فصلنامـه اقتصاد مالی
سال چهاردهم / شماره ۵۱ / تابستان ۱۳۹۹
صفحه ۰۱ تا ۲۸

ارزیابی تأثیر قدرت رقابتی و سیاست پولی بر بازده دارایی در بانک‌های ایران (رهیافت الگوهای ساختاری)*

حسین شریفی‌نیا[۱]
هوشنگ مؤمنی وصالیان[۲]
علیرضا دقیقی اصلی[۳]
مرجان دامن‌کشیده[۴]
مجید افشاری راد[۵]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۱/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۳/۰۵

چکیده

در سال‌های اخیر بخش عمده‌ای از مطالعات تجربی به ارزیابی قدرت رقابتی و تأثیر سیاست پولی اختصاص یافته است. هدف این پژوهش بررسی تاثیر قدرت بازار بانکی و سیاست پولی بر بازده دارایی بانک‌های خصوصی و دولتی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۸۵ می‌باشد. با استفاده از شاخص لرنر به عنوان یکی از روش‌های ساختاری در برآورد قدرت رقابتی و بهره‌گیری از داده های ترازنامه ای و صورت سود و زیان ۳۳ بانک فعال دولتی و خصوصی سنجش قدرت بازار و سیاست پولی بر بازده دارایی بانک‌ها به عنوان شاخص عملکردی برآورد شد. نتایج نشان داد افزایش قدرت بازاری و سیاست پولی دارای تأثیر مثبت و معناداری بر نرخ بازده دارایی بانک‌های خصوصی و دولتی است. اثربخشی متفاوت سیاست پولی در بین بانک‌های با ویژگی‌های مختلف از نظر اندازه و سرمایه و نقدینگی مورد تایید قرار گرفته است

واژه‌های کلیدی: قدرت رقابتی، سیاست پولی، بازده دارایی ، رهیافت الگوهای ساختاری.
طبقه بندی JEL: C23,E52,L12

* این مقاله برگرفته از رساله دکتری نویسنده اول در دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی می‌باشد.

۱- دانشجوی دکتری علوم اقتصادی واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. hsharifinia@hotmail.com
۲- استادیار اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول) hoo.momni_vesaliyan@iauctb.ac.ir
۳- استادیار اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. a.daghighiasli@iauctb.ac.ir
۴- استادیار اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. mar.daman_keshideh@iauctb.ac.ir
۵- دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران. m.feshari@khu.ac.ir

۱- مقدمه

اقتصاددانان صنعتی معتقدند قدرت بازاری صنعت بانکداری بر نحوه عملکرد بانک‌ها به عنوان واسطه‌گران پولی تاثیر می گذارد. موانع ورود[۱]، ادغام[۲]، دریافت امتیاز انحصاری[۳]، همکاری و ائتلاف[۴]، متفاوت بودن هزینه نهایی[۵]، برخورداری بانک‌ها از صرفه‌های مقیاس بر جریان فعالیت بانک‌ها تاثیرمی‌گذارد. تعیین درجه انحصار و ارزیابی قدرت بازاری، به عنوان مهم‌ترین روش‌های مطالعه ساختار هر صنعتی بنگاه را قادر می‌کند بدون از دست دادن بخش عمده فروش، قیمت کالای خود را افزایش دهند. یکی از رویکردهای شناخت قدرت بازاری محاسبه پارامتریک شاخص لرنر است که می‌توان درجه انحراف و نقصان از رقابت را در صنایع تعیین نمود. بر اساس رفتار بنگاه در بازار و بر اساس بهینه یابی به دست آورد. اندازه گیری قدرت انحصاری در سطح بانک (بنگاه) در طی زمان از دیگر مزایای این شاخص است.

بر اساس ادبیات اقتصاد صنعتی، رقابت بانک‌داری را می‌توان به‌صورت مستقیم از حاشیه قیمت – هزینه (مارک- آپ قیمت‌ها و هزینه نهایی) استخراج کرد (لرنر، ۱۹۳۴). این درحالی است که استفاده از این معیار در عمل دشوار بوده و یا غیرممکن است (به‌دلیل کمبود اطلاعات هزینه‌ها و قیمت تولیدات بانک‌ها).

با این حال، ادبیات تجربی رقابت در حوزه بانک‌داری نشان داده است که این معیار عموما، شاخصی ضعیف برای سنجش رقابت است (شافر، (۱۹۹۳، ۱۹۹۹ و ۲۰۰۲)، شافر و دیسالوو (۱۹۹۴) و کلاسنس و لیون (۲۰۰۴). بعضی از این مطالعات رفتار رقابتی را بیش از آن چیزی که ساختار بازار بیان می‌کند، نشان دادند. براین اساس است که تمرکز، معیاری غیرپایا و غیرقابل قبول در بررسی عملکرد است.

مطالعات مختلفی در زمینه عوامل تأثیرگذار بر مجرای اعتباری بانک‌ها و بازده دارایی و میزان این تأثیرات در کشور انجام شده است. در هر یک از این مطالعات همانند مطالعه مهرآرا و همکاران (۱۳۹۷) چندین متغیر مختلف اعم از متغیرهای ترازنامه ای و غیرترازنامه‌ای در دوره‌های مختلف زمانی و با اعمال سیاست‌های پولی انقباضی یا انبساطی از سوی مقامات ذی‌صلاح کشور و با درنظرگرفتن عوامل مختلف کلان اقتصادی موردمطالعه قرارگرفته و میزان تأثیرگذاری این عوامل بر شاخص‌های عملکردی بانک‌هاهمانند بازده دارایی‌ها بررسی نشده است. در اغلب این مطالعات به ویژگی‌های خاص بانک‌ها که در اقلام ترازنامه‌ای متجلی هستند توجه شده است، در حالی که در مطالعه حاضر علاوه بر اندازه و نقدینگی وسرمایه بانکی، تاثیر قدرت بازاری صنعت بانک‌داری بر نرخ بازده دارایی بانک‌ها نیز لحاظ شده است. لذا هدف اصلی این پژوهش تعیین قدرت انحصاری صنعت

بانک‌داری با استفاده ازشاخص لرنر و استفاده از تابع مرزی تصادفی برای ۳۳ بانک فعال دولتی و خصوصی طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ و سپس بررسی تأثیر
آن بر بازده دارایی بانک‌ها به عنوان شاخص عملکردی بانک‌ها می‌باشد. برای نیل به این هدف در ادامه مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است:
در بخش دوم مرور ادبیات ، دربخش سوم روش‌شناسی و در بخش چهارم برآورد مدل و تحلیل یافته‌ها و بخش پنجم نتیجه‌گیری می‌باشد.

۲- مبانی نظری

یکی دیگر از ویژگی‌های مهم ساختاری صنعت بانکی که در سالهای اخیر در کشور نمود بیشتری یافته، درجه انحصار و قدرت بازاری است که بانکها در این صنعت داشته و رقابتی است که قادرند به شکل‌های مختلف با یکدیگر انجام دهند. در ادامه، به این مورد پرداخته می‌شود که این ویژگی ساختاری چگونه قادر است تا بر تعادل اقتصاد اثرگذار باشد. این مسئله که چگونه ساختار بازار اعتبارات بانکی بر اثربخشی سیاست پولی تاثیر می‌گذارد، نخستین بار توسط آفتالیون و وایت[۶] (۱۹۷۸) و ون‌هوس[۷] (۱۹۸۳؛۱۹۸۵) بررسی شد. آنها نشان دادند که ساختار بازار بانکی می‌تواند اثر مهمی بر انتخاب ابزارها و اهداف سیاست پولی مناسب برای سیاستگذاران داشته باشد. از آن پس توجه به این تئوری‌ها شدت گرفت و مبانی تجربی و نظری در مورد اثرات ساختار بانکی بر سیاستهای پولی تدوین شد. در یکی از این مبانی، اولیورو و همکاران[۸] (۲۰۱۷) اعتقاد دارند که در هنگام اعمال سیاست پولی انقباضی، افزایش تمرکز در صنعت بانکی، اثر بخشی انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانکی را، به روشهای زیر تحت تاثیر قرار می‌دهد (اولیورو و همکاران، ۲۰۱۷). اول؛ افزایش تمرکز در صنعت بانکی سبب می‌شود تا بانکهای بیشتری با هم ادغام شده و این مورد سبب بزرگتر شدن اندازه بانکها می‌شود. به عبارت دیگر بانکهای کوچکتر و ضعیف‌تری که نمی‌توانند به منابع وجوه کافی دسترسی داشته باشند، در بانکهای بزرگتر ادغام می‌شوند. فرایند ادغام، دستیابی به منابع جایگزین وجوه را برای صنعت بانکی بهبود می‌بخشد و آنها را قادر می‌سازد تا عرضه اعتبارشان را در برابر شوکهای منفی وارد شده به ذخایرشان، به صورت نسبی محافظت کنند. از طریق این اثر، تمرکز می‌تواند انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک را، تضعیف کند. به دیگر سخن، بانکهای بزرگتر به دلیل دستیابی بیشتری که به منابع مالی دارند قادر خواهند بود تا در صورت بروز شوکهای منفی اقتصادی همچنان منابع اعتباری بالاتری را ارائه داده و در برابر شوک، مقاومت کنند[۹]. دوم آنکه؛ بانکها با اندازه متفاوت به دو دلیل به شوکهای سیاست پولی پاسخ متفاوتی نشان می‌دهند. الف: بانکهای کوچک اغلب ساختار سرمایه و نقدینگی ضعیف‌تری

دارند و بخش عمده‌ای از وجوه قابل وام دادن خود را از طریق سپرده‌های پس انداز تامین مالی می‌کنند. از این رو هنگامی که عرضه پول کاهش می‌یابد، بانکهایی که نقدینگی و سرمایه کمتری دارند، نمی‌توانند عرضه وام‌هایشان را از طریق منابع جایگزین وجوه (مانند وجوه نقد و سایر اوراق بهادر) ثابت نگهدارند. ب: بانکهای کوچک در این شرایط نیاز دارند تا برای وام‌دهی، به دنبال وجوه ناایمن رفته و از این طریق با افزایش ریسک ترازنامه‌ای، سبب تشدید اثرات مخرب اطلاعات نامتقارن شوند. در این حالت بانکها با مشکلات بیشتری برای تامین امنیت ترازنامه خود مواجه خواهند شد. از طریق این اثر، تمرکز می‌تواند انتقال سیاست پولی از طریق کانال وامدهی بانک را تضعیف کند.

سومین روشِ اثرگذاری تمرکز سیستم بانکی بر کانال وام‌دهی بانکها بدین صورت است که، با افزایش تمرکز، درجه رقابت در بازار بین بانکی کاهش می‌یابد. در این شرایط برخی از بانکها می‌توانند از قدرت بازاری و دانش اطلاعاتی بهتری که دارند، استفاده کرده و از شرایط نقدینگی موجود بهره‌مندتر شوند. این امر ممکن است سبب افزایش هزینه‌های تامین مالی برای سایر رقبای بازار شود. افزایش هزینه‌های تامین مالی، سبب می‌شود تا حافظت از عرضه وامها در مقابل شوکهایی که بر ذخایر بانکها به دلیل نوسانهای پولی وارد می‌شود، مشکلتر شود. در این حالت اثر بالقوه تمرکز بر هزینه‌های تامین مالی می‌تواند کارکرد کانال وامدهی را قوت بخشد.

