فصلنامه روند، سال بیستم، شماره‌های ۶۱ و ۶۲، بهار و تابستان ۱۳۹۲، صفحات ۴۳ - ۷۴

تأثیر رقابت درصنعت بانکداری بر اثربخشی انتقال آثار سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک

دکتر رافیک نظریان*، محمدرضا فرهادی‌پور**، علی فرجی***

چکیده

در این مطالعه به بررسی تأثیر رقابت در صنعت بانکداری بر اثربخشی انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک می‌پردازیم. با انجام تغییرات معنادار در ساختار بازار و درجه رقابت درصنعت بانکداری ایران در دهه اخیر انتظار می‌رود کانال وام‌دهی بانک از سازوکار انتقال سیاست پولی نیز تحت تأثیر قرار گرفته باشد. هدف اصلی این پژوهش، بررسی رابطه بین کانال وام‌دهی بانک با درجه رقابتی بازار بانکداری ایران است. بدین‌روی، از یک روش برآورد دو مرحله‌ای روی پانلی از داده‌های سطح بانک شامل ترازنامه و صورت سود و زیان بانک‌های دولتی ایران برای ارزیابی چگونگی اثر تغییر رقابت در صنعت بانکداری بر انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک برای دورهٔ ۱۳۷۵- ۱۳۸۹ استفاده کرده‌ایم. در این راستا، در گام نخست با استفاده از روش‌شناسی پانزار و راس (۱۹۸۷) درجه رقابت در صنعت بانکداری ایران را اندازه‌گیری کرده و در گام دوم رابطه رشد وامی را برآورد کرده‌ایم که آماره سنجش رقابت در صنعت بانکداری پانزار- راس یکی از متغیرهای توضیحی آن است. نتایج این برآورد با تمرکز ویژه بر کانال وام‌دهی بانک شواهد سازگاری را مبنی بر تقویت اثربخشی سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک با افزایش رقابت در بانکداری فراهم نمود. بر اساس یافته‌های این پژوهش، بخش بانکداری ایران در دوره مورد بررسی در شرایط رقابت انحصاری قرار داشته است.

واژگان کلیدی: رقابت در بانکداری، کانال وام‌دهی بانک، سازوکار انتقال سیاست پولی.

طبقه‌بندی JEL: L1, L5, E4.

* عضو هیأت علمی مؤسسه عالی آموزش بانکداری ایران، بانک مرکزی ج. ا. ایران nazarian@ibi.ac.ir
** عضو هیأت علمی مؤسسه عالی آموزش بانکداری ایران، بانک مرکزی ج. ا. ایران farhadipour@ibi.ac.ir
*** کارشناس ارشد بانکداری alifaraji52@gmail.com

۱. مقدمه

بانک‌ها از مهم‌ترین مؤسسات مالی هستند که علاوه بر انتقال وجوه از واحدهای دارای مازاد به واحـدهای دارای کسری، نقش منحصر به فردی در انتقال اثرات سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانـک[1] دارنـد. کانال وام‌دهی بانک بر آثار سیاست پولی بر عرضه اعتبارات و تسهیلات بـانکی تمرکـز دارد. هنگـامی کـه بانک‌ها با یک سیاست انقباضی[2] روبه‌رو هستند، نمی‌توانند وجوه قابـل وام دادن[3] از دسـت رفتـه خـود را به‌طور کامل جایگزین نمایند، این بانک‌ها مجبور به کاهش رفتار وام‌دهی خود شده و عرضه وام‌هایشان را کاهش می‌دهند. این کاهش در عرضه وام‌ها، هزینه دریافت اعتبار را برای بنگـاه‌هـا و خانوارهـایی کـه بـه بانک‌ها وابسته‌اند، افزایش داده و به‌طور معکوس بر فعالیت‌های واقعی اقتصاد اثر خواهد گذاشت. در واقـع، اگر قرض‌گیرندگان قادر نباشند تا به عنوان یک راه‌حل جایگزین به بازار سـرمایه متوسـل شـوند، در ایـن صورت سرمایه‌گذاری، اشتغال و تولید به‌طور معکوس تحت تأثیر قرار خواهد گرفت. بدین ترتیب می‌تـوان ادعا نمود که کانال وام‌دهی بانک از کانال‌های انتقال سیاست پولی[4] به بخش واقعی اقتصاد است.

در دهه گذشته به دلیل سیاست حمایت از کوچک‌سازی دولت و اجرای خصوصی‌سازی بانک‌های دولتی در مقیاسی بزرگ و نیز تأسیس بانک‌های خصوصی، صنعت بانکداری کشور تغییـرات معنـاداری را در شرایط رقابتی‌اش تجربه کرده است. انتظار می‌رود که این تغییر در شرایط رقابتی صـنعت بانکـداری و نیز سیاست‌های اخیر مبنی بر کاهش نرخ بهره وام‌ها، رفتار وام‌دهی بانک‌ها و در نتیجـه سـازوکار انتقـال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی را تحت تأثیر قرار داده باشد. کانال‌های احتمالی انتقال این تغییـرات عبارتند از:

۱. اگر افزایش در رقابت به سبب افزایش سهم بازار بانک‌های بزرگتر ایجاد شده باشد، احتمالاً مـی‌بایسـت انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی تضعیف شود. این پدیده از این نظریـه نشـأت مـی‌گیـرد کـه بانک‌های بزرگ رقابتی از دسترسی بهتر به منابع اضافی وجوه بهره‌مند می‌شوند. بر این اساس، با افـزایش

1. Bank Lending Channel
2 . Tightening
3 . Loanable Funds
4. Monetary Policy Transmission Mechanism

سهم بازار بانک‌های بزرگ، کاهش معینی در عرضه پول و اثر کمتری بر وام‌دهی و در نتیجه فعالیت‌های کلان اقتصادی خواهد داشت.

۲. اگر افزایش رقابت با کاهش در اطلاعات نامتقارن[1] و اصطکاک اطلاعاتی[2] بین بانک و اعتبار قرض‌گیرندگان همراه باشد، قرض‌گیرنده‌ها نمی‌توانند با هزینه‌های انتقال کمتری به قرض‌دهنده‌ها رجوع کنند. مازاد تقاضای تأمین نشده توسط بانک‌های کوچک نمی‌تواند توسط بانک‌های بزرگتر پاسخ داده شود (آنهایی که از عرضه وام‌شان بهتر محافظت می‌کنند) افزایش رقابت می‌تواند کانال وام‌دهی سیاست پولی را تضعیف نماید.

۳. رقابت در بانکداری[3] می‌تواند از طریق تأثیر بر حساسیت نرخ‌های وام‌های بانکی به شوک‌های سیاست پولی، بر اثربخشی سیاست پولی تأثیر گذارد. بنابراین، اگر تغییرات نرخ بهره سپرده‌ها که توسط یک شوک به ذخایر ایجاد شده است، به‌طور مستقیم‌تری به نرخ‌های بهره وام‌ها منتقل شود، در این صورت افزایش رقابت در بانکداری (که قیمت‌های بانک را نسبت به هزینه‌های نهایی حساس‌تر می‌کند) می‌تواند سیاست پولی را تقویت کند.

در دو مورد نخست، افزایش رقابت سازوکار انتقال سیاست پولی را تضعیف و در مورد آخر تقویت می‌کند. این مسأله که کدام یک از این اثرات چیره می‌شود، تاکنون به عنوان یک پرسش تجربی بی‌پاسخ مانده است. مبانی نظری رابطه بین قدرت بازار و انتقال سیاست پولی تا به حال مبهم مانده و تاکنون پاسخ صریحی به چگونگی اثر رقابت بر انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک نداده است و تحلیل‌های تجربی نیر نتوانسته‌اند شرایطی را که روی این ارتباط اثر دارند روشن نمایند.[4] به‌ویژه درکشور ما در مورد ارتباط رقابت در صنعت بانکداری و سیاست پولی تاکنون مطالعه‌ای انجام نشده است. از آنجا که درک اثر رقابت در بانکداری به سیاستگذاران شناخت بهتری از اثربخشی سیاست‌های پولی در سطوح مختلف رقابت می‌دهد، در این پژوهش در پاسخ به کمبود مطالعات تجربی در این حوزه، به بررسی اثر رقابت در صنعت بانکداری بر کانال وام‌دهی بانک‌ها به عنوان یکی از کانال‌های انتقال سیاست پولی به

1. Assymetric Information
2. Informational Friction
3. Competition in Banking
4. Adams & Amel .(2005).

بخش واقعی اقتصاد می‌پردازیم. هدف ما به‌دست آوردن پاسخی برای این پرسش است: آیا رقابت در صنعت بانکداری ایران با انتقال آثار سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی ارتباط دارد؟ به بیان دیگر، آیا افزایش درجه رقابت در بانکداری در ایران به تغییر اثربخشی سازوکار انتقال سیاست پولی[1] از طریق کانال وام‌دهی بانک‌ها منجر شده است؟

در ادامه، در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه پژوهش، در بخش سوم داده‌ها و روش پژوهش، در بخش چهارم نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها و در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادها را ارایه می‌کنیم.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

بر اساس روش‌شناسی پژوهش، ابتدا به رقابت در بانکداری و روش‌های سنجش آن به‌اختصار اشاره کرده، سپس، سازوکار انتقال پولی و کانال‌های آن را معرفی نموده و در انتها نیز متون علمی مربوط به اثر رقابت در صنعت بانکداری بر انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک را بررسی می‌کنیم.

۲-۱. رقابت در صنعت بانکداری

مطالعات تجربی به منظور سنجش درجه رقابت در بازار بانکداری، معمولاً از دو رویکرد متفاوت استفاده می‌کنند. رویکرد اول، رویکرد ساختاری است که از پارادایم سنتی "ساختار- رفتار- عملکرد"[2] نشأت می‌گیرد و چنین تحلیل می‌شود که بازارهای با تمرکز بالا به رفتار تبانی در میان بانک‌ها منجرشده، در نتیجه، به آنها اجازه بهره‌مندی از سودآوری بالاتر را می‌دهد. در رویکرد ساختاری، ساختار بازار به وسیله نسبت تمرکز توضیح داده می‌شود. روش‌شناسی دوم به رویکرد سازمان صنعتی تجربی جدید (NEIO) [3] معروف بوده که متکی بر مدل‌های غیرساختاری است که با استفاده از مشاهدات مربوط به رفتار بانک‌ها به استنتاج قدرت بازار اقدام نموده و به برآورد معادله‌ای بر اساس مدل‌های نظری تعیین قیمت و ستانده‌ها نیاز دارد.

