فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی
سال هفتم، شماره ۲۱، پاییز ۱۳۹۳
صفحات ۴۰۷-۴۲۳

تأثیر چرخه‌های تجاری بر سرمایه پشتیبان در نظام بانکی ایران

مهشید شاهچرا [*] **علی حسن‌زاده** [†]
سیمین‌السادات میرهاشمی [‡]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۳/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۰/۱۱

چکیده

در این مطالعه تأثیر چرخه‌های تجاری بر سرمایه پشتیبان و تأثیر سرمایه پشتیبان بر کانال وام‌دهی بانک‌ها بررسی می‌شود. به این منظور به برآورد دو مدل با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و داده‌های مربوط به دوره ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۹ می‌پردازیم. نتایج نشان می‌دهد که نرخ ذخیره قانونی (به‌عنوان شاخص سیاست پولی)، شاخص چرخه‌های تجاری، اندازه بانک‌ها (لگاریتم دارایی‌های کل) و مطالبات معوق اثر معکوس و معنادار و حقوق صاحبان سهام و سرمایه پشتیبان بانک‌ها در دوره قبل اثر مثبت و معناداری بر سرمایه پشتیبان بانک‌ها دارند. همچنین، متغیرهای سرمایه پشتیبان بانک، نرخ رشد وام‌دهی در دوره قبل و شاخص چرخه تجاری ارتباط مثبت و معناداری با متغیر نرخ رشد وام‌دهی دارند.

واژه‌های کلیدی: رونق، رکود، گشتاورهای تعمیم‌یافته
طبقه‌بندی JEL: E32، E59، C23

[*] استادیار گروه بانکداری، پژوهشکده پولی و بانکی؛ mahshidshahchera@yahoo.com (نویسنده مسئول)
[†] دانشیار پژوهشکده پولی و بانکی؛ ali_hasanzadeh1968@yahoo.com
[‡] کارشناس ارشد بانک سپه؛ siminmirhashemi@yahoo.com

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

۱ مقدمه

پس از حدود ۳۰ سال از زمان نخستین تنظیم قوانین و مقررات در بانک‌ها تغییرات گسترده‌ای در این قوانین و مقررات ایجاد شده است. کمیته بال در سال ۱۹۷۴ در بانک تسویه بین‌المللی محل ملاقات بانکداران مرکزی بعد از جنگ جهانی اول پایه‌ریزی شده بود که نخستین بیانیه خود را با عنوان بیانیه بال ۱ در سال ۱۹۸۸ ارائه داد. در سال ۱۹۹۲ ابزارهای کامل بال ۱ تعیین‌شده و در سال ۱۹۹۶ و ۱۹۹۷ پیشنهادات اصلاحی در مورد ریسک‌های بازار منتشر شد. پس از آن در سال ۲۰۰۴ برای ترویج امنیت و سلامت نظام مالی و حفظ سطح کلی سرمایه کنونی در نظام‌های مالی، گسترش شرایط تعادلی و رقابت در بازارهای مالی، ارائه رویکرد جامع‌تر برای شناسایی ریسک‌ها و کنترل آنها بیانیه بال ۲ منتشر شد. البته در سال‌های ۲۰۰۶ و ۲۰۰۷ ابزارها و روش‌های پیشرفته برای پیاده‌سازی بال ۲ نیز ارائه شد. در سال ۲۰۰۹ با وجود بحران مالی بین‌المللی انتشار متن پیشنهادی بال ۳ در دستورکار قرارگرفت. در اواخر سال ۲۰۱۰ گروه بیست با بال ۳ موافقت نمودند.

در سال ۲۰۱۳ پیاده‌سازی بال ۳ شروع شده و در سال ۲۰۱۹ نیز ابزارهای کامل بیانیه بال ۳ ارائه خواهد شد. هدف از بال ۳ قوّت بخشیدن به شفافیت بانکی است. البته علی‌رغم منافع بسیاری که برای بال ۳ از جمله افزایش جذب زیان‌ها، مدیریت بهتر ریسک‌ها و ایجاد اهرم‌های مالی مناسب برای شرایط چرخه‌ای بیان‌شده، می‌توان به هزینه‌هایی مانند کاهش کارایی واسطه‌های مالی و عرضه اعتبارات و رشد کوتاه‌مدت تولید ناخالص ملی اشاره نمود.

از میان دلایل گوناگونی که نظام بانکی باعث تقویت و شدت یافتن بیشتر بحران مالی بین‌المللی شد، می‌توان به موارد زیر اشاره نمود :

۱) عدم‌وجود ظرفیت‌های کافی برای جذب تکانه‌ها به علت:
   - میزان اتکا به وام بیش از اندازه
   - سرمایه ناکافی و با کیفیت پایین
   - سپر حمایتی نقدی ناکافی
۲) فرایند ضداهرمی چرخه‌ای
۳) ارتباطات داخلی با مؤسسات مالی بزرگ بین‌المللی

در بیانیه بال ۲ بعضی از ابزارها نتوانستند زیان‌های موجود را برای بانک‌ها در زمان خاص جذب نمایند و چهارچوب‌های تعیین‌شده اوزان ریسک‌ها در بال ۲ پوشش کاملی از ریسک‌ها را انجام نداده، ازاین‌رو بال ۳ سعی نمود تا پوشش ریسکی در دفتر معاملاتی بانک‌ها مورد توجه بیشتری قرار داده و سرمایه لازم برای پوشش ریسک‌های طرف مقابل را

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

نیز افزایش دهد. به علت آن‌که در بحران مالی بین‌المللی اخیر بدهی‌های بانکی مشکلات عدیده‌ای را برای بانک‌ها در جهان ایجاد کرد، نسبت بدهی نیز در بال ۳ درنظرگرفته شد.