چهارمین؛ دلیل آن است که، افزایش تمرکز در صنعت بانکداری می‌تواند منجر به انحصار یک جانبه اطلاعاتی، درباره اعتبارسنجی مشتریان در بانکهای بزرگتر شود. بروز انحصار یک جانبه در این مورد سبب خواهد شد تا هزینه‌های انتقال[10] برای قرض‌گیرندگان افزایش یابد. بنابراین افزایش هزینه‌های جستجو[11] برای بنگاههایی که به دنبال گرفتن وام از منابع اعتباردهنده جدید هستند، سبب می‌شود تا تقاضای اضافی برای بانکهای کوچک ایجاد شود. این تقاضای اضافی قاعدتاً نمی‌تواند توسط بانکهای بزرگ تامین مالی شود. این امر می‌تواند آثار کاهشی عرضه اعتبار بر فعالیت‌های اقتصاد را به دلیل شوک پولی منفی قوت بخشد و انتقال سیاست پولی از طریق کانال وامدهای بانکها را تقویت نماید. به صورت خلاصه می‌توان گفت که تمرکز می‌تواند کانال وامدهی بانک را به عنوان یکی از کانالهای انتقال سیاست پولی، قوت بخشد و یا تضعیف کند. البته این موضوع که کدامیک از این آثار غالب می‌باشند تا کنون به صورت مورد بررسی و کنکاش قرار نگرفته است

در ادبیات نظری درخصوص تأثیر انحصار یا قدرت بازاری بر میزان اثربخشی سیاست پولی توافق عمومی وجود ندارد. به منظور توضیح بیشتر در این زمینه ابتدا لازم است سازوکار انتقال سیاست پولی مشخص گردد. نحوه انتقال اثر سیاست‌های پولی را می‌توان از مجراهای مختلف از

جمله کانال نرخ بهره[۱۲]، کانال نرخ ارز[۱۳]، کانال قیمت سایر دارایی‌ها[۱۴] و کانال اعتباری[۱۵] مورد سنجش و بررسی قرار داد. کانال اعتباری که زیر مجموعه‌ای از نگرش‌های غیر نئوکلاسیکی به سازوکار انتقال است خود شامل دو مجرای یکی مجرای وام‌دهی و دیگری مجرای ترازنامه است (شریفی رنانی، ۱۳۹۰). اثربخشی سیاست پولی از طریق مجرای وام‌دهی مورد توجه مطالعاتی همچون برناک و بلایندر[۱۶] (۱۹۹۲)، کشیاپ و استین[۱۷] (۱۹۹۵)، برناک (۱۹۹۳)، برناک و گرتلر[۱۸] (۱۹۹۵)، ایهرمن[۱۹] (۲۰۰۳)، مشکین[۲۰] (۲۰۰۵)، لروی[۲۱] (۲۰۱۴) و یانگ و ساهو[۲۲] (۲۰۱۶) قرار گرفته است. مطابق نتایج برآوردها و محاسبات صورت گرفته توسط محققان می‌توان چنین ادعا کرد، مجرای وام‌دهی بانکی در اثرگذاری بر تولید و تورم بسیار کارا و مؤثر عمل می‌کند(مهربان نژاد،۱۳۹۳). نحوه انتقال از طریق مجرای وام‌دهی بدین صورت است که بانک‌هایی که با یک سیاست پولی سخت‌گیرانه (انقباضی) روبرو هستند، قادر نخواهند بود وجوه قابل وام دادن از دست رفته خود را به طور کامل جایگزین نمایند، لذا مجبور به کاهش میزان وام اعطایی خود می‌شوند. کاهش وام‌های بانکی، کسب و کارها و مصرف کننده‌های را که به وام‌های بانکی متکی هستند و نمی‌توانند وجوه مورد نیاز خود را از سایر منابع تامین کنند، وادار می‌نماید از خرید کالاهای بادوام و نیز دارایی‌های سرمایه‌ای صرف نظر کنند و در نتیجه سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های واقعی اقتصاد رو به کاهش می‌گذارد.

↓ تولید کل ⇐ ↓ مصرف و سرمایه گذاری ⇐ ↓ وام های بانکی ⇐ ↓ سپرده‌های بانک‌ها ⇐ ↓ عرضه پول

اندازه کاهش عرضه وام و بازده دارایی بانک‌ها تحت تاثیر سیاست‌های پولی انقباضی، متناسب با میزان دسترسی بانک‌ها به منابع مالی مازاد متفاوت خواهد بود. میزان دسترسی به منابع مالی، علاوه بر عواملی چون اندازه بانک، میزان سرمایه ونقدینگی بانک‌ها، تحت تاثیر قدرت بازاری و میزان رقابت صنعت بانک‌داری نیز است(فانگاکوا و ویل[۲۳]، ۲۰۱۳).

در خصوص تأثیر درجه قدرت بازاری بر اثربخشی سیاست‌های پولی بر بازده دارایی بانک‌ها در نظام بانکداری دو گروه نظریه مطرح است. گروه اول بر تأثیر مثبت قدرت بازاری بر مجرای وام‌دهی و اثربخشی سیاست پولی تأکید می‌کنند در حالیکه گروه دوم بر اثر منفی توجه و تأکید می‌نمایند.

استدلال گروه اول به این ترتیب است که افزایش قدرت بازاری ممکن است به بانک‌های قوی‌تر و به لحاظ مالی سالم‌تر اجازه دهد، بانک‌های ضعیف‌تر را به تملک خود درآورند. تملک بانک‌های کوچک توسط بانک‌های بزرگتر دسترسی آنها را به منابع مختلف تامین مالی در مجموع بهبود می-بخشد، به طوری که قادر به محافظت از عرضه وام در مقابل شوک‌های منفی سیاست‌های پولی

باشد. لذا افزایش قدرت بازاری موجب تضعیف مجرای وام‌دهی انتقال سیاست پولی می‌شود. همچنین اگر افزایش قدرت بازاری، رقابت در بازار بین بانکی را افزایش دهد، برخی از این بانک‌ها ممکن است سعی نمایند از قدرت بازاری بالاترشان ویا از دانش اطلاعاتی بیشتر و شرایط نقدینگی بهتر خود بهره‌برداری نمایند. این امر منجر به تحمیل هزینه‌های بالاتر نقدینگی برای دیگر بانک-های موجود در بازار خواهد شد. افزایش هزینه‌های نقدینگی بانک‌ها موجب بروز مشکلاتی در جهت حفاظت عرضه وام خود از شوک نامطلوب سیاست پولی انقباضی خواهد شد. بنابراین تاثیر بالقوه قدرت بازاری در هزینه نقدینگی بانک‌های ادغام نشده می‌تواند مجرای وام‌دهی را تقویت نماید. علاوه بر این گروه دوم بیان می‌کنند افزایش قدرت بازاری می‌تواند، منجر به انحصار یک‌جانبه اطلاعاتی درباره اعتبارسنجی از خوش حسابی[۲۴] مشتریان شود. با اجرای سیاست پولی انقباضی، بانک‌های کوچک‌تر(که بشدت متاثر هستند) نمی‌توانند پاسخگوی تقاضای معمول وام خود باشند. این تقاضای وام پاسخ داده نشده توسط بانک‌های بزرگتر به دلیل تحمیل هزینه‌های جابجایی برای وام گیرندگان جبران نمی‌شود زیرا برای متقاضیان وام، اخذ اعتبارات با هزینه بیشتر ازسایر بانک‌ها توجیه اقتصادی ندارد. بنابراین قدرت انحصاری موجب تقویت اثر بخشی سیاست‌های پولی انقباضی در کاهش عرضه وام بانکی می‌شود. از طرفی با افزایش قدرت بازاری، بانک‌های بزرگ‌تر از دسترسی بهتر به منابع اضافی وجوه مانند گواهی سپرده‌ها[۲۵] و وام‌های بین بانکی[۲۶]، بهره‌مند خواهند شد. لذا می‌توان گفت با افزایش سهم بازار بانک‌های بزرگ، کاهش معینی در عرضه پول (سیاست پولی انقباضی) اثر کمتری بر وام‌دهی و در نتیجه فعالیت‌های کلان اقتصادی خواهد داشت و افزایش قدرت بازاری موجب تضعیف اثر سیاست پولی از طریق مجرای وام‌دهی خواهد شد(الیورو[۲۷]، ۲۰۱۷).

۲-۱- پیشینه تحقیق

ماندلمن[۲۸] (۲۰۰۵) در مطالعه خود نشان می‌دهد که انحصار در صنعت بانکی نااطمینانی در متغیرهای حقیقی را افزایش داده و باعث تقویت ادوار تجاری می‌شود. آلیگا دیاز و الیورو[۲۹] (۲۰۰۷) به بررسی اثرات قدرت انحصاری در بخش بانکی بر متغیرهای کلان اقتصادی، و تاثیر این ساختار بر ادوار تجاری با استفاده از مدل DSGE می‌پردازد. آنان اعتقاد دارند زمانی که نرخ بهره در بانکهایی که وام می‌دهند، کاهش می‌یابد، بانک با بده بستانی میان کاهش مقدار سود جاری و یا کسب سهم بازاری بالاتر در آینده، مواجه خواهد بود[۳۰]. علاوه بر این افزایش سطوح فعالیت اقتصادی سبب افزایش اهمیت سهم بازاری آتی نسبت به سود جاری می‌شود و سبب خواهد شد تا بانک نرخ بهره پایین‌تری را برای جذب مشتریان جدید در بازار وام پیشنهاد دهد. با توجه به این اساس تئوریکی و

در نظر گرفتن وجود اطلاعات نامتقارن در سیستم بانکی و هزینه‌های آمد و شد برای قرض گیرندگان (برای برقراری شرایط رقابت ناقص) مدل DSGE تبیین و به بررسی رفتار ضد سیکلی بانکها پرداختند. آندرس و آرس (۲۰۰۸) با تبیین چارچوب مدل DSGE با وجود محدودیت دارایی‌های رهنی برای اخذ وام توسط بنگاههای واسطه‌ای، به بررسی نقش شوکهای اقتصادی بر ثبات سیستم و نقش ساختار بانکها بر این ثبات پرداخته‌اند. به اعتقاد آنان در بلندمدت رقابت بانکی سبب افزایش مصرف و تولید خواهد شد. اما در دنیای پویای اقتصاد، اغلب متغیرها حساسیت بالاتری به شوکهای اقتصادی در زمانی که صنعت بانکی رقابتی‌تر باشد نشان می‌دهند. گانتنر (۲۰۰۹)، با تدوین مدل DSGE با ساختار رقابت انحصاری در خدمات وام و سپرده و هزینه های تعدیل برای نرخهای بهره بانکی به بررسی نتایج حاصل از شوکهای پولی و تغییرات ساختاری در واسطه‌گری‌های مالی، در این بخش می‌پردازد. نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد که وجود محدودیت رقابت در بخش سپرده می‌تواند به عنوان یک عامل تکاثر (شتاب‌دهنده) مالی عمل نماید. علاوه براین به اعتقاد وی بانکها نقش اندکی در ادوار تجاری ایفا می‌کنند.