1. The Effectiveness of the Monetary Policy Transmission Mechanism
2. Structure- Conduct- Performance
3. New Empirical Industrial Organization

مدل‌های غیرساختاری سنجش رقابت عبارتند از: مدل‌های ایواتا [1](۱۹۷۴)، برازناهان [2](۱۹۸۷)و راس- پانزار [3](۱۹۸۷) که در واکنش به عدم کارایی نظری و تجربی مدل‌های ساختاری توسعه یافته‌اند. پژوهش‌های پیشین در این زمینه نشان می‌دهد که تمرکز لزوماً با رقابت همبستگی ندارد و استفاده از یک شاخص تمرکز به‌عنوان نماینده‌ای برای سنجش رقابت، می‌تواند به تورش [4] نتایج برآورد منجر شود. بنابراین، در این پژوهش از یک شاخص جایگزین جامع‌تر، یعنی روش پیشنهادی پانزار- راس (۱۹۸۷) استفاده می‌کنیم. پانزار و راس نشان دادند که مجموع کشش درآمدی عوامل قیمتی تعیین‌کننده حالت بازار از نظر رقابت کامل [5]، رقابت انحصاری [6] و یا انحصار کامل [7] بودن است. آماره H راس- پانزار عبارت است از :

$$H = \sum \frac{\partial TR}{\partial W_k}$$

که در آن، TR_i کل درآمد بنگاه $i(i=1,\ldots,N)$ و W_k قیمت عامل نهاده k ام $(k=1, \ldots,K)$ است. اگر H مساوی و یا کمتر از صفر باشد، بازار در شرایط انحصار یک جانبه است، اگر بین صفر و یک باشد، بازار در حالت رقابت انحصاری و اگر مساوی یک باشد، بازار در حالت رقابت کامل است. H مقادیر بین صفر و یک را می‌پذیرد و این مقدار پذیرفته‌شده درجه رقابتی‌بودن بازار را نشان می‌دهد.

تاکنون مطالعات متعددی در مورد رقابت در صنعت بانکداری انجام شده که در ادامه به برخی از آنها اشاره می‌کنیم:

- پژویان و شفیعی (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای با عنوان "تحلیل ساختار در صنعت بانکداری ایران: کاربرد تجربی شاخص U دیویس" با استفاده از داده‌های ترکیبی ناموزون ۱۷ بانک دولتی و خصوصی (۱۳۷۵- ۱۳۸۷) به شناسایی و مطالعه وضعیت ساختار صنعت بانکداری ایران اقدام نمودند. آنها

1. Iwat.(1974).
2. Bresnahan .(1987).
3. Panzar – Rosse .(1987).
4. Bias
5. Perfect Competition
6. Monopolistic Competition
7. Monopoly

ضمن معرفی شاخص U دیویس نشان دادند که این صنعت به سمت رقابتی‌شدن حرکت کرده است، اما همچنان با شرایط رقابتی فاصله دارد.

- طاهری تفرشی (۱۳۸۹) در پژوهشی با عنوان "تأثیر ورود بانک‌های خصوصی بر ساختار و عملکرد صنعت بانکداری در ایران" با استفاده از معادلات رگرسیونی داده‌های تلفیقی، تأثیر ورود بانک‌های خصوصی بر ساختار و عملکرد صنعت بانکداری ایران را برای نمونه‌ای شامل ۵ بانک تجاری دولتی کشور، در دوره ۱۳۶۸-۱۳۸۷ بررسی کرد. وی برای سنجش ساختار صنعت بانکداری از آماره راس– پانزار و برای سنجش عملکرد بانک‌ها از شاخص بازده دارایی‌ها استفاده نمود. یافته‌های پژوهش وی نشان می‌دهد که ساختار صنعت بانکداری در ایران به صورت انحصاری بوده و با ورود بانک‌های خصوصی در سال ۱۳۸۱ از میزان درجه انحصار آن کاسته شده است، اما فرضیه بهبود عملکرد بانک‌های دولتی پس از ورود بانک‌های خصوصی تأیید نشد.
- آریس، ریما تورک[1](۲۰۰۹) در پژوهشی با عنوان "رفتار رقابتی سیستم بانکی در منطقه منا و آفریقای شمالی" به بررسی درجه قدرت بازار در سیستم بانکداری خاورمیانه و آفریقای شمالی (MENA[2]) پرداخت. وی درجه رقابتی سیستم بانکداری را بر اساس رویکرد پانزار و راس ارزیابی نمود. همچنین، نشان داد که ساختار بازار غالب در بانکداری MENA به شکل رقابت انحصاری بوده و رقابت‌پذیری بیشتر بازار از طریق اجازه ورود بیشتر به بانک‌های خارجی و کاهش محدودیت فعالیت‌های بانک‌ها مهم‌ترین تضمین رقابت در سیستم‌های بانکداری به شدت متمرکز کشورهای MENA است.
- کوکورزه[3] (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای با عنوان "رقابت بانکداری و شرایط اقتصادی: یک تحلیل غیرکلان[4]" شرایط رقابتی صنعت بانکداری ایتالیا را با استفاده از آماره راس و پانزار در دوره ۱۹۹۷-۱۹۹۷-۱۹۹۹ مورد بررسی قرار داد. نتایج پژوهش وی وجود ساختار رقابت انحصاری را در بازار بانکداری ایتالیا تأیید نمود. افزون بر این، وی به این نتیجه رسید در زمانی که داده‌های اقتصاد کلان

1. Rima Turk Aris .(2009).
2. Middle East & North Africa
3.Coccorese .(2004).
4. Disaggregate

محلی، نرخ‌های بیکاری پایین، GDP سرانه بالاتر، نرخ رشد وام سریع‌تر، نسبت مطالبات معوق به کل وام‌های کوچکتر و نرخ‌های وام بازاری کوچکتر را نشان می‌دهد، در این صورت بانک‌ها در شرایط رقابتی‌تری فعالیت می‌کنند.

۲-۲. سازوکار انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک

سازوکار انتقال سیاست پولی عبارت از فرایندی است که در آن سیاست پولی از طریق کانال‌های انتقال معینی، تغییراتی را در متغیرهای کلان اقتصادی هدف‌گیری می‌کند.[۱] تاکنون طیف متنوعی از کانال‌های انتقال سیاست پولی در مکاتب فکری مختلف شناسایی و برای سنجش اثرات سیاست پولی بر فعالیت‌های اقتصادی به کار گرفته شده‌است. این رویکردها به دو دسته اصلی قابل تفکیک‌اند، دیدگاه پولی یا طرف تقاضا که از طریق کانال نرخ بهره و کانال نرخ ارز کار می‌کند و دیدگاه اعتباری یا طرف عرضه که از طریق کانال وام‌دهی بانک و کانال ترازنامه کار می‌کند.

کانال نرخ بهره این گونه بیان می‌شود، در هنگامی که بانک مرکزی عرضه پول را افزایش (کاهش) می‌دهد، یا نرخ‌های بهره اسمی را کاهش (افزایش) می‌دهد، اگر قیمت‌ها تا حدی چسبنده باشند، نرخ بهره واقعی نیز کاهش (افزایش) خواهد یافت، بانک‌های تجاری با انتشار انواع سپرده‌ها پول بیشتری (کمتری) خلق خواهند کرد و تقاضا برای سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف، تولید کل (GDP) را افزایش (کاهش) خواهد داد. کانال نرخ ارز نیز از تغییرات نرخ بهره نشأت می‌گیرد و به این صورت عمل می‌کند که در دوره‌هایی که نرخ بهره کاهش می‌یابد، ارزش سپرده‌های داخلی نسبت به سپرده‌های ارزهای دیگر کاهش‌یافته و پول داخلی تضعیف می‌شود. کاهش ارزش پول ملی نسبت به ارزهای دیگر، کالاهای داخلی را نسبت به مشابه خارجی آنها ارزان‌تر می‌کند، در نتیجه، خالص صادرات افزایش یافته و به دنبال آن تولید کل افزایش خواهد یافت. هنگامی که سیستم بانکی نقش مهمی را در انتقال سیاست پولی و ادوار تجاری بازی می‌کند، کانال وام‌دهی بانک نیز بر کانال‌های دیگر اعتباری غالب خواهد شد. با این فرض که سیاست پولی انقباضی نه تنها سپرده‌ها و بدهی‌های بانک‌ها را کاهش می‌دهد، بلکه سبب

۱. تقوی و لطفی. (۱۳۸۵).

کاهش در عرضه وام‌های بانکی خواهد شد، این کانال بر طرف دارایی‌های ترازنامه بانک‌ها تمرکز دارد. این نظریه همچنین بر اثر معکوس این کانال در بین بانک‌ها با اندازه‌های متفاوت تأکید دارد. این اثر بر این امر دلالت دارد که انواع قرض‌گیرندگان برای اطلاعات نامتقارن و اصطکاک اطلاعاتی در بازار وام اهمیت قائل هستند. کانال ترازنامه نیز شبیه کانال وام‌دهی بانک است و این گونه توصیف می‌شود: در یک سیاست پولی انقباضی، کاهش ارزش ویژه بنگاه‌ها (قرض‌گیرندگان) هزینه تأمین مالی خارجی آنان را افزایش داده و بنابراین، تقاضای آنها برای وام‌ها و سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد.

