فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی
سال دهم، شماره ۳۳، پاییز ۱۳۹۶
صفحات ۴۲۹ ـ ۴۵۶

تأثیر قدرت بازاری نظام بانکی در اثرگذاری سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک در ایران

مهدی مرادی [*]
جهانگیر بیابانی [‡]
فرهاد خدادادکاشی [†]
هادی غفاری [§]

تاریخ دریافت: ۰۹ /۱۱/ ۱۳۹۵ تاریخ پذیرش: ۱۹/ ۰۹/ ۱۳۹۶

چکیده

اثربخشی انتقال سیاست پولی از طریق کانال اعتباری تحت تأثیر عوامل مختلفی چون ویژگی‌های ترازنامه و قدرت بازاری صنعت بانکی می‌باشد. هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیر قدرت انحصاری سیستم بانکی بر اثربخشی انتقال سیاست پولی از طریق مجرای وام‌دهی است. به این منظور ابتدا شاخص لرنر برای سال‌های ۱۳۹۳ـ ۱۳۸۰ محاسبه می‌شود و سپس با به‌کارگیری داده‌های سطح بانک شامل ترازنامه و صورت سود و زیان ۳۳ بانک، تابع رشد وام برآورد می‌شود که آماره سنجش قدرت بازاری به همراه ویژگی‌های ترازنامه‌ای بانک به‌عنوان متغیرهای توضیحی مدل هستند. در این تحقیق به منظور ارزیابی قدرت بازاری از تابع هزینه مرزی استفاده می‌شود. نتایج برآورد الگو براساس رگرسیون داده‌های پانل و روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای نشان می‌دهد، کاهش قدرت بازاری موجب تقویت انتقال سیاست پولی از طریق مجرای وام‌دهی می‌شود. همچنین یافته‌ها حاکی از آن است، افزایش در بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به‌عنوان شاخص سیاست پولی اثر مثبت و معنی‌دار اما ضعیف بر کانال وام‌دهی نظام بانکی دارد. افزون براین اثربخشی متفاوت انتقال سیاست پولی در بین بانک‌های با ویژگی‌های مختلف از نظر اندازه و سرمایه و نقدینگی مورد تائید قرارگرفت.

واژه‌های کلیدی: ساختار بازار، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، داده‌های پانل، شاخص لرنر، تسهیلات بانکی
طبقه‌بندی JEL: C32، E52، G21، L12، L22

[*] دانشجوی دکتری گروه علوم اقتصادی، دانشگاه پیام نور، تهران ؛ moradi@pnu.ac.ir (نویسنده مسئول)
[†] استاد گروه علوم اقتصادی، دانشگاه پیام نور، تهران ؛khodadad@pnu.ac.ir
[‡] استادیار گروه علوم اقتصادی، دانشگاه پیام نور، تهران ؛ jbiabani2000@gmail.com
[§] دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشگاه پیام نور، تهران ؛ ghafari@pnu.ac.ir
-این مقاله مستخرج از رساله دکتری مهدی مرادی به راهنمایی فرهاد خداداد کاشی می باشد.

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

۱ مقدمه

در سال‌های اخیر از یک طرف با ورود بانک‌های خصوصی و اجرای خصوصی‌سازی بانک‌های دولتی و از طرف دیگر با وقوع بحران مالی و تحریم‌های صنعت بانکی کشور، ساختار بازار در صنعت بانکداری تغییر معنی‌داری در قدرت بازاری و شرایط رقابتی‌اش تجربه کرده است. انتظار می‌رود این تغییر در ساختار بازار بانکداری در طول زمان بتواند رفتار بانک‌ها در اعطای تسهیلات و به تبع آن کانال وام‌دهی را تحت تأثیر قرار دهد. بانک‌ها نقش منحصربه‌فردی در انتقال اثرات سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک بازی می‌کنند. اگر پس از یک سیاست پولی انقباضی بانک‌ها نتوانند به‌طور کم‌هزینه‌ای به وجوه غیر سپرده‌ای برای جبران کاهش ذخایرشان متوسل شوند، به ناچار مجبور به کاهش عرضه وام خواهند شد. این کاهش در عرضه وام‌ها هزینه دریافت اعتبار را برای بنگاه‌ها و خانوارهایی که به بانک‌ها وابسته‌اند را افزایش داده و به‌طور معکوسی بر فعالیت‌های واقعی اقتصاد اثر می‌گذارد.

اندازه کاهش عرضه وام بانک‌ها در اثر اعمال سیاست‌های پولی انقباضی، متناسب با میزان دسترسی بانک‌ها به منابع مالی مازاد متفاوت خواهد بود. به عبارتی بانک‌ها با ویژگی‌ها و قدرت مالی متفاوت از نظر اندازه[۱]، نقدینگی[۲] و سرمایه[۳] نقش متمایزی در سازوکار انتقال شوک‌های سیاست پولی دارند (یانگ و ساهو[۴]، ۲۰۱۶). درخصوص اندازه بانک این نظریه مطرح می‌شود، مقابله با شوک وارد شده به سپرده‌ها برای بانک‌های بزرگ‌تر که با هزینه تأمین مالی خارجی کمتری مواجه هستند، از طریق انتقال منابع جایگزین وجوه آسان‌تر خواهد بود. بنابراین هرچه اندازه بانک بزرگ‌تر باشد، انتقال سیاست پولی انقباضی ضعیف‌تر خواهد بود. از آنجا که شاخص نقدینگی برابر با مجموع وجوه نقد و ذخایر بانک است، این نظریه مطرح می‌شود که بانک‌های با ترازنامه نقدتر آمادگی بیشتری برای مصون ماندن عرضه وام‌شان از شوک غیرمنتظره سپرده‌ها دارند. کاشیاب و استین[۵] (۲۰۰۰) معتقدند، تأثیر سیاست پولی بر روی رفتار وام‌دهی بانک‌ها بستگی به نقدینگی دارد و اگر سیاست پولی، وام‌دهی بانک‌ها را تحت تأثیر قرار دهد، آنگاه سبب کاهش بیشتر وام‌ها در بانک‌های با دارایی‌های که قدرت نقد شوندگی پایین دارند خواهد شد، زیرا بانک‌ها با دارایی‌های نقدتر

---

[1] Size
[2] Liquidity
[3] Capital
[4] Yang, Shao
[5] Kashyap, A. K. and J. C. Stein

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

می‌توانند از سبد دارایی وام خود از طریق کم کردن ذخایر احتیاطی و اوراق بهادار بهتر محافظت نمایند. در مورد شاخص سرمایه بانک که برابر سهم سرمایه از کل دارایی‌ها بانک می‌باشد، این نظریه مطرح می‌شود که بانک‌های با سرمایه بیشتر برای تأمین بدهی‌های غیرایمن تمایل به پذیرش ریسک کمتری هستند. میزان دسترسی به منابع مالی، علاوه بر عواملی چون اندازه بانک، میزان سرمایه و نقدینگی بانک‌ها، تحت تأثیر قدرت بازاری و میزان رقابت صنعت بانکداری نیز است (الیورو[1]، ۲۰۱۱ و فانگاکوا و ویل[2]، ۲۰۱۳).

مبانی نظری رابطه بین ساختار بازار و اثربخشی انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی روشن نیست و تا به حال پاسخ صریحی به چگونگی تأثیر درجه انحصار صنعت بانکی بر انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک داده نشده است (لروی[3]، ۲۰۱۴). قدرت انحصاری گاه موجب تقویت و گاه موجب تضعیف این کانال می‌شود: الف) 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 تأمین مالی در مجموع بهبود می‌بخشد، به‌طوری‌که قادر به محافظت از عرضه وام در مقابل شوک‌های منفی سیاست‌های پولی باشد. لذا افزایش قدرت بازاری موجب تضعیف اثربخشی انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی می‌شود. ب) با افزایش قدرت بازاری، برخی از این بانک‌ها ممکن است سعی نمایند از قدرت بازاری بالاترشان و یا از دانش اطلاعاتی بیشتر و شرایط نقدینگی بهتر خود بهره‌برداری نمایند. این امر منجر به تحمیل هزینه‌های بالاتر نقدینگی برای دیگر بانک‌های 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 تأثیر بالقوه قدرت بازاری در هزینه نقدینگی بانک‌های ادغام نشده می‌تواند اثربخشی انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی را تقویت نماید. ج) همچنین افزایش قدرت بازاری می‌تواند، منجر به انحصار یک‌جانبه اطلاعاتی درباره اعتبارسنجی از خوش‌حسابی[4] مشتریان شود. با اجرای سیاست پولی انقباضی، بانک‌های کوچک‌تر (که بشدت متأثر هستند) نمی‌توانند پاسخگوی تقاضای معمول وام خود باشند. این تقاضای وام پاسخ داده نشده، به دلیل تحمیل هزینه‌های جابجایی برای وام‌گیرندگان،

[1] Olivero, M. P.
[2] Fungáčová, Solanko, and Weill
[3] Leroy
[4] Creditworthiness

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

توسط بانک‌های بزرگ‌تر نیز جبران نمی‌شود زیرا برای متقاضیان وام، اخذ اعتبارات با هزینه بیشتر از سایر بانک‌ها توجیه اقتصادی ندارد. بنابراین قدرت انحصاری موجب تقویت اثربخشی سیاست‌های پولی انقباضی در کاهش عرضه وام بانکی می‌شود. د) از طرفی با افزایش قدرت بازاری، بانک‌های بزرگ‌تر از دسترسی بهتر به منابع اضافی وجوه مانند گواهی سپرده‌ها[1] و وام‌های بین‌بانکی[2]، بهره‌مند خواهند شد. لذا می‌توان گفت با افزایش سهم بازار بانک‌های بزرگ، کاهش معینی در عرضه پول (سیاست پولی انقباضی) اثرکمتری 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 (حسین‌خان و همکاران[3]، ۲۰۱۶). دریک جمع‌بندی می‌توان گفت، مبانی نظری موجود رابطه بین قدرت بازاری و انتقال سیاست پولی تاکنون مبهم مانده و نظریه‌های رقیب متفاوتی در مورد اثر قدرت بازار بر تقویت و یا تضعیف اثربخشی سیاست پولی وجود دارد که برای پاسخ به این سؤال که کدام یک از نظریه‌ها در مورد صنعت بانکی ایران صحیح‌تر می‌باشد، لازم است کار تجربی صورت گیرد.

در حال حاضر مطالعات خوبی در زمینه عوامل تأثیرگذار بر مجرای اعتباری بانک‌ها انجام شده است. اما اغلب این مطالعات به ویژگی‌های خاص بانک‌ها توجه کرده‌اند و تاکنون هیچ مطالعه‌ای در داخل کشور اقدام به ارزیابی تأثیر قدرت بازار نظام بانکی بر سازوکار انتقال سیاست پولی نکرده است. تفاوت این پژوهش با دیگر مطالعات انجام شده داخلی این است که: ۱) اندازه قدرت بازاری صنعت بانکداری محاسبه می‌گردد و به‌عنوان یکی از متغیرهای تأثیرگذار در کنار متغیرهای اندازه و نقدینگی و سرمایه بانکی، بر سازوکار انتقال پولی[4] لحاظ می‌شود ۲) در این مقاله از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای با اثرات ثابت[5](FE2SLS) به تخمین و تجزیه‌وتحلیل ضرایب پرداخته می‌شود، ۳) به منظور دستیابی به نتایج دقیق‌تر برای اولین بار به جای استفاده از تعداد محدودی از بانک‌ها سعی شده است، از اطلاعات تمامی بانک‌ها ارائه شده در گزارش عملکرد بانک‌ها، یعنی ۳۳ بانک فعال در صنعت استفاده می‌شود. این پژوهش درصدد است، ضمن ارزیابی قدرت انحصاری از طریق محاسبه پارامتریک شاخص لرنر تأثیر قدرت بازار بر اثربخشی انتقال سیاست پولی را نیز مورد ارزیابی قرار دهد. به‌عبارت دیگر در تحقیق حاضر به دنبال پاسخ‌گویی به این دو سؤال هستیم که اولاً: اندازه تغییر قدرت

---

[1] Certificate of deposits

[2] Interbank loans

[3] Habib Hussain Khan, Rubi Binti Ahmed, Chan Sok Gee

[4] Monetary Transmission Mechanism.

[5] Two Stage Least Squares Panel data

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

انحصاری صنعت بانکداری طی سال‌های اخیر چگونه بوده است؟ ثانیاً: آیا ماهیت قدرت انحصاری در نظام بانکی بر کانال وام‌دهی تأثیرگذار می‌باشد؟ اینها سؤالاتی هستند که توسط بسیاری از اقتصاددانان صنعتی علاقمند بر حوزه پولی مورد توجه قرار گرفته است. به منظور پاسخگوی به سؤالات حاضر از اطلاعات ترازنامه و صورت‌های مالی ۳۳ بانک فعال طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۳ استفاده خواهد شد.

مقاله حاضر در ادامه، به‌صورت زیر سازمان‌دهی شده است: در قسمت دوم، مطالعات تجربی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در قسمت سوم، ساختار الگو و برآورد اقتصادسنجی الگو و تجزیه‌وتحلیل داده‌ها ارائه خواهد شد. در نهایت در بخش پایانی، جمع‌بندی و پیشنهادهای سیاستی بیان خواهد شد.

۲ پیشینه تحقیق

نخستین بار ون هوس[1] (۱۹۸۵، ۱۹۸۳) به بررسی تأثیر ساختار بازار اعتبارت بانکی بر اثربخشی سیاست‌های پولی پرداخت و نشان داد، ساختار بازار در یک نظام بانکی رقابتی مبتنی بر وجوه فدرال، موجب اثربخشی سیاست پولی می‌گردد. بعدها گوانجی و میورا[2] (۲۰۰۹) با به‌کارگیری روش پانزار– راس اقدام به سنجش رقابت در صنعت بانکی ۲۲ کشور درحال‌توسعه نموده و با استفاده از مدل‌های غیرتئوریک توانست رابطه منفی رقابت در صنعت بانکداری و اثربخشی سیاست پولی از طریق مجرای وام‌دهی را نشان دهد. پس از وی اولیورو و لی[3] (۲۰۱۱) در پژوهشی به بررسی رابطه تمرکز در صنعت بانکداری و اثربخشی سیاست پولی از طریق مجرای وام‌دهی بر اقتصاد ۱۸ کشور می‌پردازد. اولیورو به منظور محاسبه شاخص تمرکز از شاخص هرفیندال هریشمن بهره جسته و با رویکرد رگرسیونی داده‌های پانل نشان می‌دهد برای دوره ۱۰ ساله مورد مطالعه (۲۰۰۶-۱۹۹۶) کاهش میزان تمرکز اثربخشی سیاست پولی در این کشورها را از طریق مجرای وام‌دهی تقویت می‌نمایند.

آمیدو و ولف[4] (۲۰۱۳) با استفاده از رویکرد رگرسیونی داده‌های پانل[5] به مطالعه رابطه بین تمرکز در صنعت بانکداری و اثربخشی سیاست پولی بر اقتصاد ۵۵ کشور می‌پردازند. به منظور

---

[1] Vanhoos
[2] Gunji, H, Miura, K.
[3] Olivero, Li.
[4] Amidu and Wolfe
[5] panel data

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

بررسی ساختار صنعت بانکی از شاخص لرنر بهره جسته و نشان دادند که افزایش میزان رقابت در این صنعت به تضعیف اثربخشی سیاست پولی از طریق مجرای وام‌دهی منجر می‌شود.

برامر و همکاران[1] (۲۰۱۳) در مقاله‌ای به ارزیابی رقابت در بازار بانکی منطقه یورو از طریق محاسبه شاخص هرفیندال- هیرشمن و همچنین تمرکز نسبی پنج بانک بزرگ (CR_5) پرداخته و تأثیر آن در اثربخشی سیاست‌های پولی ECB موردسنجش قرار می‌دهند. نتایج حاصله از بررسی‌ها نشان می‌دهد، هر دو شاخص حاکی از تسلط بانک‌های بزرگ در بلژیک، فنلاند و هلند می‌باشد، درحالی‌که جمع سهم بازار مؤسسات بزرگ در آلمان و لوکزامبورگ نسبتاً کم است. سپس با استفاده از رویکرد رگرسیون حداقل مربعات (OLS) نشان می‌دهند، درجه تمرکز بالا در صنعت بانکداری موجب تضعیف اثرگذاری سیاست‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصاد می‌شوند.

فانگاکوا و همکاران[2] (۲۰۱۳) تأثیر رقابت بانکی بر انتقال سیاست پولی از طریق مجرای وام‌دهی 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 به ازای پایین بانک‌ها همراه بوده و موجب تقویت اثربخشی سیاست‌های پولی از طریق مجرای وام‌دهی خواهد شد.

لروی[3] (۲۰۱۴) در مقاله‌ای به بررسی رابطه رقابت در صنعت بانکداری و اثربخشی 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[4] (۲۰۰۰)، اشکرافت[5] (۲۰۰۶) و آلتانباس[6] (۲۰۰۹) ارائه کرده و با رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته[7] برای دوره ۱۲ ساله (۱۹۹۹-۲۰۱۱) تخمین می‌زند. نتایج حاصله نشان می‌دهد،

---

[1] Brämer et al.

[2] Fungáčová, Solanko, and Weill

[3] Leroy, Aurélien.

[4] Kashyap and Stein

[5] Ashcraft

[6] Altunbas

[7] Generalized method of moments (GMM).

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

بانک‌ها با قدرت بازاری بالاتر حساسیت کمتری به تغییرات در نرخ بهره بین‌بانکی دارند. یعنی افزایش قدرت بازاری صنعت اثربخشی سیاست‌های پولی را تضعیف می‌کند.

حسین‌خان و همکاران[1] (۲۰۱۶) نقش رقابت بانکی بر انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی پنج کشور از کشورهای عضو آسه آن طی دوره ۲۰۱۴ـ۱۹۹۹ را مورد بررسی قرار داد. ایشان به منظور محاسبه درجه رقابت صنعت بانکی از سه شاخص CR_5، HHI و شاخص لرنر بهره گرفت. نتایج حاصل از تخمین مدل رشد وام به روش GMM برآوردگر پانل پویا نشان می‌دهد کاهش در میزان رقابت نظام بانکی موجب تضعیف اثربخشی انتقال سیاست پولی بر کانال وام‌دهی می‌شود.

یانگ و ساهو[2] (۲۰۱۶) در پژوهشی اقدام به ارزیابی شاخص لرنر براساس شکاف بین قیمت و هزینه به‌عنوان شاخص قدرت بازاری سیستم بانکی چنین نمود ایشان نیز برای محاسبه هزینه نهایی از تابع هزینه مرزی ترانسلوگ استفاده نمود. سپس با استفاده از مدل ایهرمن[3] (۲۰۰۳) اقدام به بررسی اثر قدرت بازاری بر اثربخشی سیاست پولی برای سال‌های ۲۰۰۳ الی ۲۰۱۴ در کشور چین نمود. نتایج حاصله گویای این است 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.

با آنکه مطالعات داخلی زیادی در زمینه‌ی مسیر وام‌دهی در ایران و نقش بانک‌ها و ویژگی‌های مربوط به آنها در انتقال اثرات سیاست پولی 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)، شریفی رنانی و همکاران (۱۳۹۰)، کمیجانی و علی‌نژاد (۱۳۹۱)، هاشمی و شریفی رنانی (۱۳۹۲) 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 است.

شریفی رنانی، هنرور و دائی کریم‌زاده (۱۳۸۸) در مقاله‌ای با عنوان بررسی اثرات سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی از طریق کانال وام‌دهی سیستم بانکی در ایران با استفاده از الگویی تصحیح خطای برداری (VEC) اثرات سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی را طی سال‌های ۱۳۶۸ الی ۱۳۸۷ مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق نشان حاکی از آن است، افزایش حجم پول، به دلیل افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، تنها در کوتاه‌مدت سطح

[1] Habib Hussain Khan, Rubi Binti Ahmed, Chan Sok Gee

[2] Jun Yang, Hanhua Shao.

[3] Ehrmann, M. et al.

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

تولید را افزایش می‌دهد و در بلندمدت اثر منفی بر آن دارد ولی سطح عمومی قیمت‌ها را هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت افزایش می‌دهد. بنابراین استفاده از این ابزار سیاستی برای متأثر ساختن سطح تولید مناسب نمی‌باشد، همچنین نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نیز نشان دادند که سهم ابزار سیاست پولی (بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی) در میان‌مدت و بلندمدت در واریانس تولید و سطح عمومی قیمت‌ها نسبتاً بالا می‌باشد. در کل بر اساس این تحقیق وجود کانال وام‌دهی در اثرگذاری سیاست پولی در ایران مورد تائید قرار گرفت.

نظریان، فرهادی‌پور و فرجی (۱۳۹۲) در مقاله‌ای اقدام به ارزیابی چگونگی اثر تغییر رقابت صنعت بانکداری بر رشد وام نمودند. ایشان با استفاده از روش‌شناسی 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 می‌دهد.

شاهچرا و کشیشیان (۱۳۹۳) اقدام به محاسبه میزان تمرکز در صنعت بانکداری ایران با استفاده از سه شاخص هرفیندال-هیرشمن، نسبت تمرکز چهار بنگاه برتر و شاخص آنتروپی کردند، سپس اثر شاخص‌های محاسبه‌شده را در سازوکار انتقال سیاست پولی از طریق مجرای وام‌دهی مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج به‌دست‌آمده 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 به‌عنوان یکی از سازوکارهای انتقال سیاست پولی تضعیف می‌شود.

بهمنی و میرهاشمی (۱۳۹۴) در تحقیقی به این سؤال پاسخ دادند که آیا مجرای وام‌دهی ناشی از سیاست پولی اعمال شده توسط مقامات پولی، تحت تأثیر شاخص بازاری کردن سیستم بانکی قرار گرفته است یا نه؟ ایشان به منظور محاسبه بازاری کردن نظام بانکی از دو شاخص نسبت سپرده‌های بانک‌های غیردولتی به کل سپرده‌های تمام بانک‌های نمونه و نسبت وام‌های بانک‌های غیردولتی به کل وام‌های تمام بانک‌های نمونه بهره جستند و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) اقدام به برآورد الگوی ارائه شده نمودند. نتایج برآورد نشان می‌دهد 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.

بررسی مطالعات تجربی نشان می‌دهد در اکثر کشورهای دنیا با گسترش بیشتر مطالعات پیرامون کانال وام‌دهی، به‌تدریج مالکیت، ساختار بازار و قدرت بازاری صنعت بانکی در مبنای نظری کانال وام‌دهی راه پیدا کرده و مورد توجه بسیاری از محققین قرار گرفته است. اما در

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

ایران به‌جز مطالعات نظریان، فرهادی‌پور و فرجی (۱۳۹۲) ، شاهچرا و کشیشیان (۱۳۹۳) و بهمنی و میرهاشمی (۱۳۹۴) ، هیچ مطالعه‌ای در این خصوص انجام نشده است. تفاوت مطالعه حاضر با سایر مطالعات صورت گرفته داخلی در این است که مطالعات قبلی به بررسی ویژگی‌های مهم ترازنامه بانک‌ها چون اندازه، سرمایه و نقدینگی در اثربخشی انتقال سیاست پولی از کانال وام‌دهی بانک پرداخته‌اند درحالی‌که مطالعه حاضر تأثیر قدرت انحصاری صنعت بانکداری را بر سازوکار انتقال سیاست پولی موردسنجش قرار داده است. بنابراین نوآوری این مقاله وارد کردن قدرت بازاری در ادبیات کانال وام‌دهی بانک می‌باشد.

۳ روش‌شناسی پژوهش

۱.۳ معرفی الگو

برای روشن شدن نحوه اثرگذاری قدرت بازاری صنعت بانکداری ایران بر میزان انتقال سیاست‌های پولی اعمال‌شده بانک مرکزی لازم است، در دو مرحله به معرفی الگوی برآوردی پرداخته شود. ابتدا قدرت انحصاری در بخش صنعت بانکداری محاسبه و سپس در گام بعدی اثرات این متغیر بر مجرای وام‌دهی بررسی می‌شود.

رشد وام بانکی تغییرات لگاریتم میزان تسهیلات پرداختی است که شبکه بانکی کشور می‌پردازد و متغیر وابسته در مدل محسوب می‌شود. این متغیر از لگاریتم تسهیلات اعطایی استخراج‌شده از ترازنامه بانک‌ها به‌دست‌آمده و تحت تأثیر برخی متغیرهای مستقل قرار می‌گیرد. یکی از متغیرهای مستقل درجه قدرت انحصاری صنعت بانکی است. بنگاه‌ها برای کسب قدرت انحصاری ابزارهایی در اختیار دارند که با استفاده از آنها می‌توانند قدرت انحصاری به دست آورند یا آن را افزایش دهند. ادغام[1]، همکاری و ائتلاف[2]، متفاوت بودن هزینه نهایی[3]، دریافت امتیاز انحصاری[4]، تحقیق و توسعه[5]، ابداع و نوآوری[6]، افزایش کارایی[7]، تبلیغات[8] و

[1] Merge
[2] Cooperation and collusion
[3] Different Marginal Cost
[4] Monopolize
[5] Research and Development
[6] Innovation
[7] Increase Efficiency
[8] Advertisement

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

سیاست‌های قیمتی[1] و تولیدی[2] که به‌صورت محدود نمودن تولید، افزایش قیمت و سود انحصاری آشکار می‌شود از جمله ابزارهایی هستند که بنگاه‌ها از طریق آن می‌توانند به کسب قدرت انحصاری امیدوار باشند؛ همچنین برای استمرار قدرت انحصاری بنگاه‌ها از موانع قیمتی و غیر قیمتی، ایجاد ظرفیت مازاد، قیمت‌گذاری حدی[3] و تهاجمی[4] استفاده می‌کنند (خدادادکاشی، ۱۳۸۹). یکی از روش‌های تخمین قدرت انحصاری در یک بازار انحصار چندجانبه شاخص لرنر است.

$$L=\frac{P-MC}{P} \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، P قیمت انحصاری، MC هزینه نهایی و L بیانگر قدرت بازاری است. این شاخص نشان می‌دهد که شکاف بین قیمت و هزینه نهایی چه نسبتی از قیمت است. هرچه نسبت بیشتر باشد، قدرت بازاری بنگاه نیز بیشتر خواهد بود.

در این مقاله برای محاسبه هزینه نهایی از تابع هزینه مرزی ترانسلوگ استفاده می‌شود. تابع ترانسلوگ، یکی از انواع فرم‌های تابعی است که به شکل وسیعی در پژوهش‌های تجربی اندازه‌گیری قدرت بازار بانکی مورد استفاده قرار گرفته است. این تابع از انعطاف‌پذیری لازم برخوردار است و محدودیت‌های کمتری بر ساختار هزینه و در نتیجه تکنولوژی تولید (به‌ویژه نسبت به تابع کاب‌ـداگلاس) اعمال می‌کند. (برای مطالعه بیشتر به برگر[5](۲۰۰۳) و مگی و روسی[6] (۲۰۰۳) رجوع شود).

تابع ترانسلوگ در نظر گرفته شده، فقط شامل هزینه‌های عملیاتی است و صرفاً نهاده‌های فیزیکی مانند نیروی کار و سرمایه و هزینه‌های آنها در تحلیل‌ها وارد می‌شوند، زیرا برای انجام معاملات و گردآوری اسناد مالی به نهاده‌های فیزیکی احتیاج می‌شود.(برگر و همکاران[7]، ۱۹۹۸)

---

[1] price policy
[2] Quantity policy
[3] Limit Pricing
[4] Predatory Pricing
[5] Berger, A. N.
[6] Maggi, B. & P. S. Rossi, S.
[7] Berger et al.

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

$$Ln(C_{it}) = c_0 + \gamma_l\ LnW_{lit} + \gamma_k\ LnW_{kit} + \gamma_L\ LnL_{it} + \gamma_D\ LnD_{it} + \frac{1}{2}\gamma_{ll}(LnW_{lit})^2 + \gamma_{lk} LnW_{lit}\ LnW_{kit} + \frac{1}{2}\gamma_{kk}(LnW_{kit})^2 + \frac{1}{2}\gamma_{LL}(LnL_{it})^2 + \gamma_{LD} LnL_{it}\ LnD_{it} + \frac{1}{2}\gamma_{DD}(LnD_{it})^2 + \gamma_{Ll} LnL_{it}\ LnW_{lit} + \gamma_{Lk} LnL_{it}\ LnW_{kit} + \gamma_{Dl} LnD_{it}\ LnW_{lit} + \gamma_{Dk} LnD_{it}\ LnW_{kit} + \mu_1 Trend + \frac{1}{2}\mu_2 Trend^2 + \mu_L TrendLn(L_{it}) + \mu_D TrendLn(D_{it}) + \mu_l TrendLn(W_{lit}) + \mu_k TrendLn(W_{kit}) + V_{it} + U_{it} \quad (۲)$$

در تابع فوق Ln لگاریتم طبیعی و i و t به ترتیب نشانگر بانک و زمان هستند. متغیرهای توضیحی نیز به این شرح می‌باشند: C هزینه عملیاتی بانک که از مجموعه هزینه پرسنلی، هزینه استهلاک، اداری و سایر هزینه‌ها از صورت سود و زیان بانک‌ها استخراج شده‌اند، L وام و تسهیلات اعطایی، D مقدار سپرده‌گذاری در بانک، W_1 قیمت نیروی کار که از نسبت هزینه‌های پرسنلی به دارایی‌های کل هر بانک به دست می‌آید، W_k قیمت نهاده سرمایه، Trend متغیر روند زمانی که تغییرات تکنولوژی را شامل می‌شود. با توجه به اینکه تابع هزینه همگن از درجه یک است، برای تضمین همگنی خطی محدودیت‌های چون $\gamma_l + \gamma_k = 1$ ، $\gamma_{ll} + \gamma_{lk} = 0$ ، $\gamma_{lk} + \gamma_{kk} = 0$ ، $\gamma_{Ll} + \gamma_{Lk} = 0$ و $\gamma_{Dl} + \gamma_{Dk} = 0$ قبل از برآورد مدل بر روی معادله (۲) ضروری است. نتیجه اعمال این محدودیت‌ها معادله (۳) است.

$$Ln\left(\frac{C_{it}}{W_{kit}}\right) = \gamma_l\left(Ln\frac{W_{lit}}{W_{kit}}\right) + \gamma_L\ Ln(L_{it}) + \gamma_D\ Ln(D_{it}) + \frac{1}{2}\gamma_{ll}\left(Ln\left(\frac{W_{lit}}{W_{kit}}\right)\right)^2 + \frac{1}{2}\gamma_{LL}(LnL_{it})^2 + \gamma_{LD} LnL_{it}\ LnD_{it} + \frac{1}{2}\gamma_{DD}(LnD_{it})^2 + \gamma_{Ll} Ln(L_{it}) Ln\left(\frac{W_{lit}}{W_{kit}}\right) + \gamma_{Dl} LnD_{it}\ Ln\left(\frac{W_{lit}}{W_{kit}}\right) + \mu_1 Trend + \frac{1}{2}\mu_2 Trend^2 + \mu_L TrendLn(L_{it}) + \mu_D TrendLn(D_{it}) + \mu_l TrendLn(W_{lit}) + \mu_k TrendLn(W_{kit}) + V_{it} + U_{it} \quad (۳)$$

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

جدول ۱

نتایج حاصل از برآورد تابع هزینه مرزی معادله (۲)

نام متغیر	پارامتر	ضریب برآوردی	ارزش احتمال (.Prob)
C	β_0	۵/۳۵۴۸۵	۰/۰۰۰۰
$Ln(W_l)$	γ_l	-۱/۲۱۹۹	۰/۰۰۰۱
$Ln(W_k)$	γ^*_k	۲/۲۱۹۹	۰/۰۰۰۱
$Ln(L)$	γ_L	۰/۱۱۹۸۴۳	۰/۰۶۱۹
Ln(D)	γ_D	۰/۵۰۲۰۸۴	۰/۰۱۶۸
$Ln^2(W_l)$	γ_{ll}	-۰/۱۰۹۹۳۶	۰/۵۰۲۵
$Ln(W_l)\times Ln(W_k)$	γ^*_{lk}	۰/۱۰۹۹۳۶	۰/۵۰۲۵
$Ln^2(W_k)$	γ^*_{kk}	-۰/۱۰۹۹۳۶	۰/۵۰۲۵
$Ln(L)Ln(D)$	γ_{LD}	-۰/۰۹۷۵۶	۰/۰۳۸۰
$Ln^2(L)$	γ_{LL}	۰/۰۹۰۳۲	۰/۰۴۶۵
$Ln^2(D)$	γ_{DD}	۰/۱۲۱۱۳۲	۰/۰۲۹۷
$Ln(L)Ln(W_l)$	γ_{Ll}	۰/۱۷۳۱۶۱	۰/۰۱۰۹
$Ln(L)Ln(W_k)$	γ^*_{Lk}	-۰/۱۷۳۱۶۱	۰/۰۱۰۹
$Ln(D)Ln(W_l)$	γ_{Dl}	-۰/۱۰۰۰۷۹	۰/۲۱۰۶
$Ln(D)Ln(W_k)$	γ^*_{Dk}	۰/۱۰۰۰۷۹	۰/۲۱۰۶
$Trend$	μ_1	-۰/۶۱۲۴۹۱	۰/۰۰۰۰
$Trend^2$	μ_2	-۰/۰۰۶۰۱۴	۰/۰۸۵۲
$Ln(L)Trend$	μ_L	۰/۰۲۵۴۹۲	۰/۱۱۰۱
$Ln(D)Trend$	μ_D	-۰/۰۰۶۱۲۳	۰/۷۱۳۲
$Ln(W_l)Trend$	μ_l	-۰/۰۶۲۵۴۷	۰/۰۰۲۳
$Ln(W_k)Trend$	μ_k	-۰/۰۴۴۰۹۹	۰/۰۳۰۱
	R-squared		۰/۹۲۴۴
معیارهای اعتبار سنجی	Adjusted R-squared		۰/۹۲۰۲
	Durbin-Watson stat		۱/۸۰۹۷

(علامت ** معنی‌داری ضرایب در سطح احتمال ۹۵٪ و علامت * معنی در سطح احتمال ۹۰٪ را نشان می‌دهد.)
مأخذ: محاسبات جاری پژوهش

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

پس از تخمین ضرایب معادله (۲) به منظور برآورد قدرت بازاری از طریق شاخص لرنر در بازار وام، با مشتق‌گیری از تابع هزینه نسبت به متغیر وام (L) معادله (۴) به‌عنوان تابع هزینه نهایی برای صنعت بانکی کشور به دست می‌آید.

$$mc_{Lit} = \frac{\partial C_{it}}{\partial L_{it}} = \left[\gamma_L + \gamma_{LD} Ln(D_{it}) + \gamma_{LL} Ln(L_{it}) + \gamma_{LI} Ln\left(\frac{W_{lit}}{W_{kit}}\right) + \mu_L Trend \right] \frac{C_{it}}{L_{it}} \quad (۴)$$

برای محاسبه شاخص لرنر به از چارچ و ویر[1] (۲۰۰۰) از فرمول زیر استفاده خواهیم کرد.

$$L = \Sigma \left(\frac{r_{lit} - MC_{Lit}}{r_{li}} \right) . s_{lit} \quad (۵)$$

r_{li} نشانگر نرخ بهره در بازارهای وام می‌باشد، که به‌عنوان قیمت بازاری تسهیلات در مدل وارد شده است و از نسبت درآمدهای مشاع در صورت سود و زیان بانک‌ها به کل تسهیلات اعطایی به دست می‌آید. درآمدهای مشاع بخشی از درآمد بانک است که به واسطه مشارکت با افراد به دست می‌آید. 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 به دست می‌آید.

جدول ۲

اندازه شاخص لرنر در بازار تسهیلات اعطایی سیستم بانکی ایران

سال	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶
شاخص لرنر	۰/۷۷۵۰۸	۰/۷۷۹۴۴	۰/۸۰۳۵۱	۰/۷۸۰۱۶	۰/۷۵۴۸۱	۰/۷۶۳۱	۰/۷۳۲۱

سال	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳
شاخص لرنر	۰/۷۰۴۱	۰/۶۶۴۸	۰/۶۷۱۶	۰/۶۲۱۱	۰/۶۰۳۵	۰/۵۸۱۷	۰/۵۳۹۲

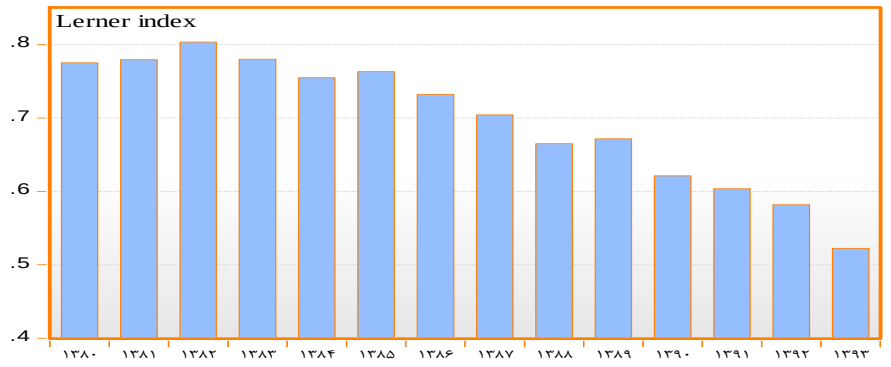
مأخذ: محاسبات جاری پژوهش

میزان شاخص لرنر در طی دوره مورد بررسی نشان می‌دهد قدرت انحصاری در صنعت بانکی کشور روند نزولی داشته به‌طوری‌که از ۰/۷۷ در سال ۱۳۸۰ به ۰/۷۰ در سال ۱۳۸۷ رسیده و سپس در نهایت به ۰/۵۴ در سال ۱۳۹۳ کاهش یافته است. البته طی سال‌های ۱۳۸۰

[1] Church, J., Ware, R.

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

الی ۱۳۸۲ 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 هزینه نهایی داشته‌اند؛ به‌طوری‌که توانسته‌اند قدرت بازاری بیشتری را اعمال کنند. طی سال‌های ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۳ میزان قدرت بازاری روند کاهشی داشته است. یکی از علل این امر ورود بانک‌های خصوصی جدید به صنعت که سهمی از بازار تسهیلات را به خود اختصاص دهند، می‌باشد. به‌طوری‌که تعداد بانک‌های صنعت که در سال ۱۳۸۲ چهارده بانک بوده در سال ۱۳۹۳ به ۳۱ بانک رسیده است.



شکل ۱. اندازه شاخص لرنر در بازار تسهیلات بانکی ایران

نتایج نشان می‌دهد، با اجرای برنامه‌های خصوصی‌سازی بانک‌ها، صنعت بانکداری در کشور در طی دوره مورد مطالعه به سمت کاهش در قدرت انحصاری گام برداشته است. اگرچه آمار و شاخص‌های مختلف براساس میزان وام‌دهی و 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 هستیم و با شرایط رقابتی مورد نظر فاصله داریم.

در گام دوم فرض می‌گردد، اثرات واقعی سیاست پولی در اقتصاد از اثرات سیاست پولی بر هزینه نهایی وجوه قابل وام دادن بانک‌ها مشتق می‌شود. به منظور بررسی تأثیرات ساختار سیستم بانکداری بر سازوکار انتقال سیاست پولی از طریق مجرای وام‌دهی، نرخ رشد وام را به‌عنوان شاخصی برای مجرای وام‌دهی انتخاب می‌کنیم، زیرا سیاست‌های پولی از طریق مجرای وام‌دهی بر عرضه وام متمرکز است. در معادله (۶) معیار سنجش قدرت بازار را که در مرحله قبلی مورد سنجش قرار داده بودیم را به‌عنوان یک متغیر مستقل وارد مدل کرده و با

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

رویکرد داده‌های پانل با اثرات ثابت تخمین می‌زنیم. به همین منظور از مدل ارائه شده ایهرمن و همکاران[۱] (۲۰۰۳) استفاده می‌کنیم که توسط مطالعات مختلفی چون آلتونباس و همکاران[۲] (۲۰۰۹)، بهاومیک و همکاران[۳] (۲۰۱۱)، زوالخبری[۴] (۲۰۱۳)، فانگاکوا و همکاران[۵] (۲۰۱۳)، لروی[۶] (۲۰۱۴)، پررا و همکاران[۷] (۲۰۱۴) و یانگ و ساهو[۸] (۲۰۱۶) استفاده شده است.

$$\Delta \lambda \nu \Lambda o \alpha \nu_{\iota,\tau} = \alpha_{\iota} + \beta X_{\tau} + \Sigma_{\rho=1}^{3} \rho_{\rho} Z_{\iota,\tau-1}^{\rho} + \delta M \pi_{\tau} + \Sigma_{\rho=1}^{3} \rho_{\rho} Z_{\iota,\tau-1}^{\rho} * M \pi_{\tau} + \sigma \Lambda \varepsilon \rho \nu \varepsilon \rho_{\iota,\tau} + \Phi \Lambda \varepsilon \rho \nu \varepsilon \rho_{\iota,\tau} * M \pi_{\tau} + \upsilon_{\iota,\tau} \quad (۶)$$

i نشانگر بانک و t بیانگر زمان است. $\Delta \ln Loan_{i,t}$ به‌عنوان متغیر وابسته مدل بیانگر تغییر در نرخ رشد وام بانکی است که اثر متغیرهای مستقلی چون ویژگی‌های ترازنامه‌ای بانک و میزان رشد تولید ناخالص داخلی و شاخص قدرت بازار و شاخص سیاست پولی (mp_t) و همچنین حاصل‌ضرب این دو شاخص بر روی آن سنجیده می‌شود، البته جمله برهم‌کنش شاخص لرنر و شاخص سیاست پولی به منظور در نظرگرفتن اثر نهایی قدرت بازاری صنعت بانکی روی اثرات تغییر سیاست پولی بر رشد وام وارد مدل شده است. X نرخ رشد تولید ناخالص ملی حقیقی به‌عنوان متغیر کنترلی تغییرات تقاضای وام به منظور جداسازی اثر سیاست پولی روی طرف عرضه وام‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. بنابراین انتظار می‌رود ضریب آن یعنی β دارای علامت مثبت باشد.

انتظار می‌رود، پاسخ عرضه وام به شوک‌های سیاست پولی در بین بانک‌های با ویژگی‌ها و قوت‌های مالی مختلف، متفاوت باشد. لذا در مدل مذکور ویژگی‌های ترازنامه‌ای بانک چون Z^1 اندازه بانک و Z^2 نقدینگی بانک و Z^3 سرمایه بانک لحاظ شده است که به پیروی از

---

[1] Ehrmann, M. et al.
[2] Altunbas et al.
[3] Bhaumik, S. K., Dang, V., & Kutan, A. M.
[4] Zulkhibri, M.
[5] Fungáčová, Solanko, and Weill
[6] Leroy.
[7] Perera, A., Ralston, D., Wickramanayake, J.
[8] Jun Yang, Hanhua Shao.

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

مطالعات ایهرمن[1] (۲۰۰۳)، آمیدو و ولف[2] (۲۰۱۳)، برامر و همکاران[3] (۲۰۱۳)، لروی[4] (۲۰۱۴) از روابط زیر برای به دست آوردن آنها استفاده می‌گردد.

$$Z_{it}^{1} = Size_{it} = loqA_{it} - \frac{1}{N_t}\sum_{t} loqA_{it} \quad (۷)$$

$$Z_{it}^{2} = Liquidity_{it} = \frac{L_{it}}{A_{it}} - \frac{1}{T}\sum_{t}\left(\frac{1}{N}\sum_{t}\frac{L_{it}}{A_{it}}\right) \quad (۸)$$

$$Z_{it}^{3} = Capitalization_{it} = \frac{C_{it}}{A_{it}} - \frac{1}{T}\sum_{t}\left(\frac{1}{N}\sum_{t}\frac{C_{it}}{A_{it}}\right) \quad (۹)$$

i نشانگر بانک، t بیانگر زمان و N تعداد بانک‌های مورد بررسی و A نشانگر کل دارایی‌ها است. Z^1 گویای اولین معیار و ویژگی ترازنامه‌ای بانک یعنی اندازه بانک می‌باشد. A_{it} نشانگر کل دارایی‌ها بانک i در دوره t می‌باشد. Z^2 دومین معیار سنجش قوت مالی، نقدینگی بانک است در این معیار 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 ترازنامه‌ای بانک سرمایه بانکی به‌صورت معادله (۹) محاسبه می‌شود. در این معیار C_{it} / A_{it} نشانگر نسبت سهم سرمایه (حقوق صاحبان سهام) به کل دارایی‌ها می‌باشد.

۲.۳ توصیف داده‌ها

داده‌های مورد نیاز این مقاله از گزارش عملکرد سیستم بانکی ارائه شده در بیست و یکمین الی بیست سومین همایش بانکداری اسلامی و نیز بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی موجود در سایت بانک مرکزی و اطلاعات ترازنامه و صورت‌های مالی حسابرسی شده سالانه ۳۳ بانک اعم از کلیه بانک‌های دولتی و خصوصی فعال در صنعت بانکی کشور طی سال‌های ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۳ می‌باشد. در تحقیقات برنانکه و بلندر[5] (۱۹۹۲) و آدامز و عامل[6] (۲۰۰۵)،

[1] Ehrmann, M. et al.
[2] Amidu and Wolfe
[3] Brämer et al.
[4] Leroy, Aurélien.
[5] Bernanke and Blinder.
[6] Amel.

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

آشچرافت[1] (۲۰۰۶) و یانگ و ساهو[2] (۲۰۱۶) ملاک شاخص سیاست پولی شاخص نرخ بهره کوتاه‌مدت در نظر گرفته شده است. اولیورو و لی[3] (۲۰۱۰) نرخ بهره اوراق قرضه[4] را در تحقیقات خود به‌عنوان معیار این شاخص لحاظ کرده است. البته ایشان در برخی از کشورها، که نرخ بهره اوراق قرضه وجود ندارد از نرخ بهره بازار پول[5] و یا نرخ تنزیل[6] به‌عنوان شاخص سیاست پولی استفاده کرده است. در ایران به دلیل عدم کاربرد ابزار بازار باز، دوگانگی بازار مالی کشور (وجود نرخ سود بانکی تعیین‌شده توسط مقام پولی و نرخ بهره بازار) و تعدد نرخ‌های سود (بسته به بخش‌های مختلف اقتصادی)، استفاده از نرخ بهره به‌عنوان شاخص سیاست پولی با اشکال مواجه خواهد بود. ازاین‌رو در مقاله حاضر، به منظور محاسبه شاخص سیاست‌های پولی ایران (Mpt) از شاخص‌های سیاست پولی کاربردی، به پیروی از شریفی رنانی (۱۳۸۸ و ۱۳۹۰)، امینی (۱۳۹۲) و خداپرست (۱۳۹۴) بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی را به‌عنوان شاخص سیاست پولی در نظر می‌گیریم. این متغیر در مقایسه با نرخ ذخیره قانونی تغییرپذیری فراوانی داشته و به‌کارگیری یک متغیر پرنوسان در مدل‌های اقتصادسنجی، نتایج معنی‌دارتری را به دست می‌دهد (کمیجانی، ۱۳۹۱).

برای محاسبه شاخص لرنر از مدل ارائه شده چارچ و ویر[7] (۲۰۰۰) نیاز به استفاده از اندازه سهم بازاری (s_{lit}) هریک از بانک‌های موجود در صنعت بانکداری طی سال‌های مورد مطالعه است که در مقاله حاضر محاسبه شده و در جدول (۳) ارائه می‌گردد.

[1] Ashcraft.
[2] Jun Yang, Hanhua Shao.
[3] Marya Pya Olivero, Yuan Li.
[4] Treasury bill rate.
[5] Money market rate.
[6] Discount rate.
[7] Church, J., Ware, R

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

جدول ۳

اندازه سهم هر بانک از بازار تسهیلات در سیستم بانکی ایران(درصد)

سال	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳
اقتصاد نوین	۰/۰۱	۰/۱۳	۰/۶۱	۱/۰۲	۱/۳۳	۲/۷۶	۳/۳	۳/۵۳	۳/۶۷	۳/۲۴	۲/۳	۲/۷	۲/۷	۲/۹
انصار	–	–	–	–	–	–	–	–	–	۲/۱	۱/۹۴	۱/۹	۱/۹۷	۲/۰۶
ایران زمین	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	۰/۰۶	۰/۱۴	۰/۲۳
آینده	–	–	–	–	–	–	–	–	۰/۰۶	۰/۲۱	۰/۵۹	۰/۴۶	۱/۸۳	۱/۸۷
پارسیان	–	۰/۲۵	۱/۰۸	۳/۷	۶/۵	۷/۳	۷/۳	۸/۰۱	۷/۲۳	۶/۶۲	۵/۸	۵/۲۵	۴/۸	۴/۶
پاسارگاد	–	–	–	–	۰/۱۹	۱/۰۲	۲/۵۱	۳/۶۳	۳/۵	۲/۸۸	۳/۹۵	۳/۸۶	۳/۲۵	۳/۶
پست بانک	۰/۲۱	۰/۱۶	۰/۳۴	۰/۱۳	۰/۱۸	۰/۱۶	۰/۲۲	۰/۲۸	۰/۳۴	۰/۳۷	۰/۳۶	۰/۳۱	۰/۳۶	۰/۴
تات	–	–	–	–	–	–	–	–	۰/۰۶	۰/۲۳	–	–	–	–
تجارت	۱۲/۸	۱۲/۶	۹/۹۲	۸/۵۲	۸/۶۴	۸/۴۸	۸/	۹/۳	۸/۹	۸/۲۷	۸/۲۶	۷/۵۶	۶/۸۹	۷/۲۱
توسعه تعاون	–	–	–	–	–	–	–	–	۰/۴	۰/۳۵	۰/۳۷	۰/۳۸	۰/۳۹	۰/۴۸
توسعه‌صادرات	۰/۹۷	۰/۸۴	۰/۵۱	۰/۵۳	۰/۴۴	۰/۲۱	۰/۳۳	۰/۴۲	۰/۵۴	۰/۴	۱/۰۳	۰/۹۵	۱/۴۶	۱/۱۲
حکمت ایرانیان	–	–	–	–	–	–	–	–	–	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۶	۰/۰۹	۰/۱
خاور میانه	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	۰/۰۶	۰/۲	۰/۳
دی	–	–	–	–	–	–	–	–	–	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۲۴	۰/۳۱	۰/۸۳
رسالت	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	۰/۲	۰/۴۳	۰/۴۸
رفاه کارگران	۳/۶۲	۳/۱۶	۳/۴۹	۴/۶۷	۳/۷۹	۳/۲۵	۲/۶۲	۲/۶۲	۲/۵۸	۲/۸۹	۲/۸۱	۳/۴۶	۳/۸	۴/۹
سامان	–	۰/۲۵	۰/۴۲	۰/۵۷	۱/۲۳	۱/۲۸	۱/۲۱	۱/۵۵	۱/۵۷	۲/۱۳	۱/۸۶	۱/۶۶	۱/۸۲	۱/۳۶
سپه	۹/۹	۷/۷	۷/۹۹	۹/۰۸	۸/۹۲	۱/۱۳	۹/۷	۷/۷۶	۶/۰۹	۵/۳۹	۵/۰۲	۴/۲	۴/۰۲	۳/۹۸
سرمایه	–	–	–	–	۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۵۳	۰/۶۷	۰/۶۲	۱/	۰/۹۲	۱/۰۷	۱/۴۴	۱/۱۱
سینا	–	–	۰/۹۹	۱/۸۸	۱/۹۹	۱/۸۴	۱/۲۷	۱/۲۳	۱/۲۱	۱/۳۲	۱/۲۸	۱/۱۴	۱/۱۲	۱/۲۶
شهر	–	–	–	–	–	–	–	۰/۰۲	۰/۱۹	۰/۲۳	۰/۴	۰/۶۷	۰/۸۸	۱/۱۶
صادرات	۸/۲۹	۱۱/۴	۱۳/۵	۱۵/۳۲	۱۴/۹۲	۱۳/۱۷	۱۱/۳۲	۹/۲۸	۱۰/۴۶	۹/۱۷	۸/۰۲	۶/۹۲	۶/۹	۵/۹۴
صنعت‌ومعدن	۱/۴	۰/۸۵	۰/۷۱	۱/۵۲	۲/۳۶	۱/۹۵	۲/۲۹	۲/۲۹	۲/۴۴	۲/۵۸	۲/۴۴	۲/۵۵	۳/۲۹	۲/۷۹
قوامین	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	۴/۶۹	۴/۴۲	۵/۳۱
کارآفرین	۰/۱۱	۰/۱۹	۰/۳۱	۰/۶۷	۰/۸۸	۱/	۱/۱	۱/۲۵	۱/۰۳	۰/۹۶	۱/۱۳	۱/۰۳	۰/۹۵	۰/۹۴
کشاورزی	۱۲/۳۱	۱۲/	۱۱/۷۱	۹/۱۶	۹/۰۸	۸/۴۴	۷/۰۳	۶/۸۱	۶/۲۸	۵/۷۴	۵/۷۷	۳/۶	۳/۵۵	۵/۷۷
گردشگری	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	۰/۰۷	۰/۱	۰/۲۱
مسکن	۱۰/۳	۱۰/۲	۷/۰۲	۱/۹۳	۳/۳۳	۴/۲۴	۸/۲۲	۸/۹۵	۹/۳۱	۱۰/۲	۱۵/۱	۱۴۶	۱۴/۹	۱۴
ملت	۱۳/۶	۱۴/۳	۲۱/۱	۱۹/۱۴	۱۶/۱۶	۱۵/	۱۴/۵۵	۱۴/۰۹	۱۳/۵۷	۱۵/۲۵	۱۵/۱۳	۱۶/۷۸	۱۵/۲	۱۲/۸
ملی	۲۶/۲	۲۵/۷	۲۰/۰	۲۱/۷۴	۱۹/۷۳	۱۸/۳	۱۸/۴۵	۱۸/۱۲	۱۶/۸۹	۱۵/۳	۱۲/۲۴	۱۰/۰۴	۸/۶۵	۷/۹۲
موسسه توسعه	۰/۲۴	۰/۳	۰/۳	۰/۴	۰/۳	۰/۲	۰/۰۵	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۷	–	–	–	–
مهر اقتصاد	–	–	–	–	–	–	–	–	۲/۹	۳	۲/۹	۳/۱۴	۳/۸۱	۳/۹۲
مهر ایران	–	–	–	–	–	–	۰/۰۱	۰/۲۱	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۱۷	۰/۲۷	۰/۳۱	۰/۴۱

(علامت ــ نشانگر عدم فعالیت بانک مذکور یا عدم وجود داده‌ها در سال مورد نظر است.) منبع: محاسبات جاری پژوهش

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

۴ آزمون‌ها و نتایج تخمین

به منظور جلوگیری از تخمین رگرسیون ساختگی به دلیل گمراه‌کننده بودن نتایج این رگرسیون‌ها، لازم است، آزمون‌های مانایی متغیرها و وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها در معادلات رگرسیونی انجام شود. پیش از برآورد مدل‌ها، مانایی متغیرها را با آزمون‌های «دیکی فولر تعمیم‌یافته»، «لوین چو» و «ایم، پسران و شین[1]» بررسی کردیم. نتایج آزمون ایستایی متغیرها در جدول (۳) نشان می‌دهد که تمام متغیرها در سطح، ایستا هستند. همچنین نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی[2] (۲۰۰۴) فرض عدم هم انباشتگی بین متغیرها را رد می‌کند. یعنی متغیرها در بلندمدت هم‌جمع هستند.

جدول ۴

نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها

متغیر	Levin, Lin, Chu (t)		Im, Pesaran and Shin (W-stat)		ADF - Fisher (Chi- square)		PP- Fisher (Chi- square)	
	آماره	p-value	آماره	p-value	آماره	p-value	آماره	p-value
Loan(L)	۵/۱۹۱-	۰/۰۰۰	۲/۳۶۴-	۰/۰۰۹	۶۹/۸۱۲	۰/۰۰۴	۷۲/۶۶	۰/۰۰۲
MP(L)	۱۳/۳۵۸-	۰/۰۰۰	۸/۵۲۵-	۰/۰۰۰	۱۸۴/۲۳۷	۰/۰۰۰	۲۳۱/۰۲	۰/۰۰۰۰
Capit(L)	۴/۱۲-	۰/۰۰۰	۳/۳۷-	۰/۰۰۰	۷۷/۲۴	۰/۰۰۰	۱۳۴/۲۵	۰/۰۰۰
Liguidit(L)	۴/۰۲۴-	۰/۰۰۰	۲/۱۷۵-	۰/۰۰۱	۵۴/۹۳۵	۰/۰۵۸	۸۰/۶۶۴	۰/۰۰۰۰
Size(L)	۴/۰۴۹-	۰/۰۰۰	۳/۰۰۲-	۰/۰۰۱	۷۱/۰۷۴	۰/۰۰۱	۱۷۰/۶۸	۰/۰۰۰۰
GDP(L)	۱۲/۰۱	۰/۰۰۰	۷/۰۳-	۰/۰۰۰	۱۶/۱۷۵	۰/۰۰۰	۱۲۶/۰۳	۰/۰۰۰
Lerner(L)	۱۲/۸۷-	۰/۰۰۰	۶/۹۰۳-	۰/۰۰۰	۱۶۰/۳	۰/۰۰۰	۱۹۷/۸۵	۰/۰۰۰

یادداشت: نماد (L) به معنی سطح

مأخذ: محاسبات جاری پژوهش

قبل از تخمین معادله رگرسیونی و بررسی تأثیر متغیرهای مستقل بانکی بر مجرای وام‌دهی لازم است، نسبت به تخمین معادله به روش پانل با اثرات ثابت(FE) یا اثرات تصادفی

[1] Im,Pesaran,Shin

[2] Pedroni

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

(RE) تصمیم‌گیری شود. که در این پژوهش از اثرات ثابت استفاده شده است. چون آزمون هاسمن مؤید آن است که معادله مدل، پانل با اثرات ثابت است.

ابتدا بر اساس مطالعه فانگاکوا (۲۰۱۳) و مطابق جدول (۴)، حالتی که سیاست پولی به‌طور مستقیم و غیرمستقیم از طریق ویژگی‌های ترازنامه‌ای بانک بدون لحاظ تأثیر قدرت بازار بر مجرای وام‌دهی اثر می‌گذارد، مورد بررسی قرار می‌گیرد. متغیرهای که به‌عنوان ویژگی‌های ترازنامه‌ای هر بانک در نظر گرفته شده‌اند، پیرو مطالعات کاشیاب و استین[1] (۲۰۰۰)، ایهرمن[2] (۲۰۰۳) و الیورو (۲۰۱۱) شاخص اندازه بانک، شاخص نقدینگی و شاخص سرمایه بانک می‌باشند.

جدول ۵

نتایج تخمین اثر مستقیم و غیرمستقیم سیاست پولی بدون لحاظ قدرت بازاری

متغیر	ضریب تخمین	آماره t	انحراف استاندارد	سطح احتمال
Size(-1)	۰/۸۲۱۰۳	۷/۲۹۸۸	۰/۱۱۲۴۸	۰/۰۰۰
Liquid(-1)	۰/۸۱۸۲۲	۶/۱۱۴۱	۰/۱۳۳۸۲	۰/۰۰۰
Capit(-1)	۰/۷۳۱۴۳	۱/۳۴۸۴	۰/۵۴۲۴۴	۰/۱۷۹
Montry-Policy	۰/۰۰۲۰۷	۳/۱۶۱۹	۰/۰۰۰۶۵	۰/۰۰۱
Mp*Size(-1)	-۰/۰۰۰۵۸	-۲/۳۱۳۵	۰/۰۰۰۲۵	۰/۰۲۲
Mp*Liquid(-1)	-۰/۰۰۰۵۳	-۱/۹۸۴۶	۰/۰۰۰۲۶	۰/۰۴۹
Mp*Capit(-1)	۰/۰۰۳۴۰	۰/۷۸۰۴۲	۰/۰۰۴۳۶	۰/۴۳۶
GDP	-۰/۰۴۰۳۵	-۳/۴۲۸۸	۰/۰۱۱۷۶	۰/۰۰۰
Constant	۱۰/۶۸۱۰	۱۲۲/۹۷	۰/۰۸۶۸۵	۰/۰۰۰
R-squared	۰/۹۱۴۵	Mean dependent var		۱۰/۹۲۷۰
Adjusted R-squared	۰/۸۹۴۲	S.D. dependent var		۱/۶۹۸۳
S.E. of regression	۰/۵۵۲۴	Sum squared resid		۴۰/۸۹۰۵
F- statistic	۴۴/۸۴۴۲	Durbin-Watson stat		۱/۵۴۸۰۱
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰۰	Second-Stage SSR		۴۰/۸۹۰۵۶

مأخذ: محاسبات جاری پژوهش

[1] Kashyap and Stein

[2] Ehrmann

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

مطابق با نتایج به‌دست‌آمده متغیر اندازه بانک تأثیر معنی‌دار و مستقیم بر میزان تسهیلات اعطایی دارد. به این معنی که با افزایش اندازه بانک، وام‌دهی بانک افزایش می‌یابد. متغیر بعدی ویژگی‌های ترازنامه‌ای بانک متغیر نسبت سرمایه است که این متغیر نیز ارتباط مستقیم با وام‌دهی دارد، البته از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. متغیر نقدینگی، که از اختلاف از میانگین نسبت دارایی‌های نقد بانک به کل دارایی‌های به دست می‌آید، ارتباط معنی‌دار و مثبت با میزان تسهیلات اعطایی بانک‌ها دارد. بدین معنی که با افزایش یک درصد نقدینگی بانک‌ها، فعالیت وام‌دهی آنها به میزان ۰/۸۱۸ درصد افزایش می‌یابد. این نتایج با تئوری سازگار است، زیرا بانک‌های که اندازه بزرگ‌تر و ترازنامه‌ی نقدتری دارند، می‌توانند از دارایی‌های نقد خود برای حفظ تسهیلات اعطایی در سبد دارایی‌های خود استفاده کنند. بنابراین کمتر تحت تأثیر سیاست‌های پولی انقباضی قرار می‌گیرند (ایهرمن[1] و همکاران، ۲۰۰۳). این تخمین با نتایج به‌دست‌آمده از مطالعات الیورو و همکاران (۲۰۱۱) و همچنین نتایج فانگاکوا و همکاران (۲۰۱۴) نیز مطابقت دارد.

با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۴) ملاحظه می‌شود، علامت ضریب شاخص سیاست پولی (بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی) مثبت است، یعنی اینکه نرخ رشد مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها به افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی واکنش مثبت نشان داده و مقدار آن افزایش می‌یابد. طوری که نرخ رشد مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها به ازای یک درصد افزایش در بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به‌اندازه ۰/۰۰۲۰۷ درصد از رشد مثبت برخوردار است. افزایش نرخ رشد مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها در واکنش به افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به لحاظ نظری سازگار است.

در مورد اثرات غیرمستقیم سیاست پولی از طریق تأثیرگذاری بر ویژگی‌های ترازنامه‌ای بانک‌ها نیز می‌توان گفت ضرایب تأثیر MP×SIZE(-1) و MP×LIQ(-1) در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار بوده و علامت آن‌ها مطابق انتظار می‌باشد. اما ضریب متغیر MP×CAP(-1) به لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. علامت متغیر حاصل‌ضرب نقدینگی و اندازه بانک در شاخص سیاست پولی منفی بوده و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. این بدین معناست که حساسیت تسهیلات بانکی به سیاست پولی با افزایش نقدینگی و اندازه بانک‌ها کاهش می‌یابد. این نتیجه با یافته‌های فرزین‌وش و حیدری (۱۳۸۹) هم‌خوانی دارد. درکل سیاست پولی از طریق تأثیرگذاری غیرمستقیم بر اندازه و نقدینگی بانک‌ها بر عرضه تسهیلات بانکی در ایران اثرگذار بوده است. ضریب متغیر نرخ رشد GDP در مدل برابر با ۰/۰۴۰ــ که

[1] Ehrmann, Gambacorta, Martínez-Pagés, Sevestre & Worms.

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

نشانگر اثرگذاری ضعیف و منفی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی برخلاف انتظار بر رشد تسهیلات می‌باشد. 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 گران بودن منابع مالی بیرونی تقاضای آنها برای تسهیلات بانکی کاهش یافته و به دنبال آن مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها با کاهش مواجه شده است.

در مدل بعدی مطرح‌شده در جدول (۵) به بررسی موضوع اصلی مقاله یعنی تأثیر قدرت بازاری بر اثربخشی انتقال سیاست پولی از طریق مجرای وام‌دهی با لحاظ تأثیر غیرمستقیم سیاست پولی حاصل از ویژگی‌های ترازنامه‌ای بانک پرداخته می‌شود. بدین منظور متغیری به‌صورت، حاصل‌ضرب شاخص سیاست پولی در شاخص لرنر وارد مدل می‌نماییم. اگر ضریب جمله برهم‌کنش مثبت (منفی) و از نظر آماری معنی‌دار باشد، در این صورت قدرت بازاری در صنعت بانکداری، اثربخشی سازوکار انتقال سیاست پولی از طریق مجرای وام‌دهی را تقویت (تضعیف) خواهد کرد.

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

جدول ۶

تخمین هم‌زمان اثر مستقیم و غیرمستقیم سیاست پولی با لحاظ قدرت بازاری

متغیر	ضریب تخمین	آماره t	انحراف استاندارد	سطح احتمال
Size(-1)	۰/۳۴۸۳۰	۳/۹۵۵۰	۰/۰۸۸۰۶	۰/۰۰۰
Liquid(-1)	۰/۱۶۲۲۸	۱/۵۰۲۶	۰/۱۰۷۹۹	۰/۱۳۵
Capit(-1)	۰/۰۱۵۹۲	۰/۰۰۴۱۸	۰/۳۸۰۶۶	۰/۹۹۶
Lerner	-۱/۰۱۹۴	-۱۱/۹۴۴	۰/۰۸۵۳۴	۰/۰۰۰
Montry-Policy	۰/۰۰۳۹۸۰	۳/۷۳۲۹	۰/۰۰۱۰۶۶	۰/۰۰۰
Mp*Size(-1)	-۰/۰۰۰۲۴	-۲/۲۸۸۱	۰/۰۰۰۱۹۰	۰/۰۳۸
Mp*Liquid(-1)	-۰/۰۰۰۳۲	-۱/۷۶۰۹	۰/۰۰۰۱۸۶	۰/۰۸۰
Mp*Capit(-1)	۰/۰۰۲۰۷۵	۰/۶۵۹۴	۰/۰۰۳۱۷	۰/۵۱۰
Mp*Lerner	-۰/۰۰۵۴۵	-۳/۶۵۳۳	۰/۰۰۱۴۹	۰/۰۰۰
GDP	-۰/۰۱۱۱۹	-۱/۲۱۶۷۳	۰/۰۰۹۱۹	۰/۲۲۵
Constant	۱۷/۷۱۲۷	۳۰/۰۴۸۳	۰/۵۸۹۴۷	۰/۰۰۰
R-squared	۰/۹۵۹۷۷	Mean dependent var		۱۰/۹۲۷۰
Adjusted R-squared	۰/۹۴۹۴۰	S.D. dependent var		۱/۶۹۸۳۱
S.E. of regression	۰/۳۸۲۰۰۰	Sum squared resid		۱۹/۲۶۱۹
F- statistic	۹۲/۶۲۰۴	Durbin-Watson stat		۱/۶۹۵۵۸
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰۰۰	Second-Stage SSR		۱۹/۲۶۱۹

مأخذ: محاسبات جاری پژوهش

با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۵)، جمله برهم‌کنش سیاست پولی با شاخص لرنر به‌عنوان مهم‌ترین متغیر این مدل دارای ضریب منفی و معنی‌دار است و بیان می‌کند با افزایش یک درصد در این متغیر میزان رشد وام به اندازه ۰/۰۰۵۴ درصد کاسته خواهد داشت. به عبارتی نشانگر آن است که افزایش قدرت انحصاری در صنعت بانکداری، از رشد وام‌های ایجاد شده بر اثر سیاست پولی انبساطی خواهد ساخت. این نتیجه با انتظارات و پیش‌بینی‌ها نیز سازگار است. بدین‌صورت که اولاً قدرت بازاری در سیستم بانکی امکان دسترسی به بازارهای مالی (به منابع جایگزین سپرده) را افزایش می‌دهد و موجب کاهش اثرات شوک سیاست‌های پولی خواهد شد. دوم این‌که حاشیه سود ایجاد شده، با توجه به قدرت بازار، موجب پدیدار شدن نوعی ضربه‌گیر[1] در برابر شوک سیاست‌های پولی شده و درنتیجه از اثربخشی سیاست

[1] Buffer

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

پولی خواهد کاست. بنابراین می‌توان ادعا کرد اثر قدرت بازاری در این صنعت، اثربخشی انتقال سیاست پولی از طریق مجرای وام‌دهی بانک را تضعیف می‌کند و لذا فرضیه اصلی تحقیق رد نمی‌شود. نتیجه این تخمین با نتایج به‌دست‌آمده از مطالعات اولیورو و لی[۱] (۲۰۱۱) و لروی[۲] (۲۰۱۴)، برامر[۳] و همکاران (۲۰۱۳) و حسین‌خان و همکاران (۲۰۱۶) مطابقت دارد ولی با نتایج حاصله از مطالعات فانگاکوا و همکاران[۴] (۲۰۱۳) و آمیدو و ولف[۵] (۲۰۱۳) هم‌خوانی ندارد.

متغیر شاخص سیاست پولی در این مدل اثر ضعیف ولی معنی‌داری بر وام‌دهی نظام بانکی ایران دارد. ضریب این شاخص مثبت می‌باشد، به این معنی که با افزایش یک درصد شاخص سیاست پولی میزان رشد تسهیلات و وام‌های اعطایی به‌اندازه ۰/۰۰۳۹ درصد افزوده می‌شود که این نتیجه از لحاظ تئوری با دیدگاه پول‌گرایان سازگار است. افزایش در شاخص سیاست پولی یا به بیانی دیگر افزایش در بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به معنی سیاست پولی انبساطی است. اعمال سیاست پولی انبساطی باعث افزایش سپرده‌های بانکی و در نهایت موجب افزایش تسهیلات اعطایی می‌شود. البته با توجه به اینکه بخش اصلی تسهیلات اعطایی بانک‌ها به‌صورت تسهیلات تکلیفی بوده و در قالب تبصره‌های بودجه پرداخت می‌شود، بنابراین واکنش بانک‌ها نسبت به تغییرات بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی واکنشی بسیار ضعیف است.

همچنین با توجه به جدول (۵) ملاحظه می‌شود، برخلاف انتظار نرخ رشد GDP حقیقی اثر معنی‌داری از نظر آماری بر نرخ رشد تسهیلات اعطایی بانک‌ها نمی‌گذارد. دلیل عدم تأثیر متغیر رشد تولید ناخالص حقیقی بر رشد وام‌های بانکی را دوگانگی بازار پول کشور و اختلاف فاحش میان نرخ سود بانکی و نرخ سود (بهره) غیر بانکی دانست که موجب بالا بودن تقاضا برای تسهیلات بانکی از سوی بخش‌های مختلف اقتصادی می‌شود. همچنین به دلیل توسعه بازار سرمایه (بورس اوراق بهادار) در سال‌های اخیر برخی از بنگاه‌ها برای تأمین نقدینگی خود به این بازارها مراجعه کرده‌اند که به همان اندازه از تقاضای تسهیلات بانکی کاسته شده است. از طرفی نتایج حاصله برای ضرایب متغیرهای که قوت ترازنامه‌های بانک‌ها را اندازه می‌گیرد، نشان می‌دهد، بانک‌های که از لحاظ پرتفویی نقدتر هستند، از نظر مالی محدودیت کمتری داشته و توانایی بهتری برای محافظت عرضه وام‌های خود را از تغییرات شرایط پولی

---

[1] Marya Pya Olivero, Yuan Li

[2] Leroy

[3] Brämer et al.

[4] Fungáčová, Solanko, and Weill

[5] Amidu and Wolfe

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

دارند. به‌عبارت‌دیگر مجرای وام‌دهی بانک‌های با سطح نقدینگی پایین‌تر، توان مقابله با سیاست پولی انقباضی اتخاذشده توسط سیاست‌گذاران پولی را ندارند. همچنین در مورد اثرات غیرمستقیم سیاست پولی از طریق تأثیرگذاری بر ویژگی‌های بانک‌ها در این مدل ضریب تأثیر متغیر (-1)MP× CAP از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. اما دو متغیر (-1) MP× SIZE و (-1)MP×LIQ دارای ضرایب معنی‌دار می‌باشند. علامت متغیر حاصل‌ضرب نقدینگی در شاخص سیاست پولی منفی است و قدر مطلق آن بزرگ‌تر از ضریب متغیر حاصل‌ضرب اندازه بانک در شاخص سیاست پولی می‌باشد. این بدین معناست که با افزایش نسبت نقدینگی ترازنامه‌ای بانک‌ها، حساسیت تسهیلات بانکی به سیاست پولی کاهش می‌یابد. این نتیجه با نتایج حاصل از مطالعات فرزین‌وش (۱۳۸۹) در ایران مطابقت دارد. لذا می‌توان گفت، سیاست پولی از طریق تأثیرگذاری غیرمستقیم بر اندازه و نقدینگی بانک‌ها بر عرضه تسهیلات بانکی در ایران مؤثر بوده است.

۵ نتیجه‌گیری

همواره افزایش سطح اشتغال، کنترل تورم و تعادل در تراز پرداخت‌ها از اهداف نهایی کشورها می‌باشد. ابزارهای سیاست‌های مالی دولت و سیاست پولی بانک مرکزی اهرم‌هایی هستند که معمولاً کشورها برای دست‌یابی به اهداف نهایی خود مورد استفاده قرار می‌دهند. سیاست پولی به‌طور خاص در حیطه اهداف کلان اقتصادی به دنبال تنظیم متغیرهای پولی مانند تثبیت قیمت‌ها، تعادل در تراز پرداخت‌ها، حجم پول و یا نقدینگی می‌باشد. لذا بررسی عوامل و متغیرهای تأثیرگذار بر اثربخشی انتقال سیاست پولی از اهمیت بسزایی برخوردار است. در پژوهش حاضر اثر قدرت بازاری سیستم بانکی بر اثرگذاری انتقال سیاست پولی از طریق مجرای وام‌دهی مورد بررسی قرار می‌گیرد. یافته‌های تحقیق حاکی از آن است، افزایش قدرت بازار با سطح معنی‌داری بالا موجب تضعیف اثربخشی انتقال سیاست پولی از مجرای وام‌دهی می‌شود. به‌بیان‌دیگر با توجه به منفی بودن جمله برهم‌کنش بین شاخص سیاست پولی و شاخص لرنر در صنعت بانکداری می‌توان ادعا نمود، اثربخشی انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک با کاهش قدرت انحصاری در این صنعت تقویت می‌شود. یعنی با کاهش شاخص لرنر در بخش بانکداری، سیاست پولی اثر شدیدتری بر رشد وام‌ها خواهد داشت.

همچنین نتایج تحقیق نشان می‌دهد، افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به‌عنوان ابزار سیاست پولی اثر مثبت ضعیف ولی معنی‌داری بر وام‌دهی نظام بانکی دارد. یعنی اتخاذ سیاست پولی انبساطی موجب افزایش سپرده‌های بانکی شده و منجر به افزایش تسهیلات اعطایی می‌گردد که از لحاظ نظری سازگار با دیدگاه پول‌گرایان می‌باشد. همچنین تأثیر غیرمستقیم

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

سیاست پولی به ترتیب از طریق نقدینگی و اندازه بانک‌ها بر میزان وام بانک‌ها مورد تائید قرار گرفت و نتایج نشان داد، حساسیت تسهیلات بانکی به سیاست پولی با افزایش استحکام ترازنامه‌ای بانک‌ها کاسته می‌شود. براساس نتایج حاصله از برآورد الگوها، مجرای وام‌دهی بانک در میان بانک‌های بزرگ از اثرپذیری کمتری در برابر سیاست‌های پولی برخوردار است. بنابراین به نظر می‌رسد که افزایش میزان رقابت در سیستم بانکی طی سال‌های اخیر اثربخشی سیاست پولی را از طریق کاهش سهم بازار بانک‌های بزرگ تقویت کرده است. یعنی کاهش قدرت انحصاری، از طریق کاهش اثر حفاظتی[1] بانک‌ها در مقابل سیاست پولی، اثرگذاری این سیاست‌ها را بیشتر کرده است. لذا به مقامات پولی کشور و شورای ملی رقابت توصیه می‌گردد با گسترش تعداد بازیگران نظام بانکی و از بین بردن موانع ورود بانک‌های خارجی، فضای رقابتی ایجاد نموده و از این طریق به بهبود اثربخشی سیاست‌های اعمال شده توسط سیاست‌گذاران پولی کمک کنند. همچنین پیشنهاد می‌گردد در تحقیقات آتی علاوه بر قدرت بازاری و سایر شاخص‌های تمرکز در صنعت تغییراتی چون تغییر مالکیت، خصوصی‌سازی و افزایش همکاری بانک‌های خارجی که همگی با ساختار بازار سیستم بانکی در ارتباط هستند، مورد توجه و بررسی قرار گیرند.

فهرست منابع

بهمنی، م.، و میرهاشمی نائینی، س.(۱۳۹۴). بررسی اثر بازاری کردن بانکداری بر انتقال سیاست پولی از مجرای اعطای وام، فصلنامه نظریه کاربردی اقتصاد، دوره ۲، شماره ۳، ۱۱۹ـ۱۴۴.

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

شاهچرا، م.، کشیشیان، ل. (۱۳۹۳). اثرات هم‌زمان تمرکز بانکی و سیاست پولی بر مجرای وام‌دهی بانک‌ها در نظام بانکداری ایران. *پژوهش‌های پولی-بانکی*. سال ۷، شماره ۱۹، ۲۷ـ ۵۰.

شریفی رنانی، ح.، و هنرور، ن. (۱۳۸۸). بررسی اثرات سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی از طریق کانال وام‌دهی سیستم بانکی در ایران. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*. ۴۸ـ ۲۷.

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

شریفی رنانی،ح. قبادی،س.، امرالهی، ف. و هنرور، ن. (۱۳۹۰). بررسی تاثیر کانال قیمت دارایی ها در اثرگذاری سیاست پولی در ایران مطالعه موردی: شاخص قیمت مسکن. فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی ، ۴۸ـ ۲۷ .

[1] Buffering Effect

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

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 ـ ۳۲.

کمیجانی، ا.، و علی‌نژاد مهربانی، ف. (۱۳۹۱). ارزیابی اثربخشی کانال‌های انتقال پولی بر تولید و تورم و تحلیل اهمیت نسبی آنها در اقتصاد ایران. *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*.

خداداد کاشی، ف. (۱۳۸۹). *اقتصاد صنعتی (نظریه و کاربرد)*. تهران: سازمان مطالعات و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت)، چاپ اول.

فرزین‌وش، ا.، و حیدری، ح. (۱۳۸۹). ارزیابی تأثیر غیرمستقیم سیاست پولی بر عرضه‌ی تسهیلات بانکی از طریق ویژگی‌های ترازنامه‌ای بانک‌های دولتی و غیردولتی. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*. شماره ۲، ۱۴۶ـ ۱۷۰.

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

Amidu, M., & Wolfe, S. (2013). The effect of banking market structure on the lending channel: Evidence from emerging markets. *Review of Financial Economics*, 22(4), 146-157.

Berger, A., and Humphrey, D. (1998). Effciency of Financial Institutions: International Survey and Directions for Future Research, *European Journal of Operational Research*, 98(2), 175 -212.

Berger, A. N. (2003). The Economic Effects of Technological Progress: Evidence from the Banking Industry. *Journal of Money, Credit and Banking*. 35, 141-76

Bernanke, B., & Blinder, A. (1992). The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Ttransmission. *American Economic Review*. 82, 901–921.

Bernanke, B., & Gertler, M. (1995). Inside the Black Box: the Credit Channel of Monetary Policytransmission. *Journal of Economic Perspectives*. 9 (4), 27.48.

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.

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.

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

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*. Cambridge, U K: Cambridge University Press, 235–269

Fungáčová, Z., Solanko, L., & Weill, L. (2014). Does Competition Influence the Bank Lending Channel in the Euro Area? *Journal of Banking & Finance*. 49: 356–66.

Leroy, A. (2014). Competition and the Bank Lending Channel in Eurozone. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. 31: 296–314.

Lerner, A. P. (1934). The concept of monopoly and the measurement of monopoly power. *Review of Economic Studies*. 1, 157175.

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.

Jun Yang & 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, 468-481

Mishkin, F. (2005). *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*. Pearson ddison Wesley.

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.

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.

Zulkhibri, M. (2013). Bank-characteristics, lending channel and monetary policy in emerging markets: bank-level evidence from Malaysia. *Applied Financial Economics*. 23, 347-362.

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