

## تأثیر چرخه‌های تجاری بر سرمایه پشتیبان در نظام بانکی ایران

علی حسن‌زاده<sup>†</sup>

مهشید شاهچرا\*  
سیمین‌السادات میرهاشمی<sup>‡</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۰/۱۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۳/۲۱

### 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)

<sup>†</sup> دانشیار پژوهشکده پولی و بانکی؛ ali\_hasanzadeh1968@yahoo.com

<sup>‡</sup> کارشناس ارشد بانک سپه؛ siminmirhashemi@yahoo.com

## 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 تعیین شده 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 قرار گرفت. 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 قوت 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 بیان شده، 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) عدم وجود 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، از این‌رو 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

نیز افزایش دهد. به علت آن که در بحران مالی بین‌المللی اخیر بدهی‌های بانکی مشکلات عدیده‌ای را برای بانک‌ها در جهان ایجاد کرد، نسبت بدهی نیز در سال ۳ در نظر گرفته 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 سال ۳ سطح پوشش حمایتی در نظر گرفته 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 به وجود می‌آورد که سال ۳ را بر آن داشت تا سطح پوشش سرمایه‌ای ضد چرخه‌ای 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، از این‌رو، سال 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 سال ۲ الزامات سرمایه‌ای و نسبت کفایت سرمایه بر اساس دارایی‌های موزون شده با ریسک در نظر گرفته شده است. ریسک‌های در نظر گرفته 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. از این‌رو 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 تجزیه و تحلیل قرار گرفته 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. به‌طور کلی، قوانین و مقررات بانکی بر اساس حفظ ثبات مالی، وجود شکست‌های بازاری و ناتوانی سپرده‌گذاران در نظارت بر

بانک‌ها توجیه می‌شوند (سانتوس<sup>۱</sup>، ۲۰۰۱). گویدارا، لای و سومان<sup>۲</sup> (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 به دست آمده است که این بانک‌ها به میزان مناسبی سرمایه پشتیبان را در دوره بحران اخیر نگهداری نموده‌اند.

جوکیپی و میلن<sup>۳</sup> (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<sup>۴</sup> (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. لینگکوئیست<sup>۵</sup> (۲۰۰۴) و استولز و ودوو<sup>۶</sup> (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 قراردادن تقاضای وام از چرخه‌های تجاری اشاره نمود.

فونسکا و گونزالز<sup>۷</sup> (۲۰۰۹) در مقاله خود عوامل مؤثر بر سرمایه پشتیبان را با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا در ۷۰ کشور مختلف مورد تجزیه و تحلیل 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.

<sup>1</sup> Santos

<sup>2</sup> Guidara, Lai & Soumane

<sup>3</sup> Jokipii & Milne

<sup>4</sup> Ayuso, Perez & Saurina

<sup>5</sup> Lindquist

<sup>6</sup> Stolz & Wedow

<sup>7</sup> Fonseca & Gonzalez

بوسینا<sup>۱</sup> (۲۰۰۸) در مطالعه خود روی سرمایه پشتیبان، عوامل مؤثر بر سرمایه پشتیبان را در کشور پرتغال تعیین نموده است. آواک و لواسر<sup>۲</sup> (۲۰۰۷) در مقاله خود عوامل مؤثر بر سرمایه پشتیبان را با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا در کشورهای اروپای شرقی و مرکزی مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. بر اساس نتایج آنها، سرمایه پشتیبان در ارتباط مثبت با ریسک‌های بانکی است و اندازه بانک‌ها نیز اثر منفی بر سرمایه دارند، به‌صورتی که بانک‌های بزرگ‌تر سرمایه پشتیبان کمتری نگهداری می‌کنند.

کارپنتر، وایتسل و زکراجسک<sup>۳</sup> (۲۰۰۱) و هید<sup>۴</sup> (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<sup>۵</sup> (۲۰۱۱) رفتار چرخه‌ای سرمایه پشتیبان را در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه 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 در حال توسعه تخمین زده شده است. از جمله نتایج به‌دست آمده می‌توان به ارتباط معکوس سرمایه پشتیبان با چرخه‌های تجاری اشاره نمود.

تاباک، نورنھا و کجویرو<sup>۶</sup> (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 تخمین زده 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.

<sup>1</sup> Boucinha

<sup>2</sup> Avack & Levasseur

<sup>3</sup> Carpenter, Whitesell & Zakrajsek

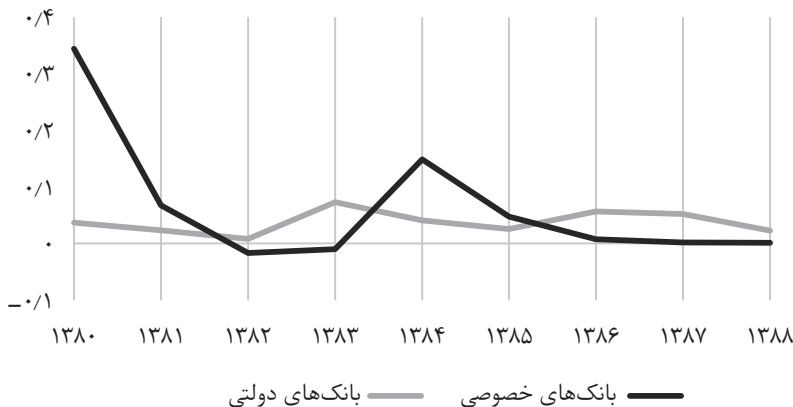
<sup>4</sup> Heid

<sup>5</sup> Chen & Hsu

<sup>6</sup> Tabak, Noronha & Cajueiro

### 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 ۱۳۸۸ به‌طور 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 کاهش یافته 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،

که پس از رسیدن به نقطه اوج در سال ۱۳۸۴ مجدداً سرمایه پشتیبان بانک‌های خصوصی کاهش یافته و تا سال ۱۳۸۸ این روند کاهشی هم‌چنان 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.

به‌طور کلی، 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.

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

بانک‌ها به سه دلیل سرمایه بانکی نگهداری می‌کنند:

(۱) نگهداری سرمایه برای جبران هزینه‌های تعدیل سرمایه<sup>۱</sup>: 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.

<sup>1</sup> adjustment cost

(۲) نگهداری سرمایه برای جبران هزینه‌های ورشکستگی<sup>۱</sup>: 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<sup>۲</sup>: 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 به صورت رابطه ۲ در نظر گرفت.

$$C_t = (\alpha_t - \gamma_t)K_t + (\frac{1}{\delta_t})\delta_t I_t \quad (2)$$

به صورتی که  $\alpha_t$  هزینه جبران سرمایه و  $\gamma_t$  هزینه ورشکستگی و  $\delta_t$  هزینه تنظیم و تعدیل سرمایه‌ای است. با کمینه کردن تابع هزینه با توجه به محدودیت‌های روابط ۳ تا ۵ و با حل کردن دستگاه رابطه ۶ و به دست آوردن شرط مرتبه اول آن و با در نظر گرفتن حداقل سرمایه مقرراتی در بانک‌ها می‌توان معادله رابطه ۷ را نوشت.

$$\text{Min } E \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i C_{t+i} \quad (3)$$

$$C_t = (\alpha_t - \gamma_t)K_t + (\frac{1}{\delta_t})\delta_t I_t \quad (4)$$

$$K_t = K_{t-1} + I_t \quad (5)$$

$$E_t(K_t) = K_{t-1} + E_t(\frac{1}{\delta_t} \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i (\gamma_{t+i} - \alpha_{t+i})) \quad (6)$$

$$\Delta(K - \bar{K})_t = E_t(\frac{1}{\delta_t} \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \gamma_{t+i}) - E_t(\frac{1}{\delta_t} \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \alpha_{t+i}) + \varepsilon_t \quad (7)$$

<sup>1</sup> failure cost

<sup>2</sup> funding cost



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 مترمکر (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 نظر گرفته می‌شود.

## ۵ معرفی مدل

این مقاله به تجزیه و تحلیل ارتباط بین چرخه‌های تجاری و سرمایه پشتیبان که توسط بانک‌ها در ایران نگهداری می‌شود و همچنین به تجزیه و تحلیل 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.

$$B_{it} = \beta_0 B_{it-1} + \beta_1 ROE_{it} + \beta_2 NPL_{it} + \beta_3 S_{it} + \beta_4 OG_{it} + \varepsilon_i + v_{it} \quad (۸)$$

$$i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$$

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)

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<sup>۱</sup> به‌دست می‌آید. درنهایت،  $\varepsilon_i$  اثر نامحسوس خاص هر بانک است که با در نظر گرفتن 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 عدم کاربرد 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. از این‌رو، 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 نظر گرفته 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 کاهش 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 (کاهش) در دارایی یا

<sup>1</sup> Hodrick-Prescott

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.

$$L_{it} = \sum_{s=1}^4 \alpha_s L_{it-s} + \sum_{s=1}^4 \gamma_s R_{it-s} + \sum_{s=1}^4 \beta_s OG_{it} + \phi_1 B_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

آمار به کار رفته در این پژوهش از ترازنامه‌های بانک‌های ایران و سایت آماری و اطلاعاتی بانک مرکزی و بانک اسکوپ<sup>۱</sup> استخراج شده است. از آنجا که داده‌های این پژوهش به صورت داده‌های تابلویی است، تجزیه و تحلیل آنها با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی داده‌های تابلویی صورت می‌گیرد که بدین منظور از نرم‌افزار ایویوز<sup>۲</sup> نسخه‌های ۵ و ۶ استفاده شده است.

به منظور 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 سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۸۰ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تخمین زده می‌شوند. در مدل‌هایی که متغیر وابسته با وقفه سمت راست معادله وجود دارد، به منظور 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 مورد استفاده 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<sup>۳</sup>؛ ایم، پسران و شین<sup>۴</sup> و آزمون فیشر<sup>۵</sup> در جدول ۱ ارائه شده‌اند. تمامی متغیرها به جز مطالبات معوق و نرخ ذخیره قانونی در سطح مانا هستند. این دو متغیر با یک تفاضل مانا گردیدند.

<sup>1</sup> Bankscope

<sup>2</sup> Eviews

<sup>3</sup> Levin, Lin & Chu

<sup>4</sup> Im, Pesaran and Shin

<sup>5</sup> Fisher

## جدول ۱

نتایج آزمون ریشه واحد جمعی متغیرهای دو مدل مورد آزمون

متغیر	PP - Fisher Chi-square		ADF -Fisher Chi		Im, Pesaran and Shin W-stat		Levin, Lin & Chu	
	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 تابلیوی پویا از آزمون سارگان<sup>۱</sup> استفاده می‌شود. این آزمون نشان می‌دهد که ابزارهای به کار رفته برای تخمین از اعتبار لازم برخوردارند و نتایج تخمین قابل تفسیر است. در این آزمون فرضیه صفر حاکی از عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال است.

مقدار احتمال آماره آزمون سارگان برابر با ۰/۴۳۹ محاسبه شده است. فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد. بنابراین ابزارهای مورد استفاده 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 نایستایی 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.

<sup>1</sup> Sargan

## جدول ۲

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

متغیر	Heteroscedastic Consistent			
	Hadri Z-stat		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  $d(d(x))$  به ترتیب 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 تجزیه و تحلیل 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 به طوری که 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. در واقع، 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.

## 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 به کار 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 عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلاص را نمی‌توان رد کرد. بنابراین، می‌توان چنین نتیجه گرفت که ابزارهای مورد استفاده 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

در دوره بعد دارد؛ به این معنی که با افزایش نرخ رشد نرخ ذخیره قانونی در دوره کنونی که به معنای هرچه انقباضی‌تر شدن 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 ترانزنامه 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 وام‌های 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 پشتمانه بیشتری برای اعطای وام دارند.

## ۸ نتیجه‌گیری

نتایج نشان‌دهنده این واقعیت است که متغیر حقوق صاحبان سهام نیز اثر مستقیم و معناداری بر سرمایه پشتیبان بانک‌ها دارند. در واقع، 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 انقباضی‌تر شدن 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 سپرده‌ها، تسهیلات اعطایی و نقدینگی نظام بانکی کشور (۱۳۸۲-۱۳۷۴). پژوهش‌های بازرگانی، ۲۰، ۱۳۱-۱۶۶.
- نوفروستی، 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.



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