کانال وام‌دهی بانک یکی از راه‌های مهم انتقال سیاست‌های پولی بانک مرکزی است. هنگامی که بانک‌هایی که با یک سیاست پولی سخت‌گیرانه (انقباضی) روبه‌رو هستند، قادر نیستند تا وجوه قابل وام‌دادن از دست رفته خود را به‌طور کامل جایگزین نمایند، آنها مجبور می‌شوند که میزان وام‌های اعطایی خود را کاهش دهند، که این امر نیز متعاقباً از طریق سازوکار زیر بخش واقعی اقتصاد را متأثر خواهد نمود:

> اعمال یک سیاست پولی انقباضی در عرضه پول توسط بانک مرکزی، سپرده‌های بانکی را کاهش داده و بانک‌های تجاری را مجبور به کاهش وام‌دهی می‌نماید. کاهش وام‌های بانکی به کاهش فعالیت‌های اقتصادی منجرشده، کسب وکارها[1] و مصرف‌کننده‌هایی را که به وام‌های بانکی متکی بوده و نمی‌توانند وجوه مورد نیازخود را از منابع دیگر تأمین نمایند، وادار می‌کند تا از خرید کالاهای بادوام و دارایی‌های سرمایه‌ای صرف نظر کنند و در نتیجه سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های واقعی اقتصاد رو به کاهش می‌گذارد. از آنجا که بانک‌ها با ویژگی‌ها و قدرت مالی متفاوت (از نظر اندازه[2]، نقدینگی[3] و سرمایه[4])، نقش متمایزی در سازوکار انتقال شوک‌های سیاست پولی دارند، تجزیه و تحلیل این مطالعه روی اثر ساختار رقابتی بازار بانکداری بر کانال وام‌دهی بانک و با توجه به تفاوت‌های شاخص‌های اندازه، نقدینگی و سرمایه بانک‌ها متمرکز خواهد شد.

1. Business
2. Size
3. Liquidity
4. Capitalization

مطالعه برنانکه و بلانیدر [1](۱۹۹۲) از جمله مطالعات تجربی اولیه‌ای است که با استفاده از داده‌های اقتصاد کلان ایالات متحده از وجود کانال وام‌دهی بانک حمایت می‌کند. کاشیاب و استین [2](۱۹۹۵) در یک مقاله تجربی ابتدایی و با استفاده از داده‌های بانک‌های انفرادی شواهدی برای این واقعیت یافتند که در یک سیاست پولی انقباضی بانک‌های کوچک نسبت به بانک‌های بزرگتر بیشتر متأثر می‌شوند. برگر و یودل [3](۱۹۹۴)، هانکوک و دیگران [4](۱۹۹۵)، کیشان و اپیلا [5](۲۰۰۰) معتقدند که بانک‌های با ساختار سرمایه و نقدینگی ضعیف‌تر در وام‌دهی و سپرده‌گیری خود نسبت به آنهایی که ساختار سرمایه بهتری دارند، با محدودیت بیشتری روبه‌رو هستند.

در ایران نیز حقیقی و دیگران (۱۳۸۵) در پایان‌نامه‌ای با عنوان "مدلسازی سازوکار انتقال سیاست پولی در بانکداری بدون ربا (مورد ایران) با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته" به پاسخ این پرسش پرداختند که سازوکار انتقال سیاست پولی در بانکداری بدون ربا چگونه عمل می‌کند؟ آنها با استفاده از داده‌های خرد بانکی که از ترازنامه‌های بانک‌های کشور در دوره ۱۳۶۳-۱۳۸۴ استخراج شد و با به‌کارگیری مدل تابلویی پویا و از روش گشتاوری تعمیم‌یافته سیستمی نشان دادند که کانال عرضه تسهیلات، یک سازوکار انتقال (سیاست پولی) بانکداری بدون ربا، در ایران است.

تقوی و لطفی (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای با عنوان "بررسی اثرات سیاست پولی برحجم سپرده‌ها، تسهیلات اعطایی و نقدینگی نظام بانکی کشور" با استفاده از مدل رگرسیون داده‌های تابلویی کانال اعتباری و تأثیر سیاست‌های پولی بر حجم سپرده‌ها، اعتبارات اعطایی و نقدینگی بانک‌ها را بررسی کردند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که شاخص سیاست پولی (نرخ سپرده قانونی) تأثیر منفی اما بسیار ناچیزی بر نرخ رشد حجم سپرده بانک‌ها و مانده تسهیلات اعطایی آنها می‌گذارد. بنابراین، وجود کانال اعتباری سیاست پولی در ایران تأیید می‌شود.

1. Bernanke and Blinder. (1992)
2. Kashyap& Stein. (1995)
3. Berger & Udell .(1994)
4. Hancock, et al .(1995)
5. Kishan & Opiela .(2000)

رضائی و جلیلی (۱۳۸۹) در پژوهشی با عنوان "نگرشی بر تأثیر سیاست پولی از کانال اعتبارات سیستم بانکی در اقتصاد ایران" با استفاده از شاخص‌ها و متغیرهای بانک‌های تجاری و تخصصی کشورمان در دوره ۱۳۷۹- ۱۳۸۸ و با بهره‌گیری از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته به بررسی اثرگذاری سیاست‌های پولی از طریق کانال اعتبارات سیستم بانکی در بستر ادوار تجاری اقدام نمودند. آنها نشان‌دادند که کانال وام‌دهی بانک در سیستم بانکی ایران با در نظر گرفتن برخی ویژگی‌های بانک‌ها مانند اندازه و نقدینگی، سازوکار انتقال سیاست پولی را فراهم می‌کند.

۳-۲. اثر رقابت در صنعت بانکداری بر انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک

این مسأله که چطور درجه رقابت در بازار اعتبارات بانکی بر اثربخشی سیاست پولی تأثیر می‌گذارد، نخستین بار توسط آفتالیون و وایت[1] (۱۹۷۸) و ون هوس[2] (۱۹۸۵, ۱۹۸۳) بررسی شد. آنها نشان دادند که ساختار بازار بانکی می‌تواند اثر مهمی بر انتخاب ابزارها و اهداف سیاست پولی مناسب داشته باشد. به ویژه ون هوس (۱۹۸۳) نشان داد که ساختار بازار در یک سیستم بانکی رقابتی نرخ وجوه فدرال یک ابزار سیاست پولی اثربخش است. آدامز و آمل[3](۲۰۰۵) از نظر تجربی و با استفاده از داده‌های سطح کلان ایالات متحده آمریکا برای سال‌های ۱۹۹۶-۲۰۰۲ دریافتند که اثر سیاست پولی روی کانال وام‌دهی در یک بازار بانکداری روستایی متمرکز از بازارهای شهری کمتر تمرکزیافته ضعیف‌تر است.

گانجی و دیگران[4](۲۰۰۹) در مقاله‌ای با عنوان"سیاست پولی و رقابت در بانکداری" با به‌کارگیری رویکردهای رگرسیونی VARو ARIMA به مطالعه رابطه بین رقابت در بانکداری و اثرات سیاست پولی بر اقتصاد پرداختند. رویکرد اول شواهد روشنی از وجود رابطه بین شوک‌های سیاست پولی و ساختار رقابتی بازار بانکی ارائه نکرد؛ اما رویکرد دوم نشان داد که رقابت در صنعت بانکداری به تضعیف اثربخشی سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک منجر می‌شود.

1. Aftalion& Whit .(1978).
2. Vanhoose .(1983&1985).
3. Adams & Amel .(2005).
4. Gunji et al .(2009).

الیورو و دیگران[1](۲۰۱۱) در پژوهشی با عنوان"تمرکز در بانکداری و کانال وام‌دهی بانک" و با به‌کارگیری روش رگرسیون داده‌های تابلویی و شاخص هیرشمن- هرفیندال (HHI) رابطه بین افزایش تمرکز[2] در بانکداری و انتقال سیاست پولی در اقتصاد ۱۸کشور آسیایی و آمریکای لاتین را مورد بررسی قرار دادند. در این پژوهش آنها از داده‌های سطح- بانک[3] کشورهای مورد بررسی برای دوره ۱۹۹۶-۲۰۰۶ استفاده کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که افزایش تمرکز در بانکداری باعث تضعیف کانال وام‌دهی بانک‌ها و در نتیجه اثربخشی کمتر سازوکار انتقال سیاست پولی می‌شود.

الیورو و دیگران (۲۰۱۰) در مقاله‌ای با عنوان "رقابت در بانکداری و کانال وام‌دهی بانک" اثر رقابت در بانکداری را بر انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک بررسی کردند. آنها با روش‌های رگرسیونی GMM و TSLS بر روی داده‌های۲۰ کشور آسیایی آمریکای لاتین برای دوره ۱۹۹۶- ۲۰۰۶ میزان رقابت در بانکداری را با روش پیشنهادی پانزار- راس اندازه‌گیری کرده و به شواهد سازگاری مبنی بر تضعیف سازوکار انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک با افزایش رقابت در بانکداری پی بردند. این نتیجه به‌ویژه در مورد بانک‌های کشورهای آمریکای لاتین با بانک‌های با اندازه کوچک، نقدینگی کم و سرمایه کم بیشتر صدق می‌کند. این رشته متون نظری در مورد چگونگی اثر رقابت در بخش بانکداری بر اثربخشی انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی تاکنون به هیچ‌گونه اجماعی نرسیده است.

۳. توصیف داده‌ها و روش‌شناسی پژوهش

۳-۱. توصیف داده‌ها

در این مطالعه از داده‌های صورت‌های مالی حسابرسی شده سالانه ده بانک تجاری و تخصصی دولتی و دولتی در حال واگذاری ایران (ملی، ملت، سپه، تجارت، صادرات، مسکن،کشاورزی، رفاه کارگران، توسعه صادرات و صنعت و معدن) و گزارش عملکرد سیستم بانکی ارائه شده در بیست و دومین همایش

1. Olivero, et al.(2011).
2. Consolidation
3. Bank-Level Data

بانکداری اسلامی و نیز بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی و نماگرهای اقتصادی موجود در وب‌سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای دوره ۱۳۷۵-۱۳۸۹ استفاده کرده‌ایم.

در این پژوهش برای بررسی ساختار بازار بانکداری کشور، شاخص سنجش تمرکز هرفیندال-هیرشمن(HHI) را نیز محاسبه کرده‌ایم. شاخص هرفیندال- هیرشمن که به شاخص هرفیندال نیز معروف است، یک معیار آماری سنجش تمرکز است.[1] این شاخص از رابطه $HHI = \sum_{i=1}^{n} S_i^2$ به‌دست می‌آید که در آن، n تعداد بانک‌ها (i=1,2,…,n) و S_i سهم بازار هر بانک از کل سپرده‌ها، تسهیلات و یا دارایی‌های سیستم بانکی است.

