فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی_ بانکی
سال پانزدهم، شمارهٔ ۵۳، پاییز ۱۴۰۱
صفحات ۵۰۵_۵۳۳

تأثیر قدرت بازاری نظام بانکی و تنوع درآمدی در خلق نقدینگی با استفاده از رهیافت خودرگرسیون تابلویی

حسن قالیباف اصل [*] **مهسا فرخنده** [†]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۵/۱۴

چکیده

هدف از این پژوهش بررسی تأثیر قدرت بازاری و راهبرد تنوع درآمدی نظام بانکی در خلق نقدینگی بانک با استفاده از روش خودرگرسیون برداری تابلویی است. بدین‌ترتیب، داده‌های ۲۰ بانک در ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۴_۱۳۹۹ از صورت‌های مالی و یادداشت‌های پیوست جمع‌آوری شد. در این راستا، به‌منظور سنجش شاخص خلق نقدینگی، از روش برگر و برومن (۲۰۰۹) استفاده شده است. همچنین، با استفاده از تابع تصادفی مرزی ترنسلوگ قدرت بازاری از طریق شاخص لرنر اندازه‌گیری شد. برای سنجش شاخص تنوع درآمدی، شاخص هریشمن هرفیندال تعدیل‌شدهٔ درآمد غیربهره‌ای مورد استفاده قرار گرفت. نتایج حاکی از آن است که قدرت بازاری بانک‌ها در خلق نقدینگی تأثیر منفی معناداری دارد. همچنین، تأثیر راهبرد تنوع درآمدی بدون بهره‌ای در خلق نقدینگی مورد تأیید قرار گرفت. نتایج آزمون تجزیهٔ واریانس نشان می‌دهد که در بلندمدت، قدرت بازاری بانک نسبت به راهبرد تنوع درآمدی بدون بهره‌ای از قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری در خلق نقدینگی برخوردار است.

واژه‌های کلیدی: قدرت بازاری، خلق نقدینگی، تنوع درآمدی، روش خودرگرسیون برداری تابلویی
طبقه‌بندی JEL: G28، G21، G34، C23

[*] دانشیار گروه مدیریت، دانشکدهٔ علوم‌اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا(س)، تهران، ایران، h.ghalibafasl@alzahra.ac.ir
[†] دانشجوی دکتری مالی_بانکداری، دانشکدهٔ علوم‌اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا(س)، تهران، ایران(نویسندهٔ مسئول)؛ m.farkhondeh@alzahra.ac.ir

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

۱ مقدمه

در سال‌های اخیر، مسئلهٔ خلق نقدینگی[1] بانک‌ها به‌عنوان یک موضوع بسیار مهم و بحث‌برانگیز در میان صاحب‌نظران اقتصادی مطرح شده است. بنا بر نظریهٔ واسطه‌گری مالی، خلق نقدینگی یکی از مهم‌ترین وظایف بانک محسوب می‌شود (شاهچرا و طاهری، ۱۳۹۴). می‌توان گفت که بخش زیادی از فعالیت‌های بانکی ـ به‌صورت مستقیم یا غیرمستقیم ـ وابسته به توانایی بانک‌ها در خلق و ارائهٔ نقدینگی به مشتریان است (جلالی فراهانی، سرگلزایی، دهقان نیری، و غفاری نژید، ۱۴۰۰). از طرفی، بانک‌ها با توجه به اینکه هم مؤسساتی با ماهیت خاص هستند و هم از این نظر که در کل بازار تأثیر می‌گذارند، از لحاظ نقدینگی آسیب‌پذیرند. ازاین‌رو، ضروری است بانک‌ها نسبت به راهکار نقدینگی، سیاست‌ها، و رویکرد مدیریت نقدینگی دقت لازم را داشته باشند؛ هدف خود را برای تقویت بنیان مالی مشخص کنند و از این طریق بتواند توانایی مقابله با موقعیت‌های پرتنش را داشته باشد. بنا بر دستورالعمل‌های کمیتهٔ نظارتی بال، راهکار خلق نقدینگی بانک باید جنبه‌های ویژهٔ مدیریت نقدینگی مانند ترکیب مطلوب دارایی‌ها و بدهی‌ها، همچنین مدیریت نقدینگی براساس ارزهای مختلف، نقدشوندگی دارایی‌ها، و اتکای نسبی به استفاده از ابزارهای مالی را تعیین کند؛ طوری که راهکارهای معقولی برای مقابله با بحران‌های نقدینگی بالقوهٔ موقت و یا بلندمدت فراهم کند (رضازاده سالاری و سرگلزایی، ۱۳۹۸). در ادبیات مالی، بانک‌ها از دو طریق به خلق نقدینگی می‌پردازند: یکی از راه‌ها تبدیل دارایی‌های غیرنقد به بدهی‌های نقد است (جلالی فراهانی و همکاران، ۱۴۰۰). به این‌صورت که بانک‌ها به‌وسیلهٔ اقلام ترازنامه و تغییر شکل‌دادن میان این اقلام از دارایی‌های با نقدینگی کم به بدهی‌های نقد، به خلق نقدینگی می‌پردازند (توه و جیا، ۲۰۲۰). همچنین خلق نقدینگی می‌تواند به‌وسیله تأمین‌مالی از اقلام زیرخط ترازنامه ازجمله تعهدات وام و مطالبات شبه‌نقد انجام شود (جلالی فراهانی و همکاران، ۱۴۰۰).

ادبیات تجربی در حوزهٔ خلق نقدینگی به‌طور اساسی از مطالعهٔ برگر و برومن[2] (۲۰۰۹) شروع شد که به عوامل و عواقب خلق نقدینگی بانک‌ها پرداختند. آن‌ها در مطالعهٔ خود با بررسی داده‌های مربوط به بانک‌های ایالات متحده طی دورهٔ ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۳، دریافتند که بانک‌ها تقریباً نیمی از نقدینگی خود را از طریق اقلام ترازنامه ازجمله تعهدات وام، اعتبار

[1] Liquidity Creation
[2] Berger & Browman

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

اسنادی، و سایر فعالیت‌ها ایجاد می‌کنند؛ اما باید به این امر توجه داشت که این روند می‌تواند بانک را با بحران و وضعیت شکننده‌ای روبه‌رو کند، زیرا اگر سپرده‌ها به‌صورت غیرمنتظره و پیش‌بینی‌نشده از بانک خارج شود، در چنین وضعیتی، خلق نقدینگی بانک‌ها عامل ایجاد بحران و ریسک تلقی می‌شود و اهمیت خود را از دست خواهد داد (داویدو و واهاما و یاسار[1]، ۲۰۲۱). برگر و برومن (۲۰۱۴) بیان کردند که خلق نقدینگی بلافاصله پیش از دوران بحران افزایش می‌یابد، در نتیجه خلق نقدینگی بیش‌ازحد می‌تواند بحران را در پی داشته باشد. آچاریا و نکوی[2] (۲۰۱۲) این استدلال را داشتند که در موقعیت عدم اطمینان، با افزایش جریان سپرده‌ها به بانک، این احتمال وجود دارد که به اعطای وام بیشتری بپردازند که این امر کاهش استاندارد و کیفیت وام‌دهی، افزایش نقدینگی در بانک را به‌دنبال خواهد داشت، اما ممکن است باعث افزایش شکنندگی بانک و حباب قیمتی شود؛ همان‌طور که بحران مالی در سال‌های ۲۰۰۷ـ۲۰۰۹ شواهد موردتوجهی را در مورد تبخیر سریع نقدینگی و به‌تبع ناپایداری بلندمدت بانک‌ها نشان داد (دیاز و هوانگ[3]، ۲۰۱۸؛ دوان و نیو[4]، ۲۰۲۱).

همچنین، جهانی‌شدن فزایندهٔ فعالیت‌های بانکی بحث نقش قدرت بازاری و رقابت در صنعت بانکداری را مطرح کرده است. درک چگونگی تأثیر قدرت بازاری نظام بانکی در تأمین نقدینگی برای تدوین سیاست‌های نظارتی مناسب ضروری به‌نظر می‌رسد. منظور از قدرت بازاری توانایی بنگاه در نگه‌داشتن قیمت محصول بالاتر از هزینهٔ نهایی است (توه و جیا[5]، ۲۰۲۱). قدرت بازاری در صنعت بانکداری به موقعیتی اشاره می‌کند که در آن یک یا چند بانک می‌توانند سودی بیشتر از سایر بانک‌ها کسب کنند که این امر می‌تواند متأثر از عوامل درونی (ادغام، هزینهٔ نهایی، موانع ورود بانک‌ها) یا بیرونی (مداخلات و محدودیت‌های دولت، قوانین دستوری، و انواع رانت‌ها) باشد (مرادی، خدادادکاشی، بیابانی، و غفاری، ۱۳۹۶). در ادبیات راهبردی نیز بیان می‌شود که حفظ و بقای هر کسب‌وکاری در محیط رقابتی راهی جز کسب مزیت رقابتی برای آن‌ها باقی نمی‌گذارد و دستیابی به چنین مزیتی به‌منزلهٔ قدرت بازاری کسب‌وکارهاست (اکبری، فرخنده و ایاغ ، ۱۳۹۸).

---

[1] Davydov, Vähämaa & Yasar
[2] Acharya & Naqvi
[3] Díaz & Huang
[4] Duan & Niu
[5] Toh & Jia

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

در مورد تأثیر قدرت بازاری نظام بانکی در خلق نقدینگی، یافته‌های متناقضی وجود دارد. پترسن و راجان[1] (۱۹۹۵) اولین پژوهشگرانی بودند که این مطالعات را آغاز کردند. آن‌ها نظریه‌ای را ارائه کردند مبنی بر اینکه حتی باوجود عدم تقارن اطلاعاتی، رابطهٔ مثبتی بین قدرت بازاری در نظام بانکی و حجم وام عرضه‌شده به وام‌گیرندگان وجود دارد. در واقع، آن‌ها اعتقاد داشتند که بانک‌ها با قدرت بازاری بالا به‌سبب برخورداری از منافع آتی وام‌گیرندگان تازه‌وارد به بازار، انگیزهٔ بیشتری برای اعطای وام و ایجاد رابطهٔ بلندمدت با آن‌ها دارند. دل‌آریشیا و مارکز[2] (۲۰۰۴) و زاروتسکی[3] (۲۰۰۶) یافته‌های مشابهی را ارائه کردند. کارلتی و لئونلو[4] (۲۰۱۱) نشان می‌دهند بانک‌هایی که قدرت بازار کمتری دارند، انگیزهٔ بیشتری برای سرمایه‌گذاری در ذخایر نقد و علاقهٔ کمتر به اعطای وام دارند، زیرا وام‌ها برای بانک‌ها سود چندانی ندارند و هزینه فرصت نگهداری ذخایر آن‌ها پایین است. در مقابل، بک، دمیرگوک‌ـ کونت، و ماکسیموویچ[5] (۲۰۰۴) در پژوهش خود تأثیر منفی قدرت بازار بانک را در دسترسی شرکت‌ها به اعتبار بانکی ۷۴ کشور توسعه‌یافته و درحال‌توسعه نشان دادند. با توجه به وجود نتایج متضاد، این سؤال مطرح می‌شود که آیا قدرت بازاری نظام بانکی در خلق نقدینگی در صنعت بانکداری ایران تأثیرگذار است یا خیر.