گوانجی و میورا[۳۱] (۲۰۰۹) با بکارگیری روش پانزار-راس اقدام به سنجش رقابت در صنعت بانکی ۲۲ کشور درحال توسعه نموده و با استفاده از مدل‌های غیرتئوریک توانست رابطه منفی رقابت در صنعت بانک‌داری و اثر بخشی سیاست پولی از طریق مجرای وام دهی را نشان دهد.

آندرس و آرس (۲۰۱۰) نیز با استفاده از مدلی مشابه با کار قبلی خود، مقدار سیاست پولی بهینه را در حالات مختلف ساختار بخش بانکی با استفاده از مدل DSGE محاسبه می‌کنند. آندرس و آرس (۲۰۱۲) نیز با توسعه مدل (۲۰۰۸) خود، به بررسی اثرات ساختاری شوکهای وامدهی بر ثبات سیستم اقتصادی پرداختند. نتایج مطالعه آنان نشان می‌دهد که اگر صنعت بانکی رقابت بالاتری را داشته باشد، در کوتاه مدت تولید، قیمت اعتبار و مسکن دارای حساسیت شدیدتری به شوکهای ساختاری بانکی خواهد بود. علاوه براین تشدید رقابت در صنعت بانکی سبب ثبات بالاتر در ستاده و اعتبار، در صورت بروز شوک پولی خواهد شد.

آمیدو و ولف[۳۲] (۲۰۱۳) با استفاده از رویکرد رگرسیونی داده‌های پانل به مطالعه رابطه بین تمرکز در صنعت بانک‌داری و اثربخشی سیاست پولی بر اقتصاد ۵۵ کشور می‌پردازند. به منظور بررسی ساختار صنعت بانکی از شاخص لرنر بهره جسته و نشان دادند که افزایش میزان رقابت در این صنعت به تضعیف اثر بخشی سیاست پولی از طریق مجرای وام دهی منجر می‌شود.

برامر و همکاران[۳۳] (۲۰۱۳) در مقاله‌ای به ارزیابی رقابت در بازار بانکی منطقه یورو از طریق محاسبه شاخص هرفیندال- هیرشمن و همچنین تمرکز نسبی پنج بانک بزرگ (CR5) پرداخته و تاثیر آن دراثربخشی سیاست‌های پولی ECB مورد سنجش قرار می‌دهند. نتایج حاصله از بررسی‌ها

نشان می‌دهد، هر دو شاخص حاکی از تسلط بانک‌های بزرگ در بلژیک، فنلاند و هلند می‌باشد، در حالی که جمع سهم بازار موسسات بزرگ در آلمان و لوکزامبورگ نسبتا کم است. سپس با استفاده از رویکرد رگرسیون حداقل مربعات معمولی نشان می‌دهند، درجه تمرکز بالا در صنعت بانک‌داری موجب تضعیف اثرگذاری سیاست‌های پولی بر متغییرهای کلان اقتصاد می‌شوند.

فانگاکوا و همکاران[۳۴] (۲۰۱۳) تاثیر رقابت بانکی بر انتقال سیاست پولی از طریق مجرای وام-دهی در ۱۶۸۰۰ بانک از ۱۲ کشور منطقه یورو را با استفاده از روش برآورد داده‌های پانل در طول دوره ۹ ساله (۲۰۰۲ تا ۲۰۱۰) ارزیابی می‌کنند. نتایج حاصله نشان می‌دهد، سطح بالای رقابت در صنعت بانک‌داری کشورهای مورد بررسی با قدرت بازای پایین بانک‌ها همراه بوده و موجب تقویت اثربخشی سیاست‌های پولی از طریق مجرای وام‌دهی خواهد شد.

لروی[۳۵] (۲۰۱۴) در مقاله‌ای به بررسی رابطه رقابت در صنعت بانک‌داری واثربخشی سیاست پولی بر اقتصاد ۱۱ کشور از منطقه اروپا می‌پردازد. وی به منظور محاسبه شاخص تمرکز از شاخص لرنر بهره جسته و چون دو ورودی قیمت و هزینه نهایی برای به دست آوردن شاخص لرنر مورد نیاز هست، از نسبت کل درآمد به کل دارایی به‌عنوان قیمت و برای برآورد هزینه نهایی از تابع ترانسلوگ استفاده می‌کند. وی مدل خود را براساس الگوی تجربی کاشیاپ و استین[۳۶] (۲۰۰۰)، اشکرافت[۳۷](۲۰۰۶) و آلتانباس۳۸ (۲۰۰۹) ارائه کرده و با رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته۳۹ برای دوره ۱۲ساله (۲۰۱۱-۱۹۹۹) تخمین می‌زند. نتایج حاصله نشان می‌دهد، بانک‌ها با قدرت بازاری بالاتر حساسیت کمتری به تغییرات در نرخ بهره بین بانکی دارند. یعنی افزایش قدرت بازاری صنعت اثربخشی سیاست های پولی را تضعیف می‌کند.

یانگ و ساهو[۴۰] (۲۰۱۶) در ارزیابی شاخص لرنر براساس شکاف بین قیمت و هزینه به عنوان شاخص قدرت بازاری سیستم بانکی چنین نمود ایشان نیز برای محاسبهٔ هزینهٔ نهایی از تابع هزینهٔ مرزی ترانسلوگ استفاده نمود. سپس با استفاده از مدل ایهرمن[۴۱] (۲۰۰۳) اقدام به بررسی اثر قدرت بازاری بر اثربخشی سیاست پولی برای سال‌های ۲۰۰۳ الی ۲۰۱۴ در کشور چین نمود. نتایج حاصله گویای این‌است که بانک‌های با قدرت بازاری پایین‌تر، تمایل به افزایش رشد وام و حساسیت کمتری نسبت به شوک سیاست پولی دارند لذا افزایش در رقابت بخش بانکی چین اثربخشی سیاست پولی را تضعیف می‌کند.

اولیورو و لی[۴۲] (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی رابطه تمرکز در صنعت بانک‌داری واثر بخشی سیاست پولی از طریق مجرای وام‌دهی بر اقتصاد ۱۸ کشور می‌پردازد. ایشان به منظور محاسبه شاخص تمرکز از شاخص هرفیندال-هریشمن بهره جسته و بارویکرد رگرسیونی داده‌های پانل نشان

می‌دهند برای دوره ۱۰ساله مورد مطالعه (۱۹۹۶-۲۰۱۶) کاهش میزان تمرکز اثر بخشی سیاست پولی در این کشورها را از طریق مجرای وام‌دهی تقویت می‌نمایند.

گودهارت و کبیری[۴۳] (۲۰۱۹) با استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی به بررسی ارتباط بین سیاست‌های پولی و سودآوری بانک‌ها در محیط نرخ بهره پایین در کشور انگلستان می‌پردازند. یافته‌های این مطالعه دلالت بر ارتباط معکوس بین سیاست‌های پولی بر سودآوری بانک‌ها در محیط‌های پایین نرخ بهره می‌باشد.

مطالعات داخلی زیادی در زمینه‌ی مسیر وام‌دهی در ایران و نقش بانک‌ها و ویژگی‌های مربوط به آنها در انتقال اثرات سیاست پولی بر بازده دارایی‌ها به عنون یکی از متغیرهای عملکردی در ایران انجام شده از مهمترین این موارد می‌توان به مطالعات حقیقی(۱۳۸۵)، تقوی و لطفی(۱۳۸۵)، شریفی‌رنانی و کمیجانی(۱۳۸۸)، فرزین‌وش و حیدری(۱۳۹۰)، کمیجانی و علی‌نژاد (۱۳۹۱) و مهربانی‌نژاد(۱۳۹۳) اشاره نمود، اما مطالعات کمی در زمینه اثرات همزمان ساختار بازار صنعت بانک‌داری به همراه ویژگی‌های خاص بانک‌ها بر سازوکار انتقال سیاست پولی در ایران صورت گرفته که در این قسمت به آنها اشاره می‌گردد. نظریان، فرهادی‌پور و فرجی(۱۳۹۲) در مقاله‌ای اقدام به ارزیابی چگونگی اثر تغییر رقابت صنعت بانک‌داری بر رشد وام نمودند. آن‌ها با استفاده از روش-شناسی پانزار و راس درجه رقابت در صنعت بانک‌داری ایران را اندازه‌گیری کرده و سپس اثر شاخص رقابت بازار بانک‌داری را بر رشد وام مورد بررسی قرار دادند. نتایج برآورد شواهد سازگاری را مبنی بر تقویت اثربخشی سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک با افزایش رقابت در بانک‌داری نشان می-دهد.

شاهچرا و کشیشیان(۱۳۹۳) در پژوهشی ابتدا اقدام به محاسبه میزان تمرکز در صنعت بانک-داری ایران با استفاده از سه شاخص هرفیندال-هیرشمن، نسبت تمرکز چهار بنگاه برتر و شاخص آنتروپی نمودند، سپس اثر شاخص‌های محاسبه شده را در سازوکار انتقال سیاست پولی از طریق مجرای وام‌دهی مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج به دست آمده بیانگر آن است که ضریب متغیر تمرکز با استفاده از هر سه شاخص بر مجرای وام‌دهی بانک‌ها دارای اثر معنادار و منفی است، به این معنی که با افزایش تمرکز از میزان وام‌دهی بانک‌ها کاسته شده و مجرای وام‌دهی به عنوان یکی از سازوکارهای انتقال سیاست پولی تضعیف می‌شود.

بهمنی و میرهاشمی(۱۳۹۴) در بررسی مجرای وام‌دهی ناشی از سیاست پولی اعمال شده توسط مقامات پولی ومحاسبه اثرپذیری سیستم بانکی با استفاده از دو شاخص نسبت سپرده‌های بانک‌های غیردولتی به کل سپرده‌های تمام بانک‌های نمونه و نسبت وام‌های بانک‌های غیر دولتی به کل وام‌های تمام بانک‌های نمونه دریافتند با افزایش درجه بازاری کردن شبکه بانکی میزان اعطای

تسهیلات سیستم بانکی افزایش می‌یابد. همچنین میزان انتقال سیاست پولی از طریق مجرای اعطای وام بانکی با افزایش بازاری کردن تضعیف می‌شود.

عیسوی و همکاران (۱۳۹۷) در بررسی شاخص‌های ثبات و کارایی در ۱۱ بانک دولتی و خصوصی طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۵ با استفاده از شاخص‌های ریسک اعتباری و ریسک نقدینگی نشان می‌دهند بهبود شاخص‌های ثبات منجر به کاهش کارایی بانک‌ها شده و این نشان‌دهنده عملکرد نامناسب بانک‌ها در انتخاب پرتفویی است که هم‌زمان ریسک را کاهش و عملکرد کارایی را بهبود بخشد.

نظریان (۱۳۹۶) در بررسی تاثیر متغیر های کلان اقتصادی بر سودآوری بانک ملی نشان می دهد ارتباط معناداری بین نوسانات سیکل های تجاری و سودآوری بانک ملی ایران وجوددارد و کوچک سازی در جهت کسب سود بیشتر باید در دوران رکود سرمایه گذاری و کیفیت دارایی را مد نظر قرار داده و در دوران رونق وضعیت نقدینگی خود را بهبود بخشد تا با ریسک نقدینگی روبرو نشود.