۳-۲. روش‌شناسی و مدل

مطالعه تجربی این پژوهش در دو گام اجرا می‌شود؛ در گام اول درجه رقابت در بانکداری با استفاده از آمارهٔ PRH بر اساس مدل پانزار و راس (۱۹۸۷) را برآورد می‌کنیم. در گام دوم به بررسی چگونگی اثر رقابت در بانکداری بر انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک می‌پردازیم. در مرحله اول به تبعیت از روش‌شناسی بیکر و هاف[2](۲۰۰۲)، بیکر و دیگران (۲۰۰۹) و گودارد و ویلسون[3] (۲۰۰۹) درجه رقابت در بازار بانکداری را اندازه‌گیری می‌کنیم. در گام اول این مطالعه آماره راس- پانزار برای هر سال با استفاده از رابطهٔ زیر را به عنوان معیار سنجش رقابت به روش ایستا در صنعت بانکداری برآورد می‌کنیم.

$$Ln(R_{i,t}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(w_{1,i,t}) + \beta_2 \ln(w_{2,i,t}) + \beta_3 \ln(w_{3,i,t}) + \chi'_{i,t}\gamma + e_{i,t} \quad (۱)$$

که در آن، i شاخص بانک و t زمان است. $R_{i,t}$ درآمد مالی به عنوان معیاری از درآمد بانک i در سال t ; $w_{1,i,t}$ قیمت نهاده‌های تولید j (j =۱) برای هزینه‌های مالی، j =۲ هزینه‌های اداری و عملیاتی و j=۳ هزینه‌های کارکنان)، که همگی به صورت نسبت هر یک از هزینه‌ها به کل دارایی‌ها اندازه‌گیری می‌شوند. $\chi'_{i,t}$ برداری از متغیرهای کنترل برونزا در سطح بانک بوده که شامل نسبت سرمایه به کل دارایی‌ها،

1. Rhoades. (1993).
2. Bikker & Haff .(2002).
3. Goddard & Wilson .(2009).

نسبت خالص وام‌ها به کل دارایی‌ها و نسبت درآمدهای دیگر به کل دارایی‌هاست. α_i عبارت از اثرات انفرادی یک بانک و $e_{i,t}$ جمله اختلال تصادفی است.

آمارهٔ PRH از جمع کشش‌های درآمد نسبت به قیمت نهاده‌ها به‌دست می‌آید ($PRH = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$). در شرایط انحصار کامل $PRH \leq 0$ ؛ در شرایط رقابت کامل $PRH=1$ و در شرایط رقابت انحصاری $0 < PRH < 1$ است. بر اساس یافته‌های وسالا[1](۱۹۹۵) و بیکر و هاف (۲۰۰۲)، آمارهٔ PRH برآوردشده به صورت یک معیار پیوسته تفسیر می‌شود که سطوح رقابت را اندازه‌گیری می‌کند و مقادیر بزرگتر آن نشان‌دهنده درجه رقابت قوی‌تر است. در تحلیل ما بانک بنگاهی در نظر گرفته می‌شود که با استفاده از سپرده‌ها به عنوان نهاده، به تولید وام اقدام می‌نماید. در این رابطه W_1 هزینه‌های مالی به کل دارایی‌ها، W_2 هزینه‌های اداری و تشکیلاتی به کل دارایی‌ها و W_3 هزینه‌های کارکنان به کل دارایی‌هاست.

آماره PRH به دست آمده از مدل ایستای رابطه درآمد به سمت صفر تورش دارد، در این پژوهش برای رفع این مشکل با استفاده از مدل آرلانو و بوند(۱۹۹۷) و گودارد و ویلسون (۲۰۱۰) به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[2](GMM) مدل پانزار- راس را برای دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۹ برآورد کردیم. یک برآورد GMM پویا از آرلانو و بوند یک برآورد تفاوت اولیه است که اثرات ثابت بانک را به حساب می‌آورد و از ابزارهای پویا در برآورد GMM بهره می‌برد که رابطه آن به صورت زیر است:

$$\Delta Ln(R_{i,t}) = \beta_0^G \Delta Ln(R_{i,t-1}) + \beta_1^G \Delta Ln(w_{1,i,t}) + \beta_2^G \Delta Ln(w_{2,i,t}) + \beta_3^G \Delta Ln(w_{3,i,t}) + \Delta x_{i,t}^1 \gamma + \Delta e_{i,t} \qquad (۲)$$

با انجام این کار یک آمارهٔ PRH پویا به صورت مقابل به دست می‌آید:

$$DPRH = (\beta_1^G + \beta_2^G + \beta_3^G) / (1 - \beta_0^G) \qquad (۳)$$

در گام دوم، رابطه کانال وام‌دهی بانک را با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای (TSLS) برآورد می‌کنیم، در این رابطه ویژگی‌های بانک (اندازه بانک، درجه نقدینگی و سرمایه بانک) متغیرهای ابزاری بوده که به‌صورت درونزا تعیین‌کننده رشد وام هستند. برای سنجش رقابت در بانکداری دو گزینه

1. Vesala .(1995).
2.Generalized Method of Moment

برآوردشده از مرحله اول یعنی برآوردگر ایستا و پویای سنجش رقابت در اختیار است. مدل کانال وام‌دهی که برآورد خواهد شد، به صورت زیر است:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta x_t + \rho_1 Z1_{i,t} + \rho_2 Z2_{i,t} + \rho_3 Z3_{i,t} + \delta mp_t + \theta PRH_t + \Phi\, PRH_t \times mp_t + \lambda D_t + U_{i,t} \quad (۴)$$

که در آن، i شاخص بانک و t زمان است. این رابطه نرخ رشد وام‌های (y) بانک i در زمان t را به عنوان متغیر وابسته روی متغیرهای مستقلی از جمله یک شاخص سیاست پولی (mp)، شاخص سنجش رقابت در بانکداری (PRH) (این مدل با شاخص‌های رقابت به تنهایی و یک بار هم با شاخص‌های رقابت ایستا و پویا و به‌طور همزمان با شاخص HHI برآورد شد) و یک جمله برهم کنش[1] بین این دو برازش می‌نماید. جمله برهم‌کنش را به منظور درنظرگرفتن اثر نهایی رقابت در بانکداری روی اثرات تغییر سیاست پولی بر رشد وام وارد مدل کرده‌ایم. α_i مقدار ثابتی است که ارائه‌دهنده اثر هر بانک انفرادی است. D متغیر مجازی بحران است که برای سال‌های بحران یک و بجز آن، صفر است. سال‌های بحران سال‌هایی است که نرخ رشد GDP حقیقی سالانه کمتر از ۲ درصد است. درصد تغییر در حجم وام‌ها متغیر وابسته‌ای است که به عنوان شاخصی از کانال وام‌دهی از سازوکار انتقال سیاست پولی انتخاب کرده‌ایم. متغیر x نرخ رشد GDP حقیقی است که شامل کنترلی برای تغییرات عرضه وام‌ها بوده و برای خنثی‌کردن اثرات سیاست پولی بر طرف عرضه بازار وام‌ها در نظرگرفته‌ایم. Z_3, Z_2, Z_1 به ترتیب اندازه، نقدینگی و سرمایه بانک را می‌سنجند. اندازهٔ بانک‌ها را به صورت زیر محاسبه می‌کنیم:

$$size_{i,t} = Ln(asset_{i,t}) - \frac{\sum_{i=1}^{n_t} Ln(assets_{i,t})}{n_t} \quad (۵)$$

که در آن، n تعداد بانک‌های مورد بررسی است. دومین معیار سنجش قوت مالی، نقدینگی بانک است که به‌صورت نسبت دارایی‌های نقد به کل دارایی‌ها در سطح بانک محاسبه می‌شود. سومین معیار سنجش قوت مالی، سرمایه بانک است که به‌صورت سهم سرمایه (حقوق صاحبان سهام) از کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود. در این پژوهش برای سنجش وضعیت سیاست پولی[2] از نرخ ذخیره قانونی استفاده می‌کنیم.

1. Interaction
2. Monetary Policy Stance

۴. برآورد مدل و تفسیر ضرایب

پیش از برآورد مدل‌ها، مانایی متغیرها را با آزمون‌های"دیکی‌فولر تعمیم‌یافته"، "لوین چو" و "ایم، پسران و شین" بررسی کردیم. نتایج این آزمون‌ها نشان می‌دهد که متغیرهای y (رشد وام)، Z2 (سرمایه) و Z3 (نقدینگی) در سطح مانا شده و متغیرهای GDP (معیار رشد تولید ناخالص داخلی)، PRH(شاخص ایستای رقابت)، DPRH(شاخص پویای رقابت)، HHI(شاخص تمرکز)،Z1 (اندازه) و mp (شاخص سیاست پولی) با یک مرتبه تفاضل‌گیری مانا شده‌اند. در گام اول مدل ایستای سنجش رقابت را برای دوره ۱۳۷۵-۱۳۸۹ برآورد کردیم. آزمون هاسمن برآورد مدل را با استفاده از روش اثرات ثابت پیشنهاد می‌کند.

جدول۱. نتایج برآورد مدل اول به صورت ایستا برای دوره ۱۳۷۵-۱۳۸۹

Dependent Variable: LOG(R)				
Method: Panel Least Squares				
Date: 02/16/01 Time: 18:40				
Sample: 1375 1389				
Periods included: 15				
Cross-sections included: 10				
Total panel (balanced) observations: 150				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.432698	0.355284	-4.032543	0.0001
LOG(w1)	-0.078613	0.033946	-2.315828	0.0221
LOG(w2)	0.084136	0.039395	2.135708	0.0345
LOG(w3)	0.392613	0.069937	5.613817	0.0000
X1	0.470399	0.330582	1.422943	0.1571
X2	0.935139	0.176503	5.298151	0.0000
X3	13.45973	4.049570	3.323744	0.0011
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.617752	Mean dependent var		-2.677429
Adjusted R-squared	0.574963	S.D. dependent var		0.297332
S.E. of regression	0.193845	Akaike info criterion		-0.342978
Sum squared resid	5.035170	Schwarz criterion		-0.021843
Log likelihood	41.72332	Hannan-Quinn criter.		-0.212511
F-statistic	14.43720	Durbin-Watson stat		1.356757
Prob(F-statistic)	0.000000			

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

متغیرهای جدول ۱ عبارتند از:

W_1 = کل دارایی‌ها /هزینه‌های مالی

W_2= کل دارایی‌ها /هزینه‌های اداری تشکیلاتی

W_3 = کل دارایی‌ها /هزینه‌های کارکنان

X_1 = کل دارایی‌ها /حقوق صاحبان سهام

X_2 = کل دارایی‌ها /وام

X_3 = کل دارایی‌ها / درآمدهای دیگر

براساس نتایج برآورد مدل اول با رویکرد پانزار- راس (جدول۱)، مقدار آماره پانزار- راس برای کل دوره برابر ۰/۳۹ محاسبه شده است. قرار گرفتن این آماره بین صفر و یک نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی صنعت بانکداری ایران در حالت رقابت انحصاری فعالیت کرده است. همچنین، بررسی مقادیر سالانه آماره PRH گزارش شده در جدول۲ نشان‌دهنده افزایش درجه رقابت در صنعت بانکداری در دوره ۱۳۸۹-۱۳۸۱ با شروع فعالیت بانک‌های خصوصی است. برای گام دوم این مطالعه به مقادیر PRH در سال‌های مختلف نیاز داریم که این امر با استفاده از تکنیک رگرسیون غلتان[1] (گردان) محقق شده است، سپس، مقادیر محاسبه‌شده را به عنوان متغیر مستقل در مدل دوم وارد کرده و اثر آن را بر کانال وام‌دهی بانک‌ها بررسی کرده‌ایم.