در این راستا، بسیاری از بانک‌های تجاری در پاسخ به افزایش رقابت و حفظ موقعیت خود در بازار، در پی به‌کارگیری راهبردهای تنوع درآمدی هستند (زوآویی و زقلامی[6]، ۲۰۲۰). طوری که بانک‌ها را به این سمت سوق داده است تا با افزایش خلاقیت در به‌کارگیری ابزارهای متنوع، متقاضیان تسهیلات بانکی را افزایش دهند (قلی‌زاده، اکبری، فرخنده، و حبیبی، ۱۴۰۱). در واقع، بانک‌ها با به‌کارگیری پرتفوی متنوع و مدیریت بهینه، افزایش قدرت اعتباردهی و کاهش ریسک را برای خود به ارمغان می‌آورند (وانگ و لین[7]، ۲۰۲۰). ساختار درآمدی شامل دو نوع درآمد بهره‌ای و درآمد غیربهره‌ای است. درآمدی بهره‌ای شامل فعالیت‌های وام‌دهی و فعالیت‌های سنتی بانک‌هاست؛ اما درآمدهای غیربهره‌ای شامل مواردی از قبیل درآمدهای کارمزد، کمیسیون، درآمدهای مبادلات ارزی، و... است (خیری،

---

[1] Petersen & Rajan
[2] Dell'Ariccia & Marquez
[3] Zarutskie
[4] Carletti & Leonello
[5] Beck, Demirguc-Kunt & Maksimovic
[6] Zouaoui & Zoghlami
[7] Wang & Lin

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

۱۳۹۹). با توجه به تغییرات در مقررات افشای اطلاعات از طریق گزارش‌های مالی مختلف، بانک‌ها به‌سمت کاهش نرخ اعطای وام سوق پیدا کرده‌اند؛ ازاین‌رو با شدت بیشتری نسبت به قبل به خدمات غیربهره‌ای روی آورده‌اند. همچنین، قوانین کفایت سرمایه در رابطه با اندازهٔ دارایی، به بانک‌ها این انگیزه را داده است که در جهت گسترش فعالیت‌های درآمدزا بدون نیاز به سرمایهٔ اضافی و دارایی‌های پرریسک، به درآمدهای غیربهره‌ای توجه بیشتری داشته باشند (حسینی و مصطفوی، ۱۳۹۵). ایجاد تنوع درآمدی از طریق درآمدهای غیربهره‌ای، پرتفویی از ابزارها و سرمایه‌گذاری‌های گوناگون را فراهم می‌آورد؛ طوری‌که بانک‌ها بتوانند با ریسک کمتر، درآمد غیربهره‌ای بیشتری به‌دست آورند. در واقع، تنوع‌بخشی درآمد غیربهره‌ای می‌تواند بانک‌ها را در برابر بحران‌ها و تکانه‌های اقتصادی مقاوم‌تر کند (شاهچرا و جوزدانی، ۱۳۹۵). البته، بانک‌ها می‌توانند با توجه به ساختارهای مختلف خود، حالت‌های گوناگونی را در رابطه با تأثیر درآمدهای غیربهره‌ای تجربه کنند.

نخستین‌بار، برگر، حسن، و ژو[1] (۲۰۱۰) ارتباط بین راهبردهای تنوع‌بخشی بر خلق نقدینگی را مطرح کردند. آن‌ها بر این نظر بودند که مزایای تنوع‌بخشی بانک‌ها از تجارب و تخصص‌های ویژهٔ گروه‌های مدیریتی و طرح‌های انگیزشی مؤثر برای آن‌ها به‌منظور حداکثرکردن ثروت سهامداران نشئت می‌گیرد. در واقع، بانکی که می‌تواند نقدینگی بیشتری ایجاد کند، ممکن است با به‌کارگیری گروه‌های مدیریتی متخصص‌تر و سازوکارهای تشویقی بیشتر، پاسخ‌گوی بهتری برای تقاضای متنوع خدمات مالی مشتریان خود باشد (هو ، لی و وانگ[2]، ۲۰۱۸). در نتیجه، به‌کارگیری راهبردهای تنوع‌بخشی ممکن است عامل مؤثری در خلق نقدینگی بیشتر در بانک‌ها باشد. اینکه آیا بانک‌ها با اعمال راهبرد تنوع‌بخشی می‌توانند نقدینگی بیشتری ایجاد کنند یا خیر، تا حد زیادی نامشخص است. ازاین‌رو، این سؤال مطرح می‌شود که آیا راهبردهای تنوع درآمدی نظام بانکی در خلق نقدینگی تأثیرگذار است یا خیر.

باوجود اهمیت بسیار زیاد مفهوم خلق نقدینگی بانک‌ها در حوزهٔ مالی بانکداری، همچنان مطالعات کمی در این حوزه انجام شده است. درک و شناخت عوامل تعیین‌کننده و مهم در خلق نقدینگی می‌تواند در سطح کلان به بانک مرکزی، به‌عنوان نهاد سیاست‌گذار پولی، امکان شناخت بهتر و تصمیم‌گیری مطلوب دهد و در سطح خرد می‌تواند نگرش خوبی برای مدیران بانک در مورد تأثیر قدرت بازاری نظام بانکی و راهبردهای تنوع درآمدی بر خلق نقدینگی فراهم آورد تا با به‌دست‌آوردن چشم‌انداز مطلوب در این حوزه، تا حد ممکن از وقوع

[1] Berger, Hasan, & Zhou
[2] Hou, Li & Wang

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

بحران‌های مالی و نقدینگی جلوگیری کند. بنابراین با توجه به اهمیت رقابت و قدرت بازاری و راهبردهای تنوع درآمدی در صنعت بانکداری و این امر که مطالعه‌ای در این مورد در گسترهٔ پژوهش‌های داخلی صورت نگرفته است، در این پژوهش به بررسی تأثیر راهبرد تنوع درآمدی و قدرت بازاری نظام بانکی در خلق نقدینگی و آثار متقابل آن‌ها پرداخته می‌شود.

ساختار این پژوهش بدین‌صورت است: در بخش ۲، ادبیات و پیشینهٔ نظری در حوزهٔ قدرت بازاری و خلق نقدینگی مطرح می‌شود؛ در بخش ۳، روش پژوهش و داده‌های مورداستفاده و روش برآورد آن‌ها ارائه می‌شود؛ در بخش ۴، نتایج حاصل از تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و یافته‌های پژوهش تشریح می‌شود؛ و در نهایت در بخش آخر، به بحث و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

۲ مبانی نظری

پس از معرفی شاخص خلق نقدینگی توسط برگر و برومن (۲۰۰۹)، مطالعات بسیاری در خصوص این موضوع شکل گرفت. گروهی از محققان به بررسی رابطهٔ بین متغیرهای مختلف (رکود، رقابت، خوش‌بینی مدیران، سودآوری، ریسک سیستماتیک، و...) و خلق نقدینگی پرداختند که از مطالعات اخیر می‌توان به پژوهش جیانگ، لوین و لین[1] (۲۰۱۶)، چاتارجی[2] (۲۰۱۸)، هوانگ، چن، و چن[3] (۲۰۱۸)، دوان و نیو (۲۰۲۰)، یدو و پروی[4] (۲۰۲۰)، کاپور و پیر[5] (۲۰۲۱) و داویدو و همکاران (۲۰۲۱) اشاره کرد. در ادبیات داخلی، مطالعات کمی در حوزهٔ خلق نقدینگی پرداخته شده است که ازجملهٔ آن پژوهش جلالی فراهانی و همکاران (۱۴۰۰) است که به بررسی آثار افزایش سرمایه در خلق نقدینگی نظام بانکی ایران پرداختند و نشان دادند که تنها روش آوردهٔ نقدی و سود انباشته تأثیر مثبتی در خلق نقدینگی دارد. رضازاده و سرگلزایی (۱۳۹۸) نیز تأثیر عملکرد بانکی در خلق نقدینگی را موردبررسی قرار دادند.

ادبیات نظری در مورد تأثیر قدرت بازاری بانک بر خلق نقدینگی دو فرضیهٔ مخالف را نشان می‌دهد: فرضیهٔ اول دیدگاه «کانال شکنندگی»[6] است که توسط پیترسن و راجان

---

[1] Jiang, Levine, & Lin
[2] Chatterjee
[3] Huang, Chen, W., & Chen, Y.
[4] Yeddou & Pourroy
[5] Kapoor & Peia
[6] Fragility Channel

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

(۱۹۹۵) طرح شـــد. آن‌ها اســـتدلال کردند که افزایش رقابت یا کاهش قدرت بازاری باعث کاهش اعتبار می‌شـــود. کاهش قدرت بازاری، تمایل بانک‌ها را در ایجاد روابط طولانی‌مدت با وام گیرندگان و حجم سپرده‌های پذیرفته‌شده کاهش می‌دهد. درواقع بانک‌هایی که قدرت بازارکمتری دارند، انگیزهٔ بیشتری برای سرمایه‌گذاری در ذخایر نقد و علاقهٔ کمتر به اعطای وام دارند، زیرا وام‌ها برای بانک‌ها سـود چندانی ندارند و هزینه فرصـت نگهداری ذخایر آن‌ها پایین اســـت و این امر خلق نقدینگی را کاهش دهنـد؛ بنـابراین، طبق دیـدگاه « کا نال شـکنندگی»، کاهش قدرت بازاری بانک باعث کاهش خلق نقدینگی می‌شـود. در این راسـتا، هورواس، سیدلر و ویل[1] (۲۰۱۶) نیز نشان دادند که افزایش رقابت بانک‌ها، شکنندگی مالی بانک‌ها را به‌دنبال خواهد داشـــت و منجر به کاهش فعالیت‌های وام‌دهی و ســـپرده‌گذاری بانک‌ها می‌شـود. در نتیجه، افزایش رقابت یا کاهش قدرت بازاری بانک در صـنعت بانکداری می‌تواند تأمین نقدینگی توســـط بانک‌ها را کاهش دهد. توه و جیا[2] (۲۰۲۱) با بررســـی بانک‌های مالزی طی دورهٔ ۲۰۰۱ـ ۲۰۱۷، بر تأثیر منفی رقابت بانک‌ها در خلق نقدینگی بانک‌ها اذعان داشـــتند که در بانک‌ها با تنوع درآمدی، این اثرات نامطلوب و منفی کاهش پیدا می‌کند. همچنین، توه و جیا (۲۰۲۱) ضـــمن ســـنجش رابطه بین قدرت بازاری و خلق نقدینگی، تأثیر مالکیت خارجی را در شدت این رابطه موردبرر سی قرار دادند. آن‌ها دریافتند که تأثیر قدرت بازاری بر خلق نقدینگی برای بانک‌های داخلی به‌طور معناداری منفی و ناچیز اسـت؛ اما نشـان دادند که تاثیر قدرت بازاری بر خلق نقدینگی در بانک‌های خارجی مثبت و معنادار است. آنها استدلال کردند که بانک‌های خارجی با فاصله فرهنگی، اقتصادی و نهادی نسبت به بانک‌های داخلی کشور میزبان، به قدرت بازاری بیشتری به منظور خلق نقدینگی نیاز دارند.