حسینی و فرامرزی عباد (۱۳۹۵) اثر گسترش بانکداری الکترونیکی بر بازده حقوق صاحبان سهام در هشت بانک منتخب فعال در بورس (اقتصاد نوین، پارسیان، پاسارگاد و سینا و پست بانک، تجارت، صادرات و ملت) در دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۳ با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته‌ی و داده‌های تابلویی بررسی می‌نمایند یافته‌های پژوهش در قالب بازده حقوق صاحبان سهام و نسبت تعداد دستگاه‌های خودپرداز به تعداد شعب و سهم هر بانک از کل پایانه‌های فروش به عنوان ابزارهای بانکداری الکترونیکی و شاخص هرفیندال – هیرشمن به عنوان متغیر ساختاری به همراه تولید ناخالص داخلی حقیقی به عنوان عامل خارجی موثر بر سودآوری را بر بازده حقوق صاحبان سهام بررسی و نشان می‌دهند که گسترش دستگاه‌های خودپرداز در شعب بانکی و برخورداری بانکها از سهم بالاتر ابزارهای الکترونیکی به کل پایانه‌های فروش تاثیر مثبت و معناداری بر بازده حقوق صاحبان سهام در نمونه منخب داشته است.

در جمع‌بندی مطالعات نشان می‌دهد بسیاری از این پژوهش‌ها به بررسی متغیرهای سرمایه، اندازه و نقدینگی بانک در سازوکار انتقال سیاست پولی پرداخته و هیچ کدام تأثیر قدرت انحصاری صنعت بانک‌داری بر سازوکار انتقال سیاست پولی بر بازده دارایی‌ها را مورد سنجش قرار نداده‌اند. بنابراین نوآوری این مقاله ملحوظ نمودن قدرت بازاری بر بازده دارایی بانک‌های خصوصی و دولتی با بهره‌گیری از الگوهای ساختاری و نیز مدل‌سازی آن طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۸۵می‌باشد.

۳- روش‌شناسی تحقیق

روش تحقیق اسنادی و کتابخانه‌ای و از نظر هدف کاربردی است. ابتدا شاخص قدرت بازاری بر اساس دو رهیافت ساختاری و غیرساختاری استخراج و تأثیر آن بر نرخ رشد وام به عنوان متغیر جایگزین وام‌دهی بررسی می‌شود. در تشریح الگوهای ساختاری و غیرساختاری در سنجش قدرت بازاری قیمت‌پذیری و فروش تولیدات در قیمتی برابر با هزینه‌های نهایی، از مهم‌ترین خصوصیات بازار رقابتی است. در یک بازار ناکامل رقابتی، بنگاه‌ها توانایی تاثیرگذاری قیمت و فروش تولیدات، بالاتر از سطح هزینه‌های نهایی را دارند. این ایده توسط لرنر (۱۹۳۴: ۱۶۱) با معرفی شاخص لرنر $L=\frac{P-MC}{P}$ مطرح شد. (P قیمت تولید و C هزینه نهایی تولید). هرچه ارزش این شاخص بیشتر باشد، درجه قدرت بازاری بالاتر است. تفسیر شاخص لرنر باید با احتیاط صورت گیرد؛ زیرا حاشیه قیمت- هزینه[۴۴] که این شاخص را تعیین می‌کند، قابل افزایش با ارتقا در قیمت یا کاهش در هزینه نهایی است. این تفسیر زمانی مناسب است که افزایشی در شاخص لرنر، با افزایشی در قیمت‌های تولیدات همراه باشد. اگر این افزایش ناشی از کاهشی در هزینه‌های نهایی باشد، شاخص لرنر بالاتر می‌تواند بیانگر کارایی بالاتر به‌جای قدرت بازاری باشد. این ابهام ممکن است هنگام استخراج مشاهدات از تعادل‌های تک- دوره‌ای[۴۵] ایجاد شود. بازی یک‌بعدی[۴۶] از چنین تعادل‌هایی، مانع امکان ورود بنگاه‌های جدید به بازار و ملاحظات بنگاه‌ها نسبت به پاسخ‌های رقبا می‌شود. در حالت-های چندبعدی، حاشیه قیمت- هزینه باعث جذب بنگاه‌های جدید به بازار یا انگیزه‌ای برای رقبا برای افزایش مقدار تولید می‌شود. درصورت نبود موانع ورود (مانند بازارهای رقابتی)، این فرآیند تا زمانی‌که قیمت‌ها تا تعادل با هزینه‌های نهایی برابر باشد، ادامه می‌یابد. بنابراین، وجود حاشیه قیمت- هزینه مثبت، تنها زمانی به‌عنوان شاهدی برای قدرت بازاری شناخته می‌شود که وقوع[۴۷] آن در طول زمان تداوم داشته باشد.

شاخص لرنر به‌رغم استفاده گسترده در سنجش قدرت بازاری به دلیل دشواری محاسبه هزینه نهایی دراغلب مطالعات به‌صورت مستقیم استفاده نمی‌شود. شاخص جایگزین این مدل‌ها دو رهیافت ساختار- رفتار- عملکرد[۴۸] (SCP) و رهیافت سازمان‌های صنعتی تجربی جدید[۴۹] می باشد. (تیلور[۵۰]، ۱۹۸۸).

- **رهیافت ساختار- رفتار- عملکرد** (SCP)

طبق الگوی رهیافت ساختار- رفتار- عملکرد (مسون ،۱۹۳۹و ۱۹۴۹) قدرت بازاری را می‌توان از رابطه مثبت بین ساختار و عملکرد استخراج کرد. در این رهیافت، متغیرهای ساختار بازار با تمرکز بر بازار، تفاوت در کالا، ادغام عمودی و موانع ورود اندازه‌گیری و به‌عنوان متغیرهای بروزن‌زا

منظور می‌شوند. متغیرهای عملکرد بازار (نرخ بازده[۵۱]، حاشیه قیمت- هزینه، شاخص q توبین[۵۲]) به‌عنوان متغیر وابسته لحاظ می‌شوند. در این رهیافت، متغیر ساختار به‌منظور تخمین قدرت بازاری بر متغیر عملکرد برآورد می‌شود. این تخمین آثار تغییر[۵۳] در ساختار بازار بر عملکرد بازار را توضیح می‌دهد.

این رهیافت از سه جنبه مورد انتقاد است:

الف) متغیرهای ساختار بازار در حقیقت همیشته ماهیتی برون‌زا ندارند، برای مثال؛ تمرکز بازار به‌عنوان یکی از متغیرهای ساختار بازار ممکن است که به‌وسیله کارایی بنگاه تحت تاثیر قرار گیرد. بنگاه‌های با کارایی بیشتر، دارای هزینه‌های کم‌تر هستند که آن‌ها را قادر خواهد کرد تا تولیداتشان را در قیمت‌های کم‌تر بفروشند. بنگاهای کم‌تر کارا، نمی‌توانند این عمل را انجام دهند (مگر اینکه ضرری متحمل شوند) که این بنگاها را مجبور خواهد کرد تا از بازار خارج شوند و منجر به افزایش تمرکز بازار می‌شود. در این حالت، رابطه بین عملکرد بازار و ساختار بازار، معکوس ایده رهیافت SCP است (کاوس و پرتر[۵۴]، ۱۹۷۷؛ بریس‌نهان، ۱۹۸۹؛ دلورم و همکاران[۵۵]، ۲۰۰۲). به‌عنوان یک نتیجه، وجود یک ضریب رگرسیون بازار برای نمایش قدرت بازاری در بعضی شرایط ممکن است که گمراه‌کننده باشد.

ب) اندازه‌گیری هر دو متغیر ساختار و عملکرد اغلب مشکل است. متغیر تمرکز و مخصوصا شاخص هرفیندال- هریشمن[۵۶] در متغیرهای ساختاری بازار، گسترده‌ترین شاخص مورداستفاده است. با این حال، این شاخص به‌خاطر حساسیت به تعریف بازار مربوطه از نقطه نظر مرزهای جغرافیایی[۵۷] و همگنی کالاها، بسیار مورد انتقاد قرار گرفته است (لیجیسن[۵۸]، ۲۰۰۳، ۱۲۳). پروکسی تفاوت در نوع کالا (تولید) نیز به دشواری قابل اندازه‌گیری است. داده‌های مربوط به استراتژی‌های تفاوت در کالا مانند تبلیغات[۵۹]، بازاریابی[۶۰] یا تغییر تکنیکی[۶۱] نیز به ندرت قابل ارزیابی است. علاوه‌براین، از دید خریداران، تفاوت در کالا که برای بنگاه‌های قدرت‌مندتر وجود دارد نیز به‌سختی این میزان تمایز، قابل اندازه‌گیری است. با این حال، حتی هنگام اندازه‌گیری این چنین متغیرها، درجه تفاوت آن‌ها ممکن است از بنگاهی به بنگاه دیگر متفاوت باشد (روادس[۶۲]، ۱۹۸۵: ۳۴۴- ۳۴۷). برآورد و محاسبه ادغام عمودی نیز اغلب به‌دلیل کمبود داده‌های هزینه‌های معامله و تفسیر مبهم[۶۳]، به سختی امکان‌پذیر است.

در متغیرهای عملکرد بازار، نرخ بازدهی‌ها اغلب مسئله‌آمیز است. به‌دلیل دردسترس نبودن داده‌های مربوط به هزینه نهایی، حاشیه قیمت- هزینه به سختی قابل محاسبه است. ازاین‌رو، از هزینه‌های متوسط اغلب به‌عنوان جانشین هزینه‌های نهایی استفاده می‌شود. علاوه‌براین، اندازه- گیری هزینه‌ها و مخارج دارایی‌های غیرقابل لمس مثل تبلیغات و تحقیق و توسعه[۶۴] در شاخص

توبین به‌سختی قابل برآورد است (بویر[۶۵]، ۱۹۹۶: ۱۱۶؛ کارلتون و پرلوف[۶۶]، ۲۰۰۵؛ پرلـوف ، ۲۰۰۷) و منجر به تورش‌دار شدن معیارهای عملکرد بازار شود.

ج) رهیافت SCP فرض می‌کنـد کـه صـنایع مختلـف دارای روابـط سـاختار- عملکـرد یکسـان هستند. درعمل، هر صنعت دارای خصوصیات ویژه و مخصوص[۶۷] به‌خود است. در تحلیل رگرسـیون فرض می‌شود رابطه بین ساختار- عملکرد، یک اثر علی بین متغیـر وابسـته و توضـیحی اسـت. ایـن موضوع زمانی صحیح است که داده‌ها در صنایع مختلف با روابط ساختار و عملکرد متفـاوت، جمـع-آوری شده باشد. این رابطه بین متغیرها را می‌توان به‌عنوان همبستگی یا تحلیل توصیفی[۶۸]، تفسـیر کرد. ضریب مثبت چنین رابطه‌ای لزوما" شاهدی برای قدرت بازاری نخواهد بود (کارلتون و پرلـوف، ۲۰۰۵ و پرلوف و همکاران، ۲۰۰۵).