جدول۲. نتایج برآورد مدل۱ به صورت ایستا برای دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۹ با رگرسیون غلتان

سال	β_1	β_2	β_3	PRH
۱۳۷۵-۱۳۷۹	-۰/۰۶۹۲۱	۰/۱۲۵۰۵۸	۰/۲۰۴۹۴۹	۰/۲۶
۱۳۷۶-۱۳۸۰	-۰/۱۱۹۹۲	-۰/۰۰۵۹۲	۰/۳۹۷۸۱۸	۰/۲۷
۱۳۷۷-۱۳۸۱	-۰/۱۶۱۰۶	-۰/۰۱۸۲۹	۰/۱۶۴۷۰۴	-۰/۰۱
۱۳۷۸-۱۳۸۲	-۰/۱۰۹۲۱	-۰/۰۱۲۸	۰/۲۱۲۸۴	۰/۰۹
۱۳۷۹-۱۳۸۳	-۰/۰۹۶۶۲	۰/۰۲۶۵۲۷	۰/۱۶۸۳۸۲	۰/۱
۱۳۸۰-۱۳۸۴	۰/۰۱۲۸۸۸	۰/۱۶۲۹۴۹	۰/۳۳۰۹۹۶	۰/۵۱
۱۳۸۱-۱۳۸۵	-۰/۰۱۴۷	۰/۱۲۷۸۵۶	۰/۳۰۲۶۹۴	۰/۴۲
۱۳۸۲-۱۳۸۶	-۰/۰۶۹۶۷۷	-۰/۰۰۴۰۴	۰/۵۵۹۱۴۷	۰/۶۲
۱۳۸۳-۱۳۸۷	۰/۰۷۶۰۹۵	۰/۰۰۴۵۸۹	۰/۴۴۶۷۸۳	۰/۵۳
۱۳۸۴-۱۳۸۸	۰/۴۲۶۵۹۱	۰/۰۴۰۶۶۸	۰/۲۳۴۳۳۸	۰/۷
۱۳۸۵-۱۳۸۹	۰/۴۰۹۶۲۷	-۰/۰۱۸۶۱	۰/۲۶۶۸۸۵	۰/۶۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

1. Rolling Regression

تاکنون در پژوهش‌های متعددی از تکنیک رگرسیون غلتان استفاده شده که از جمله آنها می‌توان به مطالعات ماتئوس[1] و دیگران(۲۰۰۷)، یوان[2](۲۰۰۶) و عمر و برونو[3] (۲۰۱۱) اشاره‌کرد. در این پژوهش دوره مورد بررسی را با استفاده از این تکنیک به۱۱ زیر دوره[4] به صورت پنجره‌های[5] ۵ ساله تقسیم کرده‌ایم. جدول ۲ نتایج برآورد ضرایب و آماره t مدل اول را با استفاده از تکنیک رگرسیون غلتان گزارش می‌دهد.

1. Matthews .(2007).
2.Yuan .(2006).
3. Omar & Bruno .(2011).
4. Subsampel
5. Window

جدول۳ .نتایج برآورد مدل اول به‌صورت پویا برای دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۹

Dependent Variable: LOG(R)

Method: Panel GMM EGLS (Cross-section random effects)
Sample (adjusted): 1376 1389
Periods included: 14
Cross-sections included: 10
Total panel (balanced) observations: 140
2SLS instrument weighting matrix
Swamy and Arora estimator of component variances
Instrument specification: LOG(R(-1)) C LOG(FINEXP) LOG(ADMEXP) LOG(PEREXP) EQUASS LONASS OTHASS

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(R(-1))	0.338757	0.069134	4.900036	0.0000
C	-1.494990	0.250317	-5.972387	0.0000
LOG(FINEXP)	-0.071295	0.027894	-2.555942	0.0117
LOG(ADMEXP)	0.010965	0.033601	0.326319	0.7447
LOG(PEREXP)	0.223372	0.049387	4.522864	0.0000
EQUASS	0.066562	0.200161	0.332545	0.7400
LONASS	0.798543	0.137742	5.797401	0.0000
OTHASS	12.76638	3.588122	3.557955	0.0005

Weighted Statistics

R-squared	0.621722	Mean dependent var	-2.656674
Adjusted R-squared	0.601661	S.D. dependent var	0.288483
S.E. of regression	0.182073	Sum squared resid	4.375897
Durbin-Watson stat	1.856925	J-statistic	1.32E-20
Instrument rank	8		

Unweighted Statistics

R-squared	0.621722	Mean dependent var	-2.656674
Sum squared resid	4.375897	Durbin-Watson stat	1.856925

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

افزون بر این، برای هر دوره آزمون هاسمن و آزمون والد را نیز انجام‌داده و بر اساس آزمون هاسمن در صورتی که فرضیه آزمون اثرات تصادفی برای دوره‌ای رد نشده باشد، از روش اثرات تصادفی و در غیر این‌صورت رگرسیون داده‌های تابلویی به روش اثرات ثابت را برآورد کرده‌ایم. آزمون والد را نیز

برای مساوی صفر و یک بودن جمع ضرایب یعنی آماره PRH برآورد کرده، که فرضیه مساوی‌بودن با صفر و یک پذیرفته نشد؛ بنابراین، فرضیه وجود ساختار رقابت انحصاری رد نمی‌شود. انجام آزمون هاسمن برای مدل پویای سنجش رقابت (جدول ۴) برآورد مدل با روش اثرات ثابت را پیشنهاد می‌نماید.

جدول۴. نتایج برآورد پویای مدل اول به روش رگرسیون غلتان

سال	β_0	β_1	β_2	β_3	DPRH
۱۳۷۵-۱۳۷۹	-۰/۱۴۱۵۱	۰/۳۷۹۱۴۸	-۰/۰۳۷۴۷۹	۰/۵۵۹۸۶۶	۰/۷۸۹۷۷۷
۱۳۷۶-۱۳۸۰	-۰/۳۱۰۴۱	-۰/۰۸۱۷۴۷	۰/۰۰۲۰۷	۰/۵۳۰۶۵۵	۰/۳۴۴۱۵
۱۳۷۷-۱۳۸۱	-۰/۲۸۳۰۹	-۰/۱۳۶۲۷۳	-۰/۲۴۱۱۹۱	۰/۴۴۴۴۸۷	۰/۰۵۲۲۳۵
۱۳۷۸-۱۳۸۲	۰/۱۵۱۶۱۴	-۰/۱۰۹۶۹۵	-۰/۰۱۰۷۲۵	۰/۱۷۹۱۳۷	۰/۰۶۹۲۱
۱۳۷۹-۱۳۸۳	۰/۳۵۲۸۳۹	-۰/۱۲۷۲۷۳	۰/۰۲۶۷۶۹	۰/۱۶۰۵۷۸	۰/۰۹۲۸۲۷
۱۳۸۰-۱۳۸۴	-۰/۰۲۴۶۶	۰/۰۱۹۴۲۸	۰/۱۶۲۹۷	۰/۳۰۵۹۲۴	۰/۴۷۶۵۷
۱۳۸۱-۱۳۸۵	-۰/۱۰۴۷۹	-۰/۰۱۶۸۳۲	۰/۱۳۴۸۹۷	۰/۲۹۷۸۰۸	۰/۳۷۶۴۲۹
۱۳۸۲-۱۳۸۶	۰/۱۷۳۶۱۸	۰/۰۴۸۱۱۲	-۰/۰۱۰۳۴۸	۰/۵۳۶۴۰۱	۰/۶۹۴۷۹۴
۱۳۸۳-۱۳۸۷	۰/۳۶۲۰۹۲	-۰/۰۴۹۶۸۷	۰/۰۱۸۹۳۵	۰/۱۰۶۳۰۴	۰/۱۱۸۴۳۷
۱۳۸۴-۱۳۸۸	-۰/۰۶۱۸۴	۰/۴۴۱۵۲۳	۰/۰۴۲۰۱	۰/۲۳۹۷۰۱	۰/۶۸۱۱۱۶
۱۳۸۵-۱۳۸۹	۰/۰۴۵۲۱۹	۰/۵۴۸۹۲۶	۰/۰۰۲۷۵۵	۰/۰۷۴۰۶۷	۰/۶۵۵۳۸۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

نتایج این مطالعه با نتایج گزارش‌شده در پژوهش‌های پیشین سازگار است. آماره PRH در کشورهای درحال توسعه بالا و در بعضی مواقع نیز از کشورهای توسعه‌یافته بیشتر است.[1] بر اساس اطلاعات جدول ۳ مقدار آماره DPRH برآوردی به روش پویا برای دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۹ برابر ۰/۲۵ بوده که نشان‌دهنده ساختار رقابت انحصاری است. ملاحظه می‌شود، با توجه به این که مقدار آماره به عدد یک نزدیکتر است، در نتیجه، ساختار بازار بانکداری در این دوره به انحصار کامل نزدیکتر است. تاکنون سه نوع معیار رقابت یعنی HHI، PRH و DPRH برای ساختار بازار بانکداری ایران محاسبه شده است، در مرحله بعد از این متغیرها را به عنوان متغیر مستقل مدل کانال وام‌دهی بانک استفاده می‌کنیم. نتیجه آزمون هاسمن برای تعیین نوع مدل پانل نشان‌دهنده ردنشدن فرضیه مدل اثرات تصادفی است، بنابراین،

1. Olivero, eral.(2011).

مدل دوم را با روش مدل اثرات تصادفی برآورد کردیم. جدول ۵، نتایج برآورد مدل را با استفاده از شاخص PRH و جدول ۶، نتایج این برآورد را با استفاده از شاخص DPRH گزارش می‌دهد. استفاده از آماره ایستای سنجش رقابت در مدل وجود ارتباط معنادار بین کانال وام‌دهی بانک و رقابت در بانکداری را رد می‌کند؛ در حالی که برآورد کانال وام‌دهی بانک با استفاده از آماره پویای سنجش رقابت وجود رابطه معنادار بین اثربخشی کانال وام‌دهی و رقابت در صنعت بانکداری را تأیید می‌کند.