پیش از بحران برخی از بانک‌ها سود سهام خود را بین سهام‌داران خود توزیع می‌کردند علی‌رغم اینکه سطوح سرمایه‌ای آنها در حال کاهش باشد. بنابراین، برای رفع این مشکل در بیانیه بال ۳ سطح پوشش حمایتی درنظرگرفته شد که بانک‌ها باید پیش از توزیع سود به آن توجه نمایند. کاهش پنهانی ارزش دارایی‌ها و وجود برخی از ریسک‌ها، زیان‌هایی را طی چرخه‌های تجاری برای بانک‌ها به‌وجود می‌آورد که بال ۳ را بر آن داشت تا سطح پوشش سرمایه‌ای ضدچرخه‌ای را معرفی نماید که در هنگام رونق اقتصادی افزایش و در زمان رکود اقتصادی کاهش می‌یابد.

ارتباطات داخلی مؤسسات مالی بزرگ موجب کاهش کیفیت اعتباری آن مؤسسات می‌شود، ازاین‌رو، بال ۳ سرمایه بیشتری برای منابع در معرض ریسک قرار داد. برای جلوگیری از کاهش در ارزش تأمین مالی‌های نقدی بانک‌ها نسبت‌های تأمین مالی خالص و نسبت نقدینگی را نیز استفاده می‌کنند. در بال ۲ الزامات سرمایه‌ای و نسبت کفایت سرمایه بر اساس دارایی‌های موزون‌شده با ریسک درنظرگرفته شده است. ریسک‌های درنظرگرفته شامل ریسک‌های اعتباری و عملیاتی و بازار بوده که همه این ریسک‌ها با چرخه‌های تجاری در ارتباط هستند. با افزایش ریسک‌های بانکی، بانک‌ها با زیان‌های غیرمنتظره روبه‌رو شده و برای جبران این زیان‌ها نیازمند سرمایه کافی هستند. ازاین‌رو در این مقاله سعی شده است ارتباط میان چرخه‌های تجاری و سرمایه پشتیبان در بانک‌های ایرانی بررسی شود. به این منظور، ارتباط بین چرخه‌های اقتصادی و سرمایه پشتیبان که توسط بانک‌ها در ایران نگه‌داری می‌شوند و اثر سیاست پولی بر سرمایه پشتیبان و اثرات چنین سرمایه‌ای بر رشد وام‌دهی بانکی مورد تجزیه‌وتحلیل قرارگرفته است.

این مقاله در هشت بخش تهیه شده است. پس از مقدمه و در بخش ۲ پیشینه پژوهش معرفی می‌شود. در بخش ۳ به بررسی سرمایه پشتیبان شبکه بانکی پرداخته می‌شود. بخش ۴ مبانی نظری و بخش ۵ مدل‌های پژوهش را ارائه می‌کنند. در بخش ۶ نتایج آزمون‌های مانایی و در بخش ۷ برآورد مدل‌ها گزارش می‌شود. بخش ۸ به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲ پیشینه پژوهش

بانکداری قطعاً یکی از قانون‌مندترین حرفه‌ها در جهان است و مقررات مربوط به سرمایه بانک‌ها یکی از جنبه‌های مربوط به چنین مقرراتی است. به‌طورکلی، قوانین و مقررات بانکی بر اساس حفظ ثبات مالی، وجود شکست‌های بازاری و ناتوانی سپرده‌گذاران در نظارت بر

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

بانک‌ها توجیه می‌شوند (سانتوس[1]، ۲۰۰۱). گویدارا، لای و سومان[2] (۲۰۱۱) به بررسی ارتباط میان سود و ریسک بانکی و سرمایه پشتیبان با توجه به چرخه‌های تجاری در میان بانک‌های کانادا پرداخته‌اند. در این مطالعه بانک‌های بزرگ کانادایی طی سال‌های ۱۹۸۲ تا ۲۰۱۰ مورد بررسی قرار گرفته‌اند و با بررسی رفتار چرخه‌ای آنها این نتیجه به‌دست آمده است که این بانک‌ها به میزان مناسبی سرمایه پشتیبان را در دوره بحران اخیر نگهداری نموده‌اند.

جوکیپی و میلن[3] (۲۰۰۶) با استفاده از داده‌های تابلویی و تقسیم بندی بانک‌ها به انواع بانک‌ها مانند بانک‌های تجاری و پس‌انداز و یا تعاونی، در سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۴ به بررسی رفتار چرخه‌ای سرمایه با پشتیبان در بانک‌های اروپایی پرداخته‌اند. بر اساس نتایج آنها رابطه مثبت و معنی‌داری میان سرمایه پشتیبان و چرخه‌های تجاری وجود دارد. البته این رابطه بر اساس اندازه و نوع بانک‌ها متفاوت است.

آیوسا، پرز و سارینا[4] (۲۰۰۴) نیز به بررسی ارتباط میان چرخه‌های تجاری و سرمایه پشتیبان در کشور اسپانیا در سال‌های ۱۹۸۶ تا ۲۰۰۰ پرداخته‌اند و نشان داده‌اند که رابطه مثبت میان چرخه‌های تجاری و سرمایه پشتیبان وجود دارد. لیندکوئیست[5] (۲۰۰۴) و استولز و ودوو[6] (۲۰۰۵) نیز با بررسی رفتار چرخه‌ای سرمایه پشتیبان در سال‌های ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۳ در بانک‌های آلمان به این نتیجه دست یافته‌اند که سرمایه پشتیبان در دوران رکود اقتصادی افزایش و در دوران رونق کاهش می‌یابد. از دلایل مطرح‌شده توسط آنها نیز می‌توان به تحت‌تأثیر قرارداشتن تقاضای وام از چرخه‌های تجاری اشاره نمود.

فونسکا و گونزالز[7] (۲۰۰۹) در مقاله خود عوامل مؤثر بر سرمایه پشتیبان را با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا در ۷۰ کشور مختلف مورد تجزیه‌وتحلیل قرار داده‌اند. بر اساس نتایج آنها سرمایه پشتیبان در ارتباط مثبت با هزینه‌های سپرده‌ها و ساختار بازار بانکی است. البته این موضوع در کشورهای مختلف نیز به ساختار قوانین و مقررات بانکی آنها بستگی دارد. در این مقاله با استفاده از متغیرهای سیاسی در مدل تأثیر محدودیت‌ها و قوانین و مقررات در هر کشور بر سرمایه پشتیبان نشان داده شده است.

---

[1] Santos
[2] Guidara, Lai & Soumane
[3] Jokipii & Milne
[4] Ayuso, Perez & Saurina
[5] Lindquist
[6] Stolz & Wedow
[7] Fonseca & Gonzalez

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

بوسینا[1] (۲۰۰۸) در مطالعه خود روی سرمایه پشتیبان، عوامل مؤثر بر سرمایه پشتیبان را در کشور پرتغال تعیین نموده است. آواک و لواسر[2] (۲۰۰۷) در مقاله خود عوامل مؤثر بر سرمایه پشتیبان را با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا در کشورهای اروپای شرقی و مرکزی مورد تجزیه‌وتحلیل قرار داده‌اند. بر اساس نتایج آنها، سرمایه پشتیبان در ارتباط مثبت با ریسک‌های بانکی است و اندازه بانک‌ها نیز اثر منفی بر سرمایه دارند، به‌صورتی‌که بانک‌های بزرگ‌تر سرمایه پشتیبان کمتری نگهداری می‌کنند.

کارپنتر، وایت‌سل و زکراجسک[3] (۲۰۰۱) و هید[4] (۲۰۰۷) نیز در مطالعات خود بر این نکته تأکید داشته‌اند که حرکت همزمان و مثبت میان چرخه‌های تجاری و سرمایه بانکی وجود دارد.

چن و سو[5] (۲۰۱۱) رفتار چرخه‌ای سرمایه پشتیبان را در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه مورد بررسی قرار می‌دهد. سرمایه پشتیبان با توجه به متغیرهایی مانند اندازه بانک و انواع فعالیتهای بانک‌ها و شرایط مالی و اقتصادی با استفاده از روش داده‌های تابلویی در سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۹ برای ۱۷۱ کشور توسعه‌یافته و درحال‌توسعه تخمین زده شده است. از جمله نتایج به‌دست آمده می‌توان به ارتباط معکوس سرمایه پشتیبان با چرخه‌های تجاری اشاره نمود.

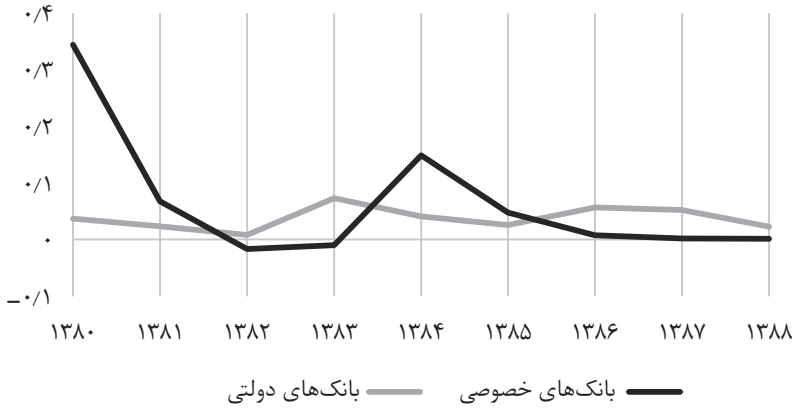
تاباک، نورنها و کجویرو[6] (۲۰۱۱) تأثیر سرمایه پشتیبان و رشد وام‌های بانکی را بر چرخه‌های تجاری با استفاده از داده‌های تابلویی در بانک‌های برزیلی در سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ تخمین‌زده است. بر اساس نتایج به‌دست آمده شوک‌های تولید ناخالص داخلی به ظرفیت وام‌دهی بانک‌ها تأثیر می‌گذارد و سرمایه بانک‌ها می‌تواند اثرات نامطلوب شوک‌های اقتصادی بر وام‌های بانکی را کاهش دهد.

[1] Boucinha
[2] Avack & Levasseur
[3] Carpenter, Whitesell & Zakrajsek
[4] Heid
[5] Chen & Hsu
[6] Tabak, Noronha & Cajueiro

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

۳ بررسی سرمایه پشتیبان بانک‌ها

شکل ۱ روند تغییرات سرمایه پشتیبان شبکه بانکی کشور را برای بانک‌های دولتی و خصوصی در سال‌های بین ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸به‌طور جداگانه به‌تصویر کشیده است. مطابق با این شکل روند نگهداری سرمایه پشتیبان در هر دو گروه بانک‌های دولتی و خصوصی بین سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۲ کاهشی بوده است، که این کاهش و افت سرمایه پشتیبان برای بانک‌های خصوصی بیشتر از بانک‌های دولتی است. در سال ۱۳۸۲ سرمایه پشتیبان بانک‌های خصوصی به نقطه کمینه خود رسیده است.



شکل ۱. روند سرمایه پشتیبان بانک‌ها در شبکه بانکی کشور

سرمایه پشتیبان بانک‌های دولتی بعد از کاهش در سال ۱۳۸۲ و رسیدن به نقطه کمینه یک روند افزایشی را دنبال نموده تا این که در سال ۱۳۸۳ به نقطه اوج خود رسیده است. اما بعد از سال ۱۳۸۲ سرمایه پشتیبان بانک‌های خصوصی یک روند افزایشی نسبتاً ملایمی در سرمایه پشتیبان خود را تا سال ۱۳۸۳ تجربه کردند که با این حال هنوز سرمایه پشتیبان این گروه از بانک‌ها به نقطه اوج خود نرسیده و هنوز میزان سرمایه پشتیبان اندک است. با توجه به نمودار پس از سال ۱۳۸۳ سرمایه پشتیبان بانک‌های دولتی روند ملایم کاهشی در سرمایه پشتیبان خود را تا سال ۱۳۸۵ دنبال می‌کنند و در این سال دوباره سرمایه پشتیبان این گروه از بانک‌ها به نقطه کمینه خود در سال ۱۳۸۲ بسیار نزدیک می‌شود.

این در حالی است که در بین سال‌های ۱۳۸۳ تا سال ۱۳۸۴ سرمایه پشتیبان بانک‌های خصوصی به‌شدت یک روند افزایشی داشته و در سال ۱۳۸۴ به نقطه اوج خود رسیده است،

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

که پس از رسیدن به نقطه اوج در سال ۱۳۸۴ مجدداً سرمایه پشتیبان بانک‌های خصوصی کاهش یافته و تا سال ۱۳۸۸ این روند کاهشی هم چنان ادامه دارد، اما بین سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۶ این روند کاهشی شدید است و در سال ۱۳۸۶ این روند کاهشی تا سال ۱۳۸۸ ملایم می‌شود. این در حالی است که بانک‌های دولتی بعد از سال ۱۳۸۵ با یک روند افزایشی در سرمایه پشتیبان خود مواجه‌اند به طوری که بین سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۸۷ سرمایه پشتیبان این گروه از بانک‌ها به نقطه اوج خود در سال ۱۳۸۳ بسیار نزدیک شده و پس از آن بانک‌های دولتی دوباره تا سال ۱۳۸۸ با یک روند ملایم کاهشی در سرمایه پشتیبان خود مواجه هستند.

به‌طورکلی، می‌توان مشاهده نمود که سرمایه پشتیبان بانک‌های خصوصی نسبت به بانک‌های دولتی با افزایش‌ها و کاهش‌های شدیدی در بین سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸ مواجه بوده‌اند در صورتی که بانک‌های دولتی به‌طور متوسط ثبات بیشتری در نگه‌داری سرمایه پشتیبان داشته‌اند.

۴ مبانی نظری

هدف اصلی مقاله بررسی ارتباط میان سرمایه پشتیبان و چرخه‌های تجاری است. برای تعیین معادله سرمایه پشتیبان، معادله اصلی سرمایه (رابطه ۱) در نظر گرفته می‌شود که در آن K_t سرمایه در پایان دوره t و I_t استهلاک است.

$$K_t = K_{t-1} + I_t \qquad (1)$$

بانک‌ها به سه دلیل سرمایه بانکی نگهداری می‌کنند:

۱) *نگهداری سرمایه برای جبران هزینه‌های تعدیل سرمایه*[1]: بانک‌ها ممکن است مقداری سرمایه را برای تعدیل و تنظیم سرمایه نگهداری کنند. سرمایه بانک‌ها بر اثر تغییرات درآمدی دچار تغییر می‌شود و هرچه این تغییرات در نسبت‌های سرمایه‌ای بیشتر باشد، بانک‌ها سرمایه بیشتری را نسبت به حداقل تعیین‌شده سرمایه قانونی نگهداری می‌کنند و این به معنای نگهداری سرمایه پشتیبان است.

[1] adjustment cost

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

۲) *نگهداری سرمایه برای جبران هزینه‌های ورشکستگی*[1]: بانک‌ها ممکن است مقداری سرمایه را برای کاهش احتمال ورشکستگی در نظر گیرند. هزینه‌های ورشکستگی شامل زیان‌های ناشی از ورشکستگی، زیان ازدست‌دادن شهرت و هزینه‌های مقرراتی و قانون‌گذاری در طی مراحل ورشکستگی بانک‌ها است. سرمایه بیشتر احتمال ورشکستگی بانک‌ها را کاهش می‌دهد و از آنجا که احتمال ورشکستگی بانک‌ها در ارتباط با ریسک‌های بانکی است متغیر ریسک جایگزینی برای هزینه‌های ورشکستگی در نظر گرفته می‌شود.

۳) نگهداری *سرمایه برای جبران هزینه‌های تأمین مالی*[2]: بانک‌ها ممکن است مقداری سرمایه را برای جبران هزینه‌های مستقیم بانک‌ها در نظر گیرند. نگهداری سرمایه بانک‌ها بستگی به هزینه فرصت نگهداری سرمایه در برابر سپرده‌های بانکی دارد. بازدهی سرمایه جایگزینی برای هزینه‌های تأمین مالی است.

بر اساس مطالعات آیوسا و همکاران (۲۰۰۴) با در نظر گرفتن این سه هزینه می‌توان معادله هزینه‌ها را به‌صورت رابطه ۲ در نظر گرفت.

$$Ct = (\alpha_t - \gamma_t)K_t + (۱/۲)\delta_t I_t^{۲} \qquad (۲)$$

به‌صورتی که α_t هزینه جبران سرمایه و γ_t هزینه ورشکستگی و δ_t هزینه تنظیم و تعدیل سرمایه‌ای است. با کمینه‌کردن تابع هزینه با توجه به محدودیت‌های روابط ۳ تا ۵ و با حل‌کردن دستگاه رابطه ۶ و به‌دست آوردن شرط مرتبه اول آن و با درنظر گرفتن حداقل سرمایه مقرراتی در بانک‌ها می‌توان معادله رابطه ۷ را نوشت.

$$Min\ E\ \sum_{i=۰}^{\infty} \beta^i\, C_{t+i} \qquad (۳)$$

$$Ct = (\alpha_t - \gamma_t)K_t + (۱/۲)\delta_t I_t^{۲} \qquad (۴)$$

$$K_t = K_{t-۱} + I_t \qquad (۵)$$

$$E_t(K_t) = K_{t-۱} + E_t(۱/\delta_t \sum_{i=۰}^{\infty} \beta^i.(\gamma_{t+i} - \alpha_{t+i})) \qquad (۶)$$

$$\Delta(K - \bar{K})_t = E_t(\frac{۱}{\delta_t}\sum_{i=۰}^{\infty} \beta^i\, \gamma_{t+i}) - E_t(\frac{۱}{\delta_t}\sum_{i=۰}^{\infty} \beta^i\, \alpha_{t+i}) + \varepsilon_t \qquad (۷)$$

[1] failure cost
[2] funding cost

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

برای نشان دادن اثر چرخه‌های تجاری بر سرمایه پشتیبان می‌توان در معادله فوق چنین بیان نمود که متغیر وابسته یک دوره قبل جایگزینی برای هزینه‌های تعدیل سرمایه بوده و انتظار آن وجود دارد که علامت مثبت میان هزینه‌های تعدیل سرمایه و سرمایه پشتیبان برقرار باشد. متغیر مرتبط با هزینه‌های ورشکستگی، ریسک بانکی است و انتظار آن وجود دارد که ارتباط منفی میان ریسک و سرمایه پشتیبان وجود داشته باشد. آیوسا و همکاران (۲۰۰۴) از نسبت مطالبات معوق به کل دارایی‌ها به‌عنوان متغیر نشان‌دهنده ریسک استفاده کرده‌اند.

بر اساس مطالعات تجربی آیوسا و همکاران (۲۰۰۴) و بیکر و متزمکر (۲۰۰۴) بازدهی سرمایه به‌عنوان جایگزین هزینه‌های تأمین مالی در نظر گرفته می‌شود. نسبت بازدهی سرمایه می‌تواند به‌خوبی تقاضای سهام‌داران و یا درآمدهای بانکی را پوشش دهد و اگر درآمدها برابر با هزینه‌ها در نظر گرفته شود، بازدهی سرمایه به‌عنوان جایگزین برای هزینه‌های تأمین مالی در نظرگرفته می‌شود.

۵ معرفی مدل

این مقاله به تجزیه‌وتحلیل ارتباط بین چرخه‌های تجاری و سرمایه پشتیبان که توسط بانک‌ها در ایران نگهداری می‌شود و همچنین به تجزیه‌وتحلیل اثر سیاست پولی بر سرمایه پشتیبان بانک‌ها می‌پردازد و اثر چنین سرمایه‌سازی را بر رشد وام‌دهی بانک بررسی می‌کند. در این مقاله به‌منظور درک رفتار سرمایه پشتیبان دو مدل تخمین زده خواهد شد.

مدل اولی که برای آزمون فرضیه‌ها تخمین زده می‌شود، یک مدل تجربی برای سرمایه پشتیبان است که به‌صورت رابطه ۸ نشان داده شده است.

$$B_{it} = \beta_0 B_{it-1} + \beta_1 ROE_{it} + \beta_2 NPL_{it} + \beta_3 S_{it} + \beta_4 OG_{it} + \varepsilon_i + \upsilon_{it} \qquad (8)$$
$$i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$$

در این مدل متغیر وابسته (B) سرمایه پشتیبان بانک است که با یک وقفه به‌عنوان متغیر مستقل وارد مدل شده است که جایگزینی برای هزینه‌های تعدیل سرمایه‌ای است. بازده حقوق صاحبان سهام (ROE) به‌عنوان یک متغیر مستقل وارد مدل شده است و جایگزین هزینه‌های تأمین مالی است. از آنجا که هزینه احتمالی ورشکستگی هر مؤسسه به مشخصات ریسکی آن سازمان وابسته است، مطالبات معوق (NPL) به‌عنوان معیاری از ریسک وارد مدل می‌شود. در این مدل از لگاریتم طبیعی دارایی‌های کل بانک‌ها (S)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

استفاده می‌شود تا اثر اندازه بانک‌ها بر پویایی‌های سرمایه پشتیبان به‌دست آید. برای تعیین این موضوع که آیا چرخه تجاری دارای یک اثر اضافی بر سرمایه پشتیبان بانک است، متغیر شکاف تولید (OG) اضافه می‌شود که بعد از اعمال فیلتر هدریک-پرسکات[1] به‌دست می‌آید. درنهایت، ε_i اثر نامحسوس خاص هر بانک است که با در نظرگرفتن تفاضل اول هر متغیر رفع می‌شود. v_{it} معرف ویژگی‌های ناهمگنی مثل اولویت‌های متفاوت ریسکی، ساختارهای دولتی و مهارت‌های مدیریتی است.

به‌منظور محاسبه اثر سیاست پولی بر سرمایه پشتیبان، شاخص سیاست پولی به معادله رابطه ۸ اضافه می‌شود. در مورد ابزار سیاست پولی به‌عنوان متغیر سیاستی، به‌دلیل محدودیت‌های استفاده از ابزارهای عملیات بازار باز و سیاست تنزیل مجدد بعد از اجرای عملیات بانکداری بدون ربا، بانک مرکزی به‌منظور کنترل حجم پول، بیشتر توجه خود را به نسبت سپرده قانونی معطوف داشته است. تقوی و لطفی (۱۳۸۵) نیز بیان می‌دارند که در ایران به‌دلیل عدم‌کاربرد ابزار بازار باز، دوگانگی بازار مالی کشور و تعدد نرخ‌های سود به تفکیک بخش‌های مختلف اقتصادی، استفاده از نرخ بهره به‌عنوان شاخص سیاست پولی با اشکال مواجه خواهد بود. ازاین‌رو، آنها از نسبت سپرده قانونی به‌عنوان شاخص سیاست پولی استفاده کرده‌اند. نوفرستی (۱۳۸۴) نیز در مطالعه خود از این نسبت به‌عنوان یکی از متغیرهای ابزاری بالقوه سیاست‌گذاری استفاده کرده است. در این پژوهش نیز از نرخ ذخیره قانونی به‌عنوان شاخص سیاست پولی استفاده می‌شود.

مدل دومی که در این پژوهش تخمین زده خواهد شد به تخمین اثرات سرمایه‌اندوزی بانک بر رفتار وام‌دهی آن می‌پردازد. بر اساس اعتقاد طرفداران سرمایه پشتیبان چرخه‌ای، برای اینکه فعالیت وام‌دهی بانک منظور شود، اثر سرمایه‌اندوزی هر مؤسسه (به‌عنوان مثال، سرمایه پشتیبان بانک) بر رشد وام‌دهی در نظرگرفته می‌شود. مقادیر محتمل زیادی برای بزرگی این اثر وجود دارد. از یک سو این احتمال وجود دارد که بانک‌ها نسبت ثابتی از بدهی به حقوق صاحبان سهام را مدنظر قرار دهند و در افزایش سهام برای جبران کاهش سرمایه با محدودیت مواجه باشند. از طرفی این احتمال وجود دارد که بتوان کاهشی در نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام را که ناشی از زیان سرمایه است، با منابع جایگزین بودجه جبران کرد. زیان سرمایه در این مورد ناشی از هیچ انقباضی (کاهشی) در دارایی یا

[1] Hodrick-Prescott

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

اعطای وام نیست. در این مدل اثر سرمایه پشتیبان و مقدار تأخیری متغیر وابسته، شاخص فعالیت اقتصادی و لگاریتم نرخ ذخیره قانونی بر نرخ رشد اعطای وام تخمین زده می‌شود.

$$L_{it} = \sum_{s=1}^{4} \alpha_s L_{it-s} + \sum_{s=1}^{4} \gamma_s R_{it-s} + \sum_{s=1}^{4} \beta_s OG_{it} + \phi_2 B_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۹)$$

آمار به‌کار رفته در این پژوهش از ترازنامه‌های بانک‌های ایران و سایت آماری و اطلاعاتی بانک مرکزی و بانک‌اسکوپ[1] استخراج شده است. از آنجا که داده‌های این پژوهش به‌صورت داده‌های تابلویی است، تجزیه‌وتحلیل آنها با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی داده‌های تابلویی صورت می‌گیرد که بدین منظور از نرم‌افزار ایویوز[2] نسخه‌های ۵ و ۶ استفاده شده است.

به‌منظور آزمون فرضیه‌ها از دو مدل استفاده می‌شود که روش برآورد هر دو مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته است. هر دو مدل مذکور برای ۲۰ بانک از شبکه بانکی کشور و برای سال های ۱۳۸۸-۱۳۸۰ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تخمین زده می‌شوند. در مدل‌هایی که متغیر وابسته با وقفه سمت راست معادله وجود دارد، به‌منظور تخمین معادله از مدل تلفیقی پویا استفاده می‌شود. یکی از منافع و کاربردهای داده‌های تلفیقی درک بهتر پویایی‌ها توسط محقق است.

۶ آزمون تشخیص بر روی داده‌ها (آزمون مانایی)

پیش از برآورد مدل لازم است مانایی تمام متغیرهای مورداستفاده در تخمین‌ها آزمون شود، زیرا مانایی متغیرها چه در مورد داده‌های سری زمانی و چه داده‌های تابلویی باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود. نتایج سه آزمون لوین،لین و چو[3]؛ ایم، پسران و شین[4] و آزمون فیشر[5] در جدول ۱ ارایه شده‌اند. تمامی متغیرها به جز مطالبات معوق و نرخ ذخیره قانونی در سطح مانا هستند. این دو متغیر با یک تفاضل مانا گردیدند.

---

[1] Bankscope
[2] Eviews
[3] Levin, Lin & Chu
[4] Im, Pesaran and Shin
[5] Fisher

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

جدول ۱

نتایج آزمون ریشه واحد جمعی متغیرهای دو مدل مورد آزمون

	PP - Fisher Chi-square		ADF -Fisher Chi		Im, Pesaran and Shin W-stat		Levin, Lin & Chu	
متغیر	pv	s	pv	s	pv	s	pv	s
B	۰/۰۰	۱۶۲/۴	۰/۰۰	۱۱۷/۵	۰/۰۰	-۲۸/۷	۰/۰۰	-۱۱۱/۶
d(ROE)	۰/۰۰	۹۸/۷	۰/۰۰	۷۷/۸	۰/۰۰	-۳/۹	۰/۰۰	-۹/۸
S	۰/۰۰	۲۰۰/۱	۰/۰۰	۱۲۳/۰	۰/۰۰	-۸/۷	۰/۰۰	-۲۲/۵
OG	۰/۰۰	۹۷/۳	۰/۰۰	۹۱/۴	۰/۲۰	-۰/۸	۰/۰۰	-۷/۳
L	۰/۰۰	۸۹/۳	۰/۰۰	۸۲/۱	۰/۰۰	-۴۵۸/۹	۰/۰۰	-۲۳۷۶/۱
d(NPL)	۰/۰۰	۶۴/۱	۰/۰۴	۵۶/۸	۰/۰۰	-۳/۶	۰/۰۰	-۱۱/۴
d(R)	۰/۰۰	۹۱/۰	۰/۰۰	۹۱/۰	۰/۷۷	۰/۷۵	۰/۰۰	-۷/۴

یادداشت. pv برای ارزش احتمال و s برای آماره به کار رفته است. d(x) به معنی تفاضل مرتبه اول متغیر x است.

در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و داده‌های تابلویی پویا از آزمون سارگان[1] استفاده می‌شود. این آزمون نشان می‌دهد که ابزارهای به‌کار رفته برای تخمین از اعتبار لازم برخوردارند و نتایج تخمین قابل تفسیر است. در این آزمون فرضیه صفر حاکی از عدم‌همبستگی ابزارها با اجزای اخلال است.

مقدار احتمال آماره آزمون سارگان برابر با ۰/۴۳۹ محاسبه شده است. فرضیه صفر مبنی بر عدم‌همبستگی ابزارها با اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد. بنابراین ابزارهای مورداستفاده از اعتبار لازم برخوردارند.

برای ارایه نتایج آزمون هادری باید یادآور شد که فرضیه صفر در بقیه آزمون‌های مانایی از جمله لوین لین چو، ایم، پسران و شیم، برتونگ و فیشر بر مبنای وجود ریشه واحد و ناایستایی است درحالی‌که فرضیه صفر در آزمون هادری بر مبنای عدم وجود ریشه واحد و ایستایی است. همان‌طوری که نتایج آزمون هادری در جدول ۲ نشان می‌دهد بر مبنای این آزمون متغیرهای سرمایه حائل، حقوق صاحبان سهام و اندازه بانک با دو بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند، متغیرهای شاخص چرخه‌های تجاری و نرخ ذخیره قانونی یا شاخص سیاست پولی در سطح مانا و متغیرهای وام‌دهی و مطالبات معوق با یک بار تفاضل‌گیری مانا هستند.

[1] Sargan

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

جدول ۲

نتایج آزمون ریشه واحد جمعی متغیرهای دو مدل مورد آزمون بر اساس آزمون هادری

متغیر	Hadri Z-stat		Heteroscedastic Consistent Z-stat	
	pv	s	pv	s
d(d(B))	۰/۵۲	-۰/۰۶	۰/۱۴	۱/۰۵
d(d(ROE))	۰/۰۱	۲/۱۷	۰/۳۷	۰/۳۲
d(d(S))	۰/۹۷	-۱/۹۴	۰/۵۷	-۰/۱۷
OG	۰/۸۶	-۱/۱۱	۰/۸۶	-۱/۱۱
d(L)	۰/۱۶	۰/۹۸	۰/۰۱	۲/۲۴
d(NPL)	۰/۴۵	۰/۱۱	۰/۰۰	۳/۳۷
R	۰/۱۰	۱/۲۵	۰/۱۰	۱/۲۵

یادداشت. pv برای ارزش احتمال و s برای آماره به کار رفته است. d(x) و d(d(x)) به‌ترتیب به معنی تفاضل مرتبه اول و دوم متغیر x است.

۷ برآورد الگو و تحلیل نتایج

برای بررسی ارتباط بین چرخه‌های تجاری و سرمایه پشتیبان که توسط بانک‌ها در ایران نگهداری می‌شود و همچنین تجزیه‌وتحلیل اثر سیاست پولی بر سرمایه پشتیبان بانک‌ها و اثر چنین سرمایه‌سازی بر رشد وام‌دهی بانک‌ها، دو مدل تخمین زده خواهد شد. مدل اول به بررسی ارتباط چرخه‌های تجاری و سرمایه پشتیبان می‌پردازد و مدل دوم اثر سرمایه پشتیبان را بر وام‌دهی بررسی می‌کند.

نتایج مدل اول حاکی از آن است که تمامی متغیرهای مدل معنادار هستند. همان‌طور که نتایج در جدول ۳ نشان می‌دهند سرمایه پشتیبان بانک‌ها در دوره پیش با سرمایه پشتیبان بانک‌ها در دوره کنونی ارتباط مثبت و معناداری دارد به‌طوری‌که با افزایش (کاهش) سرمایه پشتیبان بانک‌ها در دوره پیش، سرمایه پشتیبان بانک‌ها در دوره کنونی افزایش (کاهش) می‌یابد.

نتایج نشان‌دهنده این واقعیت است که متغیر حقوق صاحبان سهام نیز اثر مستقیم و معناداری بر سرمایه پشتیبان بانک‌ها دارند. درواقع، با افزایش حقوق صاحبان سهام سرمایه پشتیبان بانک‌ها افزایش می‌یابد و با کاهش این متغیر، سرمایه پشتیبان بانک‌ها کاهش خواهد یافت. شاید بتوان این ارتباط مثبت را به این صورت تفسیر کرد که افزایش حقوق صاحبان سهام به معنای افزایش سودآوری سرمایه است که این امر منجر خواهد شد بانک‌ها سرمایه پشتیبان بیشتری نگه‌داری کنند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

جدول ۳

نتایج تخمین مدل اول

متغیرهای مدل	coef	t
B(-1)	۰/۲۶۳	۱۳/۰۵۲
ROE	۶e-۹/۳۱	۱۶/۳۴۹
S	-۰/۰۱۸	-۴/۴۳۶
NPL	۷e-۸/۳۸-	-۳/۸۳۳
R	-۰/۰۱۴۷	-۵/۹۵۰
OG	۷e-۴/۵۰-	-۴/۲۷۰
J-statistic: ۱۴/۱۴۱	scalar pv: ۰/۴۳۹	

یادداشت. coef ارزش ضرایب و t آماره تی-استیودنت در فرضیه صفر بودن ضریب است. pv برای ارزش احتمال به‌کار رفته است.

شاخص سیاست پولی (R) که در این پژوهش نرخ ذخیره قانونی است، شاخص چرخه‌های تجاری، مطالبات معوق و اندازه بانک ارتباط معکوس و معناداری با سرمایه پشتیبان بانک‌ها دارد، بدین معنی که با افزایش این متغیرها سرمایه پشتیبان بانک‌ها کاهش می‌یابد و در مقابل با کاهش این متغیرها سرمایه پشتیبان بانک‌ها افزایش می‌یابد. در ایران اندازه بانک‌ها ارتباط معکوس با سرمایه پشتیبان دارد.

مطالبات معوق به‌عنوان معیاری از ریسک به فعلیت درآمده و رابطه معکوس آن با سرمایه پشتیبان بانک‌ها منطقی به نظر می‌رسد. همچنین، با توجه به نتایج می‌توان گفت که بانک‌ها در دوران رونق اقتصادی، در صورت اعمال سیاست پولی انقباضی و در صورت افزایش دارایی‌ها، سرمایه پشتیبان کمتری نگه‌داری می‌کنند.

در مدل دوم اثر سرمایه پشتیبان را بر وام‌دهی بررسی می‌شود. نتایج تخمین مدل دوم در جدول ۴ گزارش گردیده است. مطابق با جدول ۴، تمامی متغیرهای مدل در سطح اطمینان بالایی معنی دارند. مقدار احتمال آماره آزمون سارگان برابر با ۰/۳۰۵ محاسبه شده است و فرضیه صفر مبنی بر عدم‌همبستگی ابزارها با اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد. بنابراین، می‌توان چنین نتیجه گرفت که ابزارهای مورداستفاده برای تخمین از اعتبار لازم برخوردارند.

نتایج تخمین بیانگر این واقعیت‌اند که مقدار نرخ رشد وام‌دهی در دوره کنونی ارتباط مثبت و معناداری با نرخ رشد وام‌دهی در دوره پیش دارد، به‌گونه‌ای که با افزایش نرخ رشد وام‌دهی در دوره کنونی، نرخ رشد وام‌دهی در دوره بعد افزایش خواهد یافت. همچنین نتایج نشان می‌دهند که متغیر نرخ ذخیره قانونی ارتباط معکوس و معناداری با نرخ رشد وام‌دهی

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

در دوره بعد دارد؛ به این معنی که با افزایش نرخ رشد نرخ ذخیره قانونی در دوره کنونی که به معنای هرچه انقباضی‌ترشدن سیاست پولی است، نرخ رشد وام‌دهی در دوره بعد کاهش خواهد یافت. اعمال سیاست پولی انقباضی باعث افزایش نرخ بهره می‌شود که این امر نیز منجر به کاهش سپرده‌های بانکی خواهد شد. به‌هرحال، بانک می‌تواند طرف دارایی ترازنامه اش را بدون تغییر نگه دارد تنها اگر منابع دیگر تأمین بودجه را بر طبق آن افزایش دهد. اما نرخ بهره و به عبارتی هزینه‌هایی که یک بانک مجبور است برای این وجوه بپردازد با انقباض سیاست پولی افزایش یافته است. بانک‌ها حداقل بخشی از این هزینه بالاتر را به نرخ وام های خود منتقل می‌کنند، به‌طوری‌که تقاضای وام کاهش می‌یابد. بنابراین، انتظار می‌رود که متغیر سیاست پولی به وام‌های بانکی به‌طور منفی واکنش نشان دهد.

جدول ۴

نتایج تخمین مدل دوم

متغیرهای مدل	coef	t
L (-1)	۰/۰۰۰۳۵۶	۸/۸۵۷
R (-1)	-۰/۵۸۵	-۲/۳۸۱
OG(-1)	۶/۰۶e-۰۶	۸/۱۰۸
B	۵/۲۵۵	۶/۲۴۴
J-statistic: ۱۵/۰۴۳	scalar pval: ۰/۳۰۵	

یادداشت. coef ارزش ضرایب و t آماره تی-استیودنت در فرضیه صفر بودن ضریب است. pv برای ارزش احتمال به‌کار رفته است.

مطابق با نتایج به‌دست‌آمده، چرخه‌های تجاری ارتباط مثبت و معناداری با نرخ رشد وام‌دهی دارند. درواقع، با افزایش چرخه‌های تجاری در دوره کنونی که به معنای وقوع رونق اقتصادی است نرخ رشد وام‌دهی (میزان افزایش وام‌دهی) در دوره بعدی افزایش می‌یابد؛ یعنی وام‌دهی در دوره بعدی با وقوع رونق اقتصادی به میزان بیشتری افزایش خواهد یافت و برعکس.

متغیر سرمایه پشتیبان بانک‌ها نیز ارتباط مثبت و معناداری با نرخ رشد وام‌دهی دارد به این معنی که با افزایش سرمایه پشتیبان بانک‌ها در دوره کنونی نرخ رشد وام‌دهی در دوره کنونی افزایش خواهد یافت و برعکس. درواقع، افزایش سرمایه پشتیبان بانک‌ها به این معنی است که بانک‌ها پشتوانه بیشتری برای اعطای وام دارند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

۸ نتیجه‌گیری

نتایج نشان‌دهنده این واقعیت است که متغیر حقوق صاحبان سهام نیز اثر مستقیم و معناداری بر سرمایه پشتیبان بانک‌ها دارند. درواقع، با افزایش حقوق صاحبان سهام سرمایه پشتیبان بانک‌ها افزایش می‌یابد و با کاهش این متغیر، سرمایه پشتیبان بانک‌ها کاهش خواهد یافت. نتایج تخمین مدل دوم بیانگر این واقعیت است که مقدار نرخ رشد وام‌دهی در دوره کنونی ارتباط مثبت و معناداری با نرخ رشد وام‌دهی در دوره قبل دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که متغیر نرخ ذخیره قانونی ارتباط معکوس و معناداری با نرخ رشد وام‌دهی در دوره بعد دارد؛ به این معنی که با انقباضی‌ترشدن سیاست پولی است، نرخ رشد وام‌دهی در دوره بعد کاهش خواهد یافت.

فهرست منابع

تقوی، م.، و لطفی، ع. ا. (۱۳۸۵). بررسی اثرات سیاست پولی بر حجم سپرده ها، تسهیلات اعطایی و نقدینگی نظام بانکی کشور (۱۳۸۲-۱۳۷۴). *پژوهش‌های بازرگانی*، ۲۰، ۱۳۱-۱۶۶.

نوفرستی، م. (۱۳۸۴). بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر اقتصاد ایران در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان پویا. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۷۰، ۱-۲۹.

Avack, F., & Levasseur, S., (2007). *The determinants of capital buffers. in CEECs* (Documents de Travail de l'OFCE No. 2007-28). Observatoire Francais des Conjonctures Economiques.

Ayuso, J., Pérez, D., & Saurina, J. (2004), Are capital buffers pro-cyclical? Evidence from Spanish panel data. *Journal of Financial Intermediation*, 13, 249-264.

Boucinha, M. (2008). *The determinants of Portuguese banks' capital buffers* (Working Papers). Estudos e Documentos de Trabalho.

Carpenter, S. B., Whitesell, W., & Zakrajsek, E. (2001), *Capital requirements, business loans, business cycles: An empirical analysis of the standardized approach in the new Basel capital accord* (Finance and Economics Discussion Series). Board of Governors of the Federal Reserve System.

Chen, Y. K., & Hsu, C. L. (2011). *Are bank capital buffer cyclical - Evidence for developed and developing countries* (Working Paper No. 122). Deutsch Bundesbank.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

Fonseca, A. R., & Gonzalez, F. (2009). How bank capital buffers vary across countries: The influence of cost of deposits, market power and bank regulation. *Journal of Banking and Finance*. 34(4), 892-902.

Guidara A., Lai, V. S., & Sourmane, I. (2011). *Banks' capital buffer, risk and performance in different business and regulation cycles: Evidence from Canada* (Working Paper No. 323). Deutsch Bundesbank.

Heid, F. (2007). The cyclical effects of the Basel II capital requirements, *Journal of Banking and Finance*, 31, 3885-3900.

Jokipii, T., & Milne, A. (2008).The cyclical behavior of European bank capital buffers. *Journal of Banking and Finance*, 32, 1440-1451.

Lindquist K. G. (2004). Banks' buffer capital: How important is risk?. *Journal of International Money and Finance*, 23, 493-513.

Stolz, S., & Wedow, M. (2005) *Banks' regulatory capital buffer and the business cycle: Evidence for German savings and co-operative banks* (Discussion Paper No. 07/2005). Deutsch Bundesbank.

Tabak, B. M., Noronha, A. C. & Cajueiro, D. O. (2011). *Bank capital buffers, Lending Growth and economic cycle: Empirical evidence for Brazil* (Working Paper No. 423). Deutsch Bundesbank.

Santos, J. A. C. (2001). Bank capital regulation in contemporary banking theory: A review of the literature. *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 10(2), 41-84.

Bikker, J., & Metzemakers, P. (2004) *Is bank capital procyclical? A cross-country analysis* (Working Paper No. 009/2004). De Nederlandsche Bank.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]