در برآورد شاخص لرنـر بـه عنـوان شـاخص سـاختاری قـدر ت بـازاری بـرای محاسـبهٔ هزینـهٔ نهـایی از تـابع هزینـهٔ مـرزی ترانسـلوگ اسـتفاده مـی‌شـودکه فقـط شـامل هزینـه‌هـای عملیـاتی است. این تابع، هزینه‌های جذب سـپرده (تـامین مـالی) و قیمـت سـپرده‌هـا را در نظـر نمـی‌گیـرد و صرفاً نهاده‌های فیزیکی مانند نیـروی کـار و سـرمایه و هزینـه‌هـای آنهـا در تحلیـل‌هـا وارد مـی-شوند، زیرا بـرای انجـام معـاملات و گـردآوری اسـناد مـالی بـه نهـاده‌هـای فیزیکـی احتیـاج مـی-شود.[۶۹] تابع هزینهٔ مورد استفاده به صورت رابطه زیر است.

$$C = f(X) + v + u \qquad (۱)$$

$$C = f(D, L, V_l, V_k) + v + u \qquad (۲)$$

در تابع فوق C هزینهٔ عملیاتی بانک که از مجموعهٔ هزینهٔ پرسـنلی، هزینـهٔ اسـتهلاک، اداری و سایر هزینه ها از صورت سود و زیان بانک‌ها استخراج شده اند، L وام وتسهیلات اعطایی، D مقـدار سپرده‌گذاری، W_l قیمت نیروی کارکه ازنسبت هزینه‌های پرسنلی در صورت سود و زیان هر بانک از گزارش عملکرد صنعت بانکی در هر سال استخراج می‌شود به دارایی‌های کل هر بانک بدسـت مـی-آید، W_k قیمت نهاده سرمایه، V جزء خطای تصادفی با توزیع نرمال و U جزء خطای عدم کـارایی، متغیر تصادفی غیر منفی و بیانگر ناکارایی است

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش از اطلاعات ترازنامه سالنامه بانک‌های خصوصی و دولتـی ایران و بانک مرکزی ایران برای دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ و برای ۲۳ بانک فعـال دولتـی و خصوصـی در این دوره جمع آوری شده است. علت استفاده نشدن از آمار سایر بانـک‌هـایی کـه در ایـن پـژوهش آورده نشده است، تاسیس آن‌ها در زمان دورتر یا انحلال زودتر از این تاریخ بوده‌است.

۴- برآورد الگو

با محاسبه شاخص لرنر می توان تأثیر آن، با توجه به سیاست پولی بر بازده دارایی بانک‌ها ارزیابی نمود. برای محاسبهٔ هزینهٔ نهایی بر مبنای هزینه عملیاتی از تابع هزینهٔ مرزی ترانسلوگ برآورد شده است. این تابع، هزینه‌های جذب سپرده (تامین مالی) و قیمت سپرده‌ها را در نظر نمی-گیرد و صرفاً نهاده‌های فیزیکی مانند نیروی کار و سرمایه و هزینه‌های آنها در تحلیل‌ها وارد می-شوند، زیرا برای انجام معاملات و گردآوری اسناد مالی به نهاده‌های فیزیکی احتیاج می‌شود.[۷۰] تابع هزینهٔ مورد استفاده به صورت رابطه زیر است.

(۳)

$$Ln(C_{it}) = c_0 + \gamma_l\ LnW_{lit} + \gamma_k\ LnW_{kit} + \gamma_L\ LnL_{it} + \gamma_D\ LnD_{it} + \frac{1}{2}\gamma_{ll}\ (LnW_{lit})^2 + \gamma_{lk} LnW_{lit}\ LnW_{kit}$$
$$+ \frac{1}{2}\gamma_{kk}(LnW_{kit})^2 + \frac{1}{2}\gamma_{LL}(LnL_{it})^2 + \gamma_{LD} LnL_{it}\ LnD_{it} + \frac{1}{2}\gamma_{DD}(LnD_{it})^2 + \gamma_{Ll} LnL_{it}\ LnW_{lit}$$
$$+ \gamma_{Lk} LnL_{it}\ LnW_{kit} + \gamma_{Dl} LnD_{it}\ LnW_{lit} + \gamma_{Dk} LnD_{it}\ LnW_{kit} + \mu_1 Trend + \frac{1}{2}\mu_2 Trend^2$$
$$+ \mu_L TrendLn(L_{it}) + \mu_D TrendLn(D_{it}) + \mu_l TrendLn(W_{lit}) + \mu_k TrendLn(W_{kit}) + V_{it} + U_{it}$$

در تابع فوق Ln لگاریتم طبیعی و i و t به ترتیب نشانگر بانک و زمان هستند. C هزینهٔ عملیاتی بانک که از مجموعهٔ هزینهٔ پرسنلی، هزینهٔ استهلاک، اداری و سایر هزینه ها از صورت سود و زیان بانک‌ها استخراج شده اند، L وام وتسهیلات اعطایی، D مقدار سپرده‌گذاری، W_l قیمت نیروی کارکه ازنسبت هزینه‌های پرسنلی در صورت سود و زیان هر بانک از گزارش عملکرد صنعت بانکی در هر سال استخراج می‌شود به دارایی‌های کل هر بانک بدست می‌آید، W_k قیمت نهاده سرمایه، Trend متغیر روند زمانی که تغییرات تکنولوژی را شامل می‌شود V جزء خطای تصادفی با توزیع نرمال و U جزء خطای عدم کارایی، متغیر تصادفی غیر منفی و بیانگر ناکارایی است. با توجه به اینکه تابع هزینهٔ همگن از درجهٔ یک است، برای تضمین همگنی خطی و برقراری شرط تقارن محدودیت های زیر ضروری است.

$$\gamma_l + \gamma_k = 1 \quad (۴)$$
$$\gamma_{ll} + \gamma_{lk} = 0 \quad (۵)$$
$$\gamma_{lk} + \gamma_{kk} = 0 \quad (۶)$$
$$\gamma_{lk} + \gamma_{kk} = 0 \quad (۷)$$
$$\gamma_{Ll} + \gamma_{Lk} = 0 \quad (۸)$$

$$\gamma_{Dl} + \gamma_{Dk} = 0 \qquad (۹)$$

مجموعه محدودیت های فوق، قبل از برآورد مدل بر روی معادله (۴) اعمال می‌گردد تا معادله (۱۰) بدست آید.

(۱۰)

$$Ln\left(\frac{C_{it}}{W_{kit}}\right) = \gamma_l \left(Ln\frac{W_{lit}}{W_{kit}}\right) + \gamma_L\ Ln\left(L_{it}\right) + \gamma_D\ Ln\left(D_{it}\right) + \frac{1}{2}\gamma_{ll}\left(Ln\left(\frac{W_{lit}}{W_{kit}}\right)\right)^2 + \frac{1}{2}\gamma_{LL}(LnL_{it})^2$$
$$+\gamma_{LD} LnL_{it}\ LnD_{it} + \frac{1}{2}\gamma_{DD}(LnD_{it})^2 + \gamma_{Ll} Ln\left(L_{it}\right) Ln\left(\frac{W_{lit}}{W_{kit}}\right) + \gamma_{Dl} LnD_{it}\ Ln\left(\frac{W_{lit}}{W_{kit}}\right) + \mu_1 Trend$$
$$+\frac{1}{2}\mu_2 Trend^2 + \mu_L TrendLn(L_{it}) + \mu_D TrendLn(D_{it}) + \mu_l TrendLn\left(W_{lit}\right) + \mu_k TrendLn\left(W_{kit}\right) + V_{it} + U_{it}$$

به طور معمول تغییرات تکنولوژیک در نظام بانک‌داری با بکارگیری ابزارهای الکترونیکی نظیر(ATM) و خدمات اینترنتی بسیار سریع اتفاق می‌افتد، بدین لحاظ متغیر روند زمانی(Trend) را در تابع هزینهٔ وارد می‌کنیم .همان‌طورکه ملاحظه می‌شود، جزء خطا در تابع (۱۰) از دو قسمت تشکیل و مقدار تابع هزینهٔ به صورت خطای مرکب تصریح شده است. برآورد مدل‌های خطای مرکب با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی(OLS) مقدور نیست؛ زیرا همهٔ تغییرات در عملکرد بنگاه در مقایسه با مرز کارایی، تصادفی نیست؛ بلکه مقداری از انحراف ها به خاطر جزء ناکارایی است که توزیع نیمه نرمال دارد و با استفاده از روش حداکثر درست نمایی(ML) تخمین های کارا برای ضرایب تابع به دست می‌آید.

جدول (۱): نتایج حاصل از برآورد تابع هزینه مرزی ترانسلوگ

نام متغیر	پارامتر	ضریب برآورد شده	ارزش احتمال
C	β_0	۳/۳۲	۰/۰۰۰۰
$Ln(W_l)$	γ_l	-۰/۷۷	۰/۰۰۰۱
$Ln(W_k)$	γ^*_k	۱/۲	۰/۰۰۰۱
$Ln(L)$	γ_L	۰/۲۱	۰/۰۶۱۹
$Ln(D)$	γ_D	۰/۳۷	۰/۰۱۶۸
$Ln^2(W_l)$	γ_{ll}	-۰/۰۸	۰/۵۰۲۵
$Ln(W_l) \times Ln(W_k)$	γ^*_{lk}	۰/۴۶	۰/۵۰۲۵

نام متغیر	پارامتر	ضریب برآورد شده	ارزش احتمال
$Ln^2(W_k)$	γ^*_{kk}	۰/۹۳	۰/۵۰۲۵
$Ln(L)Ln(D)$	γ_{LD}	-۰/۱۹	۰/۰۳۸۰
$Ln^2(L)$	γ_{LL}	۰/۰۶	۰/۰۴۶۵
$Ln^2(D)$	γ_{DD}	۰/۱۸	۰/۰۲۹۷
$Ln(L)Ln(W_l)$	γ_{Ll}	۰/۲۲	۰/۰۱۰۹
$Ln(L)Ln(W_k)$	γ^*_{Lk}	-۰/۲۵	۰/۰۱۰۹
$Ln(D)Ln(W_l)$	γ_{Dl}	-۰/۰۷	۰/۲۱۰۶
$Ln(D)Ln(W_k)$	γ^*_{Dk}	۰/۱۳	۰/۲۱۰۶
$Trend$	μ_1	۰/۵۶	۰/۰۰۰۰
$Trend^2$	μ_2	-۰/۰۰۳	۰/۰۸۵۲
$Ln(L)Trend$	μ_L	۰/۰۵	۰/۱۱۰۱
$Ln(D)Trend$	μ_D	-۰/۰۰۷	۰/۷۱۳۲
$Ln(W_l)Trend$	μ_l	-۰/۰۳	۰/۰۰۲۳
$Ln(W_k)Trend$	μ_k	-۰/۰۳	۰/۰۳۰۱
σ^2	$\sigma^2=\sigma_u^2+\sigma_v^2$	۰/۵۵	۰/۰۴۸۹۱
γ	$\gamma=\frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2}$	۰/۸۹	۰/۰۰۰۰
معیارهای اعتبار سنجی	ضریب تعیین		۰/۹۸
	ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۹۷
	معیار اطلاعاتی آکائیک		۰/۲۲
	آماره دوربین- واتسون		۱/۸۵

(** معنی داری ضرایب در سطح احتمال ۹۵٪ و * معنی داری در سطح احتمال ۹۰٪ را نشان می‌دهد.)
مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

پس از تخمین ضرایب مدل (۱۰) به منظور برآورد قدرت بازاری از طریق شاخص لرنر در بازار وام، با مشتق‌گیری از تابع هزینهٔ نسبت به متغیر وام(L) معادله (۱۱) به‌عنوان تابع هزینه نهایی برای صنعت بانکی کشور بدست می‌آید .