فرضیهٔ دوم، دیدگاه «کانال قیمت»[3] است که بوت و تاکور[4] (۲۰۰۰) مطرح کردند. آن‌ها اذعان داشـتند که افزایش رقابت یا کاهش قدرت بازاری بانک در سـیاسـت‌های قیمت‌گذاری بانک تأثیر می‌گذارد که این امر منجر به کاهش نرخ وام و افزایش نرخ ســـپرده می‌شـــود؛ در نتیجه، تقاضـا برای وام و ســـپرده افزایش می‌یابد. دیدگاه غالب‌تر نشـــان می‌دهد که افزایش رقابت بانک تمایل به پایین‌آمدن نرخ وام دارد که این امر اعتبار را مقرون‌به‌صرفه‌تر می‌کند و

---

[1] Horvath, Seidler, & Weill

[2] Toh & Jia

[3] Price Channel

[4] Boot & Thakor

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

دسترسی به منابع مالی و وام را افزایش می‌دهد. بدین‌ترتیب، این دیدگاه استدلال می‌کند که افزایش رقابت باعث افزایش اعتبار می‌شود. در واقع این فرضیه حاکی از وجود رابطه منفی بین قدرت بازاری و خلق نقدینگی در نظام بانکی است. کالدرون و شاک[1] (۲۰۱۲) نیز وجود ارتباط بین افزایش رقابت بازاری و نرخ بهرهٔ پایین وام را تأیید کردند. هاینز ، ویل و گادلسکی [2] (۲۰۱۳) این استدلال را داشتند که افزایش رقابت با کاهش الزامات وثیقه همراه است؛ بنابراین، دیدگاه کانال قیمت پیوند مثبتی بین رقابت بازاری و خلق نقدینگی را نشان می‌دهد. همچنین، بوازیر، دگلینوسنشا و ولفا [3] (۲۰۱۸) دریافتند که افزایش رقابت یا کاهش قدرت بازاری بانک خلق نقدینگی را به میزان قابل‌توجهی افزایش می‌دهد. همچنین، آن‌ها نشان دادند که مداخلات دولت فقط در بانک‌هایی با قدرت بازاری پایین نقش تعدیل‌کننده ایفا می‌کند.

همچنین، بخش قابل‌توجهی از ادبیات نظری به راهبردهای تنوع‌بخشی در مؤسسات مالی پرداخته است. غالب پژوهش‌ها بر رابطهٔ بین راهبردهای تنوع‌بخشی و متغیرهایی همچون عملکرد و ریسک‌پذیری استوار است. ازجملهٔ مطالعات خارجی می‌توان به پژوهش‌های مسلیر و ترزی (۲۰۱۴)[4] (۲۰۱۴) و شارما و آناند[5] (۲۰۱۸) اشاره کرد که بر بررسی چگونگی تأثیر تنوع درآمدی در ریسک‌پذیری بانک، عملکرد بانکی، و سودآوری متمرکز شده‌اند. نتایج غالب پژوهش‌ها حاکی از آن است که تنوع درآمدی باعث بهبود عملکرد مالی و کاهش ریسک خاص و ریسک کل بانک می‌شود؛ اما با ایجاد فرصت‌های سرمایه‌گذاری بیشتر، می‌تواند مرز بازگشت ریسک را افزایش دهد. مطالعهٔ اخیر توسط وانگ و لین (۲۰۲۰) بر این امر صحه گذاشت که تنوع درآمدی بالاتر با ریسک کمتر برای بانک‌ها همراه است. همچنین، از پژوهش‌های داخلی می‌توان به مطالعهٔ کمالیان و همکاران (۱۳۹۹) اشاره کرد که نقش بحران بانکی در اثرگذاری درآمدی در سودآوری بانک‌ها را طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۴ـ ۱۳۹۴ موردبررسی قرار دادند. نتایج آن‌ها نشان داد که افزایش سهم درآمدهای غیربهره‌ای در زمان وجود بحران، تأثیر منفی در بازده حقوق صاحبان سهام می‌گذارد. آن‌ها استدلال کردند که در دوره‌های بحران بانکی، بهتر است بانک‌ها به‌جای متنوع‌کردن فعالیت‌ها و سرمایه‌گذاری‌های خود، به کسب درآمدهای بهره‌ای بپردازند. خیری (۱۳۹۹) به بررسی تأثیر

---

[1] Calderon & Schaeck

[2] Hainz, Weill, & Godlewski

[3] Bawazira, Degl'innocentia, & Wolfea

[4] Meslier, Tacneng, & Tarazi

[5] Sharma & Anand

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

تنوع‌بخشی بانکی بر ارزش‌گذاری در بازار سرمایهٔ ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۹ـ۱۳۹۵ پرداخت. او نشان داد که تنوع‌بخشی بانک با ورود به مسیر کسب‌وکار جدید در معرض ریسک‌های بالقوه، در ارزش‌گذاری بانک‌ها در بازار سرمایه تأثیر منفی می‌گذارد. شاهچرا و جوزدانی (۱۳۹۵) نیز نشان دادند که تنوع درآمدی باعث افزایش سودآوری و کاهش ریسک می‌شود. همچنین، آن‌ها بیان کردند که درآمدهای بهره‌ای نسبت به درآمدهای غیربهره‌ای ثبات کمتری دارد.

در مورد ارتباط بین راهبردهای تنوع درآمدی و خلق نقدینگی، مطالعات کمی صورت گرفته است. برگر، حسن، و ژو (۲۰۱۰) بیان کردند که مزایای تنوع‌بخشی بانک‌ها از تجارب فراوان تیم‌های مدیریتی و طرح‌های انگیزشی مؤثر برای آن‌ها به‌منظور حداکثرکردن ثروت سهامداران ناشی می‌شود. بانکی که می‌تواند نقدینگی بیشتری ایجاد کند، ممکن است از تیم‌های مدیریتی با تخصص بیشتر و سازوکارهای تشویقی قوی‌تر برخوردار باشد که بدان وسیله بتواند پاسخ‌گوی تقاضای متنوع خدمات مالی برای مشتریان خود باشد؛ بنابراین می‌توان این‌گونه استدلال کرد که نقدینگی بیشتر ایجادشده توسط یک بانک، ممکن است متأثر از مزایای به‌کارگیری راهبردهای تنوع‌بخشی باشد (هو، لین و وانگ، ۲۰۱۸). در مطالعهٔ هو، لین و وانگ[1] (۲۰۱۹)، به بررسی رابطهٔ علیت بین تنوع درآمدی و خلق نقدینگی پرداختند. آن‌ها نشان دادند که افزایش درجهٔ تنوع درآمدی بین فعالیت‌های سنتی بانکی که درآمد خالص بهره‌ای ایجاد می‌کند، خلق نقدینگی بانک را کاهش می‌دهد؛ اما افزایش درجهٔ تنوع درآمدی در فعالیت‌های غیرسنتی بانک (درآمد غیربهره‌ای) منجر به افزایش نقدینگی بانک می‌شود. در مقابل، هو، لین و وانگ (۲۰۱۸) استدلال کردند بانک‌هایی که بیشتر در فعالیت‌های سنتی (درآمد بهره‌ای) که مبنی بر نقش اصلی واسطه‌گری مالی است، فعالیت می‌کنند، تمایل بیشتری به ایجاد نقدینگی دارند؛ اما در مقابل، در فعالیت‌های غیرسنتی (مبنی بر درآمد غیربهره‌ای) که با عملکرد اصلی واسطه‌گری مالی بانک‌ها کمتر ارتباط دارند، سطح ایجاد نقدینگی کاهش پیدا می‌کند. در پژوهش دیگری، هانگ، نگوین، ترن و هوانگ (۲۰۲۰)[2] نشان دادند که راهبرد تنوع درآمدی در خلق نقدینگی تأثیر منفی می‌گذارد و پیشنهاد دادند که بانک‌ها باید با به‌کارگیری راهبردهای متمرکز، سلامت مالی خود را حفظ کنند؛ بنابراین با توجه به ادبیات داخلی و خارجی مطرح‌شده، تاکنون پژوهشی در حوزهٔ روابط بین راهبردهای تنوع درآمدی، قدرت بازاری نظام بانکی، و خلق نقدینگی به‌طور هم‌زمان

[1] Hou, Lin & Wang

[2] Huang, Nguyen, Tran & Hoang

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

انجام نشده است. ازاین‌رو هدف این پژوهش بررسی تأثیر راهبردهای تنوع درآمدی و قدرت بازاری نظام بانکی در خلق نقدینگی و همچنین روابط متقابل آن‌ها به‌طور هم‌زمان در صنعت بانکداری ایران است.

