی، در این زمینه بر پایه توابع ایستا مورد تحلیل قرار گرفته اند. نقطه برجسته در این تحقیق این است که تنها در صورتی می توان به آماره H اعتماد کرد که شرط تعادل بلندمدت در صنعت برقرار باشد که در بیشتر مطالعات داخلی به این موضوع پرداخته نشده است، همچنین در این روش برای محاسبه تعادل بلندمدت از اهرم مالی، ریسک تجاری و ریسک سهام استفاده شده است که تطبیق بیشتری با واقعیت دارد. در این مقاله، بازار متشکل پولی ایران که شامل ۱۸ بانک فعال در بازه زمانی ۱۳۸۶-۱۳۹۳ بوده مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج

تحقیق نشان می‌دهد که بازار بانکی کشور در دوره مورد مطالعه به وضعیت رقابت انحصاری نزدیک‌تر بوده است و مقدار آماره H در این آزمون $0/77$ بوده است. همانطور که قبلاً بیان شده است، آماره H پانز-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. یافته‌های پژوهش موید این نکته می‌باشد که اهرم مالی، رشد تولید ناخالص داخلی و شاخص تمرکز، متغیر جایگزین مناسبی برای ارزیابی کشش درآمد نسبت به قیمت نهاده‌ها و سنجش اندازه رقابت بر اساس رویکرد پانزار-راس می‌باشند. با توجه به اینکه یکی از فرض‌های ضروری مدل پانزار-راس وجود تعادل بلندمدت می‌باشد، در این پژوهش ما وجود تعادل بلندمدت را با استفاده از رگرسیون (۱۱) و متغیر وابسته ROE آزمون می‌کنیم. نتایج آزمون بلند مدت موید این نکته است که هیچ رابطه‌ای بین نرخ بازدهی و قیمت نهاده‌ها در بازه تحقیق وجود ندارد و این به این معناست که بازار بانکی در دوره مورد مطالعه در تعادل بلند مدت قرار دارد. 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 بانک-های خصوصی هموار سازد و باعث افزایش سهم بانک‌های خصوصی شود. این امر می‌تواند باعث افزایش رقابت و بهبود کارایی عملکرد بانک‌ها در شبکه بانکی کشور شود. با توجه به فضای غیر رقابتی در نظام بانکی ایران می‌توان ادعا کرد که با افزایش تعداد بانک‌های خصوصی و کاهش نقش دولت در تعیین نرخ سود بانکی، می‌توان فضای رقابتی‌تری ایجاد کرد. در صورت به وجود آمدن چنین فضایی می‌توان شاهد اثرات مثبت آن بر سیستم بانکداری در ایران باشیم. البته در صورتی می‌توان با افزایش تعداد بانک‌های و کاهش تمرکز در بانک‌های دولتی از قدرت بازاری آنها کم کنیم که نگرش دولت به بانک‌های خصوصی از اجرایی به نظارتی تغییر یابد و دخالت‌های دولت در تعیین نرخ سود محدودتر شود، زیرا کنترل دستوری نرخ سود بانکی یعنی حذف یکی از متغیرهای مهم فضای رقابتی، در غیر اینصورت افزایش تعداد بانک‌های خصوصی تاثیر

معناداری بر کاهش قدرت بازاری این صنعت نخواهد داشت. همچنین دولت با نظارت دقیق بر حاشیه سود دریافتی بانکها می تواند نقش بسزایی در کاهش قدرت بازاری و کاهش انحراف بازار به سمت انحصار داشته باشد.

منابع:

- Abel, S. & Leroux, P. (2016). An application Panzer-Ross approach in assessing banking sector competition in Zimbabwe, *Journal of Economic and Financial Sciences*, 9(2), 455-470.
- Ahmadyan, A. (2015). Assess the competitiveness of the banking industry in Iran. *Journal of Monetary and Banking Research*, 7(22), 507-532. [In Persian].
- Akinyomi, O. J., & Olagunju, A. (2013). Determinants of capital structure in Nigeria. *International Journal of Innovation and Applied Studies*, 3(4), 999-1005.
- Apergis, N., Fafaliou, I., & Polemis, M.L. (2015). New evidence on assessing the level of competition in the European Union banking sector: A panel data approach. *International Business Review*, 25, 395-407.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some test of specification for panel data: Monte Carlo evidence and application to employment equation. *Review of Economic Studies*, 58(2).
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components model. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.
- Blundell, R. & S. Bond. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models, *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Blundell, R., Bond, S. & Windmeijer, F. (2000) Estimation in Dynamic Panel Data Models: Improving on the Performance of the Standard GMM Estimator. *Advances in Econometrics*, 15, 53-91.
- Bresnahan, T.F. (1982). The oligopoly solution is identified. *Economic Letter*, 10, 87-92.

- Bresnahan, T.F. (1997). Testing and measurement in competition model. In D.M. application. *Seventh World Congress, Cambridge university press*.
- Bikker, J.A., Spierdijk, L., & Finnie, P. (2006). Misspecification in the Panzar-Rosse model: assessing competition in the banking industry. *De Nederland Bank Working Paper 114*.
- Bikker, J., Shaffer, S. & Spierdijk, L. (2009). Assessing competition with the Panzer-Rosse model: the role of scale, costs, and equilibrium. *DNB Working Paper, 225*.
- Bikker, J., Shaffer, S., & Spierdijk, L. (2009). The Panzar-Rosse Revenue Test: To Scale or Not to Scale. *22nd Australasian Finance and Banking Conference*.
- Bikker, J. A., & Haaf, K. (2002). Competition, concentration and their relationship: an empirical analysis of the banking industry. *Journal of Banking & Finance, 26*, 2191-2214.
- Blundell, R., & Bond, S. (2000). GMM estimation with persistent panel data: an application to production function. *Econometric Reviews, 19*(3), 321-340.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restriction in dynamic panel data model. *Journal of Econometrics, 87*, 115-143.
- Carbo, S., Humphrey, D., Maudos, J., & Molyneux, P. (2005). Cross-Country comparisons of competition and pricing power in European banking. *Munich Personal RePEc Archive*.
- Daley, J., Matthews, K. (2012). Competitive conditions in the Jamaican banking market 1998–2009, *International Review of Financial Analysis, 25*©, 131-135.
- Goddard, J., & Wilson, J.O. S. (2009). Competition in banking: a disequilibrium approach. *Journal of Banking and Finance, 33*(12), 2282-2292.
- Hansen, B, E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference, *Journal of Econometrics, 93*(2), 345-348.

- Hussain Khan, H., Kutan, A. M., Ahmad, R. B., & Gee, C. S. (2017). Does higher bank concentration reduce the level of competition in the banking industry? Further evidence from South East. *International Review of Economics and Finance*, 52, 91-106.
- Hussain Khan, H., Kutan, A.M., Naz, I., & Qureshi, F. (2017). Efficiency, growth and market power in the banking industry: New approach to efficient structure hypothesis. *North American Journal of Economics and Finance*, 42, 531-545.
- Khodadad Kashi, F., Zarein, J., & Mosavi, Y. (2015). Competition in Iran's banking sector: Panzar-Rosse approach. *Iranian Economic Review*, 19(1), 29-39.
- Lau, I. J. (1982). On indentifying the degree of competitveness from industry price and output data. *Economic Letter*, 10(1-2), 93-99.
- Najarzadeh, R., Ezzati, M., & Mirzanejad, H. (2012). A study of the competitiveness of the Iran's banking system. *Iranian Economic Research*, 17(51), 157-179.
- Nathan, A., & Neave, E. (1989). Competition and contestability in Canada's Financial System: empirical results. *Canadian Journal of Economics*, 22(3), 576-594.
- Osuagwa, E. S., & Nwokoma, N. (2017). Empirical assessment of the competitive conduct of Nigerian banks in a post-consolidation rea. *Research in International Business and Finance*, 41, 412-422.
- Panzar, J., & Rosse, J. (1982). Structure, conduct and comparative statistics. *Bell Laboratories Economic Discussion Paper* 248.
- Panzar, J., & Rosse, J. (1987). Testing for monopoly equilibrium. *The Journal of Industrial Economics*, 35, 443-456.
- Perrakis, S. (1991). Assessing competition in Canada's financial system: a note. *Canadian Journal of Economics*, 22(3), 727-732.
- Ross, J., & Panzar, J. (1977). Chamberlin vs Robinson: an empirical study for monopoly rent. *Bell Labratories Economic Discussion Paper*.

- Rozas, L. G. (2007). Testing for competition in the Spanish banking: the Panzar-Rosse approach revisited. *Ban Co De Espana Working Paper Series*.
- Shaki Tash, M. N., & Abdi, Y. (2016). Measuring competition in Iranian Banking System based on Panzar-Rose. *Journal Manegment System*, 1(2), 123-143. [In Persian].
- Shaffer, S. (2004). Comment on "what drive bank competition? Some international evidence" by Stijin Claessens and Lucleaven. *Journal of money, credit and banking*, 36, 585-592.
- Tahir, M., Ali Shah, S. S., Afridi, M. A. (2017). Assessing nature of competition in banking sector of Pakistan, *The Journal of Finance and Data Science*, 2(4), 244-253.