(۱۱)

$$mc_{Lit} = \frac{\partial C_{it}}{\partial L_{it}} = \left[\gamma_L + \gamma_{LD} Ln\left(D_{it}\right) + \gamma_{LL} Ln\left(L_{it}\right) + \gamma_{Ll} Ln\left(\frac{W_{lit}}{W_{kit}}\right) + \mu_L Trend \right] \frac{C_{it}}{L_{it}}$$

برای محاسبهٔ شاخص لرنر به تبعیت از چارچ و وار[۷۱](۲۰۰۰) از فرمول زیر استفاده خواهیم کرد.

(۱۲)

$$L = \Sigma\left(\frac{r_{lit} - MC_{Lit}}{r_{li}}\right).s_{lit}$$

r_{li} نشانگر نرخ بهره در بازارهای وام می باشد، که به عنوان قیمت بازاری تسهیلات در مدل وارد شده است و از نسبت درآمدهای مشاع در صورت سود و زیان بانک ها به کل تسهیلات اعطایی بدست می‌آید. درآمدهای مشاع بخشی از درآمد بانک است که به واسطهٔمشارکت با افراد به دست می‌آید. دریافت سپرده‌های مدت‌دار از مشتریان، سرمایه‌گذاری سپرده‌ها درکسب و کارهای مختلف و ارائهٔ تسهیلات مدت‌دار به مشتریان، سبب ایجاد درآمدی برای بانک می‌شود که ناشی از اختلاف نرخ سود سپرده‌ها و تسهیلات اعطایی و همچنین سود حاصل از سرمایه‌گذاری‌هاست. S_{lit} نشانگر سهم هر یک از بانک‌ها از بازار وام می‌باشد. که از نسبت وام (L) هر بانک به کل وام‌های اعطایی در سیستم بانکی بدست می‌آید.

جدول (۲): اندازه شاخص لرنر در بازار تسهیلات اعطایی سیستم بانکی ایران

سال	**۱۳۸۵**	**۱۳۸۶**	**۱۳۸۷**	**۱۳۸۸**	**۱۳۸۸**	**۱۳۸۹**	**۱۳۹۰**
شاخص لرنر	۰,۷۷۵۰۷۹	۰,۷۷۹۴۴	۰,۸۰۳۵۱۴	۰,۷۸۰۱۶۳	۰,۷۵۴۸۰۸	۰,۷۶۳۱۵۸	۰,۷۳۲۱۸۸
سال	**۱۳۹۱**	**۱۳۹۲**	**۱۳۹۳**	**۱۳۹۴**	**۱۳۹۵**	**۱۳۹۶**	
شاخص لرنر	۰,۷۰۴۱	۰,۶۶۴۸	۰,۶۷۱۶	۰,۶۲۱۱	۰,۶۰۳۵۹۷	۰,۵۸۳۲۸۹	

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

شاخص لرنر زمانی‌که صنعت در انحصار کامل است عددی کوچکتر از صفر و زمانی‌که صنعت در رقابت کامل می‌باشد، برابر با یک و در حالت رقابت انحصاری عددی بین صفر و یک است. میزان شاخص لرنر در طی دوره مورد بررسی نشان می‌دهد قدرت انحصاری در صنعت بانکی کشور روند نزولی داشته به طوری که از ۰/۷۷ در سال ۱۳۸۰ به ۰/۷۰ در سال ۱۳۸۷ و به ۰/۵۴ در سال ۱۳۹۳ کاهش یافته است. طی سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۸۷ میزان شاخص لرنر در صنعت بانکی روند

افزایشی داشته است. در این دوره بانک‌های موجود در صنعت علی‌رغم تعیین دستوری نرخ بهره توانایی بیشتری در تعیین قیمت بالاتر از هزینهٔ نهایی داشته و توانسته‌اند قدرت بازاری بیشتری را اعمال کنند. طی سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۶ میزان قدرت بازاری روند کاهشی داشته و به ۰,۵۸ در سال ۱۳۹۶ رسیده است. علت این امر ورود تازه بانک‌های خصوصی به صنعت که سهمی از بازار تسهیلات را به خود اختصاص دهند، به طوری که تعداد بانک‌های صنعت در سال ۱۳۸۵ چهارده بانک و در سال ۱۳۹۶ به ۳۱ بانک افزایش یافته است. با اجرای برنامه خصوصی سازی بانک‌ها، صنعت بانکداری در کشور در طی دوره مورد مطالعه به سمت کاهش قدرت انحصاری گام برداشته است. اگرچه آمار و شاخص‌های مختلف براساس میزان اعطای تسهیلات حاکی از کاهش قدرت بازاری در صنعت بانک‌داری هستند، اما واقعیت این است که باوجود بانک‌های خصوصی و افزایش تعداد آنها، هنوز شاهد وجود قدرت انحصاری ملایم و فاصله داشتن از شرایط رقابتی هستیم.

به منظور بررسی تأثیر شاخص لرنر و سیاست پولی بر بازده دارایی بانک‌های خصوصی و دولتی و استفاده از الگوی تجربی ایهرمن[۷۲] (۲۰۰۳) قدرت بازاری بانک هارا به‌عنوان متغییر توضیحی سنجش نموده ایم. این مدل توسط آلتونباس[۷۳] (۲۰۰۹)، بهاومیک[۷۴] (۲۰۱۱)، زوالخبری[۷۵] (۲۰۱۳) فانگاکوا و همکاران[۷۶] (۲۰۱۳)، لروی[۷۷] (۲۰۱۴) و پررا[۷۸] (۲۰۱۴) و یانگ و ساهو[۷۹] (۲۰۱۶) استفاده شده است. چهارچوب کلی مدل به این صورت است:

(۱۳)

$$ROA_{i,t} = \alpha_i + \beta X_t + \sum_{r=1}^{3} \rho_r Z^r_{i,t-1} + \delta Mp_t + \sum_{r=1}^{3} \rho_r Z^r_{i,t-1} * Mp_t + \sigma Lerner_{i,t} + u_{it}$$

که در آن i نشانگر بانک و t بیانگر زمان است. متغیر بازده دارایی بانک‌ها که به صورت نسبت سود خالص پس از کسر مالیات[۸۰] بر دارایی کل بانک‌ها تعریف و به‌عنوان متغیر وابسته درنظر گرفته شده و اثر متغیرهای مستقلی چون ویژگی‌های خاص بانک و میزان رشد تولید ناخالص داخلی و شاخص شاخص سیاست پولی (متوسط نرخ سود سپرده‌گذاری (Mp_t) با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی پویا سنجیده می‌شود. X نشانگر نرخ رشد تولید ناخالص ملی حقیقی بعنوان متغیرکنترلی تغییرات تقاضای وام به منظور جداسازی و ایزوله کردن اثر سیاست پولی روی بازده دارایی بانک‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. بنابراین انتظار می‌رود ضریب آن β دارای علامت مثبت باشد. همچنین انتظار می‌رود، پاسخ بازده دارایی بانک‌ها به شوک‌های سیاست پولی در بین بانک-های با ویژگی‌ها و قوت‌های مالی مختلف، متفاوت باشد. لذا در مدل مذکور ویژگی‌های خاص بانک چون Z^1 اندازه بانک و Z^2 نقدینگی بانک و Z^3 سرمایه بانک لحاظ شده است که پیرو مطالعات ایهرمن

(۲۰۰۳)، آمیدو و ولف[۸۱] (۲۰۱۳)، برامر و دیگران[۸۲] (۲۰۱۳)، فانگاکوا و همکاران[۸۳] (۲۰۱۳) و لروی[۸۴] (۲۰۱۴) از روابط زیر برای بدست آوردن آنها استفاده می‌گردد.

(۱۴)

$$Z_{it}^{1} = Size_{it} = loqA_{it} - \frac{1}{N_t}\sum_{t} loqA_{it}$$

(۱۵)

$$Z_{it}^{2} = Liquidity_{it} = \frac{L_{it}}{A_{it}} - \frac{1}{T}\sum_{t}\left(\frac{1}{N}\sum_{t}\frac{L_{it}}{A_{it}}\right)$$

(۱۶)

$$Z_{it}^{3} = Capitalization_{it} = \frac{C_{it}}{A_{it}} - \frac{1}{T}\sum_{t}\left(\frac{1}{N}\sum_{t}\frac{C_{it}}{A_{it}}\right)$$

i و t بترتیب نشانگر بانک و زمان و N تعداد بانک‌های مورد بررسی و A نشانگر کل دارایی‌ها است. Z^1اولین معیار و ویژگی خاص بانک اندازه بانک می‌باشد. Z^2دومین معیار سنجش قوت مالی، نقدینگی بانک است. در این معیار $\frac{L_{it}}{A_{it}}$ نشانگر نسبت دارایی‌های نقد به کل دارایی‌ها بانک i در دوره t است. در این معادله T بیانگر کل سال‌های مورد بررسی است. Z^3 سومین ویژگی خاص بانک سرمایه بانکی بصورت معادله (۱۵) از مابه‌التفاوت نسبت سهم سرمایه(حقوق صاحبان سهام) به کل دارایی‌ها از میانگین آنها بدست می‌آید.

به منظور جلوگیری از تخمین رگرسیون ساختگی آزمون‌های مانایی و هم‌انباشتگی در معادلات رگرسیونی و متغیرها انجام شده است. پیش از برآورد مدل‌ها، مانایی متغیرها با آزمون‌های"دیکی فولر تعمیم یافته"، "لوین چو" و "ایم، پسران و شین[۸۵]" بررسی شده است. نتایج آزمون مانایی متغیرها نشان می‌دهد که تمام متغیرها در سطح، مانا هستند. آزمون هم‌انباشتگی پدرونی[۸۶] (۲۰۰۴) فرض عدم هم‌انباشتگی بین متغیرها را رد می‌کند. یعنی متغیرها در بلندمدت هم‌جمع هستند. از این‌رو می‌توان نسبت به تخمین ضرایب اقدام نمود.

جدول(۳). نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای تحقیق

متغیرهای تحقیق	Levin, Lin, Chu(t)		Im, Pesaran and Shin (W-stat)		ADF - Fisher (Chi- square)		PP- Fisher Chisquare	
	آماره	p-value	آماره	p-value	آماره	p-value	آماره	p-value
ROA	-۵/۲	۰/۰۰۰	-۲/۳۶۴	۰/۰۰۹	۶۹/۸۱۲	۰/۰۰۴	۷۲/۶۶	۰/۰۰۲
MP(L)	۱۰/۶۵	۰/۰۰۰	-۶/۷۲۹	۰/۰۰۰	۱۵۸/۴۲	۰/۰۰۰	۲۳۱/۰۲	۰/۰۰۰
Capit(L)	-۴/۱	۰/۰۰۰	-۳/۳۷	۰/۰۰۰	۷۷/۲۴	۰/۰۰۰	۱۳۴/۲۶	۰/۰۰۰
Liguidit(L)	-۴/۰۳	۰/۰۰۰	-۲/۱۷۵	۰/۰۰۱	۵۴/۹۳۵	۰/۰۵۸	۸۰/۶۶۴	۰/۰۰۰
Size(L)	-۴/۰۵	۰/۰۰۰	-۳/۰۰۲	۰/۰۰۱	۷۱/۰۷۴	۰/۰۰۱	۱۷۰/۶۸	۰/۰۰۰
GDP(L)	۱۲/۰۳	۰/۰۰۰	-۷/۰۳	۰/۰۰۰	۱۶/۱۷۵	۰/۰۰۰	۱۲۶/۰۳	۰/۰۰۰
Lerner(L)	-۱۲/۹	۰/۰۰۰	-۶/۹۰۳	۰/۰۰۰	۱۶۰/۳۰	۰/۰۰۰	۱۹۷/۸۵	۰/۰۰۰

یاداشت: نماد (L) به معنی سطح است.