۳ روش پژوهش و تصریح الگو

۳. ۱ روش خودرگرسیون برداری تابلویی (Panel Var)

روش استفاده‌شده در این پژوهش روش خودرگرسیون برداری تابلویی است. این روش ترکیبی از دو روش مدل‌سازی تابلویی و خودرگرسیون برداری است. علت استفاده از این مدل امکان دسترسی به داده‌های بیشتر و همچنین مقایسه و تفکیک تأثیر تکانهٔ خارجی است. الگوی خودرگرسیون برداری تابلویی ساختاری شبیه به مدل‌های VAR در سری‌های زمانی دارد که در آن همهٔ متغیرها درون‌زا فرض می‌شوند؛ با این تفاوت که بعد مقطع نیز به آن‌ها اضافه می‌شود. به‌صورت کلی، معادلهٔ خودرگرسیون برداری تابلویی به‌صورت زیر تعریف می‌شود (هولتز–اکین، نِوی، و روزن، ۱۹۸۸):

$$Y_{it} = \acute{\Gamma}(L)Y_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

این معادله شامل Y_{it} متغیرهای موردبررسی و $\acute{\Gamma}(L)$ ضرایب الگوست که براساس عملگر وقفه بیان شده است. در نهایت، u_i نشان‌دهندهٔ بردار تأثیرات ویژهٔ هر بانک و ε_{it} بردار اجزای اخلال است. به‌طور معمول، ابتدا پس از بررسی آماره‌های توصیفی متغیرها، مانایی متغیرهای پژوهش سنجیده می‌شود. پس از اطمینان حاصل‌کردن مانایی متغیرهای پژوهش، در مرحلهٔ بعد با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) مدل پژوهش برآورد شده است. نخستین‌بار هانسن و سینگلتونس[1] (۱۹۸۲) مدل گشتاور تعمیم‌یافته (GMM) را مطرح کردند. در این روش، متغیر وابسته با یک وقفه به‌عنوان متغیر توضیحی در نظرگرفته می‌شود. با توجه به اینکه وجود متغیر وابسته با یک وقفه به‌عنوان متغیر توضیحی باعث خواهد شد که بین متغیرهای توضیحی و جملات اخلال همبستگی به‌وجود آید، در نتیجه، استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (OLS) نتایج تورش‌دار و ناسازگاری را ایجاد خواهد کرد. ازاین‌رو، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته می‌تواند با استفاده از متغیرهای ابزاری این ایراد را برطرف کند. ازجمله مزایای به‌کارگیری روش GMM حل مشکل درون‌زابودن متغیرهای توضیحی، کاهش

[1] Hansen & Singleton

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

و رفع هم‌خطی در مدل، و حذف متغیرهای ثابت در طی زمان و امکان افزایش بعد زمانی متغیرها و مناسب برای داده‌های تابلویی کوتاه است. این مدل توسط آرلانو و بوند[1] (۱۹۹۱) و هولتز–اکین، نِوی، و روزن (۱۹۹۰) توسعه یافت. سازگاری تخمین‌زنندهٔ GMM به معتبربودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به‌وسیلهٔ دو آزمون تصریح‌شده توسط آرلانو و بوند (۱۹۹۱) و بلوندل و بوند[2] (۱۹۹۸) آزمون شود. آزمونی که جهت بررسی اعتبار ابزارها به‌کار برده می‌شود، آزمون سارگان است. عدم رد فرضیهٔ صفر در آزمون شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبربودن ابزارها فراهم می‌کند؛ سپس به‌منظور تفسیر و تحلیل نتایج، از آزمون علیت گرنجر، تجزیه‌وتحلیل واریانس، و توابع عکس‌العمل آنی استفاده شده است.

در این پژوهش با استفاده از روش الگوی خودرگرسیون برداری تابلویی، تأثیر راهبرد تنوع درآمدی، قدرت بازاری نظام بانکی بر خلق نقدینگی در صنعت بانکداری ایران بررسی شده است. بدین‌منظور، داده‌های صورت‌های مالی (ترازنامه، صورت سود و زیان، و یادداشت‌های توضیحی) ۲۰ بانک طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۴ ـ ۱۳۹۹ جمع‌آوری شد. با توجه به ساختار داده‌های ترکیبی، تعداد داده‌های استفاده‌شده ۱۲۰ بوده است؛ بنابراین، مدل‌های پژوهش حاضر به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Liquidity\ Creation_{it} = \beta_0 + \beta_1 Liquidity\ Creation_{i.t-1} + \beta_2 Market\ Power_{i.t-1} + \beta_3 HHINON_{i.t-1} + \varepsilon_i \quad (۲)$$

$$Market\ Power_{it} = \beta_0 + \beta_1 Market\ Power_{i.t-1} + \beta_2 Liquidity\ Creation_{i.t-1} + \beta_3 HHINON_{i.t-1} + \varepsilon_i \quad (۳)$$

$$HHINON_{it} = \beta_0 + \beta_1 HHINON_{i.t-1} + \beta_2 Liquidity\ Creation_{i.t-1} + \beta_3 Market\ Power_{i.t-1} + \varepsilon_i$$

که در معادلات بالا، $Liquidity\ Creation$ خلق نقدینگی، $Market\ Power$ قدرت بازاری، $HHINON$ تنوع درآمد غیربهره‌ای، i بانک، و t سال موردنظر را نشان می‌دهد.

۳. ۱. ۱ قدرت بازاری بانکی

برای اندازه‌گیری قدرت بازاریِ بانک از شاخص لرنر استفاده می‌شود که نشان می‌دهد شکاف بین قیمت و هزینهٔ نهایی چه نسبتی از قیمت است. یکی از مزایای شاخص لرنر این است که براساس رفتار بنگاه در بازار و بهینه‌یابی به‌دست می‌آید و از پایهٔ نظری خوبی برخوردار است.

---

[1] Arellano & Bond

[2] Blundell & Bond

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

از سوی دیگر نسبت به سایر شاخص‌های تعیین‌کننده، اندازهٔ قدرت و رقابت بازاری امکان سنجش قدرت بازاری در سطح بانک را طی زمان تحلیل می‌کند و سومین مزیت به‌کارگیری آن در این است که اعمال قدرت بازاری بانک‌ها را می‌توان در دو سوی ترازنامه ملاحظه کرد. ضریب قدرت بازاری باید عددی بین صفر و یک باشد. به‌این‌ترتیب، هرچه این عدد به صفر نزدیک‌تر باشد، بیانگر رقابتی‌بودن بازار و هرقدر به یک نزدیک‌تر باشد، گویای انحصاری‌بودن بازار موردپژوهش است. در رابطهٔ زیر، P کل درآمد به‌کل دارایی‌ها، MC هزینهٔ نهایی، i بانک، و t زمان است (وو، جو، چن و جئون[1]، ۲۰۱۹):

$$Lerner_i = \frac{P_{it} - MC_{it}}{P_{it}} \quad (۴)$$

بدین‌منظور لازم است تابع هزینهٔ بانک‌های موردمطالعه برآورد شود؛ سپس هزینهٔ نهایی وام از تابع هزینهٔ مرزی ترنسلوگ[2] به‌دست آید. تابع ترنسلوگ یکی از انواع فرم‌های تابعی است که در پژوهش‌های متعددی (وو، جو، چن و جئون ، ۲۰۱۹؛ لین، شی و ژانگ[3]، ۲۰۲۱؛ توه و جیا، ۲۰۲۰) به‌منظور اندازه‌گیری قدرت بازاری بانکی مورداستفاده قرارگرفته است. این تابع از انعطاف‌پذیری لازم برخوردار است و محدودیت‌های کمتری در ساختار هزینه و در نتیجه فنّاوری جدید اعمال می‌کند. بنا به گفتهٔ برگر (۱۹۹۸)، تابع ترنسلوگ فقط شامل هزینه‌های عملیاتی است و صرفاً نهاده‌های فیزیکی مانند نیروی کار، سرمایه، و وجوه جمع‌آوری‌شده و کل دارایی در تحلیل‌ها وارد می‌شوند، زیرا برای انجام معاملات و گردآوری اسناد مالی، نهاده‌های فیزیکی نیاز است (مرادی و همکاران، ۱۳۹۶). این تابع به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

[1] Wu, Guo, Chen, & Jeon

[2] Translog Cost Frontier Function

3. Lin et al.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

$$TC = f\left(TA.W_k.W_l.W_f\right) + V + U \quad (۵)$$

$$\begin{aligned}\ln TC = {} & \alpha_0 + \gamma_{TA} LnTA_{it} + \gamma_l LnW_{lit} + \gamma_k LnW_{kit} + \gamma_f LnW_{fit} \\ & + \frac{1}{2}\gamma_{TATA}(LnTA_{it})^2 + \frac{1}{2}\gamma_{ll}(LnW_{lit})^2 + \frac{1}{2}\gamma_{kk}(LnwW_{kit})^2 \\ & + \frac{1}{2}\gamma_{ff}(LnwW_{fit})^2 + \gamma_{lk} LnW_{lit} LnW_{kit} \\ & + \gamma_{fk} LnW_{fit} LnW_{kit} + \gamma_{fl} LnW_{fit} LnW_{lit} + \mu_1 Trend \\ & + \frac{1}{2}\mu_2 (Trend)^2 + \mu_{TA} TrendLn(TA)_{it} + \mu_l TrendLnW_{lit} \\ & + \mu_k TrendLn(W)_{kit} + \mu_f TrendLn(W)_{fit} + V_{it} + U_{it}\end{aligned}$$

در تابع فوق، TC کل هزینه‌های عملیاتی که حاصل مجموع هزینه‌های اداری عمومی و فروش و هزینه‌های استهلاک است، TA کل دارایی‌های بانک را نشان می‌دهد، W_l قیمت نیروی کار است که از نسبت هزینهٔ کارکنان به‌کل دارایی‌ها حاصل می‌شود، W_k قیمت سرمایهٔ فیزیکی است که از طریق مجموع هزینه‌های اداری و عمومی و فروش و هزینهٔ استهلاک بر دارایی ثابت محاسبه می‌شود، W_f قیمت وجوه سپرده‌گذاری‌شده است که از حاصل تقسیم مجموع سود حاصل از سپرده‌گذاری‌ها و سرمایه‌گذاری‌ها بر کل سپرده‌های جمع‌آوری‌شده محاسبه می‌شود. همچنین، با توجه به اینکه معمولاً تغییرات فنّاورانه در نظام بانکداری با به‌کارگیری ابزارهای الکترونیکی نظیر ATM و خدمات اینترنتی به‌سرعت در جریان است، بدین‌لحاظ متغیر روند زمانی (Trend) در تابع هزینه وارد شده است و در نهایت v به‌عنوان جزء خطای تصادفی با توزیع $iid\ N(0.\sigma_v^2)$ و U جزء خطای عدم کارایی متغیری تصادفی غیرمنفی در نظر گرفته شده که نشان‌دهندهٔ هزینهٔ ناکارایی در تولید است. همان‌طور که در مدل (۳) ملاحظه می‌شود، برآورد مدل‌های خطای مرکب با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) امکان‌پذیر نیست، زیرا همهٔ تغییرات در عملکرد بنگاه (بانک) در مقایسه با مرز کارایی تصادفی نیست، بلکه مقداری از انحراف‌ها به‌دلیل جزء ناکارایی است که از توزیع نیمه‌نرمال برخوردار است. بنابراین، از روش حداکثر درست‌نمایی برای تخمین کارای ضرایب مدل استفاده می‌شود. با توجه به اینکه تابع هزینهٔ همگن از درجهٔ یک است، به‌منظور برقراری تقارن، وجود محدودیت‌های زیر ضروری است:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

$$\gamma_l + \gamma_k + \gamma_f = 1 \quad (۶)$$
$$\gamma_{TAl} + \gamma_{TAk} + \gamma_{TAf} = 0 \quad (۷)$$
$$\gamma_{ll} + \gamma_{lk} + \gamma_{kf} = 0 \quad (۸)$$
$$\gamma_{kl} + \gamma_{kk} + \gamma_{kf} = 0 \quad (۹)$$
$$\gamma_{fl} + \gamma_{fk} + \gamma_{ff} = 0 \quad (۱۰)$$

پس از برآورد ضرایب معادلهٔ (۴) به‌منظور تخمین قدرت بازاری بانک از طریق شاخص لرنر، از تابع هزینه نسبت به متغیر کل دارایی بانک (TA) مشتق گرفته می‌شود و معادلهٔ (۶) به‌عنوان تابع هزینهٔ نهایی برای هر بانک به‌دست می‌آید.

$$MC_{it} = \frac{\partial TC_{it}}{\partial TA_{it}} = [\gamma_{TA} + \gamma_{TATA} Ln(TA)_{it} + \gamma_{TAWl} Ln(Wl)_{it} + \gamma_{TAWk} Ln(Wk)_{it} + \gamma_{TAWf} Ln(Wf)_{it} + \mu_{TA} Trend] \frac{TC_{it}}{TA_{it}} \quad (۱۱)$$

۳. ۱. ۲ خلق نقدینگی

براساس مطالعهٔ برگر و بوئمن (۲۰۰۹)، به‌منظور محاسبهٔ متغیر خلق نقدینگی، اقلام ترازنامه به اقلام بالای خط و پایین خط و به‌صورت نقد، نیمه‌نقد، و غیرنقد تقسیم می‌شود. این طبقه‌بندی براساس سهولت، هزینه‌ها و زمان لازم برای بانک‌ها برای تبدیل تعهداتشان به وجوه نقد انجام می‌شود. تعیین وزن‌های مذکور براساس نظریهٔ واسطه‌گری مالی، مبنی بر این است که بانک‌ها با تبدیل دارایی‌های غیرنقد به بدهی‌های نقد، خلق نقدینگی می‌کنند. بدین‌ترتیب در این مرحله، وزن $+\frac{1}{2}$ به دارایی‌ها و بدهی‌های نقد، وزن $-\frac{1}{2}$ به دارایی‌ها و بدهی‌های غیرنقد و وزن صفر به دارایی‌ها و بدهی‌های نیمه‌نقد اختصاص داده می‌شود. همچنین، این رویه برای اقلام زیرخط ترازنامه نیز لحاظ می‌شود.

جدول ۱

طبقه‌بندی دارایی‌ها و بدهی‌های ترازنامه به‌نقد، نیمه‌نقد، و غیرنقد (توه و جیا، ۲۰۲۰)

دارایی‌ها		
نقد (وزن $+\frac{1}{2}$)	نیمه‌نقد (وزن ۰)	غیرنقد (وزن $-\frac{1}{2}$)
وجوه نقد	وام‌های اعطایی به مشتریان	وام‌های تجاری

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

وام‌های تجاری (سررسید کمتر از یک سال) دارایی‌های نقد (سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت)	وام‌های رهنی وام‌های بین‌بانکی	وام‌های بلندمدت تجهیزات دارایی نامشهود مالیات معوق سایر دارایی‌های غیرجاری
بدهی‌ها		
نقد (وزن $+\frac{1}{2}$)	نیمه‌نقد (وزن ۰)	غیرنقد (وزن $-\frac{1}{2}$)
سپرده‌های معاملاتی سپرده‌های پس‌انداز سپردهٔ بانک‌ها	سپرده‌های مدت‌دار	وام‌های بدون اولویت[1] بدهی‌ها و تعهدات غیرجاری حقوق صاحبان سهام
اقلام زیرخط ترازنامه		
نقد (وزن $+\frac{1}{2}$)	نیمه‌نقد (وزن ۰)	غیر نقد (وزن $-\frac{1}{2}$)
–	تعهدات غیرشرطی قابل‌فسخ[2]	تعهدات اعتبار اسنادی تعهدات ضمانت‌نامهٔ بانکی تعهدات خرید فوروارد[3] بدهی‌های مشروط[4] سایر موارد زیرخط ترازنامه

طبق مطالعات برگر و برومن (۲۰۰۹)، شاخص خلق نقدینگی می‌تواند به‌صورت شاخص شکاف تبدیل نقدینگی تعریف شود که در زیر نشان داده‌شده است:

[1] Subordinated Debt
[2] Unconditionally Cancellable Credit
[3] Forward Purchase Commitments
[4] Contingent Liabilities

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

$$Liquidity\ Creation =$$

$$\left[\frac{1}{2} * (Illiquid\ assets - \frac{1}{2} * Liquid\ assets + \frac{1}{2} * Liquid\ liablities - \frac{1}{2} * I\right]$$

$$= [\frac{1}{2} * (Total\ assets - Liquid\ assets) - \frac{1}{2} * Liquid\ assets + \frac{1}{2} * Liquid\ liablities - \frac{1}{2} * (Total\ assets - Liquid\ liablities)] / Total\ assets \quad (۱۲)$$

$$= [Liquid\ liablities - Liquid\ assets] / Total\ assets$$

که در آن $Illiquid\ assets$ دارایی های غیر نقد، $Liquid\ assets$ دارایی های نقد، $Liquid\ liablities$ بدهی های نقد، $Illiquid\ liablities$ بدهی های غیر نقد، $Equity$ حقوق صاحبان سهام و $Total\ assets$ کل دارایی ها است.

۳.۱.۳ تنوع درآمدی

در این پژوهش بنا به مطالعهٔ ابوزاید، الفیومی و مولنیوکس[1] (۲۰۱۸)، از شاخص هریشمن تعدیل‌شده تنوع درآمدی غیربهره‌ای به‌منظور سنجش تنوع درآمدی استفاده شده است که از رابطهٔ زیر به‌دست می‌آید:

$$HHINON = 1 - [(\frac{Fee_{it}}{NON_{it}})^2 + (\frac{Trade_{it}}{NON_{it}})^2 + (\frac{Other_{it}}{NON_{it}})^2] \quad (۱۳)$$

که در آن HHINON تنوع درآمدی غیر بهره‌ای Fee کارمزد دریافتی، $Trade$ نتیجهٔ مبادلات ارزی، $Other$ سایر کارمزدها، و درآمدهای دریافتی NON کل درآمد غیربهره‌ای بانک است.

[1] Abuzayed, Al-Fayoumi, & Molyneux

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

۴ یافته‌های پژوهش

۴. ۱ آمار توصیفی

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول ۲ به شرح زیر آورده شده است. شاخص لرنر که معیار اندازه‌گیری رقابت بازاری نظام بانکی در نظر گرفته شده است، به‌دلیل داشتن چولگی منفی، به‌سمت مقادیر کمتر سوق داشته که حاکی از حرکت بازار نظام بانکی به‌سمت رقابت بوده است. همچنین، مشاهده می‌شود که بانک‌های موردبررسی به‌طور متوسط از شاخص خلق نقدینگی به میزان ۰/۰۰۱ با انحراف معیار ۰/۱۹ برخوردار بوده‌اند. در نهایت، نتایج نشان می‌دهد که متغیر تنوع درآمدی غیربهره‌ای به‌طور متوسط ۲۶ درصد بوده و پراکندگی داده‌ها در این متغیر زیاد نیست.

جدول ۲

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	حداقل	حداکثر	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
خلق نقدینگی	*Liquidity Creation*	۰/۰۰۱	۰/۳۲ـ	۰/۹۸	۰/۱۹	۲/۱۷	۱۰/۳
قدرت بازاری	*Market Power*	۰/۷۴	۰/۰۱	۰/۹۹	۰/۲۵	۲/۱۲ـ	۷/۵
تنوع درآمدی	HHINON	۰/۲۶	۰/۰۱	۰/۵۰	۰/۱۲	۰/۰۱ـ	۱/۸۶

منبع: یافته‌های محقق

۴. ۲ آزمون مانایی

با توجه به محدودبودن اطلاعات آماری در نظام بانکی از نظر دورهٔ زمانی، یکی از روش‌هایی که برای رفع این مشکل پیشنهاد شده استفاده از داده‌های تابلویی برای افزایش حجم نمونه و آزمون ریشهٔ واحد در داده‌های ترکیبی است؛ بنابراین به‌منظور جلوگیری از برآورد رگرسیون کاذب و گمراه‌کننده‌بودن نتایج رگرسیون‌ها پیش از برازش مدل، ضروری است که آزمون مانایی متغیرها در معادلات رگرسیون انجام شود. به‌منظور سنجش مانایی متغیرها، از آزمون فیلیپس پرون استفاده شده است. در این آزمون، فرضیهٔ صفر مبنی بر عدم مانایی رد می‌شود و بیانگر مانایی متغیر است؛ بنابراین با توجه به سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ و با رد فرضیهٔ

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

صفر وجود ریشهٔ واحد و نامانایی رد می‌شود. نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که تمام متغیرها با داشتن سطح معناداری زیر ۰/۰۵، فاقد ریشهٔ بوده واحد و مانا هستند.

جدول ۳

آزمون ریشهٔ واحد (مانایی) متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	آمارهٔ فیلیپس پرون[1]	سطح معناداری
خلق نقدینگی	*Liquidity Creation*	۱۱۶/۹۱	۰/۰۰۰۰
قدرت بازاری	*Market Power*	۷۸/۸۴	۰/۰۰۰۰
تنوع درآمد (غیربهره‌ای)	HHINON	۱۰۹/۴۹	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های محقق

۳.۴ برآورد مدل

ابتدا به‌منظور تشخیص و انتخاب روش صحیح بین روش تجمیعی و اثرات ثابت، آزمون چاو انجام شد. در این فرضیه، صفر حاکی از وجود اثرات تجمعی و فرضیهٔ مقابل نشان‌دهندهٔ داده‌های تابلویی است. همان‌طور که در جدول ۴ ملاحظه می‌شود، سطح معناداری آمارهٔ F لیمر برای هر سه مدل کمتر از ۰/۰۵ بوده است. بنابراین برای برآورد مدل، باید از داده‌های تابلویی استفاده شود. در مرحلهٔ بعد، آزمون هاسمن انجام شد. فرضیهٔ صفر در آزمون هاسمن دال بر اثرات تصادفی و فرضیهٔ مقابل نشان‌دهندهٔ تأیید روش اثرات ثابت است. نتایج نشان می‌دهد که برای هر سه مدل، سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ بوده و حاکی از آن است که مدل اثرات ثابت به‌عنوان مدل ارجح برای برآورد مدل‌های پژوهش در نظرگرفته می‌شود.

[1] Philips-Peron

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

جدول ۴

نتایج آزمون چاو و هاسمن

مدل	آزمون	نماد	آماره	سطح معناداری	مدل نهایی
مدل ۱	آزمون اثرات ثابت چاو	F لیمر	۲/۳۲	۰/۰۰۲۱	روش داده‌های تابلویی پذیرفته شد
	آزمون اثرات تصادفی هاسمن	λ^2	۲۰/۹۰	۰/۰۰۰۱	روش اثرات ثابت پذیرفته شد
مدل ۲	آزمون اثرات ثابت چاو	F لیمر	۲/۴۱	۰/۰۰۳۶	روش داده‌های تابلویی پذیرفته شد
	آزمون اثرات تصادفی هاسمن	λ^2	۲۵/۰۶	۰/۰۰۰۰	روش اثرات ثابت پذیرفته شد
مدل ۳	آزمون اثرات ثابت چاو	F لیمر	۲/۹۴	۰/۰۰۰۴	روش داده‌های تابلویی پذیرفته شد
	آزمون اثرات تصادفی هاسمن	λ^2	۵۲/۴۷	۰/۰۰۰۰	روش اثرات ثابت پذیرفته شد

منبع: یافته‌های محقق

سپس برای تعیین وقفهٔ بهینهٔ الگوی اقتصادسنجی، کلیهٔ متغیرها در قالب مدل خودرگرسیون برداری برازش شد. براساس معیار آکائیک و شوارتز بیزین، تعداد وقفهٔ بهینه یک در نظر گرفته شده است. در مرحلهٔ بعد با استفاده از مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته، معناداری ضرایب مدل‌ها موردسنجش و برازش قرار گرفت که نتایج آن در جدول ۵ به این شرح آورده شده است: سطح معناداری مقدار آمارهٔ J برای هر سه مدل به‌ترتیب ۰/۵۳، ۰/۱۲ و ۰/۴۰ بزرگ‌تر از ۰/۰۵ بوده است؛ بنابراین، فرضیهٔ صفر مبتنی بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبربودن ابزارها رد نمی‌شود. همبستگی مرتبهٔ اول و عدم همبستگی مرتبهٔ دوم میان جملات خطا برای هر سه مدل برقرار است. همان‌طور که انتظار می‌رفت، خلق نقدینگی در دورهٔ گذشته در خلق نقدینگی دورهٔ جاری اثر مثبت و معناداری دارد؛ به این معنی که خلق نقدینگی در سال گذشته باعث افزایش خلق نقدینگی در سال جاری می‌شود. همچنین، مشاهده می‌شود قدرت بازاری در دورهٔ قبل در خلق نقدینگی دورهٔ جاری با برخورداری از ضریب ۰/۳۴ــ و سطح معناداری ۰/۰۰۰۰ تأثیر منفی و معناداری دارد که با نتایج پژوهش کالدرون و شاک (۲۰۱۲)، هاینز ، ویل و گادلسکی (۲۰۱۳)، بوازیر، دگلینوسنشا و ولفا (۲۰۱۸) و دنگ (۲۰۲۲) سازگاری دارد. همچنین، نتایج حاکی از آن است که راهبرد تنوع درآمدی غیربهره‌ای بر خلق نقدینگی با داشتن ضریب ۰/۲۱ و سطح معناداری ۰/۰۰۰۰ از تأثیر مثبت و معناداری برخوردار است که با نتایج پژوهش هو (۲۰۱۹) همخوانی دارد.

همچنین، با توجه به تأثیر تنوع درآمد دورهٔ قبل در قدرت بازار بانک با ضریب ۰/۱۱ــ و سطح معناداری ۰/۰۰۰۰ نشان می‌دهد که افزایش درجهٔ تنوع درآمدی غیربهره‌ای دورهٔ گذشته سطح قدرت بازاری بانک را در سال جاری کاهش می‌دهد. این یافته با نتایج پژوهش زوآویی و زقلامی (۲۰۲۰) مطابقت دارد.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

جدول ۵

نتایج تخمین مدل با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

متغیر وابسته	متغیر توضیحی	Cofficient-GMM	t-GMM	pvalue-GMM
$Liquidity\ Creation$	$Liquidity\ Creation_{t-1}$	۰/۳۸	۹/۶۰	۰/۰۰۰۰
	$Market\ Power_{t-1}$	ـ۰/۳۴	ـ۴/۷۹	۰/۰۰۰۰
	$HHINON_{t-1}$	۰/۲۱	۸/۸۳	۰/۰۰۰۰
J-Statistic		۱۰/۸۷	AR(1)	۰/۰۰۰۰
prob		۰/۵۳	AR(2)	۰/۱۴۷۵
$Market\ Power$	$Liquidity\ Creation_{t-1}$			
	$Market\ Power_{t-1}$			
	$HHINON_{t-1}$			
J-Statistic			AR(1)	
prob			AR(2)	
$HHINON$	$Liquidity\ Creation_{t-1}$			
	$Market\ Power_{t-1}$			
	$HHINON_{t-1}$			
J-Statistic			AR(1)	
prob			AR(2)	

منبع: یافته‌های محقق

در مرحلهٔ بعد، آزمون ثبات یا پایداری مدل موردبررسی قرارگفت. این آزمون به این امر اشاره می‌کند که مدل معکوس‌پذیر بوده و شامل بی‌نهایت بردار میانگین متحرک است که می‌تواند برای تفسیر توابع تکانهٔ آنی و تجزیه‌وتحلیل واریانس به‌کار برده شود. در واقع برای به‌دست‌آوردن تعادل بلندمدت، لازم است سیستم پایدار باشد. مقادیر ویژهٔ این مدل به‌ترتیب ۰/۹۳، ۰/۵۵ و ۰/۴۲ بوده که کمتر از یک بوده است و لذا شرط پایداری مدل خودرگرسیون برداری تابلویی برقرار است.

با توجه به اینکه ضرایب مدل خودرگرسیون برداری به‌تنهایی قدرت تفسیر ندارند، از آزمون علیت گرنجری، توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه‌وتحلیل واریانس به منظور ارائه تفاسیر بیشتر و دقیق‌تر استفاده می شود.

با توجه به اینکه در الگوی خودرگرسیون برداری سه متغیر وجود دارد (سه معادله)، آزمون علیت گرنجر شامل سه بخش است. در آزمون علیت گرنجر فرضیهٔ صفر مبنی بر فقدان رابطهٔ علّی بین متغیرهاست و در فرضیهٔ مقابل اگر سطح معناداری آزمون کای دو کمتر از ۰/۰۵

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

باشد، این نتیجه استدلال می‌گردد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد بین متغیرها رابطهٔ علّی وجود دارد. همان‌طور که در جدول ۶ نشان داده می‌شود، قدرت بازاری با برخورداری از سطح معناداری ۰/۰۰۰۷ علت خلق نقدینگی است. اما بین راهبرد تنوع درآمدی غیربهره‌ای و خلق نقدینگی رابطهٔ علّی وجود ندارد (۰/۹۳۸۵). همچنین، نتایج حاکی از آن است که راهبرد تنوع درآمدی غیربهره‌ای با داشتن سطح معناداری ۰/۰۴۲۰ علت قدرت بازاری نظام بانکی است. در نهایت، نتایج دو معادلهٔ اول نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی در سمت راست معادله به‌صورت توأمان علیت گرنجر خلق نقدینگی و قدرت بازاری نظام بانکی هستند.

جدول ۶

نتایج آزمون علیت گرنجر

متغیر وابسته		آماره کای دو	درجه آزادی	سطح معناداری
Liquidity Creation	*Market Power*	۱۱/۳۸	۱	۰/۰۰۰۷
	HHINON	۰/۰۰۵	۱	۰/۹۳۸۵
	ALL	۱۲/۳۱	۲	۰/۰۰۲۱
Market Power	HHINON	۴/۱۳	۱	۰/۰۴۲۰
	Liquidity Creation	۳/۲۶	۱	۰/۰۷۰۸
	ALL	۵/۶۳	۲	۰/۰۵۹۸
HHINON	*Market Power*	۱/۷۱	۱	۰/۱۹۰۰
	Liquidity Creation	۰/۰۰۸	۱	۰/۹۲۵۳
	ALL	۲/۳۷	۲	۰/۳۰۵۵

منبع: یافته‌های محقق

در ادامه، آزمون تجزیهٔ واریانس انجام می‌شود که تجزیهٔ واریانس قدرت نسبی زنجیرهٔ علیت گرنجر یا درجهٔ برون‌زایی متغیرها را فراتر از دورهٔ زمانی اندازه‌گیری می‌کند. در این روش، مشخص می شود که به طور نسبی میزان سهم و اهمیت یک تکانه ناشی از یک متغیر، در تغییرات خودش و تغییرات سایر متغیرها چقدر است. نتایج حاصل از تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی برای متغیرهای موردمطالعه در یک دورهٔ ۱۵ ساله در جدول ۷ آورده شده است. نتایج نشان می‌دهد که در ۵ سال اول حدود ۱۶ درصد از تغییرات خلق نقدینگی توسط تغییرات قدرت بازاری توضیح داده شده است و حدود ۸۳ درصد از آن توسط تغییرات خود خلق نقدینگی و حدود ۰/۸ درصد آن تحت‌تأثیر راهبرد تنوع درآمدی (غیربهره‌ای) است. در سال دهم، قدرت بازاری حدود ۲۵ درصد از تغییرات خلق نقدینگی را نشان می‌دهد که این مقدار در سال پانزدهم به ۲۹ درصد افزایش پیدا کرده است. همچنین، در سال دهم راهبرد

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

تنوع حدود ۲/۸ درصد از خلق نقدینگی را تحت‌تأثیر قرار داده که در سال پانزدهم به ۳/۶ درصد افزایش یافته است. نتایج تجزیهٔ واریانس قدرت بازاری هم حاکی از آن است که در ۵ سال اول حدود ۸۱ درصد از تغییرات قدرت بازاری توسط خود قدرت بازاری توضیح داده شده است و حدود ۵ درصد از آن تحت‌تأثیر راهبرد تنوع درآمدی (غیربهره‌ای) است. در سال دهم، راهبرد تنوع حدود ۸ درصد از تغییرات قدرت بازاری را نشان می‌دهد که این مقدار در سال پانزدهم افزایش جزئی داشته و به ۸/۳ درصد رسیده است.

جدول ۷

نتایج تجزیهٔ واریانس متغیرهای پژوهش

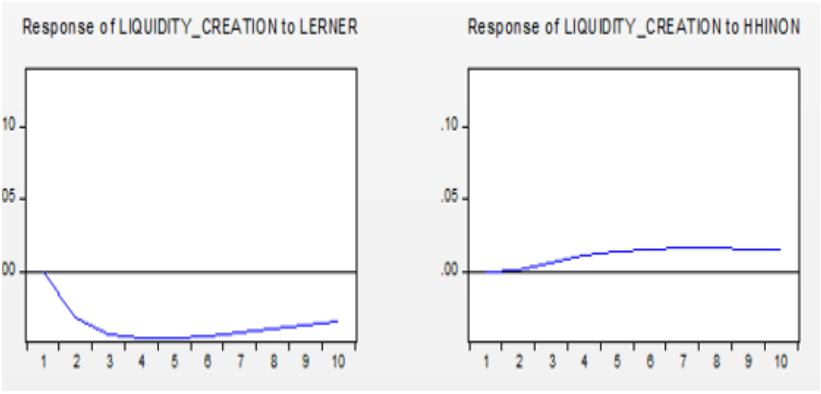
تجزیهٔ واریانس خلق نقدینگی			
دوره	خلق نقدینگی	قدرت بازاری	تنوع درآمدی
۵	۰/۸۳	۰/۱۶	۰/۰۰۸۵
۱۰	۰/۷۱	۰/۲۵	۰/۰۲۸۰
۱۵	۰/۶۷	۰/۲۹	۰/۰۳۶۰
تجزیهٔ واریانس قدرت بازاری			
دوره	خلق نقدینگی	قدرت بازاری	تنوع درآمدی
۵	۰/۱۲	۰/۸۱	۰/۰۵۹
۱۰	۰/۱۶	۰/۷۵	۰/۰۸
۱۵	۰/۱۸	۰/۷۳	۰/۰۸۳

منبع: یافته‌های محقق

در نهایت در شکل ۱، نتایج توابع عکس‌العمل آنی آورده شده است. این توابع اساس نمایش میانگین متحرک سیستم بوده و اثر یک تکانهٔ (انحراف معیار استاندارد) وارد بر یک جمله اخلال را بر مقادیر جاری و آتی متغیرهای درون‌زا نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، تأثیر تکانهٔ قدرت بازاری به‌اندازهٔ یک انحراف معیار بر خلق نقدینگی در دوره‌های اول با شدت بیشتری کاهشی بوده است و در میان‌مدت، از شدت اثرات منفی آن کاسته شده است؛ به‌طوری که در بلندمدت به صفر خواهد رسید. همچنین، اثر تکانهٔ راهبرد تنوع درآمدی به میزان یک انحراف معیار بر خلق نقدینگی فزاینده بوده و تقریباً از میان‌مدت (سال چهارم) اثر این تکانه به صفر می‌رسد.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]



شکل ۱. واکنش خلق نقدینگی به تکانهٔ واردشده از ناحیهٔ قدرت بازاری و راهبرد تنوع درآمدی

منبع: نتایج تحقیق

۵ بحث و نتیجه‌گیری

پس از بحران‌های مالی جهانی۲۰۰۷ـ۲۰۰۹ ، خلق نقدینگی در نظام بانکی یکی از موضوعات داغ و بحث‌برانگیز است. نظریهٔ واسطه‌گری مالی نشان می‌دهد که از اهداف مهم عملکردی بانک‌ها در اقتصاد، خلق نقدینگی و به‌تبع تأمین بودجه لازم برای سرمایه‌گذاری و ارائه سایر خدمات مالی به مشتریان است. براین‌اساس، بانک‌ها می‌توانند با تأمین‌مالی دارایی‌های غیرنقد از محل بدهی‌های نقد به ایجاد نقدینگی بپردازند که این امر نقش مهمی در تحریک اقتصاد دارد. از سوی دیگر، هم‌زمان با رشد رقابت بین بانک‌ها و به‌تبع پیشرفت‌های فنّاورانه و نوآوری‌های مالی در دهه‌های اخیر، موجب شد بانک‌ها گرایش بیشتری به‌سمت راهبردهای تنوع‌بخشی پیدا کنند. ازاین‌رو در این پژوهش، به بررسی تأثیر قدرت بازاری بانک و راهبرد تنوع درآمدی (غیربهره‌ای) در خلق نقدینگی طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۹ـ۱۳۹۴ پرداخته شد. بدین‌منظور، از رویکرد خودرگرسیون برداری تابلویی استفاده شد. نتایج حاصل از برآورد مدل به روش GMM حاکی از آن است که با کاهش قدرت بازاری یا افزایش رقابت در نظام بانکی، خلق نقدینگی افزایش می‌یابد. علت این امر را می توان این گونه تبیین کرد که افزایش رقابت یا کاهش قدرت بازاری بانک در سیاست‌های قیمت‌گذاری بانک تأثیر می‌گذارد طوری که افزایش رقابت، کاهش نرخ وام و افزایش نرخ سپرده را به دنبال داشته و به تبع تقاضا برای وام و سپرده افزایش می‌یابد. در واقع با افزایش رقابت میل به دسترسی به اعتبارات با نرخ پایین‌تر افزایش یافته و دریافت اعتبار را مقرون به صرفه تر خواهد

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

کرد. در نتیجه، یافته‌های این پژوهش با دیدگاه کانال قیمت همخوانی دارد. نتایج این پژوهش با یافته‌های کالدرون و شاک (۲۰۱۲)، هاینز ، ویل و گادلسکی (۲۰۱۳)، بوازیر ، دگلینوسنشا و ولفا (۲۰۱۸) و دنگ (۲۰۲۲) مطابقت دارد؛ بنابراین، سیاست‌های حامی و تقویت‌کنندهٔ رقابت در صنعت بانکداری می‌تواند تأمین و خلق نقدینگی توسط بانک‌ها را افزایش دهد. همچنین، نتایج نشان داد که راهبرد تنوع درآمدی غیربهره‌ای بر خلق نقدینگی از تأثیر مثبت و معناداری برخوردار است که هو و وو (۲۰۱۹) نیز به نتایج مشابهی دست یافته بودند. در ادامه، نتایج آزمون نشان داد که راهبرد تنوع درآمدی بدون بهره‌ای دورهٔ گذشته بر قدرت بازاری تأثیر منفی و معناداری دارد که این یافته نیز با نتایج پژوهش زوآویی و زقلامی (۲۰۲۰) مطابقت دارد. علت این امر را می‌توان این‌گونه استدلال کرد که تنوع ممکن است منجر به پراکندگی منابع و صلاحیت‌های مدیریتی شود. دامنهٔ وسیع‌تری از مدل‌های تجاری بین فعالیت‌های بانکی غیرسنتی ممکن است انرژی، زمان، و منابع مدیریت بانک را بیش‌ازحد مصرف کند و هزینه‌های بیشتری را برای نظارت، یکپارچه‌سازی، و هماهنگی فعالیت‌های متنوع آن ایجاد کند. به‌نوبهٔ خود، این ممکن است منجر به ازدست‌دادن توانایی مدیریتی به منظور تعیین قیمت‌های فرصت‌طلبانه برای خدمات مالی شود و بنابراین قدرت بازار بانک را کاهش می‌دهد. از سوی دیگر، ایجاد تنوع درآمدی غیربهره‌ای در یک بخش جدید بازار نیاز به مجموعه مهارت‌های خاص جدید دارد. کمبود تخصص در زمینهٔ جدید ممکن است یک عقبگرد برای بانک‌ها باشد. در آزمون علیت گرنجر نتایج حاکی از وجود رابطهٔ علّی بین قدرت بازاری و خلق نقدینگی است. همچنین، نتایج نشان داد که بین راهبرد تنوع درآمدی و قدرت بازاری نظام بانکی نیز رابطهٔ علّی وجود دارد. نتایج حاصل از برآورد مدل خودرگرسیون برداری تابلویی نیز نشان داد که در بلندمدت قدرت بازاری نسبت به راهبرد تنوع درآمدی بدون بهره‌ای سهم بیشتری در پیش‌بینی خلق نقدینگی ایفا می‌کند. در تبیین استدلال این امر می‌توان اذعان داشت که حفظ و بقای هر کسب‌وکاری در دنیای رقابتی حاضر در گرو کسب مزیت رقابتی است. چنین مزیتی می‌تواند در قالب قدرت بازاری مطلوب در میان کسب‌وکارها نمود پیدا کند. دستیابی به یک جایگاه قدرت بازاری مطلوب برای هر کسب‌وکاری به‌طور عام و شبکهٔ بانکی به‌طور خاص امری است که در میان‌مدت و بلندمدت تأثیر عمیق‌تری نسبت به راهبردهایی همچون راهبردهای تنوع درآمدی دارد که در محدودهٔ زمانی خاص اتخاذ، اجرا، و ثمربخش واقع می‌شود. سیاست‌گذاران و قانون‌گذاران می‌توانند با اعمال سیاست‌های نظارتی، قوانین مؤثری را در جهت ملزم‌کردن بانک‌ها به رعایت حداقل‌هایی برای حفظ ثبات نظام مالی وضع کنند تا بدین‌وسیله از اثرات شکنندهٔ رقابت بازاری جلوگیری شود. باید سازوکاری اتخاذ شود که با فعال‌کردن رابطهٔ بین بانک‌ها، تقویت بازار بین‌بانکی، و تعیین

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

سود بانکی شناور قدرت بازاری کاهش و رقابت افزایش یابد. همچنین، بانک‌ها می‌توانند با کسب تخصص و مهارت لازم در مدیریت راهبردهای تنوع درآمدی بدون بهره‌ای، از اثرات منفی فعالیت‌های غیرسنتی در قدرت بازاری در بانک‌ها بکاهند. سرانجام، دولت باید به‌دلیل رابطهٔ پیچیده بین تنوع درآمدی بانک و ایجاد نقدینگی، دستورالعمل‌ها و راهنمایی‌های هدفمندی را برای راهبردهای تنوع درآمدی غیربهره‌ای به بانک‌ها ارائه دهد. انجام این پژوهش با محدودیت‌هایی همراه بوده است. یکی از مهم‌ترین محدودیت‌ها نبودِ پایگاه دادهٔ مستقل و جامع برای بانک‌هاست. همچنین، به‌دلیل تعداد کم بانک‌ها با اطلاعات پیوسته طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۴ـ۱۳۹۹، پژوهش حاضر تنها توانست ۲۰ بانک را موردبررسی قرار دهد. با توجه به آنکه خلق نقدینگی برای نظام مالی و صنعت بانکداری و در واقع اقتصاد کشور بسیار بااهمیت است، پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی به بررسی تأثیر اندازه و ساختار بانک در رابطهٔ بین قدرت بازاری یا رقابت نظام بانکی و راهبردهای تنوع‌بخشی و خلق نقدینگی پرداخته شود.

فهرست منابع

اشرف، ر.، و کاویانی، م. (۱۳۹۹). تنوع‌سازی پرتفوی وام، ساختار بازار، و ثبات مالی بانک‌ها. *فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی بانکی*، ۱۲(۴۲)، ۶۰۱ـ۶۲۸.

اکبری، م.، فرخنده، م.، و ایاغ، ز. (۱۳۹۸). بررسی تأثیر رقابت در بازار محصول بر عملکرد مالی با تعدیل‌کنندگی کیفیت افشای اطلاعات: شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *مدیریت دارایی و تأمین‌مالی*، ۷(۲۴)، ۲۹ـ۴۴.

جلالی فراهانی،ع.، سرگلزایی، م.، دهقان نیری، ل.، غفاری نژید، ا. (۱۴۰۰). آثار و تبعات افزایش سرمایه بر خلق نقدینگی و اعتباردهی بانک‌ها. *فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی بانکی*، ۱۵(۱)، ۱۰۱ـ۱۲۱.

حسینی، ف.، مصطفوی، ف. (۱۳۹۵). اثر اندازه و تنوع درآمدها بر ریسک سیستمی بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *مدلسازی ریسک و مهندسی مالی*، ۱(۱) ۲۰ـ۳۶.

خیری، م. (۱۳۹۹). بررسی تنوع‌بخشی بانکی بر ارزش‌گذاری در بازار سهام ایران: رهنمودهایی برای بانک کشاورزی، تحقیقات اقتصاد کشاورزی، ۱۲(۴)، ۲۰۵ـ۲۱۶.

رضازاده کارسالاری، ف.، و سرگلزایی، م. (۱۳۹۸). تأثیر عملکرد بانکی بر خلق نقدینگی در سیستم بانکی. *فصلنامهٔ مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۶(۶۴)، ۱۱۳ـ۱۳۳.

شاهچرا، م.، و جوزدانی، ن. (۱۳۹۵). تنوع‌پذیری درآمدها و سودآوری در شبکهٔ بانکی کشور. *فصلنامهٔ سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۴(۱۴)، ۳۳ـ۵۲.

شاهچرا، م.، و طاهری، م. (۱۳۹۴). تأثیر ساختار سرمایهٔ بانکی بر نقش خلق نقدینگی بانک‌ها در اقتصاد ایران. *فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی بانکی*، ۸(۲۳)۵۹ـ۸۱.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

کمالیان، ن.، پورشهابی، ف.، و نظری، ع. (۱۳۹۹). نقش بحران بانکی در اثرگذاری تنوع درآمدی بر سودآوری صنعت بانکداری ایران. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۳(۴۸)، ۱۴۹ـ۱۶۴.

قلی‌زاده، م.، اکبری، م.، فرخنده، م.، و حبیبی، م. (۱۴۰۱). تأثیر راهبردهای تنوع درآمدی بر قدرت بازاری نظام بانکی. *مدیریت دارایی و تأمین‌مالی*، ۹(۱)، ۱ـ ۲۰.

مرادی،م.، خدادادکاشی، ف.، بیابانی، ج.، و غفاری، ه. (۱۳۹۶). تأثیر قدرت بازاری نظام بانکی، در اثرگذاری سیاست پولی از طریق کانال وام دهی بانک در ایران. *فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی و بانکی*، ۱۰(۳۳)، ۴۵۶ـ۴۲۹.

Abuzayed, B., Al-Fayoumi, N., & Molyneux, P. (2018). Diversification and bank stability in the GCC. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 57, 17-43.

Acharya, V. & Naqvi, H. (2012). The seeds of a crisis: A theory of bank liquidity and risk taking over the business cycle. *Journal of Financial Economics*, 106(2), 349-366

Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2): 277-297. https://doi.org/10.2307/2297968.

Ballester, L., González-Urteaga, A., & Martínez, B. (2020). The role of internal corporate governance mechanisms on default risk: A systematic review for different institutional settings. *Research in International Business and Finance*, *54*, 101293.

Bawazira, H., Degl'innocentia, M., & Wolfea, S. (2018). Bank market power and liquidity creation. *European Financial Management Association (EFMA) Library*.

Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Maksimovic, V. (2004). Bank competition and access to finance: International evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 627-648.

Berger, A. & Bouwman, C. (2017). Bank liquidity creation, monetary policy, and financial crises. *Journal of Financial Stability*, 30, 139-155.

Berger, A. N., Hasan, I., & Zhou, M. (2010). The effects of focus versus diversification on bank performance: Evidence from Chinese banks. *Journal of Banking & Finance*, 34(7), 1417-1435.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

Berger, A. & Bouwman, C. (2009). Bank liquidity creation. Review of Financial Studies, 22, 3779- 3837.

Blundell, R. & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87, (1): 115–143.

Boot, A.W. & Thakor, A.V. (2000). Can relationship banking survive competition? *The journal of Finance*, 55 (2), 679-713.

Calderon, C. & Schaeck, K. (2016). The effects of government interventions in the financial sector on banking competition and the evolution of zombie banks. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 51 (4), 1391-1436.

Carletti, E., & Leonello, A. (2012). Credit market competition and liquidity crises. *European University Institute Working Paper.*

Chatterjee, U. K. (2018). Bank liquidity creation and recessions. *Journal of Banking & Finance*, 90, 64-75.

Dang, V. D. (2022). Bank funding, market power, and the bank liquidity creation channel of monetary policy. *Research in International Business and Finance*, *59*, 101531.

Davydov, D., Vähämaa, S., & Yasar, S. (2021). Bank liquidity creation and systemic risk. Journal of Banking & Finance, 123, 106031.

Dell'Ariccia, G. & Marquez, R. (2004). Information and bank credit allocation. *Journal of Financial Economics*, 72, 185-214.

Duan, Y., & Niu, J. (2020). Liquidity creation and bank profitability. *The North American Journal of Economics and Finance*, *54*, 101250.

Gao, B., Li, J., Shi, B., & Wang, X. (2020). Internal conflict and bank liquidity creation: evidence from the belt and road initiative. Research in International Business and Finance, 53, 101227.

Hainz, C., Weill, L., & Godlewski, C. (2013). Bank competition and collateral: Theory and evidence. *Journal of Financial Services Research,* 44 (2), 131–148.

Hansen, L. P. & Singleton, K. J. (1996). Efficient estimation of linear asset-pricing models with moving average errors. *Journal of Business & Economic Statistics*, 14(1): 53-68.

Holtz-Eakin, D., Newey, W., & Rosen, H. S. (1988). Estimating vector auto regressions with panel data, *Econometrica*, 56, pp. 1371-1395.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

Horvath, R., Seidler, J., & Weill, L. (2016). How bank competition influences liquidity creation, *Economic Modelling,* 52, 155-161.

Hoang, C., Nguyen, L., Tran, M., & Hoang, T. (2020). The impact of income diversification on liquidity creation and financial performance of Vietnamese Commercial Banks. *Accounting*, 6(4), 553-568.

Ho, T. & Vo, Q. (2019). The relationship between market power and income diversity with ownership structure as a moderator – A study of Vietnamese commercial banks. *Asian Journal of Economics, Business and Accounting*, 10(3), 1–16.

Hou, X., Li, S., Li, W., & Wang, Q. (2018). Bank diversification and liquidity creation: Panel Granger-causality evidence from China. *Economic Modelling*, 71, 87-98.

Huang, S., Chen, W., & Chen, Y. (2018). Bank liquidity creation and CEO optimism, *Journal of Financial Intermediation*, 36, 101-117.

Jalali Farahani, A., Sargolzaee, M., Dehghan Nayeri, L., & Ghaffari Nejad, A. H. (2020). Effects of capital raising on liquidity creation and credit in the banking system of Iran. *Journal of Money and Economy*, 15(1), 101-121.

Jiang, L., Levine, R., & Lin, C. (2016). Competition and bank liquidity creation. *National Bureau of Economic Research.*

Kapoor, S., & Peia, O. (2021). The impact of quantitative easing on liquidity creation. Journal of Banking & Finance, 122, 105998.

Lin, Y., Shi, X., & Zheng, Z. (2020). Diversification strategy and bank market power: Does foreign ownership matter? *Applied Economics Letters*, 1-5.

Meslier, C., Tacneng, R., & Tarazi, A. (2014). Is bank income diversification beneficial? Evidence from an emerging economy. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 31, 97-126.

Pathan, S. & Faff, R. (2013). Does board structure in banks really affect their performance? *Journal of Banking & Finance,* 37(5), 1573-1589.

Petersen, M. A. & Rajan, R. G. (1995). The effect of credit market competition on lending relationships. *The Quarterly Journal of Economics*, 110, 407-443

Rezazadeh, F. & Sargolzaee, M. (2020). The impact of banking performance on liquidity creation in banking system. *Emprical Studies in Financial Accounting*, 16(64), 113-133.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]

Roodman, D. (2008). Practitioners' corner. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *71*(1), 0305-9049.

Sharma, S. & Anand, A. (2018). Income diversification and bank performance: Evidence from BRICS nations. *International Journal of Productivity and Performance Management*. , 67 (9), 1625,1639.

Toh, M. Y., & Jia, D. (2021). Do foreign ownership and home-host country distance matter? Evidence on the impact of bank market power on liquidity creation in a selected Southeast Asian country. *Research in International Business and Finance*, *56*, 101350.

Toh, M. Y., Gan, C., & Li, Z. (2020). Bank diversification, competition and liquidity creation: Evidence from Malaysian banks. *The Singapore Economic Review*, 65(04), 1127-1156.

Wang, C., & Lin, Y. (2021). Income diversification and bank risk in Asia Pacific. The North American Journal of Economics and Finance, 57, 101448.

Wu, J., Guo, M., Chen, M., & Jeon, B. N. (2019). Market power and risk-taking of banks: Some semiparametric evidence from emerging economies. Emerging Markets Review, 41, 100630.

Yeddou, N. & Pourroy, M. (2020). Bank liquidity creation: Does ownership structure matter? *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 78, 116-131.

Zarutskie, R. (2006). Evidence on the effects of bank competition on firm borrowing and investment. *Journal of Financial*, 81(3), 503- 537.

Zouaoui, H., & Zoghlami, F. (2020). On the income diversification and bank market power nexus in the MENA countries: Evidence from a GMM panel-VAR approach. *Research in International Business and Finance*, 52, 101186.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.53.6.9]