عوامل موثر و تعیین کننده خلق نقدینگی بانک‌های تجاری اقتصاد ایران با تاکید بر نقش رشد اعتبارت و اندازه بانکی

نوع مقاله: پژوهشی

داود محمودی نیا [۱]
حمیده اکبرپور موسی آبادی [۲]

تاریخ دریافت: تاریخ پذیرش:

چکیده

پس از بحران‌های مالی جهان مسئله خلق نقدینگی بانک‌ها بر اساس ساختار ترازنامه‌ای، چگونگی محاسبه آن و حساسیت آن نسبت به تغییر در سایر متغیرهای کلان اقتصادی و بانکی به عنوان یکی از موضوعات بحث برانگیز در میان تئورسین‌های اقتصادی محسوب گردید. از طرف دیگر اهمیت متغیرهای اندازه بانکی و اعطای تسهیلات و اعتبارت به عنوان یکی از مهمترین مولفه‌ی اثرگذار بر آن به شمار می‌رود. از این رو هدف این مطالعه بررسی ارتباط بین متغیرهای اندازه بانکی و تسهیلات بانکی بر شاخص خلق نقدینگی بانک‌های تجاری ایران در بین سال‌های ۱۴۰۲-۱۳۸۴ است. برای این منظور ابتدا شاخص خلق نقدینگی بر اساس اقلام ترازنامه بانک در چارچوب سه طبقه دارایی‌ها و بدهی‌های نقد، نیمه نقد و غیر نقد محاسبه گردید. در ادامه اثرات بلندمدت اندازه بانکی و اعتبارت بانکی بر خلق نقدینگی در سه الگوی داده‌های تلفیقی پانل (Pooled)، رگرسیون گشتاور تعمیم یافته (GMM) و روش داده‌های کمترین مربعات تعمیم‌یافته (GLS) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این تحقیق نشان دهنده ارتباط مثبت بین اندازه بانک و تسهیلات اعطایی با شاخص خلق نقدینگی بانک‌های تجاری است. همچنین نتایج آزمون علیت دومیترسکو – هورلین (D&H) نشان دهنده وجود علیت دو طرفه بین شاخص خلق نقدینگی و اندازه بانکی و تسهیلات اعطایی است. از طرف دیگر سایر نتایج نشان دهنده وجود اثرات مثبت و معنادار شاخص ریسک اعتباری و نرخ کفایت سرمایه بر خلق نقدینگی می‌باشد. در ادامه این تحقیق تحلیل حساسیت بر اساس رگرسیون میانگین گروهی تلفیقی (PMG) و آزمون علیت جوودیس، کاراویاس و سارافیدیس (JKS) بررسی شده است.

کلیدواژه‌ها: خلق نقدینگی، اندازه بانک، اعتبارات و تسهیلات، ثبات بانکی، اقتصاد ایران
طبقه بندی JEL: G21، G33، C23

---

۱ دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه ولی‌عصر(عج) رفسنجان، رفسنجان، ایران (نویسنده مسئول)
d.mahmoudinia@vru.ac.ir
۲ کارشناسی ارشد گروه اقتصاد، دانشگاه ولی عصر(عج) رفسنجان، رفسنجان، ایران
H.akbarpor1383@gmail.com

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

مقدمه

بانک‌ها با افزایش دسترسی به منابع مالی نقدشونده از طریق ترکیبی از فعالیت‌های ترازنامه‌ای و خارج از ترازنامه[1]، نقش محوری و غالب را در اقتصاد کشورهای در حال توسعه ایفا می‌کنند (فابیو فورگیونه و همکاران[2]، ۲۰۲۵). با این حال علیرغم اصلاحات قابل‌توجهی که برای توسعه‌ی مالی در اقتصادهای نوظهور انجام شده است، وام‌دهی بانکی همچنان اولین گزینه برای تأمین مالی شرکت‌ها در این دسته کشورها محسوب می‌گردد، چرا که بازارهای سرمایه هنوز توسعه‌نیافته هستند (علوی مدغری[3]، ۲۰۲۲). از طرف دیگر شاخص خلق نقدینگی به عنوان یکی از ارکان اساسی در پویایی اقتصادی هر کشور محسوب می‌شود و نقشی بنیادین در تنظیم جریان‌های مالی، تسهیل مبادلات و تأمین منابع مالی برای فعالیت‌های تولیدی و سرمایه‌گذاری ایفا می‌کند؛ بانک‌ها با تبدیل سپرده‌ها به وام‌ها و دارایی‌های مالی دیگر، نه تنها نقدینگی جاری در اقتصاد را افزایش می‌دهند، بلکه باعث تسریع گردش سرمایه و به تبع آن رشد اقتصادی می‌شوند (برگر و همکاران[4]،2017). بر اساس مطالعه دیتریش و گریگ[5] (۲۰۲۵) خلق نقدینگی به خانوارها و بنگاه‌ها اجازه می‌دهد که در هر زمان به منابع مالی لازم دسترسی داشته باشند، حتی اگر دارایی‌های واقعی‌شان نقدشوندگی نداشته باشد. تئوری بانکداری متعارف که توسط دایموند و دیبویگ[6] (۱۹۸۳) مطرح شد، به طور برجسته بر خلق نقدینگی بانکی به عنوان مکانیزم خاصی از بیمه در برابر نیازهای مصرف ناگهانی متمرکز شده است. با این حال مطالعات متعددی در طی سال‌های اخیر به بررسی عوامل مهم و تعیین کننده خلق نقدینگی در اقتصاد پرداختند (گنگ و همکاران[7]، ۲۰۲۵؛ کلاداکیس و همکاران[8]، ۲۰۲۲؛ مارون و فرومنتین[9]، ۲۰۲۵) اما سوالی که به آن کمتر توجه شده است این است که اندازه بانکی و عرضه تسهیلات و اعتبارت بانکی چه تاثیری بر شاخص خلق نقدینگی بانک‌های تجاری دارد. چرا که بانک‌های تجاری می‌توانند با توجه به اندازه بانکی و از طریق فعالیت‌های خارج از ترازنامه و تعهدات وام و مطالبات مربوط به صندوق نقدینگی، میزان نقدینگی خود را افزایش یا کاهش دهند و از این طریق اثرات متفاوتی بر سیاست‌های پولی سیستم بانکی اعمال نمایند. در همین راستا مطالعات متعدد نشان دادند که بانک‌های کوچک و بزرگ به روش‌های متفاوتی نقدینگی خلق می‌کنند. به عنوان مثال، بانک‌های بزرگ بخش بسیار بیشتری از نقدینگی خود را خارج از ترازنامه خلق می‌کنند (برگر و سدونوف[10]، ۲۰۱۷). از سوی دیگر، بانک‌های کوچک در جمع‌آوری و استفاده از اطلاعات کیفی (غیرمتمرکز) در اعطای تسهیلات توانایی

1 Balance – sheet and off – balance sheet
2 Fabio Forgione et al.,
3 Alaoui Mdaghri
4 Berger et al.,
5 Dietrich & Gehrig
6 Diamond & Dybvig
7 Geng et al.,
8 Kladakis et al.,
9 Maroun & Fromentin
10Berger & Sedunov

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

بهتری دارند (دوآن و نیو[1]، ۲۰۲۰). در حالی که اندازه بانک معمولاً به عنوان یک متغیر توضیحی برای خلق نقدینگی در نظر گرفته می‌شود اما برخی از محققان به رابطه مثبت بین اندازه بانک و خلق نقدینگی اشاره دارند (به عنوان دانگ[2]، ۲۰۲۰)، در حالی که سایر محققان همانند توه و همکاران[3] (۲۰۲۰) به تحلیل رابطه منفی بین این دو متغیر پرداختند. مطالعات جدید در کانادا نشان می‌دهد ادغام‌ها و افزایش سرمایه در بانک‌های بزرگ می‌تواند ظرفیت خلق نقدینگی را به طور معناداری افزایش دهد (گارگ و همکاران[4]، ۲۰۲۴). از طرف دیگر برگر و سدنوف[5] (۲۰۱۷) نشان داده‌اند که خلق نقدینگی توسط بانک‌ها، به‌ویژه بانک‌های بزرگ‌تر، تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد. بانک‌های بزرگ‌تر عموماً به منابع مالی بیشتر، توان نظارتی بالاتر و دسترسی گسترده‌تر به بازارهای سرمایه مجهز هستند. این موضوع آن‌ها را قادر می‌سازد که حجم بیشتری از تسهیلات را با ریسک کمتر اعطا کرده و در نتیجه، نقدینگی بیشتری را خلق کنند.

از طرف دیگر اهمیت ارتباط بین عرضه اعتبارت و سیاست‌های پولی بانک مرکزی با شاخص خلق نقدینگی در برخی از مطالعات همانند برگر و باومن (۲۰۱۷) و فام و همکاران (۲۰۲۱) نیز مورد تاکید قرار گرفتند. بر اساس این دیدگاه‌ها عوامل مختلفی در انتقال سیاست پولی بر بخش‌های واقعی در اقتصاد نقش دارند. میزان انتقال این اقدامات سیاستی به تغییرات مورد نظر به عملکرد سیستم بانکی به خصوص به توانایی خلق نقدینگی بانک‌های تجاری و اندازه بانکی بستگی دارد. همچنین افزایش اعتبارات موجب تقویت قدرت خرید در اقتصاد، تحریک فعالیت‌های اقتصادی و بهبود شرایط کسب‌وکارها می‌شود (دان دانگ وهوین[6]،۲۰۲۲). در اقتصادهای نوظهور، به دلیل اتکای بالای بخش‌های مختلف اقتصادی به تأمین مالی بانکی، اعتبارات بانکی نقش کلیدی در رشد اقتصادی و پایداری مالی ایفا می‌کنند.