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

قبل از تخمین معادله رگرسیونی و بررسی تاثیر قدرت بازاری صنعت بانک‌داری به همراه ویژگی‌های خاص بانک بر بازده دارایی بانک‌های خصوصی و دولتی لازم است تخمین معادله به روش داده‌های تابلویی پویا و در قالب تخمین‌زننده گشتاور تعمیم یافته صورت گیرد. دلیل استفاده از داده‌های تابلویی پویا بیشتر بودن تعداد مقاطع (بانک‌های مورد بررسی) از دوره زمانی تحقیق می‌باشد. نتایج تخمین مدل در زیر ارائه شده است:

جدول (۴) . نتایج تخمین مدل به روش داده‌های تابلویی پویا (گشتاور نتعمیم یافته)

متغیر	ضریب	مقدار آماره z	ارزش احتمال (PV)		
ROA_{t-1}	۰/۷۵	۶/۵۹	۰/۰۰۰		
Size	۰/۶۶	۱۲/۰۲	۰/۰۰۰		
Liquid(-1)	۰/۱	۱/۹	۰/۰۵۸		
Capit(-1)	۰/۶	۲/۹	۰/۰۰۳		
Lerner	۰/۹۱	۸/۶	۰/۰۰۰		
Montry-Policy	۰/۰۰۴	۵/۹	۰/۰۰۰		
GGDP	۰/۰۸	۱/۸	۰/۰۶		
Constant	۲۵/۳	۱۶/۵	۰/۰۰۰		
R-squared	۰/۹۵	Mean dependent var		۱۰/۵۶۶	
Adjusted R-squared	۰/۹۴	S.D. dependent var		۱/۷۶۱	
S.E. of regression	۰/۴۶	F- statistic		۹۵/۲	

متغیر	ضریب	مقدار آماره z	ارزش احتمال (PV)	
Sum squared resid	۵۲/۳		Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰
Log likelihood	-۱۷۲/۳		Durbin-Watson stat	۱/۸

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

بر اساس نتایج تخمین مدل به روش گشتاور تعمیم یافته، مقدار وقفه‌دار مرتبه اول بازده دارایی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر بازده دارایی جاری داشته و متغیر قدرت بازاری نیز دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر بازده دارایی بانک‌ها داشته است. همچنین نتایج حاصله برای ضرایب سه متغیر تخمین-زده شده که قوت ترازنامه‌های بانک‌ها را اندازه می‌گیرد، نشان می‌دهد، رشد وام‌ها در میان بانک‌ها با اندازه گوناگون و درجات مختلف نقدینگی و سرمایه، متفاوت می‌باشد. متغیر نسبت سرمایه، به مانند مدل قبل دارای ضریب مثبت و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد. بانک‌های بزرگتر و از لحاظ پرتفویی نقدتر از نظر مالی محدودیت کمتر و توانایی بهتری برای محافظت عرضه وام‌های خود از تغییرات شرایط پولی دارند. با افزایش میزان سرمایه، بازدهی دارایی بانک‌ها نیز افزایش می‌یابد. متغیر میانگین نرخ سود سپرده دارای تأثیرگذاری مثبت و معنی‌دار بر بازدهی دارایی بانک‌ها داشته به طوریکه با افزایش یک واحدی آن، بازده دارایی بانک‌ها در حدود ۰/۰۰۴ واحد افزایش می‌یابد. همچنین نرخ رشد اقتصادی نیز دارای اثرگذاری مثبت و معنی‌دار بر بازده دارایی بانک‌های خصو.صی و دولتی بوده و با افزایش یک درصدی آن، بازده دارایی‌ها در حدود ۰/۰۸ واحد افزایش می‌یابد که با انتظارات تئوریک نیز سازگار است.

آزمون‌های تشخیص والد، آزمون خود همبستگی مرتبه اول و دوم آرولانو و باند و آزمون سارگان جهت تایید مدل و صحت نتایج انجام شد. طبق جدول (۵) براساس آزمون والد که دارای توزیع کای دو با درجه آزادی برابر تعداد متغیرهای توضیحی مدل منهای عدد ثابت است فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معنی‌داری یک درصد رد شده و در نتیجه اعتبار ضرایب برآوردی در مدل تایید می‌شود. جهت اطمینان از عدم وجود خودهمبستگی در اجزای اخلال از آزمون خودهمبستگی مرتبه اول و دوم آرولانو و باند استفاده می‌شود. براساس نتایج جدول (۵) فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی درجه اول تفاضل مرتبه اول اجزا اخلال در مدل رد می‌شود. اما فرضیه صفر عدم خودهمبستگی سریالی درجه دوم تفاضل جملات اخلال را در مدل نمی‌توان رد نمود. لذا مرتبه خودهمبستگی بین جملات اخلال از مرتبه یک بوده و بنابراین روش آرولانو و باند روش مناسبی برای حذف اثرات ثابت مدل است. سرانجام برای بررسی معتبر بودن ماتریس ابزارها از آزمون سارگان استفاده می‌شود. براساس این آزمون فرضیه صفر مبنی بر

عدم همبستگی ابزارها با اجزا اخلال در مدل پذیرفته شده است و لذا ابزارهای بکـار رفتـه در مـدل معتبر بوده و در نتیجه تخمین‌زننده گشتاورهای تعمیم‌یافته سـازگار مـی‌باشـد. لـذا نتـایج ضـرایب برآورد شده در مدل از نظر آماری تایید شده و قابل تفسیر است.

جدول (۵). نتایج آزمون تشخیص مدل

آزمون والد	آزمون خود همبستگی مرتبه اول	آزمون خودهمبستگی مرتبه دوم	آزمون سارگان
۳۰۶/۵۲ (۰/۰۰)	-۳/۴ (۰/۰۰)	-۰/۷ (۰/۵۵)	۶۸/۰۲ (۰/۲۲)
تعداد مشاهدات = ۳۵۲ تعداد گروه‌ها= ۳۳ تعداد متغیرهای ابزاری = ۵۸			

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

۵- نتیجه‌گیری

یکی از عوامل مهم تاثیرگذار بر متغیرهای عملکردی، قدرت بازاری در صنعت بانک‌داری است. در پژوهش حاضر اثر قدرت بازاری سیستم بانکی و سیاست پولی بر بازده دارایی بانک‌های خصوصی و دولتی بررسی شد. پس از فعالیت بانک‌های خصوصی و همزمان با اعمال تحریم‌های بانکی مطالعات مختلفی در نظام بانکی ایران صورت گرفت. در این مطالعه از آمار ترازنامه ای بانک[۸۷] و صورت سود و زیان ۳۳ بانک کشور طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۸۵ به ارزیابی چگونگی اثر تغییرات قدرت بازاری صنعت بانک‌داری و سیاست پولی بر بازده دارایی بانک‌ها پرداخته شد.یافته‌ها نشان می‌دهد، افزایش قدرت بازار با سطح معنی‌داری بالا موجب افزایش بازدهی دارایی بانک‌ها می‌شود. با افزایش قدرت بازاری، سودآوری بانک‌های خصوصی و دولتی افزایش یافته و بازده دارایی بانک‌ها نیز افزایش می‌یابد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

۱) پژویان، ج و شفیعی، الف.، (۱۳۸۷). تحلیل ساختار در صنعت بانکداری ایران: کاربرد تجربی شاخص یو- دیوس، فصلنامه اقتصاد مقداری، شماره ۴، ۸۱-۱۰۵

۲) تقوی، م.، لطفی، ع.(۱۳۸۵). بررسی اثرات سیاست پولی بر حجم سپرد ه ها، تسهیلات اعطایی و نقدینگی نظام بانکی کشور .پژوهشنامه اقتصادی.

۳) حسینی، ش و فرامرزی عباد، ح. (۱۳۹۵)، بررسی تأثیر بانکداری الکترونیکی بر بازدهی حقوق صاحبان سهام در بانکهای منتخب فعال در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه اقتصاد مالی، دوره ۱۰، شماره ۳۵، صص ۱۷۰-۱۴۷.

نظریان، ر.، محرابیان، آ. و مرادی، ب. (۱۳۹۶)، بررسی اثر چرخه های اقتصادی بر عملکرد بانک ها در ایران مطالعه موردی بانک ملی ایران (۱۳۹۳-۱۳۶۸)، فصلنامه اقتصاد مالی، دوره ۱۱، شماره ۴۰، صص ۱۳۸-۱۱۷.

۴) خدادادکاشی،ف. (۱۳۷۷). بررسی ساختار و عملکرد بازار نظریه و کاربرد آن در بخش صنعت، موسسه مطالعات وپژوهش‌های بازرگانی.

۵) دهقان دهنوی، م.ع، حسینی نسب، س، یاوری، ک و بهرام سحابی.، (۱۳۹۰). ارتباط ساختار بازار و کارایی با سودآوری در صنعت بانکداری ایران، مجله سیاست‌گذاری اقتصادی، دوره ۳، شماره ۶، ۶۱-۸۶.

۶) شاهچرا، م.، کشیشیان، ل.(۱۳۹۳).اثرات هم‌زمان تمرکز بانکی و سیاست پولی بر مجرای وام-دهی بانک‌ها در نظام بانکداری ایران، پژوهش‌های پولی-بانکی، سال هفتم، شماره ۱۹، بهار، صص ۲۷-۵۰.

۷) شریفی رنانی، ح.، کمیجانی، ا. و شهرستانی، ح. (۱۳۸۸). بررسی سازوکار انتقال پولی در ایران: رویکرد خود رگرسیون ساختاری، فصلنامه پول و اقتصاد صفحات ۱۴۵-۱۷۲ .

۸) شریفی رنانی، ح.، هنرور، ن. (۱۳۸۸). بررسی اثرات سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی از طریق کانال وام دهی سیستم بانکی در ایران. فصلنامه مدلسازی اقتصادی، صفحات ۴۸-۲۷ .

۹) شیرین بخش، ش. و جباری، ا. (۱۳۸۹). بررسی اثرات نرخ ذخیره قانونی و داراییهای بانکها بر تسهیلات اعطایی بانکها (روش برآورد GMM). مجله مطالعات مالی. ۵، ۱۹ - ۳۲ .

۱۰) عیسوی، م.، تاری، ف، انصاری سامانی، ح و عموزاد خلیلی، ح. (۱۳۹۷)، رابطه بین شاخص های ثبات با کارایی فنی بانک‌های ایران طی سال‌های (۱۳۹۵-۱۳۸۳)، فصلنامه اقتصاد مالی، دوره ۱۲، شماره ۴۴، صص ۲۰-۱.

۱۱) فرزین‌وش، ا.، حیدری،ح.(۱۳۸۹). ارزیابی تاثیر غیرمستقیم سیاست پولی بر عرضه‌ی تسهیلات بانکی از طریق ویژگی‌های ترازنامه‌ای بانک‌های دولتی و غیردولتی، فصلنامه تحقیقات مدل-سازی اقتصادی، شماره ۲، ۱۴۶-۱۷۰.