جدول۵. نتایج برآورد مدل دوم با استفاده از PRH

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
D(GDP)	-۰/۱۲۱۰۳	۱/۹۳۶۷۹۴	-۰/۰۶۲۴۹	۰/۹۵۰۳
D(SIZ_?)	۱/۲۶۰۳۹	۰/۲۷۰۰۷۷	۴/۶۶۶۷۸۲	۰/۰۰۰۰
LIQ_?	-۲/۰۵۸۳۹	۱/۴۰۲۴۵۵	-۱/۴۶۷۷	۰/۱۴۵۳
CAP_?	۰/۰۴۴۲۳۸	۰/۲۳۱۰۹۳	۰/۱۹۱۴۲۷	۰/۸۴۸۶
D (Mp)	-۰/۴۸۲۱۳	۰/۱۸۰۲۷۳	-۲/۶۷۴۴۳	۰/۰۰۸۷
D(PRH)	-۰/۱۰۰۷۲	۰/۰۴۷۸۰۶	-۲/۱۰۶۸۳	۰/۰۳۷۶
D(PRH)* D(MP)	-۰/۶۸۴۰۴۵	۲/۴۹۵۱۵۵	-۰/۲۷۴۱۴۹	۰/۷۸۴۵
DUM	-۰/۰۳۸۶	۰/۱۵۲۳۳۴	-۰/۲۵۳۳۹	۰/۸۰۰۵
R-squared	۰/۵۰۵۷۳۲	Mean dependent var		۰/۳۲۶۲۲۲
Adjuted R-squared	۰/۴۶۱۲۴۷	S.D. dependent var		۰/۲۶۱۲۹
S.E. of regression	۰/۱۹۱۷۸۶	Sum squared resid		۳/۶۷۸۲۰۱
F-statistic	۱۱/۶۶۱۲۲	Durbin-Watson stat		۲/۲۵۱۷۵۶
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰۰	Second-Stage SSR		۳/۶۳۰۹۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

به بیان دیگر، منفی و معنادار بودن ضریب جمله برهم کنش شاخص سیاست پولی و شاخص پویای سنجش رقابت نشان‌دهنده تقویت اثربخشی سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک با افزایش رقابت در صنعت بانکداری است، یعنی فرضیه اول پژوهش مبنی بر وجود رابطه معنادار بین رقابت در صنعت بانکداری و اثربخشی سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک تأیید می‌شود. همان‌طور که انتظار می‌رفت، ضریب سنجش حالت سیاست پولی منفی و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است.

منفی‌بودن این ضریب با نظریه‌ها سازگار بوده و بر این امر دلالت دارد که هنگامی که بانک مرکزی کشور سیاست پولی انقباضی اتخاذ می‌نماید، نرخ رشد وام کاهش می‌یابد. در هر حال، اگر ضریب جمله برهم‌کنش سیاست پولی و رقابت در بانکداری مثبت و از نظر آماری معنادار باشد، نشان می‌دهد که رقابت در بازار بانکداری انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک را تضعیف می‌نماید. بنابراین، طبق شواهد تجربی موجود و بر اساس رویکرد ایستای سنجش رقابت و معنادار نبودن مقدار ضریب جمله برهم کنش رقابت و سیاست پولی (۰/۶۸-) می‌توان ادعا نمود که فرضیه اصلی این مطالعه مبنی بر وجود رابطه معنادار بین کانال وام‌دهی بانک و رقابت در صنعت بانکداری رد می‌شود. با توجه به این که آماره PRH به سمت صفر تورش دارد، به نظر می‌رسد، نتایج برآورد مدل با DPRH از اعتبار بیشتری برخوردار است.[1] بر اساس برآورد مدل با استفاده از رویکرد پویای سنجش رقابت ضریب جمله برهم‌کنش سیاست پولی و رقابت در بانکداری منفی و معنادار بوده و وجود رابطه معکوس بین رقابت و کانال وام‌دهی بانک را نشان‌می‌دهد، که فرضیه اصلی پژوهش را تأیید می‌کند.

جدول۶. نتایج برآورد مدل دوم با استفاده از DPRH

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
D(GDP)	-۱/۹۴۷۷۷	۳/۱۷۴۰۱۱	-۰/۶۱۳۶۶	۰/۵۴۱
D(SIZ_?)	۱/۲۴۶۹۲۷	۰/۲۶۵۷۳۶	۴/۶۹۲۳۵۸	۰/۰۰۰۰
LIQ_?	-۱/۵۹۶۳	۱/۷۹۶۹۵۸	-۰/۸۸۸۳۴	۰/۳۷۶۷
CAP_?	۰/۰۷۴۲۸۵	۰/۲۵۳۶۹۶	۰/۲۹۲۸۱	۰/۷۷۰۳
D(MP)	-۰/۴۹۳۳۳	۰/۲۳۵۸۸۷	-۲/۰۹۱۳۹	۰/۰۳۹۳
D(DPRH)	-۰/۰۸۳۵۸	۰/۰۲۷۹۶۹	-۲/۹۸۸۲۱	۰/۰۰۳۶
D(DPRH)* D(MP)	-۰/۸۵۰۱۴	۰/۴۱۷۷۹۵	-۲/۰۳۴۸۳	۰/۰۴۴۸
DUM	-۰/۰۳۹۲۶	۰/۰۲۴۹۶۶	-۱/۵۷۲۳۶	۰/۱۱۹۴
R-squared	۰/۵۱۶۹۴	Mean dependent var		۰/۳۲۶۲۷۷
Adjusted R-squared	۰/۴۶۸۸۳۴	S.D. dependent var		۰/۲۷۲۴۰۱
S.E. of regression	۰/۱۹۸۵۶۶	Sum squared resid		۳/۵۴۸۵۶۸
F-statistic	۱۰/۸۱۸۹۶	Durbin-Watson stat		۲/۱۸۳۴۱۷
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰۰	Second-Stage SSR		۳/۵۲۸۵۲۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

1. Goddard & Wilson.(2009).

همچنین، منفی‌بودن این جمله نشان‌دهنده تقویت اثربخشی کانال وام‌دهی بانک با افزایش رقابت است. ضرایب سه متغیری که قوت ترازنامه‌های بانک‌ها را اندازه می‌گیرد، در هر دو جدول ۵ و ۶ نشان‌می‌دهد که رشد وام‌ها در میان بانک‌ها با اندازه گوناگون، متفاوت بوده، ولی بین درجات مختلف نقدینگی و سرمایه بانک‌ها و رشد وام‌های آنها ارتباط معناداری مشاهده نشد. نرخ رشد وام‌ها برای بانک‌های بزرگتر بیشتر و از نظر آماری معنادار است، همچنین این نرخ برای بانک‌های با سرمایه و نقدینگی بیشتر نیز بزرگتر بوده، ولی از نظر آماری معنادار نیست. با توجه به نتایج به دست آمده فرضیه فرعی دوم مبنی بر وجود رابطه معنادار بین اثربخشی سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک با اندازه بانک‌ها را نیز نمی‌توان رد نمود. در مورد فرضیات فرعی سوم و چهارم (وجود رابطه بین نقدینگی و سرمایه بانک‌ها با کانال وام‌دهی بانک)، با توجه به اینکه p-value ضرایب مربوط بیشتر از ۰/۰۵ بوده، بنابراین، این فرضیات رد شده و می‌توان گفت در شرایط فعلی و بر اساس یافته‌های این پژوهش رابطه معناداری بین اثربخشی سیاست‌های پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک و میزان دارایی‌های نقد و سرمایه بانک مشاهده نمی‌شود.

بر خلاف انتظار ما نرخ رشد GDP در هر دو برآورد بالا، منفی بوده و از نظر آماری در جدول ۵ و ۶ معنادار نیست. در واقع، بر اساس نتایج این مدل بین رشد وام‌ها و GDP ارتباط معناداری وجود ندارد که این امر می‌تواند به دلیل وجود وام‌های تکلیفی در بانک‌های دولتی باشد. همچنین، در جدول‌های بالا ملاحظه می‌شود که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی اثر منفی بر رشد تسهیلات دارد. اثر منفی رشد به این صورت می‌تواند قابل توجیه باشد که به دلیل بهبود رشد اقتصادی، وضعیت درآمدی بنگاه‌های اقتصادی بهبود یافته و این امر به افزایش منابع داخلی آنها برای تأمین مالی نیازهایشان منجر شده است، از سوی دیگر، به دلیل گران‌بودن منابع مالی بیرونی تقاضای آنها برای تسهیلات بانکی کاهش‌یافته و به‌دنبال آن مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها با کاهش مواجه شده است. افزون بر این، ضریب متغیر مجازی برای بحران نیز در هیچکدام از برآوردها معنادار نشد، در نتیجه، کانال وام‌دهی بانک با بحران ارتباط معناداری نداشته که این نتیجه با ضریب جمله GDP نیز سازگار است.

در این بخش، نتایج برآورد مدل دوم یعنی رابطه کانال وام‌دهی بانک با استفاده همزمان از شاخص HHI و شاخص پانزار- راس را ارائه می‌کنیم. رابطه مدل دوم به صورت زیر است:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta x_t + \rho_1 ZI_{i,t} + \rho_2 Z2_{i,t} + \rho_3 Z3_{i,t} + \delta mp_t + \theta PRH_t + \Phi PRH_t \times mp_t + \Omega HHIL + \lambda D_t + U_{i,t} \quad (۶)$$

که در آن، تمام متغیرها شبیه مدل برآورد شده پیشین هستند، با این تفاوت که علاوه بر شاخص پانزار- راس، از شاخص HHI که برای تسهیلات شبکه بانکی محاسبه شده نیز به‌عنوان شاخص تمرکز صنعت بانکداری کشورمان استفاده کرده‌ایم. در جدول ۷ خلاصه نتایج برآورد مدل دوم را با استفاده همزمان از شاخص‌های PRH و HHI تسهیلات و در جدول ۸ خلاصه نتایج برآورد مدل دوم را با استفاده همزمان از شاخص‌های DPRH و HHI تسهیلات ارایه کرده‌ایم. بر اساس نتایج این برآورد در جدول ۷ رابطه معناداری میان شاخص تمرکز و رشد وام‌های بانک‌ها مشاهده نشد. همچنین، ضریب شاخص سیاست پولی نیز به لحاظ آماری معنادار نیست. نتایج جدول ۷ معناداری متغیرهای GDP، اندازه بانک، شاخص راس پانزار و جمله برهم کنش شاخص‌های سیاست پولی و رقابت را نشان‌داده و متغیرهای دیگر از نظر آماری معنادار نیستند. نتایج جدول ۸ حاکی از معناداری متغیرهای اندازه بانک، شاخص سیاست پولی، شاخص پویای راس- پانزار و جمله برهم کنش شاخص‌های سیاست پولی و رقابت بوده و متغیرهای دیگر از نظر آماری معنادار نیستند.

جدول۷. نتایج برآورد مدل کانال وام‌دهی با استفاده همزمان از شاخص‌های PRH و HHI

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح احتمال
GDP	-۸/۳۵۲۲۳۸	۲/۸۵۳۷۱۶	-۲/۹۲۶۷۹۳	۰/۰۰۴۱
D(SIZ_?)	۰/۹۹۶۴۴۲	۰/۲۵۹۹۷۶	۳/۸۳۲۸۲۷	۰/۰۰۰۲
LIQ_?	-۰/۹۱۱۸۷۲	۰/۶۳۶۷۰۸	-۱/۴۳۲۱۶۵	۰/۱۵۴۷
CAP_?	۰/۱۲۵۵۴۳	۰/۱۹۱۱۰۳	۰/۶۵۶۹۳۹	۰/۵۱۲۵
D(MP)	-۰/۰۱۴۲	۰/۰۱۷۰۸۶	-۰/۸۳۱۱۰۲	۰/۴۰۷۶
D(PRH)	-۰/۲۲۱۸۸۸	۰/۰۵۲۷۳	-۴/۲۰۸۰۴۳	۰/۰۰۰۰
D(PRH)* D(MP)	-۰/۰۸۸۵۳	۰/۰۳۷۲۵۶	-۲/۳۷۶۹۱۴	۰/۰۱۹
DUM	-۰/۰۱۰۴۹۲	۰/۰۳۱۰۵۷	-۰/۳۳۷۸۴۱	۰/۷۳۶۱
D(HHIL)	۲/۰۴۳۷۸	۲/۱۴۷۸۴۸	۰/۹۵۱۵۴۸	۰/۳۴۳۲
Weighted Statistics				
R-squared	۰/۴۶۴۳۸۶	Mean dependent var		۰/۳۴۸۹۰۵
Adjusted R-squared	۰/۴۲۴۲۱۴	S.D. dependent var		۰/۲۵۷۸۳۹
S.E. of regression	۰/۱۹۵۶۴۹	Sum squared resid		۴/۵۹۳۴۴
F-statistic	۱۱/۵۶۰۱۹	Durbin-Watson stat		۲/۱۳۹۶۱۶
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰۰	Second-Stage SSR		۴/۵۹۳۴۴
Unweighted Statistics				
R-squared	۰/۴۶۴۳۸۶	Mean dependent var		۰/۳۴۸۹۰۵
Sum squared resid	۴/۵۹۳۴۴	Durbin-Watson stat		۲/۱۳۹۶۱۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

با توجه به نتایج ارائه‌شده در جدول‌های ۷ و ۸، ملاحظه می‌شود که در تمام برآوردها، علامت ضریب شاخص سیاست پولی (نرخ سپرده قانونی) منفی است، یعنی اینکه نرخ رشد مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها به افزایش نرخ سپرده قانونی واکنش منفی نشان‌داده و مقدار آن کاهش می‌یابد؛ به‌طوری‌که در جدول۸، نرخ رشد مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها به ازای یک واحد افزایش در نرخ سپرده قانونی به اندازه ۰/۰۳ واحد از رشد منفی برخوردار شده است. کاهش نرخ رشد مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها در واکنش به افزایش نرخ سپرده قانونی به لحاظ نظری سازگار است، اما همان‌طور که ملاحظه شد، این واکنش به قدری ناچیز است که عملاً کارایی سیاست تغییر نرخ سپرده قانونی نمی‌تواند قابل

توجه باشد. مهم‌ترین دلیلی که می‌توان مطرح کرد، این است که بخش اصلی تسهیلات اعطایی بانک‌ها به‌صورت تسهیلات تکلیفی بوده و در قالب تبصره‌های بودجه پرداخت می‌شود، بنابراین، بانک‌ها نمی‌توانند در مورد این گونه تسهیلات، نسبت به تغییرات نرخ سپرده قانونی واکنشی نشان دهند.

جدول۸ . نتایج برآورد مدل کانال وام‌دهی با استفاده همزمان از شاخص‌های DPRH و HHI

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح احتمال
C	۰/۰۴۳۹۴۵	۰/۱۶۲۵۲۱	۰/۲۷۰۳۹۸	۰/۷۸۷۵
GDP	-۰/۷۶۹۹۲	۳/۲۳۷۵۲۱	-۰/۲۳۷۸۱۱	۰/۸۱۲۶
D(SIZ_?)	۱/۲۶۸۷۴۳	۰/۲۸۰۹۹۵	۴/۵۱۵۱۷۴	۰/۰۰۰۰
LIQ_?	-۱/۱۶۳۸۲۵	۲/۱۹۲۰۳۷	-۰/۵۳۰۹۳۳	۰/۵۹۶۸
CAP_?	۰/۰۷۱۰۰۲	۰/۲۴۲۳۷۸	۰/۲۹۲۹۳۸	۰/۷۷۰۲
D(MP)	-۰/۰۳۴۶۲	۰/۰۱۳۶۴	-۲/۵۳۸۱۵	۰/۰۱۲۹
D(DPRH)	-۰/۰۶۷۹۳۴	۰/۰۱۶۰۵۹	-۴/۲۳۰۲۱۸	۰/۰۰۰۱
D(DPRH)* D(MP)	-۰/۰۵۹۷۵۹	۰/۰۲۰۸۳۶	-۲/۸۶۸۰۷۶	۰/۰۰۵۱
DUM	-۰/۰۹۰۲۲	۰/۰۲۲۱۴۳	-۲/۵۱۶۴۳۷	۰/۰۹۶۷
D(HHIL)	۳/۹۴۷۳۴۵	۱/۴۷۴۵۱۵	۲/۶۷۷۰۴۷	۰/۰۰۸۸
Weighted Statistics				
R-squared	۰/۵۲۲۸۹۶	Mean dependent var		۰/۳۲۶۲۷۷
Adjusted R-squared	۰/۴۷۵۱۸۵	S.D. dependent var		۰/۲۷۲۴۰۱
S.E. of regression	۰/۱۹۷۳۳۸	Sum squared resid		۳/۵۰۴۸۲
F-statistic	۱۰/۹۵۹۷۸	Durbin-Watson stat		۲/۲۵۶۲۴۸
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰۰	Second-Stage SSR		۳/۵۰۴۸۲
Unweighted Statistics				
R-squared	۰/۵۲۲۸۹۶	Mean dependent var		۰/۳۲۶۲۷۷
Sum squared resid	۳/۵۰۴۸۲	Durbin-Watson stat		۲/۲۵۶۲۴۸

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

۴-۱. مقایسه نتایج مدل‌های برآورد کانال وام‌دهی بانک

بر اساس نتایج این مطالعه، در تمام مدل‌های برآوردشده ضریب شاخص‌های PRH و DPRH منفی و از نظر آماری معنادار بوده که نشان‌دهنده رابطه‌ای معکوس و معنادار میان درجه رقابت در صنعت بانکداری

و رشد وام‌های شبکه بانکی است. به عنوان مثال ضریب جمله PRH در جدول ۵ حدود ۰/۱- بوده و بر اساس شواهد تجربی موجود این‌گونه قابل تفسیر است که با افزایش یک واحد در شاخص ایستای رقابت وام‌های شبکه بانکی به اندازه ۰/۱ درصد رشد منفی از خود نشان خواهد داد. ضریب جمله DPRH درجدول ۶ برابر ۰/۰۸- بوده و با نتیجه برآورد مدل با شاخص PRH کاملاً سازگار است. برآوردهای مدل کانال وام‌دهی با شاخص‌های PRH و DPRH به همراه شاخص HHI به‌طور همزمان نیز این نتایج را تأیید می‌کند. ضریب HHI در برآورد مدل به همراه PRH معنادار نبوده و رابطه‌ای بین رشد وام و تمرکز در این برآوردها مشاهده نشد؛ اما در مدل پایانی که با HHI و DPRH به‌طور همزمان برآورد شده است، ضریب HHI مثبت و معنادار است که در اینجا یک رابطه مثبت و معنادار با رشد وام‌ها مشاهده می‌شود، همچنین، علامت آن مخالف ضریب DPRH بوده که نشان‌دهنده کاهش تمرکز با افزایش رقابت است. جمله برهم‌کنش را به منظور در نظرگرفتن اثر نهایی رقابت در بانکداری روی اثرات تغییر سیاست پولی بر رشد وام وارد مدل کرده‌ایم. ضریب جمله برهم کنش شاخص‌های رقابت و شاخص سیاست پولی در برآورد مدل کانال وام‌دهی بانک با استفاده از آماره پویای سنجش رقابت یعنی DPRH منفی و از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. بنابراین، بر اساس نتایج مدل با استفاده از DPRH می‌توان گفت که با افزایش درجه رقابت در بانکداری هنگامی که سیاست پولی انقباضی اعمال شده، رشد وام‌ها کاهش پیدا کرده است، که این موضوع نشان‌دهنده تقویت اثربخشی سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک است. در حالی که بر اساس نتایج مدل با استفاده از PRH یا آماره ایستای سنجش رقابت رابطه معناداری میان اثربخشی سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک و رقابت در صنعت بانکداری مشاهده نشد.

۵. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها

در این پژوهش از داده‌های سطح بانک[1] شامل ترازنامه و صورت سود و زیان بانک‌ها برای ارزیابی چگونگی اثر تغییرات رقابت در صنعت بانکداری بر انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک در

1. Banks Level Data

ایران برای دورهٔ ۱۳۷۵- ۱۳۸۹ استفاده کردیم. بدین‌منظور از یک روش برآورد دو مرحله‌ای استفاده کردیم؛ در مرحله اول آمارهٔ پانزار-راس برای سنجش درجه رقابت در بانکداری به روش ایستا و پویا برآورد کرده، همچنین، شاخص HHI را نیز به عنوان معیار سنجش تمرکز محاسبه کردیم. در مرحله دوم با استفاده از روش رگرسیون TSLS رابطه رشد وامی را برآورد نموده که آمارهٔ PRH (شاخص ایستای سنجش رقابت)، DPRH (شاخص پویای سنجش رقابت) محاسبه‌شده در گام اول به اضافه جمله برهم‌کنش آنها با شاخص سیاست پولی و شاخص HHI (شاخص سنجش تمرکز) به‌عنوان متغیرهای توضیحی این رابطه هستند. با تمرکز ویژه‌ای بر کانال وام‌دهی بانک در این مطالعه با استفاده از رویکرد پویای سنجش رقابت، شواهد سازگاری مبنی بر وجود رابطه بین اثربخشی سیاست پولی و رقابت در بانکداری یافتیم. این رابطه به‌ویژه در مورد بانک‌های با اندازه کوچکتر بهتر صدق می‌نماید؛ اما با استفاده از رویکرد ایستای سنجش رقابت رابطه معناداری بین اثربخشی سیاست پولی و رقابت در بانکداری مشاهده نشد. افزون بر این، به علت منفی‌بودن جمله برهم کنش بین شاخص سیاست پولی و شاخص رقابت در بانکداری می‌توان ادعا نمود که اثربخشی سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک با افزایش میزان رقابت در این صنعت تقویت می‌شود، یعنی با افزایش رقابت در بخش بانکداری یک سیاست پولی انقباضی اثر معکوسی بر رشد وام‌ها خواهد داشت. با توجه به نتایج مطالعه این فرضیه که اثرپذیری بانک‌ها با اندازه متفاوت از شوک‌های سیاست پولی متفاوت است، رد نمی‌شود، اما در مورد اثر نقدینگی و سرمایه بانک بر اثربخشی سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک، وجود رابطه معناداری تأیید نشد.

همچنین، بر اساس نتایج برآورد مدل پانزار و راس به‌صورت ایستا و پویا و قرارگرفتن آماره سنجش رقابت پانزار-راس بین صفر و یک می‌توان ادعا نمود که در دوره مورد بررسی صنعت بانکداری ایران در شرایط رقابت انحصاری قرار داشته است. یافته‌های این پژوهش نشان داد که رقابت در بانکداری علاوه بر اثرات مثبتی که بر سیستم بانکی دارد، می‌تواند اثربخشی انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی را نیز بهبود بخشد، بنابراین، از یک دیدگاه سیاستی نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که به یک نظارت شدیدتر برای توسعه‌های مربوط به رقابت و ساختار بازار در کشورمان نیاز است؛ در این راستا، به بانک مرکزی و مقامات پولی کشور توصیه می‌شود که در مقاطع زمانی منظم به سنجش میزان رقابت در

صنعت بانکداری اقدام نمایند و در هنگام اعمال سیاست‌های پولی متفاوت از هماهنگی این سیاست‌ها با ساختار بازار بانکداری کشور اطمینان حاصل نمایند. افزون بر این، به نظر می‌رسد افزایش تعداد بانک‌ها و نیز ساختار رقابتی بازار می‌تواند دست بانک‌ها را در خنثی‌سازی سیاست بانک مرکزی و جلوگیری از انتقال شوک سیاست پولی به ذخایرشان ببندد. در انتها با توجه به این که برای سازوکار انتقال سیاست پولی تاکنون بیش از ۹ کانال متفاوت شناسایی شده است، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی کانال‌های دیگر انتقال سیاست پولی نیز مورد بررسی قرار گیرد.

منابع

۱. اشرف زاده، حمیدرضا و مهرگان، نادر. (۱۳۸۷). اقتصادسنجی پانل دیتا. انتشارات دانشگاه تهران، چاپ اول.

۲. پژویان، جمشید و شفیعی، افسانه. (۱۳۸۷). تحلیل ساختار در صنعت بانکداری ایران: کاربرد تجربی شاخص U دیویس. فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۵، شماره ۴، صص ۸۱- ۱۰۵.

۳. تقوی، مهدی و لطفی، علی اصغر. (۱۳۸۵). بررسی اثرات سیاست پولی بر حجم سپرده‌ها، تسهیلات اعطایی و نقدینگی نظام بانکی کشور. پژوهشنامه اقتصادی.

۴. حقیقی، ایمان. (۱۳۸۵). مدلسازی مکانیزم انتقال سیاست پولی در بانکداری بدون ربا (مورد ایران) با روش گشتاورهای تعمیم یافته. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه امام صادق (ع).

۵. رضایی، ابراهیم و جلیلی، مریم. (۱۳۸۹). نگرشی بر تأثیر سیاست پولی از کانال اعتبارات سیستم بانکی در اقتصاد ایران. مجموعه مقالات بیست و یکمین همایش سیاست‌های پولی.

۶. طاهری تفرشی، رضا. (۱۳۸۹). تأثیر ورود بانک‌های خصوصی بر ساختار و عملکرد صنعت بانکداری در ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، مؤسسه عالی آموزش بانکداری ایران.

7. Adams, R.M., Amel, D.F. (2005). The Effects of Local Banking Market Structure on the Bank-Lending Channel of Monetary Policy. Working Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System.
8. Aftalion, F., White, J.L. (1978). A study of a Monetary System with a Pegged Discountrate under Different Market Structures. Journal of Banking and Finance 2, 351–354.
9. Berger, Alan, and Gregory Udel. (۱۹۹۴). Relationship Lending and Lines of Credit in Small Firm Finance,Journal of Business 68, 351-382.
10. Bernanke, B., Gertler, M.(1995). Inside the Black Box: the Credit Channel of Monetary Policy Transmission. Journal of Economic Perspectives 9 (4), 27–48. Autumn.

11. Bernanke, B., Blinder, A. (1992). The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Ttransmission. American Economic Review 82, 901–921.
12. Bikker, J., Haaf, K. (2002). Competition, Concentration, and their Relationship: An Empirical Analysis of the Banking Industry. Journal of Banking and Finance 26, pp 2191–2214.
13. Bresnahan, T. (1982). The Oligopoly Solution Concept is Identified. Economics Letters 10, 87-92.
14. Coccorese,P.,(2004). Banking Competition and Macroeconomic Conditions: A Disaggregated Analysis. International Financial Markets, Institutions and Money 14, pp 203–219.
15. Iwata, G. (1974). Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly, Econometrica 42, 947-966.
16. Gunji, H., Miura, K., Yuan, Y . (2009). Bank Competition and Monetary Policy. Japan and World Economy 21, pp105–115.
17. Goddard, J., and Wilson, J.O.S. (2009). Competition in Banking: A Disequilibrium Approach. Journal of Banking and Finance 33, pp. 2282-2292.
18. Hancock, D., Wilcox, J., Covitz. M. (1995). The Credit Crunch and the Availability of Credit to Small Business. Journal of Banking and Finance22 (6–8), 983–1014.
19. Kashyap, A., Stein, J.(1995). The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets. Carnegie-Rochester Conference Series in Public Policy 42, pp151–195.
20. Kishan, R.P. and Opiela, T.P. (2000). Bank Size, Bank Capital and the Bank Lending Channel. Journal of Money, Credit and Banking 32, 121-141.
21. Matthews, Murinde, K. V. and Zhao, T. (2007). Competitive Conditions Among the Major British Banks. Journal of Banking and Finance, 31(7), 2025–2042.
22. Mishkin, F. (2005). The Economics of Money, Banking and Financial Markets. Pearson AddisonWesley.

23. Olivero.M, Li. Y, Jeon.B.N. (2011). Competition in Banking and the Lending Channel: Evidence from Bank-Level Data in Asia and Latin America. Journal of Banking and Finance 35 , pp 560–571.
24. 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 and Finance 30 , pp1034–1054.
25. Omar Masood, Bruno S. Sergi.(2011). China's Banking System, Market Structure, and Competitive Conditions. Front. Econ. China 2011, 6(1): 22–35.
26. Panzar, J.C., Rosse, J.N., (1987). Testing for Monopoly Equilibrium. Journal of Industrial Economics 35, 443–456.
27. Rhoades, S.A. (1993). The Efficiency Effects of Horizontal Bank Mergers. Journal of Banking and Finance, 17,pp 411-22.
28. Turk-Ariss, Rima.(2009). Competitive Behavior in Middle East and North Africa Banking Systems. The Quarterly Review of Economics and Finance 49, pp 693–710.
29. Turk-Ariss. Rima. (2010). Competitive Conditions in Islamic and Conventional Banking: A Global Perspective. Review of Financial Economics 19 , pp101–108.
30. VanHoose, D. (1983). Monetary Policy under Alternative Bank Market Structures. Journal of Banking and Finance 7, pp383–404.
31. VanHoose, D. (1985). Bank Market Structure and Monetary Control. Journal of Money, Credit and Banking 17, pp298–311.
32. Vesala, J. (1995). Testing for Competition in Banking: Behavioral Evidence from Finland. Bank of Finland Studies, E:1.
33. Yuan, Y. (2006). The State of Competition of the Chinese Banking Industry. Journal of Asian Economics 17, pp 519–534.