با توجه به دیدگاه های مطرح شده و برخلاف سایر مطالعات از جمله فرهنگ و همکاران (۱۴۰۲)، اسدی و سیلمانی (۱۳۹۹)، دوآن و نیو (۲۰۲٤) و دیتریش و گریگ (۲۰۲۵)، هدف ما در این تحقیق این است تا با محاسبه شاخص خلق نقدینگی بانک‌های تجاری در اقتصاد ایران، اثرات شاخص اندازه بانکی و اعتبارت بانکی بر این شاخص را بررسی کنیم. چرا که در طی بحران‌های اخیر مالی که با عدم ثبات مالی شدید در عرصه‌های بین المللی نیز همراه بود، توجه ویژه به بانک‌های بزرگ و تسهیلات اعطایی این بانک‌ها چه در حوزه‌های داخلی و چه در حوزه بین المللی و اثرات ناشی از ورشکستگی و سرایت آن به سایر بانک‌های کوچک از اهمیت بسزایی برخوردار است. مطالعات نشان می‌دهد که بانک‌ها به دلیل نیاز احتیاطی سپرده‌گذاران به نقدینگی (برای مواجهه با شوک‌های مصرفی) نقدینگی خلق می‌کنند. با این حال انگیزه‌های دیگری مثل حفظ انعطاف‌پذیری برای فرصت‌های سرمایه‌گذاری آینده هم در تقاضای نقدینگی نقش دارد و از این رو اندازه بانکی و ارائه اعتبارت می‌توان تعیین کننده این میزان نقدینگی باشند. از نوآوری‌های این مطالعه نسبت به سایر مطالعات چه داخلی

1Duan & Niu
2 Dang
3 Toh et al.,
4 Garg et al.,
5 Berger & Sedunov
6Dan Dang & Huynh

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

و چه خارجی، بررسی همزمان و چندبعدی اثر متغیرهایی چون رشد اعتبارات، اندازه بانک، ریسک‌های مالی، بازده دارایی و ثبات بانکی بر شاخص خلق نقدینگی ۱۷ بانک تجاری ایران در طی دوره ۱۴۰۲-۱۳۸٤ است. تا آنجایی که محققین این مطالعه بررسی کرده‌اند، تا کنون چنین تحقیق برای اقتصاد ایران بررسی نشده است و سعی شده است تا این شکاف از طریق شاخص‌های مختص بانکی پر گردد. از طرف دیگر ما از روش‌های متنوع برای بررسی این مدل جهت اطمینان و دقت در صحت نتایج استفاده خواهیم کرد.

۱. مبانی نظری

پس از بحران‌های اخیر سال ۲۰۰۸ و بیماری همه‌گیر کوید-۱۹، مطالعات در ارتباط با اهمیت شاخص خلق نقدینگی و اعتبار بانکی و عوامل موثر بر آن در مطالعات متعددی دراقتصادهای در حال توسعه و توسعه یافته مورد تحلیل قرار گرفته است (اکرم و حشمت، [1]۲۰۲۴؛ داویدوف و همکاران[2]، ۲۰۲۵). اهمیت این موضوع در برخی از مطالعات داخلی مرتبط با اقتصاد ایران از جمله فرهنگ و همکاران (۱۴۰۲) و اسدی و سلیمانی (۱۳۹۹) نیز بررسی شده است. بر اساس مطالعه داویدوف و همکاران (۲۰۲۵) خلق نقدینگی بانکی فرآیندی است که طی آن بانک‌ها دارایی‌های غیرنقدشونده مانند وام‌ها را از طریق بدهی‌های نقدشونده نظیر سپرده‌ها تأمین مالی می‌کنند. از طرف دیگر اکرم و حشمت (۲۰۲۴) بیان می‌کنند که بانک‌ها در طول فرآیند خلق نقدینگی بیشتر در معرض ریسک قرار می‌گیرند، زیرا هرچه بانک‌ها نقدینگی بیشتری خلق کنند، با زیان بیشتری مواجه می‌شوند و اگر سپرده‌گذاران پول خود را مطالبه کنند از این رو بانک‌ها مجبورند دارایی‌های سودآور و غیرنقد بلندمدت خود را بفروشند تا چنین خواسته‌هایی را برآورده کنند. بر اساس ادبیات موجود اگرچه خلق نقدینگی برای یک سیستم مالی کارآمد ضروری و عنصری حیاتی برای رشد اقتصاد کلان به شمار می‌آید، اما فرآیند خلق نقدینگی ذاتاً نقدینگی بانک‌ها را کاهش می‌دهد و آنها را در معرض انواع مختلف ریسک‌ها، بحران‌های نقدینگی و هجوم بانکی قرار می‌دهد (برگر و باومن، ۲۰۰۹؛ داویدوف و همکاران، ۲۰۲۵).). برگر و بومن[3] (۲۰۰۹) برای سنجش خلق نقدینگی، معیارهایی بر اساس دارایی‌های خارج از ترازنامه و داخل ترازنامه را معرفی کردند تا ظرفیت نقدینگی بانک‌ها را به طور دقیق مورد تحلیل قرار دهند.

مطالعات اخیر نشان می‌دهد که متغیرهای متنوعی بر شاخص خلق نقدینگی در سیستم بانکی اثرگذار هستند (دیتریش و گریگ ،۲۰۲۵؛ گنگ و همکاران، ۲۰۲۵) و در این بین برخی از تحقیقات به اهمیت متغیرهای اعتبارت بانکی و اندازه بانکی بر شاخص خلق نقدینگی تاکید داشته‌اند. از طرف دیگر این موضوع برای اقتصاد ایران نیز با توجه به ویژگی‌ها درونی آن از جمله بالا بودن تورم، بزرگ بودن اندازه بانکی، وابستگی دولت به نظام بانکی، نرخ بالای تسهیلات، تحریم‌ها و .. از اهمیت بسزایی برخوردار است. اندازه بانک نقش مهمی در توان خلق نقدینگی ایفا می‌کند. بانک‌های بزرگ‌تر به دلیل دسترسی به منابع متنوع‌تر، امکانات فناوری گسترده‌تر و ساختار سرمایه قوی‌تر، معمولاً ظرفیت بیشتری برای خلق نقدینگی دارند.

1 Akram & Hushmat
2 Davydov et al.
3 Berger & Bouwman

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

در اقتصاد ایران همانند سایر کشورهای در حال توسعه، بانک‌های بزرگ‌تر معمولاً به منابع سپرده‌ای گسترده‌تر، تنوع درآمدی بیشتر، و دسترسی بهتر به بازار بین‌بانکی و تسهیلات بانک مرکزی دسترسی دارند. نتایج تحقیق تاکور و یو[1] (۲۰۲٤)، نشان می‌دهد که بانک‌های بزرگ‌تر حتی در شرایط بحران‌های مالی یا فجایع طبیعی، به دلیل دسترسی به منابع داخلی و سرمایه قوی، می‌توانند سطح بالاتری از نقدینگی را در اختیار بازار قرار دهند. مطالعه فام و همکاران (۲۰۲۱)، نیز تأیید می‌کند که اندازه بانک، عامل تعیین‌کننده‌ای در تأثیرگذاری سیاست‌های پولی بر خلق نقدینگی است؛ به‌طوری‌که بانک‌های بزرگ نسبت به سیاست‌های انقباضی یا انبساطی حساس‌تر بوده و پاسخ‌های متفاوتی در خلق نقدینگی از خود نشان می‌دهند. تحلیل‌های نگوین[2] (۲۰۲۴) نشان می‌دهد که فرهنگ سازمانی، مدیریت ریسک و سطح شفافیت داخلی می‌تواند در بانک‌های بزرگ‌تر، اثر اندازه بانکی را تقویت یا تضعیف کند. بنابراین، صرف بزرگ‌تر بودن بانک تضمین‌کننده خلق نقدینگی بیشتر نیست و کیفیت مدیریت داخلی از اهمیت بسزایی دارد. همچنین مطالعه برگر و باومن (2009 ؛ ۲۰۱۷) نشان می‌دهد که بانک‌های بزرگ‌تر در دوره‌های ثبات مالی، خلق نقدینگی بیشتری انجام می‌دهند، اما در شرایط بحران، پیچیدگی‌های مدیریتی و ریسک‌های نهادی می‌تواند این توان را محدود کند. با این حال برخی دیدگاه‌ها نشان می‌دهد که بر اساس فرضیه «جذب ریسک[3]» بانک‌های بزرگتر با نسبت سرمایه بالاتر می‌توانند نقدینگی بیشتری ایجاد کنند و فرضیه «شکنندگی مالی-جابه‌جایی[4]» نشان می‌دهد بانک‌های بزرگتر با نسبت سرمایه بالاتر، نقدینگی کمتری ایجاد می‌کنند (یو و همکاران[5]، ۲۰۲۵).

گسترش اعتبارات بانکی یکی دیگر از کانال‌های کلیدی و اثرگذار بر خلق نقدینگی است که از طریق تأمین مالی بنگاه‌ها، نقش مهمی در ارتقای سطح سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی ایفا می‌کند. از این رو، می‌توان رشد اعتبارات بانکی را به‌عنوان شاخصی برای ارزیابی شدت خلق نقدینگی در نظام بانکی در نظر گرفت (بک و همکاران[6]، ۲۰۲۳). بانک‌ها هنگامی که نسبت به فرصت‌های جدید وام‌دهی بیش از حد خوش‌بین باشند، تمایل دارند حجم وام‌های اعطایی خود را به سرعت افزایش دهند. این رشد سریع اعتباری می‌تواند منجر به افزایش ناپایداری مالی و مخاطرات اعتباری شود که به دنبال آن، زیان‌های اعتباری، افزایش وام‌های معوق و کاهش بازدهی دارایی‌های بانک‌ها را به همراه دارد (پاریجا[7]، ۲۰۲۵). همچنین، رشد اعتبار و شیب منحنی بازده به‌عنوان مهم‌ترین عوامل پیش‌بینی‌کننده بحران‌های مالی در سطوح داخلی و جهانی شناخته شده‌اند، در حالی که عواملی مانند قیمت سهام، قیمت مسکن، پول و حساب جاری نقش کمتری دارند. اهمیت این عوامل حتی در پیش‌بینی‌های بلندمدت و با حذف بحران‌های خاص نیز حفظ می‌شود (بلوستین و همکاران[8]، ۲۰۲۳).

1 Thakor & Yu
2 Nguyen
3 risk absorption
4 financial fragility-crowding out
5 Yu et al.,
6 Beck et al.,
7 Parija
8 Bluwstein et al.,

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

در ارتباط با سایر متغیرها، مطالعه آکینتیه و همکاران[1] (۲۰۲۵) نشان می‌دهد که ریسک اعتباری و شاخص‌های سودآوری از جمله بازده دارایی‌ها از مهم‌ترین عوامل درونی مؤثر بر خلق نقدینگی بانک‌ها محسوب می‌شوند. افزایش نسبت مطالبات غیرجاری، به‌عنوان شاخصی از ریسک اعتباری، توان بانک‌ها در تأمین نقدینگی را به دلیل رشد هزینه‌های ذخایر مطالبات مشکوک‌الوصول کاهش می‌دهد. نسبت کفایت سرمایه نیز به‌عنوان سپری برای تحمل زیان‌های غیرمنتظره، در این میان نقشی کلیدی دارد؛ به‌گونه‌ای که بانک‌هایی با نسبت کفایت سرمایه بالاتر، ظرفیت بیشتری برای اعطای تسهیلات و خلق نقدینگی در اختیار دارند. هرچند در محیط‌هایی با مقررات سخت‌گیرانه، این روند ممکن است محدود شود (کلاداکیس و همکاران، ۲۰۲۲). تحقیق دوان و نیو (۲۰۲۰) نشان داده است که خلق نقدینگی رابطه مثبت و معناداری با بازده دارایی دارد؛ به این معنی که هرچه بانک توان خلق نقدینگی بیشتری داشته باشد، سودآوری دارایی‌هایش افزایش یافته و بهره‌وری بهتری کسب می‌کند.

با توجه به ادبیات موجود، هدف ما در این تحقیق این است تا با توجه به شرایط خاص حاکم بر اقتصاد ایران و وابستگی نظام اقتصادی به سیستم بانکی و اندازه متنوع بانک‌ها در چرخه اقتصاد به بررسی عوامل خاص و موثر بانکی بر خلق نقدینگی در اقتصاد ایران بپردازیم. از طرف دیگر برخلاف کشورهای در حال توسعه، در اقتصاد ایران بانک‌ها اصلی‌ترین منبع خلق نقدینگی به شمار می‌آیند، چون بخش عمده پول عرضه‌شده از طریق وام‌دهی بانک‌ها شکل می‌گیرد. دیگر تفاوت اقتصاد ایران با کشورهای پیشرفته این است که در ایران، انضباط مالی و نظارت مؤثر بر آن ضعیف‌تر می‌باشد و از این رو بانک‌های بزرگتر و بعضاً کم‌اعتبارتر هم توانسته‌اند با اتکا به اضافه‌برداشت از بانک مرکزی یا جذب سپرده، نقدینگی بالایی خلق کنند. از آنجایی که نوسانات در خلق نقدینگی بانک‌ها توسط مجموعه‌ای از عوامل مشترک هدایت می‌شود و بانک‌ها می‌توانند به طور همزمان خلق نقدینگی را افزایش (یا کاهش) دهند از این رو چنین رفتاری از سوی بانک‌ها ممکن است چرخه‌های تجاری را تشدید کند و بنابراین، نهادهای نظارتی ممکن است بخواهند این عوامل را از نزدیک رصد کنند تا تغییرات در خلق نقدینگی بانک‌ها را پیش‌بینی کنند.

۲. پیشینه پژوهش

در مهمترین مطالعات خارجی، تاکور و یو (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای بر سیستم بانکی ایالات متحده طی دوره ۲۰۰۱ تا ۲۰۲۰ و با استفاده از داده‌های بلایای طبیعی به‌عنوان ابزار شناسایی، میزان و عوامل مؤثر بر خلق نقدینگی تأمین مالی را مورد تحلیل قرار دادند. نتایج این پژوهش نشان داد که در این بازه، ۹۲ درصد سپرده‌های بانکی از فرآیند خلق نقدینگی تأمین مالی شده‌اند. در مطالعه‌ای دیگر، گوپتا و کاشیرامکا (۲۰۲۴) با بررسی ۱۷۸ بانک تجاری فعال در منطقه آسیا و اقیانوسیه طی دوره ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۹ و با بهره‌گیری از روش تخمین GMM سیستم دو مرحله‌ای، رابطه میان خلق نقدینگی و ثبات بانک‌ها را تحلیل کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که خلق نقدینگی تأثیر مثبت و معناداری بر ثبات بانک‌ها دارد. ژو و همکاران (۲۰۲۵) در پژوهشی که بر ۱۳۲ بانک تجاری شهری چین طی دوره ۲۰۱۶ تا ۲۰۲۲ انجام شد اثر نکول اوراق قرضه شرکتی بر ظرفیت خلق نقدینگی بانک‌ها را بررسی کردند. یافته‌ها

1Akinteye et al.,

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

نشان داد که نکول اوراق قرضه شرکت‌ها، ظرفیت خلق نقدینگی بانک‌های تجاری واقع در همان استان را کاهش می‌دهد. در مطالعه داخلی، ایزدخواه و همکاران (۱٤۰۱) با توجه به اهمیت تأثیر خلق نقدینگی بر ثبات شبکه بانکی، به بررسی میزان خلق نقدینگی و تأثیر آن بر سودآوری و ثبات مالی بانک‌ها پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان داد که خلق نقدینگی موجب افزایش سودآوری و ارتقای ثبات مالی بانک‌ها می‌شود. صادقی (۱٤۰۱) در پژوهشی به بررسی عوامل تعیین‌کننده‌ی ریسک سیستمی در بانک‌های ایران پرداخت و تمرکز خود را بر نقش خلق نقدینگی و ساختار ترازنامه بانک‌ها در بازه زمانی ۱۳۹۲ تا ۱٤۰۰ قرار داد. نتایج حاصل از مدل‌های برآوردی نشان داد که افزایش خلق نقدینگی در ترازنامه بانک‌ها منجر به افزایش آسیب‌پذیری سیستم بانکی شده است. فرهنگ و همکاران (۱۴۰۲) در چارچوب رگرسیون گشتاور تعمیم یافته و مدل خودرگرسیون برداری پانل به بررسی اثر تکانه های مالی و بانکی بر شاخص خلق نقدینگی بانک های تجاری ایران در طی سال ۱۳۸۵-۱۳۹۹ پرداختند. نتایج این تحقیق نشان دهنده اثر مثبت تکانه نرخ سود سپرده بانکی و تولید بر شاخص خلق نقدینگی بانک‌ها است.

۳. بررسی شاخص‌های بانکی

در این مطالعه برای استخراج شاخص خلق نقدینگی از رویکرد معرفی شده توسط برگر و باومن[1] (۲۰۰۹؛ ۲۰۱۷) که در مطالعات اخیر از جمله هونگ وونگ و همکاران[2] (۲۰۲۳) و علوی مدغری[3] (۲۰۲۲) به کار گرفته شده است استفاده خواهیم کرد. تمرکز این روش بر روی کل فعالیت‌های درون ترازنامه و خارج از ترازنامه است به طوری که بر این اساس اقلام ترازنامه بانک به سه طبقه دارایی‌ها و بدهی‌های نقد[4]، نیمه نقد[5] و غیر نقد[6] تفکیک می‌شود و بر این اساس بانک‌ها با تبدیل دارایی‌های غیر نقد به بدهی‌های نقد خلق نقدینگی انجام می‌دهند. همچنین بر این اساس: ۱) وزنی برابر با 0/5 به بدهی‌های نقدشونده، دارایی‌های غیرنقدشونده و اقلام خارج از ترازنامه غیرنقدشونده؛۲) وزنی برابر با 0/5- به بدهی‌های غیرنقدشونده، حقوق صاحبان سهام، دارایی‌های نقدشونده و اقلام خارج از ترازنامه غیرنقدشونده و ۳) وزنی برابر با ۰ به بدهی‌های نیمه نقدشونده، دارایی‌های نیمه نقدشونده و اقلام خارج از ترازنامه نیمه نقدشونده اختصاص می دهیم. از این رو بر اساس برای محاسبه شاخص خلق نقدینگی از معادله (۱) استفاده می‌شود که به صورت زیر نشان داده می‌شود:

1 Berger & Bouwman
2 Huong Vuong
3 Alaoui Mdaghri
4 Liquid
5 Semiliquid
6 Illiquid

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

$$LC = \left[\left(\frac{1}{2} \times \text{دارایی غیر نقد}\right) + \left(0 \times \text{دارایی نیمه نقد}\right) + \left(-\frac{1}{2}\text{دارایی نقد}\right)\right] + \left[\left(\frac{1}{2} \times \text{بدهی غیر نقد}\right) + \left(0 \times \text{بدهی نیمه نقد}\right) + \left(-\frac{1}{2}\text{بدهی نقد}\right)\right] + \left[\left(\frac{1}{2} \times \text{تادهعت دقنریغ جراخ زا همانزارت}\right) + (0 \times \text{مالقا جراخ زا همانزارت همین دقن}) + \left(-\frac{1}{2}\text{اقلام خارج از ترازنامه نقد}\right)\right] \quad (۱)$$

با مطابقت اقلام ترازنامه‌ای بانک‌های منتخب ایران با طبقه‌بندی ترازنامه‌ای معرفی شده در چارچوب الگوی برگر و باومن (۲۰۰۹) طبقه‌بندی اقلام ترازنامه‌ای بانک‌ها به شکل جدول (۱) نشان داده شده‌است:

جدول ۱: طبقه‌بندی برحسب اقلام ترازنامه در بانک‌های ایران

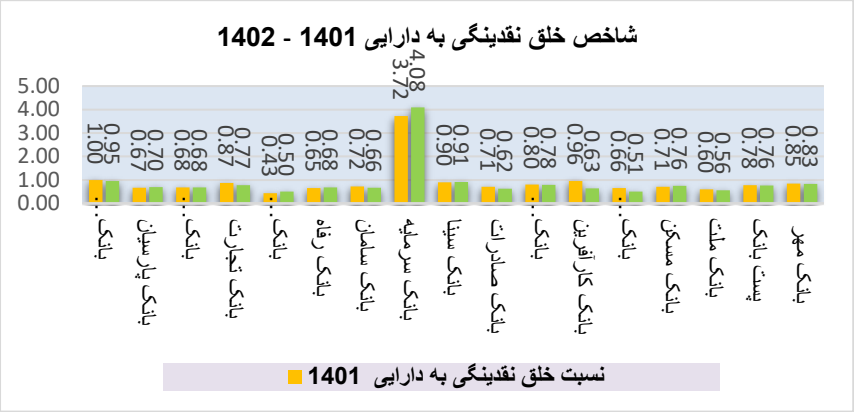
دارایی‌های نقد $\left(-\frac{1}{2}\right)$	**دارایی‌های نیمه نقد(۰)**	**دارایی‌های غیرنقد $\left(\frac{1}{2}\right)$**
موجودی نقد مطالبات از بانک و موسسات اعتباری غیر بانکی مطالبات از دولت	سپرده قانونی سایر دارایی‌ها	دارایی‌های ثابت مشهود دارایی نامشهود سرمایه گذاری در سهام سایر دارایی‌ها
بدهی‌های نقد $\left(\frac{1}{2}\right)$	**بدهی‌های نیمه‌نقد(۰)**	**بدهی‌های غیرنقد $\left(-\frac{1}{2}\right)$**
بدهی به بانک و موسسات اعتباری غیر بانکی سپرده‌های مشتریان	ذخایر و سایر پرداختنی ها سایر سپرده‌ها	سرمایه اندوخته قانونی سایر اندوخته ها سود (زیان) انباشته
اقلام خارج از ترازنامه نقد $\left(-\frac{1}{2}\right)$	**اقلام خارج از ترازنامه نیمه‌نقد(۰)**	**اقلام خارج از ترازنامه غیرنقد $\left(\frac{1}{2}\right)$**
–	–	تعهدات مشتریان بابت اعتبارات اسنادی
–	–	تعهدات مشتریان بابت ضمانت‌نامه‌های صادره
–	–	سایر تعهدات مشتریان

منبع: یافته‌های محققین

نمودار (۱) به بررسی شاخص خلق نقدینگی نسبت به دارایی ۱۷ بانک تجاری ایران در سال ۱۴۰۲ و ۱۴۰۱ می‌پردازد. بر این اساس بانک‌های سرمایه، اقتصاد نوین و سینا در سال ۱۴۰۲ به ترتیب با 4/08، 0/95 و 0/91 بیشترین میزان خلق نقدینگی در سال ۱۴۰۲ را به خود اختصاص داده‌اند. همچنین این نسب برای بانک‌های ملت و مسکن به ترتیب 0/56 و 0/76

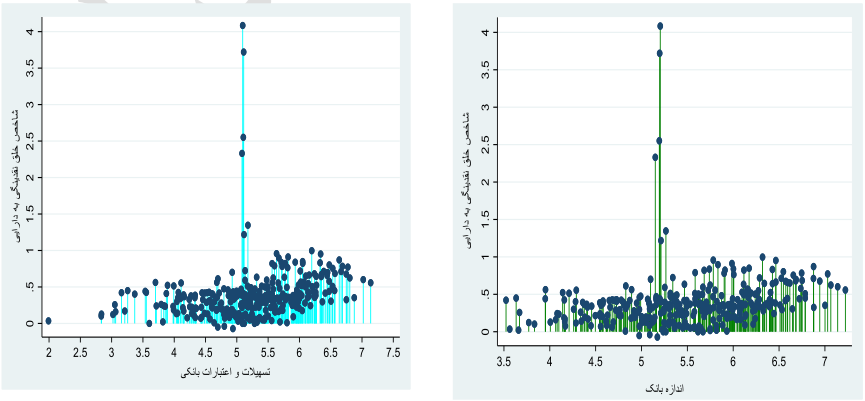
[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

گزارش شده است. همچنین این نمودار نشان می‌دهد که بانک‌های توسعه صادرات، بانک کشاورزی و بانک ملت به ترتیب به میزان 0/50، 0/51 و 0/59 کمترین خلق نقدینگی را در بین بانک‌های تجاری ایران داشته‌اند.



نمودار ۱: شاخص خلق نقدینگی به دارایی بانک‌ها

ارتباط بین شاخص خلق نقدینگی بانکی و اندازه بانک و ارائه تسهیلات اعطایی بانکی در نمودار (۲) نشان داده می‌شود. بر این اساس مشاهده می‌شود که زمانی که نسبت خلق نقدینگی به دارایی بین صفر تا 0/5 قرار دارد اندازه بانکی در طی این دوره بین شاخص‌های 3/5 تا 7 پراکنده می‌باشند و تنها برای چند دوره متفاوت است. چنین وضعیتی نیز برابر تسهیلات بانکی و شاخص خلق نقدینگی مشاهده می‌شود به طوری که اکثر پراکندگی زمانی است که اعتبارات بانکی بین 3/5 تا ۷ مورد بررسی قرار گرفته است.



نمودار ۲: ارتباط شاخص خلق نقدینگی با اندازه بانکی و تسهیلات بانکی

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

مدل پایه‌ای و متدولوژی

هدف این تحقیق بررسی اثر اندازه بانکی و اعتبارت نظام بانکی بر شاخص خلق نقدینگی بانک‌های اقتصاد ایران برای ۱۷ بانک تجاری در طول دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۴۰۲ می‌باشد. در این تحقیق برگرفته از مطالعه دوان و نیو[1] (۲۰۲۰)، ایوان و هاگ[2] (۲۰۲۱) و تی نگوین و همکاران[3] (۲۰۲۴) به برآورد رابطه هم انباشتگی، علیت و رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی در چارچوب روش پانل رگرسیون پویا یا روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[4] (GMM)، روش پانل تلفیقی[5]، روش داده‌های کمترین مربعات تعمیم‌یافته[6] (GLS) و آزمون‌های علیت گرنجر ارائه شده توسط دومیترسکو – هورلین[7] (۲۰۱۲) خواهیم پرداخت. همان‌طور که دیاس و تبالدی[8] (۲۰۱۲) استدلال کردند، درون‌زایی و ناهمگنی را می‌توان از طریق یک مدل داده‌های پانل پویا، که در آن تفاوت‌های بین مقاطع در طول زمان مشاهده می‌شود، به بهترین نحو مورد بررسی قرار داد. علاوه بر این معمولاً برای مدل‌هایی با مقاطع کمتر و فواصل زمانی طولانی‌تر، از سیستم GMM یک مرحله‌ای به جای سیستم GMM دو مرحله‌ای استفاده می‌شود (تیشیرا و کیروس[9]، ۲۰۱۶). از طرف دیگر در صورت وجود مشکل ناهمسانی واریانس و مشکل خودهمبستگی، استفاده از تخمین زن حداقل مربعات تعمیم یافته توصیه می‌گردد. برای تحلیل حساسیت از آزمون علیت جوودیس، کاراویاس و سارافیدیس (۲۰۲۱)[10] یا JKS و تخمین زن تصحیح خطا با میانگین گروهی تلفیقی[11] (PMG) استفاده خواهیم کرد تا صحت دقت ضرایب در مدل را بررسی نماییم. فرم اقتصاد سنجی مدل پایه‌ای به صورت معادله زیر ارائه می‌گردد:

$$LC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_2 LC_{i,t-1} + \alpha_2 CRE_{i,t} + \alpha_3 SIZE_{i,t} + b_i \sum_{i=1}^{n} X_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (۱)$$

که در این LC شاخص خلق نقدینگی، CRE شاخص اعتبارات و تسهیلات اعطایی بانکی، $SIZE$ شاخص اندازه بانکی و X بردار متغیرهای کنترلی شامل ریسک اعتباری (NPL)، ثبات بانکی $(Z\text{-}SCOR)$، بازده دارایی (ROA)، نرخ کفایت سرمایه (CAR) و اهرم بدهی بانکی (LEB) می‌باشد. همچنین در این معادله i نشان دهنده تعداد مقاطع شامل ۱۷ بانک تجاری، t نشان دهنده دوره زمانی مورد بررسی که شامل دوره ۱۴۰۲- ۱۳۸۴، α و b ضرایب متغیرها و μ جز پسماند در مدل را نشان می‌دهد. نحوه استخراج داده‌ها و توصیف متغیرها و منابع استخراج آن در جدول (۲) نشان داده می‌شود:

1 Duan & Niu
2 Evans & Haq
3 Thi Nguyen
4 Generalized Method of Moments
5 Pooled Regression
6 Generalized Least Squares
7 Dumitrescu & Hurlin
8 Dias and Tebaldi
9Teixeira & Queirós
10 Juodis, Karavias, & Sarafidis
11 Pooled Mean Group

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

جدول ۲: تعاریف متغیرها

نماد	متغیر	توصیف متغیر	محاسبه	منبع داده ها
LC	شاخص خلق نقدینگی	این شاخص نشان دهنده توانایی بانک‌ها در ایجاد نقدینگی از طریق تبدیل بدهی‌های نقدشونده به بدهی‌های غیرنقدشونده است	بر اساس معادله (۱)	موسسه عالی آموزش بانکداری ایران و بانک مرکزی و محاسبه محققین
CRE	شاخص اعتبارت و تسهیلات بانکی	این شاخص نشان دهنده اعطای تسهیلات بانکی‌های تجاری به بخش های مختلف اقتصادی است	لگاریتم تسهیلات و اعتبارت اعطایی بانک ها	موسسه عالی آموزش بانکداری ایران و بانک مرکزی و محاسبه محققین
SIZE	شاخص اندازه بانک	اندازه بانک به صورت لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های بانک‌ها محاسبه می‌شود.	لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های بانک‌ها	موسسه عالی آموزش بانکداری ایران و بانک مرکزی و محاسبه محققین
NPL	شاخص مطالبات غیر جاری بانک‌ها (ریسک اعتباری)	نشان دهنده ریسک پذیری بانک های تجاری است و از تقسیم مطالبات غیرجاری بر کل تسهیلات بدست می اید	نسبت مطالبات غیرجاری به کل تسهیلات اعطایی شبکه بانکی	موسسه عالی آموزش بانکداری ایران و بانک مرکزی و محاسبه محققین
Z-SCORE	شاخص ثبات بانکی	شاخص z-score به عنوان نماینده‌ای برای ثبات بانک تعریف می‌شود که فاصله یک بانک تا ورشکستگی را تخمین می‌زند.	ثبات بانکی $= \frac{\frac{\text{سرمایه نقدی}}{\text{دارایی ها}} + ROA}{\text{انحراف معیار } ROA}$	موسسه عالی آموزش بانکداری ایران و بانک مرکزی و محاسبه محققین
ROA	شاخص بازده دارایی	این شاخص به عنوان یکی از شاخص های سودآوری بانکی درنظر گرفته می شود و به عنوان استفاده کارآمد از دارایی‌های بانک اندازه‌گیری می‌شود.	$ROA = \frac{\text{درآمد خالص}}{\text{کل دارایی}}$	موسسه عالی آموزش بانکداری ایران و بانک مرکزی و محاسبه محققین
CAR	نرخ کفایت سرمایه	این شاخص که با نسبت حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌ها اندازه‌گیری می‌شود، وضعیت سرمایه کافی و سلامت بانک را نشان می‌دهد.	$CAR = \frac{\text{صاحبان حقوق سهام}}{\text{کل دارایی}}$	موسسه عالی آموزش بانکداری ایران و بانک مرکزی و محاسبه محققین
LEB	اهرم بدهی بانکی	این نسبت نشان دهنده بدهی بانکی نسبت به کل دارایی بانک است.	$LEB = \frac{\text{بدهی بانک}}{\text{کل دارایی}}$	موسسه عالی آموزش بانکداری ایران و بانک مرکزی و محاسبه محققین

منبع: یافته‌های محققین

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

متدولوژی مورد استفاده در این تحقیق به این صورت است که در ابتدا و قبل از برآورد مدل است آزمون همخطی بین متغیرها جدول (۱) را مورد بررسی قرار می‌دهیم. برای بررسی از آزمون عامل تورم واریانس[1] (VIF) استفاده خواهیم کرد که به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$VIF_i = \frac{1}{1 - R_i^2} \quad (۲)$$

تحقیقات اخیر بر اهمیت در نظر گرفتن وابستگی مقطعی[2] (CD) در تحلیل داده‌های تابلویی برای جلوگیری از نتایج مغرضانه تأکید می‌کند (اسلاتیا و همکاران[3]، ۲۰۲۴) و از این رو در ادامه آزمون وابستگی مقطعی پسران[4] تحلیل می‌شود که به صورت زیر ارائه می‌گردد:

$$CD(N,T) = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{\rho}_{ij}\right) \quad (۳)$$

که در این معادله N نشان‌دهنده واحدهای مقطعی، T نشان‌دهنده بُعد سری زمانی، i و j عناصر ماتریس اتصال (w_{ij}) هستند و $\hat{\rho}_{ij}$ تخمین نمونه‌ای همبستگی زوجی باقیمانده‌ها است. فرضیه صفر این آزمون عدم وجود وابستگی مقطعی بین متغیرها را نشان می‌دهد. در این مقاله علاوه بر پرداختن به مسئله وابستگی مقطعی، از تشخیص ناهمگنی برای ارزیابی تأثیر ناهمگنی مقطعی بر شیب ضریب در الگوی اثرات اندازه بانکی و تسهیلات بر خلق نقدینگی استفاده خواهیم کرد. برای این منظور آزمون پسران و یاماگاتا[5] (۲۰۰۸) به کار برده می‌شود که فرضیه صفر در آن مبنی بر همگن بودن ضرایب شیب است (ربی و همکاران[6]، ۲۰۲٤). آزمون پسران و یاماگاتا (۲۰۰۸) که نسخه استاندارد شده آزمون سوامی[7] (۱۹۷۰) را به شرح زیر نشان می‌دهند:

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{2k}}\right) \quad (٤)$$

که در آن

$$\tilde{S} = \sum_{i=1}^{N}(\tilde{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE})' \frac{x_i' M_\tau x_i}{\tilde{\sigma}_i^2}(\tilde{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE}) \quad (۵)$$

که در این معادله $\tilde{\beta}_i$ برآوردگر OLS ادغام شده، $\tilde{\beta}_{WFE}$ برآوردگر ترکیبی اثر ثابت وزنی، M_τ ماتریس همانی و $\tilde{\sigma}_i^2$ برآوردگر σ_i^2 است. آزمون $\tilde{\Delta}$ دارای توزیع نرمال استاندارد مجانبی است و برای نمونه‌های کوچک، پسران و یاماگاتا (۲۰۰۸) آزمون تعدیل‌شده‌ی زیر را پیشنهاد می‌کنند:

1 Variance inflation factor
2 Cross sectional dependence
3 Slathia et al.
4 Pesaran et al.,
5 Pesaran and Yamagata
6 Rabhi et al.,
7 Swamy

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

$$\tilde{\Delta}_{adj}=\sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}\tilde{S}-E(\tilde{z}_{it})}{\sqrt{var}(\tilde{z}_{it})}\right) \quad (۶)$$

که در آن میانگین $E(\tilde{z}_{it})=k$ و واریانس $var(\tilde{z}_{it})=(2k(T-K-1)/T+1)$ است. در ادامه پس از تایید آزمون وابستگی مقطعی و ناهمگنی ضرایب، از ریشه‌های واحد پنل نسل دوم پسران (۲۰۰۷) یا همان آزمون ایستایی IPS تقویت‌شده مقطعی CIPS[1] که وابستگی بین مقاطع را نیز در نظر می‌گیرند بهره خواهیم برد (ووسال و زهراب[2]، ۲۰۲۴). در عمل، این آزمون رگرسیون‌های دیکی-فولر را تقویت می‌کند. این آزمون میانگین واحدهای پانلی را در $I(0)$ و $I(1)$ از سری‌های منفرد با وقفه در نظر می‌گیرد به طوری که:

$$\Delta y_{it}=a+b_i y_{i,t-1}+c_i\bar{y}_{t-1}+d\Delta\bar{y}_t+e_{it} \quad (۷)$$

که در آن y_{it} مشاهده روی iامین واحد پنل در زمان t است و e_{it} نشان دهنده جمله خطا است. آزمون CIPS فرض می‌کند که ریشه‌های واحد در بین داده‌ها وجود دارند و در برابر ناهمگنی مقاوم است. معادله زیر، ایستا بودن متغیرهای پانلی مورد نظر را مورد آزمون قرار می‌دهد:

$$CPIS=N^{-1}\sum_{i=1}^{N}t_i(N,T) \quad (۸)$$

که در آن N تعداد واحدهای مقطعی، T دوره و $t_i(N,T)$ نشان دهنده آماره دیکی-فولر تعمیم‌یافته مقطعی برای واحد پانلی i ام است. فرضیه صفر برای آزمون CIPS این است که داده‌ها نامانا هستند. در ادامه این تحقیق از آزمون‌های هم‌انباشتگی پنلی برای تعیین وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مورد نظر بهره خواهیم برد. آزمون‌های هم‌انباشتگی پنلی که در این مطالعه بررسی می‌شود شامل آزمون‌های ترکیبی پدرونی[3] (۱۹۹۹، ۲۰۰۴) و کائو[4] (۱۹۹۹) هستند. آزمون هم انباشتگی بر اساس معادله زیر پیاده‌سازی می‌شود (بازان ناوارو[5]، ۲۰۲۴؛ عتیق حسن و همکاران[6]، ۲۰۲۵):

$$y_{it}=\alpha_i+\varphi_i t+\beta_i X_{it}+\epsilon_{it} \quad (۹)$$

در معادله (۸)، α_i نشان دهنده عرض از مبدا، φ_i نشان دهنده اثر روند، X_{it} نشان دهنده متغیرهای کنترلی در الگوی اثرات اعتبارت و اندازه بانک بر خلق نقدینگی و β_i ضرایب مرتبط هستند. همچنین فرض می‌شود که متغیرهای y_{it} و X_{it} در تفاضل اول ایستا هستند. برای آزمون عدم هم انباشتگی H_0 ، معادله (۹) با باقیمانده‌های ϵ_{it} معادله (۸) تخمین زده می‌شود و بررسی می‌شود که آیا $\rho_i = ۱$ یا خیر.

$$\epsilon_{it}=\rho_i\epsilon_{it}+u_{it} \quad (۱۰)$$

1 cross-sectionally augmented IPS
2 Vusala & Zohrab
3 Pedroni
4 Kao
5 Bazan Navarro et al.
6 Atik Hasan

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

و بر این اساس فرضیه صفر مبنی بر عدم هم انباشتگی مورد تحلیل قرار می‌گیرد. در ادامه این تحقیق به بررسی اثرات بلندمدت ارتباط بین اثرات اندازه بانک و اعتبارت بانکی بر در چارچوب روش پانل رگرسیون پویا یا روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[1] (GMM)، روش پانل تلفیقی[2]، روش داده‌های کمترین مربعات تعمیم‌یافته[3] (GLS) و آزمون‌های علیت گرنجر ارائه شده توسط دومیترسکو – هورلین[4] (۲۰۱۲) خواهیم پرداخت. بر اساس مطالعه یاداو و کومار ماهالیک[5] (۲۰۲۴) آزمون دومیترسکو – هورلین به دلیل مناسب بودن تجربی آن در حضور وابستگی مقطعی و ناهمگنی شیب، نسبت به سایر آزمون‌ها برتری دارد.

۵. تحلیل نتایج

در ابتدا به بررسی آزمون همخطی بین متغیرهای مورد استفاده در این تحلیل خواهیم پرداخت. نتایج آزمون عامل تورم واریانس[6] (VIF) جهت بررسی شدت همخطی چندگانه در جدول(۳) نشان دهنده عدم وجود همخطی بین متغیرهای تحت بررسی است و تمامی آماره کمتر از ۱۰ می‌باشد و نشان می‌دهد همخطی جدی بین متغیرها در مدل وجود ندارد.

جدول ۳: آزمون همخطی

	مدل اول VIF	مدل اول VIF
CRE		1/28
SIZE	1/17	
NPL	1/12	1/18
Z-SCOR	4/59	4/66
ROA	1/04	1/04
CAR	4/81	5/01
LEB	1/07	1/07

منبع: یافته‌های محقق

در ادامه و قبل از ارزیابی روش‌های مختلف برآورد، بررسی وابستگی مقطعی (CD) در آزمون‌های با داده‌های پنلی مهم و ضروری به نظر می‌رسد (سارافیدیس و همکاران[7]، ۲۰۰۹؛ پسران[8]، ۲۰۲۱). نتایج حاصل از آزمون وابستگی مقطعی پسران برای متغیرهای تحت بررسی در این تحقیق در جدول (۴) نشان داده می‌شود. نتایج جدول مقادیر p معناداری در سطح ۱٪ برای LC، CRE، SIZE، NPL، Z-SCOR، ROA، CAR و LEB را نشان می‌دهد. از این رو فرضیه صفر عدم وابستگی مقطعی در بین تمامی متغیرهای مورد بررسی در ارتباط با شاخص‌های بانکی رد می‌شود.

1 Generalized Method of Moments
2 Pooled Regression
3 Generalized Least Squares
4 Dumitrescu & Hurlin
5 Yadav & Kumar Mahalik
6 Variance inflation factor
7 Sarafidis et al.,
8 Pesaran,

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

جدول ۴ : آزمون وابستگی مقطعی

متغیرها	Breusch-Pagan LM	Pesaran CD	نتیجه
LC	1409/8* (0/00)	36/3* (0/00)	تایید وابستگی مقطعی
CRE	2299/4* (0/00)	47/8* (0/00)	تایید وابستگی مقطعی
SIZE	2289/2* (0/00)	47/6* (0/00)	تایید وابستگی مقطعی
NPL	425/3* (0/00)	3/25* (0/00)	تایید وابستگی مقطعی
Z-SCOR	343/5* (0/00)	9/17* (0/00)	تایید وابستگی مقطعی
ROA	475/1* (0/00)	14/7* (0/00)	تایید وابستگی مقطعی
CAR	311/8* (0/00)	5/62* (0/00)	تایید وابستگی مقطعی
LEB	1303/1* (0/00)	25/5* (0/00)	تایید وابستگی مقطعی

*،** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح خطای ۱ و ۵ و ۱۰ درصد. احتمال در پرانتز می‌باشد.
منبع: یافته‌های محقق

در ادامه به بررسی آزمون وجود ناهمگنی ضرایب می‌پردازیم. بر اساس مطالعه پسران و اسمیت[1] (۱۹۹۵)، عامل دیگری که می‌تواند منجر به نتایج مغرضانه شود، نادیده گرفتن وجود ناهمگنی شیب است. بنابراین، این مطالعه از نسخه آزمون دلتا برای پانل‌هایی با ابعاد مقطع بزرگ (N) و سری زمانی (T) استفاده می‌کند (پرون[2]، ۲۰۲٤). بر اساس جدول (۵) فرضیه یکسان بودن شیب برای تمام مقاطع رد و فرضیه مقابل یعنی عدم تجانس شیب در بین اعضای پانل در مدل خلق نقدینگی تایید می‌شود و از این رو ناهمگنی خاص هر بانک را تأیید می‌کند.

جدول ۵: آزمون ناهمگنی شیب پسران و یاماگاتا (۲۰۰۸)

فرضیه H_0: ضرایب شیب ها در مقاطع یکسان هستند	
delta	3/54* (0/00)
Adj	4/64 (0/00)

*،** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح خطای ۱ و ۵ و ۱۰ درصد. احتمال در پرانتز می‌باشد.
منبع: یافته‌های محققین

1 Pesaran & Smith
2 Perone

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

پس از تایید وجود وابستگی مقطعی بین متغیرها و ناهمگنی در ضرایب، در این بخش به بررسی آزمون‌های ریشه واحد خواهیم پرداخت. در این بخش علاوه بر استفاده از آزمون‌های مانایی نسل اول همانند آزمون‌های IPS، فیشر ADF و هریس-تزاوالیس[1]، از آزمون ریشه واحد نسل دوم پسران[2] (CIPS) که برای داده های پانلی وابسته به مقطع مناسب است استفاده می شود. در عمل، این آزمون رگرسیون‌های دیکی-فولر را تقویت می‌کند. فرض صفر در آزمون CIPS بیان می‌کند که تمامی سری‌های زمانی دارای ریشه واحد هستند (غیر مانا). در مقابل، فرض جایگزین می‌گوید که حداقل یکی از سری‌های زمانی مانا است. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهند که برخی از داده‌ها در سطح و برخی با یکبار تفاضل‌گیری مانا هستند. از این رو ما با ترکیبی از متغیرهای I(0) و I(1) سروکار داریم.

جدول ۶: آزمون مانایی نسل اول

متغیرها	آزمون مانایی نسل اول					
	Harris-Tzavalis		Fisher -ADF		Im, Pesaran & Shin	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
LC	1/09 (1/00)	-0/07* (0/00)	14/8 (0/99)	100/6* (0/00)	4/87 (1/00)	-5/87* (0/00)
CRE	0/95 (0/99)	0/17* (0/00)	5/61 (1/00)	128/7* (0/00)	7/19 (1/00)	-7/97* (0/00)
SIZE	0/96 (0/99)	0/02* (0/00)	13/8 (0/99)	90/9* (0/00)	9/11 (1/00)	-5/32* (0/00)
NPL	0/21* (0/00)	-0/07* (0/00)	64/9* (0/00)	125/5* (0/00)	-3/12* (0/00)	-7/64* (0/00)
Z-SCORE	0/48* (0/00)	-0/13* (0/00)	40/8 (0/19)	117/3* (0/00)	-1/01 (0/15)	-7/25* (0/00)
ROA	0/41* (0/00)	-0/41* (0/00)	31/3 (0/59)	99/7* (0/00)	-0/20 (0/41)	-6/15* (0/00)
CAR	0/46* (0/00)	-0/08* (0/00)	55/7** (0/01)	141/1* (0/00)	-2/38* (0/00)	-8/87* (0/00)
LEB	0/87 (0/74)	-0/03* (0/00)	28/0 (0/75)	80/3* (0/00)	0/14 (0/55)	-4/38* (0/00)

*،** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح خطای ۱ و ۵ و ۱۰ درصد

در ادامه نتایج حاصل از آزمون مانایی نسل دوم در جدول (۷) ارائه می گردد:

1 Harris-Tzavalis
2 Cross-sectionally Implied Panel Stationarity

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

جدول ۷: آزمون مانایی نسل دوم پسران (CIPS Tests)

	I(0)	مقادیر بحرانی در I(0)			I(1)	مقادیر بحرانی در I(1)		
		1%	5%	10%		1%	5%	10%
LC	-2/58*	-2/46	-2/25	-2/13	-4/24*	-2/47	-2/25	-2/13
CRE	-2/78*	-2/46	-2/25	-2/13	-4/29*	-2/47	-2/25	-2/13
SIZE	-2/02	-2/46	-2/25	-2/13	-5/95*	-2/47	-2/25	-2/13
NPL	-2/37**	-2/46	-2/25	-2/13	-4/63*	-2/47	-2/25	-2/13
Z-SCORE	-2/51*	-2/46	-2/25	-2/13	-6/03*	-2/47	-2/25	-2/13
ROA	-3/13*	-2/46	-2/25	-2/13	-5/05*	-2/47	-2/25	-2/13
CAR	-2/52*	-2/46	-2/25	-2/13	-6/07*	-2/47	-2/25	-2/13
LEB	-1/24	-2/46	-2/25	-2/13	-4/83*	-2/47	-2/25	-2/13

*،** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح خطای ۱ و ۵ و ۱۰ درصد

در ادامه برای بررسی وجود رابطه بلندمدت از آزمون‌های هم انباشتگی پدرونی و کائو استفاده خواهیم کرد. فرضیه صفر این دو آزمون فرض می‌کند که بین سری‌ها هم انباشتگی وجود ندارد، در حالی که فرضیه جایگزین فرض می‌کند که سری‌ها در همه پانل‌ها با همان بردار هم‌انباشته‌کننده هم‌انباشته می‌شوند. نتایج جدول (۸) نشان می‌دهد که فرضیه صفر عدم وجود همجمعی در آزمون پدرونی و کائو بین متغیرهای شاخص خلق نقدینگی، اندازه بانک، تسهیلات بانکی، و سایر متغیرهای کنترلی در سطح خطای ۱٪ و ۵٪ رد می‌شود و از این رو ارتباط بلندمدت بین شاخص خلق نقدینگی بانکی و سایر متغیرهای کنترلی تأیید می‌گردد.

جدول ۸:آزمون همجمعی

آزمون پدرونی **فرضیه صفر: عدم وجود همجمعی**		
	آماره	احتمال
آزمون t فیلیپس پرون اصلاح شده	5/42*	0/00
آزمون t فیلیپس پرون	-1/71**	0/04
آزمون t دیکی-فولر تعمیم‌یافته	-2/26**	0/01
آزمون کائو **فرضیه صفر: عدم وجود همجمعی**		
	آماره	احتمال
آزمون t دیکی فولر اصلاح شده	-8/63*	0/00
آزمون t دیکی فولر	-8/55*	0/00
آزمون t دیکی-فولر تعمیم‌یافته	-4/52*	0/00
آزمون t دیکی-فولر اصلاح‌شده تعدیل‌نشده	-9/69*	0/00

*،** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح خطای ۱ و ۵ و ۱۰ درصد

منبع: یافته‌های محققین

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

پس از ایجاد رابطه هم انباشتگی بین متغیرها، اکنون تأثیرات بلندمدت متغیرهای مستقل را بر روی شاخص خلق نقدینگی برآورد خواهیم کرد. جدول (۹) به بررسی اثرات متغیرهای اندازه بانک و اعتبارات بانکی بر شاخص خلق نقدینگی بانک‌ها می‌پردازد و در این مرحله سایر متغیرهای کنترلی وارد مدل نشده‌اند. نتایج حاصل از سه رگرسیون تلفیقی، پانل پویا و رگرسیون GLS نشان می‌دهد که در هر سه مدل، اثرات شاخص اعتبارت و تسهیلات بانکی بر روش شاخص خلق نقدنگی بانکی مثبت و در سطح خطای ۱٪ معنادار است؛ به طوری که یک درصد افزایش در تسهیلات و اعتبارت بانکی سبب افزایش 0/1 درصدی در شاخص خلق نقدینگی بانک‌های منتخب می‌گردد. این نتیجه گویای آن است که بر اساس تئوری خلق اعتبار نظام بانکی، بانک با افزایش خلق اعتبار در چرخه وام دهی از طریق ارائه اعتبارت و تسهیلات، نقدینگی بیشتری را خلق می کنند. همچنین بانک‌های با سرمایه خوب و اعطای تسهیلات بالا می‌توانند ظرفیت ریسک پذیری خود را افزایش دهند و متعاقباً نقدینگی بیشتری خلق کنند.

همچنین در این سه مدل، اثر اندازه بانک بر خلق نقدینگی مثبت و معنادار است و این اثر مثبت نیز در سطح معناداری بالا تایید می‌گردد. این نتیجه گویای آن است که یک ارتباط مستقیم بین اندازه بانکی و خلق نقدینگی بانک وجود دارد و بانک‌های بزرگتر نسب به بانک‌های کوچکتر خلق نقدینگی بالاتری را بر اساس ساختار فعالیت‌های خارج و درون ترازنامه بانک‌ها انجام می‌دهند. همچنین بانک‌های بزرگتر سرمایه‌ی بزرگ‌تر و شبکه‌ی وسیع‌تری در دسترسی به وجوه برای خلق نقدینگی در اختیار دارند. این نتیجه مغایر با «نظریه تغییرپذیری نقدینگی[1]» است که بر اساس آن بانک‌های بزرگتر تمایل به تصمیمات تأمین مالی متنوع‌تری دارند و اغلب از حمایت دولتی بیشتری برخوردارند و دسترسی آسان‌تری به بازارهای بین بانکی یا سرمایه دارند. بر اساس این دیدگاه افزایش مقیاس بانک منجر به سطوح پایین نقدینگی می‌شود. از طرف دیگر آزمون‌های تشخیصی همانند آزمون سارگان، هانسن، آزمون همبستگی سریالی و آزمون ناهمسانی واریانس نیز گویای تایید صحت اعتبار نتایج مدل پایه‌ای است. آزمون سارگان و هانسن نیز نشان دهنده آن است که متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل مناسب هستند و ارتباطی بین جز اخلال و ابزارهای به کارگرفته شده وجود ندارد. آزمون آرلانو-باند نیز گویای عدم خودهمبستگی سریالی مرتبه اول و دوم در مدل است.

1 shiftability theory of liquidity

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

جدول ۹: برآورد اولیه با متغیرهای مختص بانک- متغیر وابسته LC

متغیر	Pooled		پانل پویا-GMM یک مرحله ای		GLS	
	مدل اول	مدل دوم	مدل اول	مدل دوم	مدل اول	مدل دوم
CRE	0/10* (4/01)		0/10* (3/95)		0/10* (74/6)	
SIZE		0/09* (3/34)		0/09* (2/93)		0/09* (45/8)
C	-0/14 (-1/07)	-0/12 (-0/80)	-0/14 (-0/95)	-0/12 (-0/63)	-0/14* (-19/2)	-0/12* (-11/5)
R^2	0/04	0/03				
آماره F	16/0* (0/00)	11/1* (0/00)				
آزمون Wald					5543* (0/00)	2098* (0/00)
Arellano-Bond test for AR(۱)			0/41	0/41		
Arellano-Bond test for AR(۱)			0/85	0/84		
آزمون Sargan			3940	3928		
آزمون Hansen			16/9	16/4		
آزمون ناهمسانی واریانس Breusch-Pagan					0/91	8/02*
آزمون ناهمسانی واریانس والد اصلاح شده	6833	6989				
آزمون خودهمبستگی	17/4	19/0				
آزمون نرمال بودن	277/5	281/8				

*،** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح خطای ۱ و ۵ و ۱۰ درصد. احتمال در پرانتز می‌باشد.
منبع: یافته‌های محققین

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

در ادامه با وارد کردن متغیرهای کنترلی صحت نتایج ضرایب متغیرهای اصلی را مورد تحلیل قرار می‌دهیم. نتایج این جدول نشان می‌دهد که متغیر خلق نقدینگی با یکبار وقفه اثر مثبت و معنادار بر شاخص خلق خلق نقدینگی دوره جاری دارد و این ضریب در هر شش مدل تایید می‌شود. از طرف دیگر اثر اعتبارت بر شاخص خلق نقدینگی مثبت و معنادار است به طوری که در سه مدل رگرسیون پانل تلفیقی، گشتاور تعمیم یافته و رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته، افزایش یک درصد در شاخص اعتبارات و تسهیلات اعطایی بانک‌ها، خلق نقدینگی به میزان 0/03 درصد افزایش می‌یابد و این ضریب در سطح خطای ۱٪ معنادار است. البته نسبت به جدول (۹) مقدار این ضریب کاهش یافته است. با این حال همانند مدل قبل در اینجا نیز اثر اندازه بانک بر روش شاخص خلق نقدینگی مثبت و معنادار است به طوری که افزایش یک درصد در اندازه بانک منجر به افزایش 0/03 در مدل تلفیقی و مدل رگرسیون گشتاور تعمیم یافته و 0/02 در رگرسیون GLS می‌شود. همچنین در مقایسه با جدول (۹) ضریب این رگرسیون نیز از 0/09 به 0/03 کاهش یافته است. سایر ضرایب متغیر کنترلی نشان می‌دهند که شاخص ریسک اعتباری اثر مثبت و معناداری بر شاخص خلق نقدینگی بانک های تجاری در اقتصاد ایران دارد به طوری که در تمام شش مدل این ضریب مثبت و معنادار است. با این حال اثرات این شاخص در دو روش رگرسیون تلفیقی و رگرسیون پویا بالاتر از رگرسیون حداقل مربعات معمولی تعمیم یافته است. از طرف دیگر اثر شاخص ثبات بانکی بر شاخص خلق نقدینگی منفی و غیرمستقیم است به طوری که افزایش یک درصدی در شاخص ثبات بانکی سبب کاهش 0/02 درصد در خلق نقدینگی بانک‌ها می شود. این ضریب در هر شش مدل از لحاظ آماری معنادار است. همچنین ارتباط بین شاخص بازده دارایی با شاخص خلق نقدینگی بانک‌ها منفی و در اکثر مدل‌ها معنادار است. به عنوان نمونه در مدل GMM با افزایش یک درصد در بازده دارایی، خلق نقدینگی بانک‌های تجاری به میزان 0/03 کاهش می‌یابد. همچنین اثر شاخص نرخ کفایت سرمایه بر شاخص خلق نقدینگی مثبت و معنادار است به طوری که در روش گشتارو تعمیم یافته افزایش یک درصد در شاخص نرخ کفایت سرمایه سبب افزایش 0/19 درصد در شاخص خلق نقدینگی بانک ها می شود. همچنین اثر شاخص اهرم بدهی بانکی بر خلق نقدینگی مثبت و معنادار است. این به این معنا است که افزایش بدهی بانک به دارایی آن سبب افزایش در میزان خلق نقدینگی بانک‌های تجاری می‌شود. همچنین آزمون‌های تشخیصی نیز گویای تایید صحت اعتبار نتایج مدل است.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

جدول ۱۰: برآورد با متغیرهای کنترلی مختص بانک- متغیر وابسته LC

متغیر	Pooled		پانل پویا-GMM یک مرحله ای		GLS	
	مدل اول	مدل دوم	مدل اول	مدل دوم	مدل اول	مدل دوم
LC (-1)	0/99* (28/8)	1/00* (29/2)	0/99* (34/6)	1/00* (36/7)	0/97* (118/2)	0/98* (117/2)
CRE	0/03* (3/02)		0/03* (2/69)		0/03* (28/5)	
SIZE		0/03** (2/48)		0/03** (2/38)		0/02* (15/4)
NPL	0/11** (2/28)	0/09*** (1/95)	0/11* (2/83)	0/09** (2/57)	0/10* (29/3)	0/08* (20/6)
Z-SCOR	-0/02* (-4/03)	-0/02* (-3/79)	-0/02*** (-1/85)	-0/02*** (-1/81)	-0/02* (-54/4)	-0/02* (-34/1)
ROA	-0/03* (-2/96)	-0/03* (-2/87)	-0/03 (-1/63)	-0/03*** (-1/64)	-0/03* (-44/8)	-0/03* (-29/9)
CAR	0/19* (2/97)	0/16* (2/63)	0/19*** (1/68)	0/16 (1/54)	0/18* (38/2)	0/16* (22/1)
LEB	0/09* (3/67)	0/09* (3/56)	0/09*** (1/84)	0/09*** (1/81)	0/09* (48/1)	0/09* (30/5)
C	-0/20* (-3/03)	-0/18** (-2/52)	-0/20** (-2/53)	-0/18** (-2/24)	-0/18* (-22/9)	-0/16* (-13/3)
R^2	0/88	0/89				
آماره F	322/4* (0/00)	318/9* (0/00)				
آزمون Wald			3218* (0/00)	3798* (0/00)	115057* (0/00)	81665* (0/00)
Arellano-Bond test for AR(۱)			-2/48	-2/44		
Arellano-Bond test for AR(۱)			0/91	0/91		
آزمون Sargan			264/2	262/2		
آزمون Hansen			11/3	10/8		
آزمون ناهمسانی واریانس Breusch-Pagan					165/4	178/5
آزمون ناهمسانی واریانس والد اصلاح شده	452/1	571/1				
آزمون خودهمبستگی	33/8	35/0				
آزمون نرمال بودن	63/6	61/7				

*،** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح خطای ۱ و ۵ و ۱۰ درصد. احتمال در پرانتز می‌باشد.
منبع: یافته‌های محققین

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

در این مرحله با توجه به رد فرضیه صفر همگنی شیب و استقلال مقطعی در بانک‌ها تجاری اقتصاد ایران، از رویکرد مبتنی بر آزمون غیر علیت همگن دومیترسکو – هورلین (۲۰۱۲) که هم ناهمگنی ضرایب شیب و هم ناهمگنی فرضیه علیت را در نظر می‌گیرد استفاده خواهیم کرد. نتایج آزمون علیت در جدول (۱۱) نشان دهنده یک علیت دو طرفه بین خلق نقدینگی و اندازه بانک وجود دارد. این موضوع نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران بانک‌های بزرگ‌تر به دلیل منابع گسترده‌تر و شبکه وسیع‌تر، قدرت بیشتری در خلق نقدینگی دارند و از طرف دیگر در مقابل، افزایش خلق نقدینگی (از طریق اعطای وام و تسهیلات) باعث رشد دارایی‌ها و به‌تبع آن افزایش اندازه بانک می‌شود. از طرف دیگر نتایج نشان می‌دهد که یک علیت دو طرفه بین اعتبارت و تسهیلات بانکی با شاخص خلق نقدینگی بانک وجود دارد. بر اساس ادبیات ارائه شده افزایش سطح اعتبارات و تسهیلات بانکی به طور مستقیم سبب افزایش خلق نقدینگی در بانک می‌شود و از سوی دیگر با افزایش توان خلق نقدینگی بانک‌ها امکان تامین مالی و گسترش اعتبارت نیز افزایش می‌یابد.

جدول ۱۱: آزمون علیت دومیترسکو - هورلین

فرضیه صفر	W-bar	Z-bar	احتمال	نتیجه
$LC \neq CRE$	1/91*	2/66	0/00	علیت دو طرفه
$CRE \neq LC$	3/78*	8/11	0/00	
$LC \neq SIZE$	6/95*	17/3	0/00	علیت دو طرفه
$SIZE \neq LC$	3/11*	6/17	0/00	

نکته: *، ** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح خطای ۱ و ۵ و ۱۰ درصد.
منبع: یافته‌های محققین

۶. تحلیل حساسیت

در این بخش برای تحلیل حساسیت از تخمین گرهای میانگین گروهی تلفیقی[1] (PMG) و میانگین گروهی[2] (MG) که توسط پسران و همکاران (۱۹۹۹) معرفی شده است استفاده می کنیم که در پنل‌های پویای غیرایستا که پارامترها در بین گروه‌ها ناهمگن هستند مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از جدول (۱۲) نشان می‌دهد که در هر دو مدل PMG و MG ضریب اعتبارت و تسهیلات بانکی بر خلق نقدینگی مثبت و معنادار است و همسو با ضرایب بخش قبل است و این ضریب در الگوی PMG برابر 0/41 و در مدل MG برابر 0/26 است. از طرف دیگر اندازه بانکی نیز در هر دو مدل اثر مثبت و معنادار بر شاخص خلق نقدینگی دارد به طوری که درالگوی PMG این ضریب برابر 0/39 و در مدل MG برابر 0/29 است. همچنین عبارات تصحیح خطا و سرعت همگرایی در همه مدل‌ها منفی و معنادار و به ترتیب

1 Pooled Mean Group
2 Mean Group

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

برابر مقادیر 0/13، 0/12، 0/41 و 0/40 است. این بدان معناست که انحرافات کوتاه‌مدت به سمت مسیر بلندمدت همگرا می‌شوند.

جدول ۱۲: نتایج رگرسیون PMG و MG با متغیر وابسته LC

متغیر	PMG		MG	
	مدل اول	مدل دوم	مدل اول	مدل دوم
ضرایب بلندمدت				
CRE	0/41* (5/49)		0/26* (2/87)	
SIZE		0/39* (4/78)		0/29* (3/58)
C	-1/80* (-4/65)	-1/77* (-4/00)	-1/13* (-2/77)	-1/31* (-3/32)
ضریب کوتاه‌مدت				
ECT	-0/13* (-3/79)	-0/12* (-3/72)	-0/41* (-6/77)	-0/40* (-6/11)

نکته: *، ** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح خطای ۱ و ۵ و ۱۰ درصد.
منبع: یافته‌های محققین

در نهایت از آزمون علیت جوودیس، کاراویاس و سارافیدیس (۲۰۲۱)[1] JKS برای بررسی رابطه علیت بین متغیرهای اعتبارت و اندازه بانک با خلق نقدینگی استفاده خواهیم کرد. آزمون جوودیس، کاراویاس و سارافیدیس (۲۰۲۱) حتی در حضور وابستگی مقطعی و ناهمگنی شیب نیز قوی است و نتایج قابل اعتمادتری برای متغیرهای حذف شده نسبت به سایر آزمون‌ها ارائه می‌دهد. نتایج حاصل از آزمون علیت JKS در جدول (۱۳) نشان دهنده یک ارتباط علیت یک سویه از سمت اعتبارت بانکی به سمت شاخص خلق نقدینگی است. از طرف دیگر ما شاهد یک ارتباط علیت یک سویه از سمت اندازه بانک به سمت شاخص خلق نقدینگی هستیم که تایید کننده دیدگاه تاکور و یو (۲۰۲٤) می‌باشد که نشان می‌دهد که بانک‌های بزرگ‌تر به دلیل دسترسی به منابع داخلی و سرمایه قوی، می‌توانند سطح بالاتری از نقدینگی را در اختیار بازار قرار دهند.

جدول ۱۳: آزمون علیت JKS

فرضیه صفر	آماره والد HPJ	احتمال	نتیجه
$LC \neq CRE$	1/79	0/18	علیت یک طرفه
$CRE \neq LC$	12/4*	0/00	
$LC \neq SIZE$	1/84	0/17	علیت یک طرفه
$SIZE \neq LC$	48/1*	0/00	

*،** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح خطای ۱ و ۵ و ۱۰ درصد
منبع: یافته‌های محققین

1 Juodis, Karavias, & Sarafidis

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

۴. جمع بندی و ارائه پیشنهادات

مطالعات مختلف نشان می‌دهد که خلق نقدینگی دلیل اصلی پیدایش بانک‌ها محسوب می‌گردد. با این حال اندازه بانک و عرضه تسهیلات و اعتبارت نقش مهمی در این فرایند دارد. از این رو هدف این مطالعه بررسی نقش اندازه بانکی و اعطای تسهیلات بانکی بر شاخص خلق نقدینگی نظام بانکی در اقتصاد ایران است. برای این منظور با استفاده از روش سه مرحله‌ای برگر و باومن (۲۰۰۹) و بر اساس طبقه‌بندی ساختار ترازنامه‌ای، شاخص خلق نقدینگی برای ۱۷ بانک تجاری ایران در طول دوره ۱۴۰۲-۱۳۸۴ محاسبه گردید. آمارها نشان می‌دهد که بانک سرمایه بیشترین و بانک توسعه صادرات کمترین شاخص خلق نقدینگی به دارایی را به خود اختصاص داده‌اند. در این مطالعه ابتدا پس از بررسی آزمون‌های همخطی، وابستگی مقطعی، ناهمگنی شیب، مانایی نسل اول و دوم و همجمعی، در چارچوب سه رگرسیون داده‌های تلفیقی پانل، رگرسیون گشتاور تعمیم یافته و روش داده‌های کمترین مربعات تعمیم‌یافته اثرات بلندمدت متغیرهای کنترلی بر شاخص خلق نقدینگی مورد تحلیل قرار گرفته است.

نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که تمام مدل‌های تحت بررسی اندازه بانک اثر مثبت و معناداری بر شاخص خلق نقدینگی بانک‌های تجاری منتخب داشته‌اند به طوری که بانک ها بزرگتر نقش بیشتری در فرآیند خلق نقدینگی بانک‌ها داشته‌اند. همچنین بانک با اعطای تسهیلات بالاتر نیز سبب افزایش خلق نقدینگی بالاتر در سیستم بانکی ایران شده‌اند. از طرف دیگر نتایج آزمون علیت دومیترسکو – هورلین گویای وجود علیت دو طرفه بین شاخص خلق نقدینگی و اندازه بانکی است. اثرات سایر متغیرهای کنترلی نشان دهنده وجود اثرات مثبت و معنادار شاخص ریسک اعتباری و نرخ کفایت سرمایه بر خلق نقدینگی و وجود ارتباط منفی بین ثبات بانکی و بازده دارایی با شاخص خلق نقدینگی است. همچنین اثر شاخص اهرم بدهی بانکی بر خلق نقدینگی مثبت و معنادار می‌باشد. در ادامه این تحقیق تحلیل حساسیت بر اساس رگرسیون میانگین گروهی تلفیقی و آزمون علیت JKS بررسی شده است و نتایج بخش قبل را تایید می‌نماید.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

منابع

۱. اسدی، غلامحسین؛ سلیمانی، محمد (۱۳۹۹). بررسی رابطه بین شاخص‌های سرمایه و نقدینگی با وقوع بحران مالی در بانک‌ها. فصلنامه راهبرد مدیریت مالی، ۸(۳)، ۱۷۴-۱۴۷

۲. ایزدخواه، مرجان؛ ایزدخواه، مسعود؛ و راعی، رضا (۱۴۰۱). ارزیابی اثر خلق نقدینگی بر سودآوری و ثبات مالی بانک‌ها. *چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۱۲(۳۸) ، ۵۱-۷۳.

۳. صادقی، سمیه (۱۴۰۱). تأثیر خلق نقدینگی بر ریسک سیستمی بانک‌ها در ایران با تمرکز بر ساختار ترازنامه‌ای. *مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۶(۶۰) ، ۶۹-۸۶.

۴. فرهنگ، امیرعلی؛ منصوری، نسرین؛ محمدپور، علی؛ و آیتک صادقی (۱۴۰۲). اثر تکانه های اقتصادی، مالی و بانکی بر خلق نقدینگی در بانک‌های ایران. *اقتصاد و بانکداری اسلامی*، ۱۲(۴۲)، ۳۳۵-۳۰۳

5. Akinteye, U., Kling, G., & Gyimah, D. (2025). Do populist regimes affect bank liquidity creation? *SSRN Electronic Journal*. https://doi.org/10.2139/ssrn.5020961
6. Akram, H., Hushmat, A. (2024). Bank liquidity creation, loan concentration and liquidity risk: a comparative analysis of dual banking system. *Journal of Islamic Accounting and Business Research*. DOI 10.1108/JIABR-07-2023-0228
7. Aneet Yadav, A., & Kumar Mahalik, M. (2024). Does renewable energy development reduce energy import dependency in emerging economies? Evidence from CS-ARDL and panel causality approach. *Energy Economics*, 131, 107356
8. Atik Hasan, M., Chandra Voumik, L., Islam Mozumder, A., Angel Esquivias, M., Verteramo-Chiu, L., & Kumar Das, M. (2025). Role of governance index, democracy, industrialization, and urbanization on environmental sustainability of BRICS countries: A novel PMG-ARDL approach. *Social Sciences & Humanities Open*, 11, 101242.
9. Bazan Navarro, C., Morocho Ruiz, J., & Castillo Alvarado, J. (2024). Economic growth and electricity consumption: Fresh evidence of panel data for LAC. *Heliyon*, 10, e33521.
10. Beck, T., Döttling, R., Lambert, T., & van Dijk, M. (2023). Liquidity creation, investment, and growth. *Journal of Economic Growth*, 28(2), 297–336. https://doi.org/10.1007/s10887-022-09217-1
11. Berger, A. N., & Bouwman, C. H. S. (2009). Bank liquidity creation. *Review of Financial Studies*, 22(9), 3779–3837. https://doi.org/10.1093/rfs/hhn104.
12. Berger, A. N., & Sedunov, J. (2017). Bank liquidity creation and real economic output. *Journal of Banking and Finance*, 81(803), 1–19. https://doi.org/10.1016/j. jbankfin.2017.04.005

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

13. Dan Dang, V., & Huynh, J. (2022). Bank funding, market power, and the bank liquidity creation channel of monetary policy. *Research in International Business and Finance*, 59, 101531. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2021.101531.
14. Dang, V.D. (2020). Bank funding and liquidity in an emerging market. *Int. J. Econ. Policy Emerg. Econ*. 13, 256–272. https://doi.org/10.1504/ijepee.2020.109054.
15. Davydov, D., Vähämaa, S., Yasar, S. (2021). Bank liquidity creation and systemic risk. *Journal of Banking and Finance*, 123, 106031
16. Dias, J., Tebaldi. E. (2012). Institutions, Human Capital, and Growth: The Institutional Mechanism. *Structural Change and Economic Dynamics*, 23 (3), 300–312. doi:10.1016/j.strueco.2012.04.003.
17. Dietrich, D., & Gehrig, T. (2025). Scope and limits of bank liquidity creation. *J. Finan. Intermediation,* 61, 101123.
18. Duan, H., & Niu, J. (2020). Liquidity creation and bank profitability. The North American *Journal of Economics and Finance,* 54, 101250. https://doi.org/10.1016/j.najef.2020.101250
19. Dumitrescu E., & Hurlin, C. (2012) Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Econ Model*,29(4),1450–60.
20. Evans, J.J., & Haq, M. (2021). Does bank capital reduce liquidity creation? *Global Finance J.* https://doi.org/10.1016/j.gfj.2021.100640.
21. Fabio Forgione, A., Migliardo, C., & Spadaro, M. (2025). Bank efficiency and liquidity creation in the Euro Area: A Bayesian approach. *Economics Letters*, 247, 112101.
22. Garg, M., Kryzanowski, L., & Zhang, J. (2024). Canadian bank capital and liquidity creation. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 53(5), 626–663. https://doi.org/10.1111/ajfs.12493
23. Geng, G., Cheng, M., & Chen, M. (2025). Collateral eligibility of credit claims and bank liquidity creation: Evidence from China. *Emerging Markets Review*, 67, 101310
24. Gupta, J., & Kashiramka, S. (2024). Examining the impact of liquidity creation on bank stability in the Asia Pacific region: Do ESG disclosures play a moderating role? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 91, Article 101955. https://doi.org/10/.1016/j.intfin.2024/101955.
25. Juodis, A., Karavias, Y., & Sarafidis, V. (2021). A homogeneous approach to testing for Granger non-causality in heterogeneous panels, *Empir. Econ*, 60 (1), 93–112.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]

26. Kladakis, G., Chen, L., & Bellos, S. K. (2022). Bank regulation, supervision and liquidity creation. *Journal of International Money and Finance*, 124, 102629. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2022.102629
27. Maroun, G., & Fromentin, V. (2024). Financial instability in Lebanon: Do the liquidity creation and performance of banks matter?. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 96, 101864.
28. Nguyen, V. T. (2024). Bank culture and bank liquidity creation. *Corporate Governance: An International Review*, 32(2), 120–138. https://doi.org/10.1111/corg.12580
29. Parija, A. K. (2025). Does credit growth predict lower returns for large banks? *Finance Research Letters,* 75, 106881. https://doi.org/10.1016/j.frl.2025.106881
30. Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94 (446), 621-634.
31. *of Econometrics 142*(1), 50- 93. https://doi.org/10.1016/J.JECONOM.2007.05.010
32. Slathia, P., Vashishtha, A., Kumar Jena, P., & Kumar Sahu, P. (2024). Examining the dynamic impact of carbon emissions, renewable energy and economic growth on healthcare expenditure in Asian countries. *Heliyon*, 10, e30136.
33. Swamy, P. A. (1970). Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model. *Econometrica*, 38 (2), 311–323.
34. Teixeira, A.A.C., & Queirós, A.S.S. (2016), Economic growth, human capital and structural change: A dynamic panel data analysis. *Res. Policy,*
35. Thakor, A. V., & Yu, E. G. (2024). Funding liquidity creation by banks. *Journal of Financial Stability,* 73, 101295. https://doi.org/10.1016/j.jfs.2024.101295
36. Toh, M.Y., Gan, C., & Li, Z., 2020. Bank diversification, competition and liquidity creation: evidence from Malaysian banks. *Singapore Econ. Rev*. 65, 1127–1156. https://doi.org/10.1142/S0217590819500103.
37. Vusala, A., & Zohrab, P. (2024) Money transfers and tax revenue in post-socialist countries: Evidence from the panel ARDL model. *Regional Science Policy & Practice*, 16, 100016.
38. Wang, C. W., Lee, C. C., & Chen, M. C. (2022). The effects of economic policy uncertainty and country governance on banks' liquidity creation: International evidence. *Pacific-Basin Finance Journal*, 71, 101708. https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2022.101708.
39. Yu, W., Wu, H., Song, Z. (2025). Capital constraint relief and liquidity creation in small and medium-sized banks: Evidence from a quasi-natural experiment in China. *International Review of Economics and Finance*, 103, 104405.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-19]