۱۲) کمیجانی، ا.، علی نژاد مهربانی، ف. (۱۳۹۱). ارزیابی اثربخشی کانال های انتقال پولی بر تولید و تورم و تحلیل اهمیت نسبی آنها در اقتصاد ایران، فصلنامه برنامه ریزی و بودجه.

۱۳) نظریان، ر.، فرجی، ع. و فرهادی پور، م.(۱۳۹۲). تأثیر رقابت درصنعت بانکداری بر اثربخشی انتقال آثار سیاست پولی از طریق کانال وام دهی بانک، فصلنامه روند، سال بیستم، شماره‌های ۶۰ و ۶۱، صص ۴۳-۷۴.

14) Adams, Robert M, and Dean F Amel (2005). "The Effects of Local Banking Market Structure on the Bank-Lending Channel of Monetary Policy": 1–34.

15) Amidu Mohammed, Simon Wolfe (2013), the effect of banking market structure on the lending channel: Evidence from emerging, Review of Financial Economics, In Press, Corrected Proof, Available online 13.

16) Amidu, M., Wolfe, S. (2013). "Review of Financial Economics The Effect of Banking Market Structure on the Lending Channel: Evidence from Emerging Markets."22:2002-4

17) Andre´s Javier and Oscar Arce (2012), Banking Competition, Housing Prices And Macroeconomic Stability, The Economic Journal, 122 (December), 1346–1372.Doi:10.1111/j.1468-0297.2012.02531.x.

18) Andres, J. and O. Arce (2008), Banking Competition, Housing Prices and Macroe conomic Stability, mimeo, Bank of Spain.

19) Beck, T., De Jonghe, O. and Schepens, G. (2010). Bank competition and stability: reconciling conflicting empirical evidence, Working Paper, Tilburg University.

20) Berger, A.N., Klapper, L.F. and Ariss, R.T. (2008). Bank competition and financial stability, Journal of Financial Services Research, vol. 35(2), pp. 99–118.

21) -Bernanke, B. (1993), "How important is the credit channel in the monetary policy", Acomment; Carnegie-Rochester Conference series on public policy 39, North Holland, 47-52.

22) -Bhaumik, S. K., Dang, V., & Kutan, A. M. (2011). Implications of bank ownership for the credit channel of monetary policy transmission: Evidence from India, Journal of Banking and Finance, 35, 2418-2428.

23) -Brämer, P., Gischer, H., Ritcher, T., Weib, M., (2013); "Competition in Bank's Lending Business and Its Interference with ECB Monetary Policy", Journal of International Financial Markets, Institutions & Money 25: 144-162.

24) Claessens, S. and Laeven, L. (2004). What drives bank competition? Some international evidence. Journal of Money, Credit, and Banking 36, 563-583.

25) Collender, R. N. and Sherrill, S. (2003). Local bank o±ce ownership, deposit control, market structure, and economic growth. Journal of Banking and Finance 27, 27-57.
26) De Jonghe, O. and Vander Vennet, R. (2008). Competition versus E±ciency: What Drives Franchise Values in European Banking. Journal of Banking and Finance 32, 1820-1835.
27) Delorme, C.D.J., Klein, P.G., Kamerschen, D.R. and Voeks, L.F. (2002), 'Structure, conduct and performance: a simultaneous equations approach', Applied Economics, vol. 35, pp. 13-20.
28) -Ehrmann, M., Gambacorta, L., M artinez-Pages, J., Sevestre, P., & Worm s, A. (2003). Financial systems and the role of the banks in monetary policy transmission in the Euro Area, Monetary Policy Transmission in the Euro Area (pp. 235–269). Cambridge, U K: Cambridge University Press.
29) Fischer, T. and Kamerschen, D.R. (2013). Measuring competition in the U.S. airline industry using the Rosse-Panzar test and cross-sectional regression analyses. Journal of Applied Economics 6, 73-93.
30) -Fungáčová , Z., Laura Solanko, and Laurent Weill. (2014). "Does Competition Influence the Bank Lending Channel in the Euro Area?" Journal of Banking & Finance 49: 356–66.
31) Gerali, A., Neri, S., Sessa, L., Signoretti, F.M., (2010). Credit and banking in a DSGE model of the euro area. Journal of Money, Credit and Banking 42 (s1), 107–141.
32) Gerali, Andrea, Stefano Neri, Luca Sessa, and Federico Signoretti (2009) Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area. Paper presented at the Financial Markets and Monetary Policy Conference, sponsored by the Federal Reserve Board and the Journal of Money, Credit, and Banking, June 4-5.
33) Goodhart, C.A. and Kabiri, A. (2019), Monetary Policy and Bank Profitability in a Low Interest Rate Environment: A Follow-up and a Rejoinder, CEPR Discussion Papers 13752.
34) Güntner Jochen H.F. (2011), Competition among banks and the pass-through of monetary policy, Economic Modeling 28, 1891–1901.
35) Hempell, H. (2002). Testing for competition among German banks. Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank. Discussion paper 04/02.
36) -Herfindal, Orris C. (1959),"A General Evaluation of Competition in the Copper Industry", Copper Costs and Prices. 1870-1957, Baltimore: Hohns Hopkins Press, xhap.70
37) -Jun Yang and Hanhua Sha. (2016)"Impact of bank competition on the bank lending channel of monetary transmission: Evidence from China." International Review of Economics & Finance,vol.43, issue C, pages 468-481
38) -Lerner, A.P. (1934). "The concept of monopoly and the measurement of monopoly power", Review of Economic Studies 1, 157175.
39) -Leroy, Aurélien. (2014). "Competition and the Bank Lending Channel in Eurozone." Journal of International Financial Markets, Institutions and Money 31: 296–314.

40) Li Yuan (2009), Market Structure in Banking and the Bank Lending Channel: Evidence from the Bank-level Data in Asian and Latin American Countries, A Thesis Submitted to the Faculty of Drexel University.
41) -Maggi, B. & P. S. Rossi, S. (2003). An Efficiency Analysis of Banking Systems: A comparison of European and united state large commercial banks using different functional forms. EIFC - Technology and Finance Working Papers. 35.
42) -Masood, Omar, and Bruno S. Sergi. (2011). "China's Banking System, Market Structure, and Competitive Conditions." Frontiers of Economics in China 6(1): 22–35.
43) -Mishkin, F. (2005).The Economics of Money, Banking and Financial Markets. Pearson ddison Wesley.
44) -Olivero, M. P., Yuan Li, and Bang Nam Jeon. (2011). "Competition in Banking and the Lending Channel: Evidence from Bank-Level Data in Asia and Latin America." Journal of Banking and Finance 35(3): 560–71.
45) -Olivero, María Pía, Yuan Li, and Bang Nam Jeon. (2010). "Consolidation in Banking and the Lending Channel of Monetary Transmission: Evidence from Asia and Latin America." Journal of International Money and Finance 30(6): 1034–54 .
46) Olivero.M, Li. Y, Jeon.B.N (2011), Consolidation in Banking and the Lending Channel of Monetary Policy: Evidence from Asia and Latin America, Journal of Banking & Finance, 30, 1034-1054.
47) -Panzar, J.C., Rosse, J.N(1987). Testing for monopoly equilibrium. Journal of Industrial Economics 35, 443–456.
48) -Perera, A., Ralston, D., & Wickramanayake, J. (2014). Impact of off-balance sheet banking on the bank lending channel of monetary transmission: Evidence from South Asia, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 29, 195-216.
49) -Tabak, B, M., Fazio, D, M., Cajueiro, D, O., (2012), "The Relationship between Banking Market Competition and Risk-Taking: Do Size and Capitalization Matter", Journal of Banking & Finance 36: 3366-3381.
50) -Zulkhibri, M. (2013). Bank-characteristics, lending channel and monetary policy in emerging markets: bank-level evidence from Malaysia, Applied Financial Economics, 23, 347-362

یادداشت‌ها

[1] Barriers to Entry
[2] Merge
[3] Monopolize
[4] Cooperation and collusion
[5] Different Marginal Cost
[6] Aftalion and White
[7] Vanhoos
[8] Olivero et al
[9] مطالعات تجربي انجام شده توسط Kashyap and Stein (1995)؛ Kashyap and Stein (1997)؛ Altunbas et al. (2002)؛ Matousek and Sarantis (2009)؛ liu (2012) نيز ارتباط نزديک ميان اندازه بانک و مقادير وامدهي آنان را تاييد مي‌کند.
[10] Switching Costs

[11] Search Costs
[12] Interest Rate Channel.
[13] Exchange Rate Channel.
[14] Other Asset Prices Channel.
[15] Credit Channel.
[16] Bernanke, B. S. and A. S. Blinder.
[17] Kashyap, A. K. and J. C. Stein.
[18] Bernanke, B., Gertler, M.
[19] Ehrmann, M. et al.
[20] Mishkin, F.
[21] Leroy, Aurélien.
[22] Jun Yang, Hanhua Shao.
[23] Fungáčová, Solanko, and Weill .
[24] creditworthiness
[25] Certificate of deposits
[26] Interbank loans
[27] Olivero, María Pía, Yuan Li, and Bang Nam Jeon
[28] Mandelman
[29] Aliaga-D´ıaz and P´ıa Olivero
[۳۰] این مورد را به نام the customer "lock-in" effect معرفي مي‌نمايد.
[31] Gunji, H, Miura, K.
[32] Amidu and Wolfe
[33] Brämer et al.
[34] Fungáčová, Solanko, and Weill
[35] Leroy, Aurélien.
[36] Kashyap and Stein
[37] Ashcraft
[38] Altunbas
[39] Generalized method of moments (GMM).
[40] Jun Yang, Hanhua Shao.
[41] Ehrmann, M. et al.
[42] Marya Pya Olivero, Yuan Li.
[43] Goodhart and Kabiri
[44] price–cost margins
[45] single-period equilibria
[46] one-shot game framework
[47] occurrence
[48] structure–conduct–performance
[49] new empirical industrial organization (NEIO)
[50] Tirole
[51] rate of return
[52] Tobin's q index
[53] impact of changes
[54] Caves and Porter
[55] Delorme et al.
[56] Herfindahl–Hirschman index (HHI).
[57] geographical boundaries
[58] Lijesen
[59] advertising,
[60] marketing
[61] technical change
[62] Rhoades
[63] lack of transaction costs data and the ambiguous interpretation
[64] research and development

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[65] Boyer
[66] Carlton and Perloff
[67] idiosyncrasies
[68] descriptive analysis
[69] Berger, Allen N.,Humphrey, David B, 1998, pp 454–465.
[70] Berger, Allen N.,Humphrey, David B, 1998, pp 454–465.
[71] Church.J., Ware, R.,(2000).p.428
[72] Ehrmann, M. et al.
[73] Altunbas et al.
[74] Bhaumik, S. K., Dang, V., & Kutan, A. M.
[75] Zulkhibri, M.
[76] Fungáčová, Solanko, and Weill
[77] Leroy.
[78] Perera, A., Ralston, D., Wickramanayake, J.
[79] Jun Yang, Hanhua Shao.
[80] Net profit after taxes
[81] Amidu and Wolfe
[82] Brämer et al.
[83] Fungáčová, Solanko, and Weill
[84] Leroy, Aurélien.
[85] Im,Pesaran,Shin
[86] Pedroni
[87] Banks Level Data

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی