

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۶/۱۶

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۷/۳

صفحات: ۲۱-۱

بررسی تأثیر نااطمینانی شاخص‌های اقتصاد کلان بر عملکرد اعتباری بانک‌ها (مورد مطالعه: ایران)

دکتر محسن مهرآرا^۱

الهام صحتی^۲

چکیده

مقاله حاضر با استفاده از مدل‌سازی واریانس شرطی و روش داده‌های تابلویی به بررسی تأثیر شاخص‌های نااطمینانی اقتصاد کلان بر عملکرد اعتباری بانک‌ها در ایران طی سال‌های (۱۳۸۳-۱۳۸۸) با استفاده از داده‌های ماهانه پرداخته است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که نااطمینانی مبتنی بر شاخص بهای مصرف‌کننده (CPI) و شاخص بهای تولیدکننده (PPI) تأثیر معناداری بر عملکرد اعتباری بانک‌ها دارد. بدین معنا که در اقتصاد ایران افزایش نااطمینانی به کاهش میزان وام‌دهی بانک‌ها منجر می‌شود و در این شرایط بانک‌ها رفتار اعتباری محافظه‌کارانه‌تری را در پیش می‌گیرند. در واقع افزایش نااطمینانی‌های تورمی باعث افزایش ریسک اعتباری بانک‌ها شده و احتمال زیان‌های سنگین ناشی از اعطاء وام افزایش می‌یابد و بانک‌ها ناگزیر به محدود کردن رشد اعتبارات و وام‌های اعطایی به بخش خصوصی می‌شوند.

طبقه بندی JEL : G21,E31,E44

واژگان کلیدی: نااطمینانی اقتصاد کلان، عملکرد اعتباری بانک‌ها، مدل‌های ARCH.

۱. استاد مدعو دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات و عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

Email: mmehrara@ut.ac.ir

Email: elham_sehati@yahoo.com

۲. کارشناس ارشد رشته برنامه‌ریزی و توسعه اقتصادی

مقدمه

یکی از اهداف مهمی که مؤسسات مالی به ویژه بانکها دنبال می کنند ایجاد کارایی بیشتر در تخصیص منابع و اعطاء تسهیلات است. اما اعتبارات بانکها و رفتار اعتباری بانکها تحت تأثیر نااطمینانی در سطح کلان اقتصادی است، لذا توجه به تأثیرات این بی اطمینانی ها و بطور کلی محیط اقتصاد کلان بر نظام مالی از اهمیت ویژه ای برخوردار است. چنانچه این نااطمینانی ها به انحراف در پرتفولیو و رفتار اعتباری بانکها منجر شود می تواند آثار منفی بر کارایی نظام بانکی کشور برجای بگذارد. در شرایط معمول اقتصاد کلان در نظر گرفتن شاخص های اصلی عملکرد اقتصاد مانند نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، سطوح نرخ بهره و نرخ تورم برای ارزیابی عرضه اعتبار کافی است، اما در شرایط نااطمینانی باید علاوه بر عوامل اولیه مذکور عوامل ثانویه (نااطمینانی در روند سطح اقتصاد کلان، نوسانات نرخ بهره و نوسانات نرخ تورم) نیز در نظر گرفته شود. عوامل ثانویه ارتباط مستقیمی با سیاست های اقتصادی دارند و از دیدگاه اقتصاد کلان این نااطمینانی ها موجب تخصیص غیربهبینه منابع می گردند.

در واقع، نا اطمینانی ها در محیط اقتصاد کلان می تواند حجم و کیفیت اعتبارات را تحت تأثیر قرار دهد. زیرا اطلاعات نامتقارن سبب می شود که اعتبار به متقاضیان ناموجه و با ریسک بالا گسترش یابد. این مشکل اساسی که به خصوص در بانک های دولتی قابل مشاهده است باعث شده که اعتبارات جهت مقاصد غیر اولویت دار صرف شده و همچنین به بی انضباطی مالی دامن زده شود که در نهایت به بدهی های معوق برای بانکها منجر شده است. بنابراین، شناخت عوامل درونی و بیرونی مؤثر بر رفتار اعتباری بانکها در بهینه کردن تخصیص اعتبارات کاملاً ضروری است.

هدف اصلی این تحقیق اندازه گیری تأثیر شاخص های نااطمینانی^۱ و دیگر متغیرهای مرتبط، بر رفتار اعتباری بانک های ایران است. برای این منظور از روش داده های تابلویی^۲ برای سه گروه بانک های تجاری، بانک های تخصصی و بانک های غیردولتی و مؤسسات اعتباری غیربانکی و داده های ماهانه طی دوره ۱۳۸۳:۱ تا ۱۳۸۸:۱ استفاده شده است. در بخش دوم مقاله، به مبانی نظری تحقیق پرداخته شده است. در بخش

۱. منظور از شاخص های نااطمینانی، شاخص های تورمی CPI و PPI می باشد.

سوم فرایندهای واریانس شرطی اتورگرسیون تعمیم یافته (GARCH)^۱ جهت اندازه‌گیری نااطمینانی معرفی شده است. در بخش چهارم به مرور مطالعات تجربی در خصوص نااطمینانی اقتصادی و رفتار اعتباری بانک‌ها پرداخته و در بخش پنجم نتایج تجربی حاصل از تخمین الگو ارائه شده است. در بخش ششم نیز از مباحث مذکور نتیجه‌گیری ارائه شده است.

مطالعات نظری

تعریف ریسک و نااطمینانی:

هابارد^۲ نااطمینانی (عدم اطمینان) را حالتی می‌داند که دانش فرد یا افراد محدود است و توضیح کامل حالت و یا نتیجه‌ای که بدست آمده یا می‌آید، ممکن نیست. داویس^۳ (۱۹۹۵) نیز تأکید می‌کند که نااطمینانی عکس‌العمل تغییرات محیط اقتصادی است که نمی‌توان آن را با توزیع احتمال ثابت پیش‌بینی کرد. بسیاری از محققان میان دو مفهوم ریسک و نااطمینانی تمایز قائل می‌شوند. هابارد ریسک را به صورت زیر تعریف می‌کند: حالتی از عدم اطمینان که در آن نتیجه‌های ممکن تأثیر نامطلوب و یا زیان مشخصی را به بار می‌آورند. در اغلب مطالعات، ریسک و نااطمینانی یکسان تلقی شده است، در این خصوص نایت^۴ (۱۹۲۱) بین ریسک و نااطمینانی وجه تمایزی را ارائه نموده است. وی می‌گوید: "ریسک زمانی در نظر گرفته می‌شود که بنگاه‌های اقتصادی بتوانند احتمالات معینی را برای وقایع تصادفی اختصاص دهند، پیش‌بینی این احتمالات می‌تواند علمی باشد یا مانند یک بلیت بخت آزمایی براساس باورهای شخصی شکل گیرد، در صورتی که همین بنگاه‌ها نمی‌توانند احتمالات معین مذکور را برای نااطمینانی پیش‌بینی نمایند." ریسک با احتمالات عینی بیان می‌شود که فرد می‌تواند با استقرای ریاضی به آن برسد یا نمونه‌های مشابه برای آن در طبیعت زیاد است. نااطمینانی از احتمالات ذهنی نشأت می‌گیرد و رویداد آن منحصر به فرد است. با توجه به مطالب ارائه شده گرچه ریسک و عدم اطمینان از دیدگاه اقتصادی دو مفهوم کاملاً مجزا هستند، اما در بسیاری موارد

1. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
2. Hubbard
3. Davis
4. Knight

مترادف یکدیگر بکار برده می‌شوند و در این تحقیق نیز مترادف قرار دادن این دو آسیبی به ساختار پژوهش نمی‌زند، نا اطمینانی توسط متغیرهای کلان اقتصادی با ایجاد ریسک می‌تواند بر عملکرد اعتباری بانک‌ها تأثیرگذار باشد.

مدل انتخاب سبد دارایی در شرایط نااطمینانی

با توجه به نظریه عدم اطمینان، مسأله انتخاب سبد دارایی شامل ارزیابی بازده احتمالی یا مورد انتظار مربوط به هر دارایی و ریسک مرتبط با آن است.

باوم و همکاران^۱ (۲۰۰۵) با الهام از مدل بودری^۲ (۲۰۰۱) در زمینه تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها مدلی را ارائه دادند تا به تشریح این مطلب بپردازند که چگونه بانک‌ها ترکیب بهینه پرتفولیوی خود را انتخاب می‌نمایند. در این مدل مدیران بانک‌ها در یک محیط ریسکی مبادرت به فعالیت می‌نمایند و در هر دوره سپرده‌های خود را به دو شکل متفاوت از دارایی سرمایه‌گذاری می‌کنند: وام و اوراق قرضه.

سرمایه‌گذاری در اوراق قرضه فاقد ریسک خاص در نظر گرفته می‌شود، اما به این سرمایه‌گذاری ریسک بازار مترتب است زیرا ارزش دارایی‌ها ممکن است به واسطه شرایط متغیر بازار تغییر یابد. با این وجود، این ریسک قابلیت پیش‌بینی بیشتری دارد و از همه مهم‌تر آنکه قابل کنترل است. نرخ بازگشت چنین سرمایه‌ای را نرخ بی‌خطر (r_f) می‌نامند. از سوی دیگر، بانک‌ها با ارائه هر نوع تسهیلات در معرض دو نوع ریسک قرار می‌گیرند: ریسک بازار و ریسک خاص. ریسک خاص از این حقیقت ناشی می‌شود که مشتری خاصی بدهی خود را بازپرداخت ننماید، اما ریسک بازار نتیجه عوامل نظام‌مندی است که با شرایط کلی اقتصاد مرتبط است. برای بانک i سرمایه‌گذاری در وام‌های پرخطر دارای نرخ بازده (r_i) خواهد بود.

$$r_i = r_f + rp_i \quad (1)$$

که در آن rp_i حاشیه یا صرف ریسک سرمایه‌گذاری برای بانک i است. میانگین صرف ریسک برابر $E(rp_i) = \rho$ و واریانس آن $\text{var}(rp_i) = \sigma_\epsilon^2$ است، در نتیجه نرخ بازگشت وام‌ها را می‌توان به صورت زیر بیان نمود:

1. Baum, et al.
2. Beaudry

$$r_i = r_f + \rho + \varepsilon_i \quad (2)$$

در این فرمول ε_i جزء تصادفی است که به صورت نرمال $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ توزیع شده است. باوم و همکاران (۲۰۰۵) چنین در نظر می‌گیرند که هر بانک، یک پرتفولیوی خاص با ساختار ریسک متفاوت دارد و در نتیجه اجزای تصادفی نرخ بازده در میان واسطه‌های مالی (بانک‌ها) با یکدیگر همبستگی ندارند. بنابراین در این چارچوب، مدیران بانک‌ها با یک مسأله بهینه‌سازی پرتفولیو مواجه هستند. آنها ترکیب پرتفولیو را به نحوی تنظیم می‌کنند که به ترکیب مطلوب ریسک و بازده مورد انتظار دست یابند. به عبارت دیگر بانک‌ها براساس توابع مطلوبیت خود، مقدار α_i و $(1-\alpha_i)$ یعنی وزن دارایی‌های ریسک دار (وام) و بدون ریسک (اوراق قرضه) را در کل پرتفولیوی خود تعیین می‌نمایند. با این وجود، قبل از تصمیم‌گیری در مورد α_i و $(1-\alpha_i)$ بانک‌ها نه بازده مورد انتظار واقعی و نه جزء تصادفی ε_i را در دسترس دارند، بلکه تنها به یک سیگنال همراه با اختلال از این پارامترها دسترسی دارند:

$$S_i = \varepsilon_i + v \quad (3)$$

در این فرمول، v متغیری تصادفی و مستقل از ε_i است و دارای توزیع نرمال $N(0, \sigma_v^2)$ است. به طور پیش فرض، متغیر v برای تمام بانک‌ها مشابه است، درحالی که سیگنال‌های کلی در میان بانک‌ها به واسطه ε_i متفاوت تلقی می‌شوند. در حقیقت با وجود این باور که کلیه بانک‌ها توانایی غلبه بر مشکلات اطلاعاتی نامتقارن را دارند، تفاوت‌هایی میان بخش‌ها در مجموعه اطلاعاتی خصوصی آنها باقی می‌ماند. اصولاً، اگر بانک‌ها اطلاعات خصوصی خود را با سایرین سهیم می‌شدند، ممکن بود v به طور کلی مشاهده و نااطمینانی از بین برود. به هر حال، احتمال مشارکت اطلاعات در بازار واسطه‌گری‌های مالی اندک است. متغیر v را می‌توان به‌عنوان درجه نااطمینانی شرایط آینده اقتصاد کلان تعبیر نمود. بدون در نظر گرفتن توانایی مدیران در پیش‌بینی جزء تصادفی بازگشت سرمایه ε_i تأثیر آن بر تمام بانک‌ها یکسان است.

هنگامی که نااطمینانی اقتصاد کلان افزایش می‌یابد، واریانس بزرگتر v ، از دقت تخمین مدیران در مورد بازده انتظاری سرمایه‌گذاری کم می‌نماید. حال فرض استقلال

موجود میان v و ε_i روشن تر می‌شود. در حقیقت، باور این نکته که شوک مجموع اقتصاد کلان با جزء شخصی بازگشت‌های سرمایه همبستگی ندارد قابل توجیه به نظر می‌رسد. جهت تعیین نرخ بازده انتظاری وام‌ها r_i مدیران بانک‌ها باید مقدار ε_i را پیش‌بینی کنند. بدون مشاهده و در نظر گرفتن سیگنال‌های نامناسب، پیش‌بینی (غیرشرطی) بانک‌ها در مورد ε_i همان میانگین توزیع و یا به عبارت دیگر صفر خواهد بود با این وجود، بانک‌ها عملاً سیگنال‌ها را مدنظر قرار می‌دهند و اطلاعات بیشتری را از این طریق به دست می‌آورند. بنابراین نرخ بازده موردانتظار $E[\varepsilon_i]$ چنین در نظر گرفته می‌شود که نسبت ثابتی از سیگنال باشد:

$$E[\varepsilon_i/S_i] = \lambda(\varepsilon_i + v) \quad (۴)$$

$$\text{که در آن: } \lambda = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_v^2}$$

بنابراین نرخ بازده موردانتظار پرتفولیوی در بانک i ام توسط فرمول زیر به دست می‌آید:

$$E[R_i/S_i] = \alpha_i(r_f + \rho + E[\varepsilon_i/S_i]) + (1 - \alpha_i)r_f = \alpha_i(r_f + \rho + \lambda(\varepsilon_i + v)) + (1 - \alpha_i)r_f \quad (۵)$$

و واریانس شرطی $\text{var}(R_i/S_i)$ عبارت است از:

$$\text{var}(R_i/S_i) = \alpha_i^2 \lambda \sigma_v^2 \quad (۶)$$

فرض می‌شود تابع مطلوبیت بانک‌ها به صورت زیر مدل‌سازی شود:

$$E[U_i/S_i] = E[R_i/S_i] - \frac{\omega}{2} \text{var}[R_i/S_i] \quad (۷)$$

که در آن ω ضریب ریسک‌گریزی است.

مشاهده می‌شود که تابع مطلوبیت ارتباط مستقیم با بازده موردانتظار و ارتباط معکوس با میزان ریسک دارد. با بکارگیری معادلات ریسک و بازده پرتفولیو می‌توان به سادگی ضریب بهینه وام به دارایی (α_i) را برای بانک i و همچنین واریانس آن را به دست آورد:

۷ بررسی تأثیر نااطمینانی شاخص‌های اقتصاد کلان بر ...

$$\alpha_i = \frac{\rho + \lambda S_i}{\omega^2 \sigma_v^2} \quad (8)$$

$$\text{var}(\alpha_i) = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\omega^2 \sigma_v^4} \quad (9)$$

همان‌طور که رابطه فوق نشان می‌دهد، ضریب وام به دارایی و همچنین واریانس آن با سطح نااطمینانی اقتصاد کلان (σ_v^2) رابطه عکس دارد که نتیجه آن یک مفهوم ضمنی قابل سنجش از این فرضیه است که ضریب وام به دارایی با افزایش نااطمینانی اقتصاد کلان کاهش می‌یابد. برعکس α_i با افزایش واریانس ریسک خاص بیشتر می‌شود. بنابراین، لحاظ نمودن این متغیر در تابع عرضه وام و آزمون فرضیه مذکور ضروری است. همچنین قانون خاصی برای تخمین نااطمینانی وجود ندارد ولیکن به وسیله روش مدل واریانس شرطی اتورگرسیون تعمیم‌یافته (گارچ) قابل پیش‌بینی است.

اندازه‌گیری نااطمینانی مبتنی بر فرایندهای GARCH

هابارد (۲۰۰۷) اندازه‌گیری عدم اطمینان را به صورت زیر تعریف می‌کند: اندازه‌گیری عدم اطمینان، اختصاص احتمالات مشخص به هر از حالت‌ها و نتیجه‌های ممکن است. در مواردی که متغیر تحت بررسی پیوسته است از تابع چگالی احتمال استفاده می‌شود. همان‌طور که از تعریف فوق مشخص است، نااطمینانی با یک متغیر تصادفی (گسسته و یا پیوسته) اندازه‌گیری می‌شود و برای اندازه‌گیری آن می‌بایست توزیع این متغیر تصادفی در اختیار باشد. یک راه برای بدست آوردن این توزیع تکرار آزمایش است!

اندازه‌گیری نااطمینانی اقتصاد کلان شیوه‌های متعدد دارد. براساس نظریات درویر و همکاران^۲ (۲۰۰۴) و سپولودا اومانزور^۳ (۲۰۰۴) دو رویکرد عمده در این زمینه وجود دارد. در روش اول، انحرافات مقادیر پیش‌بینی شده از مقادیر تحقق‌یافته به‌عنوان معیار

۱. البته می‌بایست در این خصوص به تفاوت انحراف معیار و خطای تخمین توجه کنیم. انحراف معیار را تنها می‌توان با دانستن توزیع واقعی متغیر تصادفی مورد نظر بدست آورد در حالی که خطای معیار تخمینی از انحراف معیار می‌باشد.

2. Driver, et al
3. Sepulveda-Umanzor

نااطمینانی در نظر گرفته می‌شود و در روش دوم که مبتنی بر واریانس ناهمسانی و الگوهای (ARCH)^۱ است بر پایه مدل‌های شناخته شده اقتصادی مبادرت به بررسی عدم اطمینان می‌نمایند.

فرض کنید R_t نرخ بازدهی دارایی در فاصله زمانی $t-1$ تا t و Ω_{t-1} شامل مجموعه اطلاعات در دسترس از متغیرهای تأثیرگذار بر این نرخ تا زمان $t-1$ باشند. بنابراین می‌توان میانگین و واریانس شرطی R_t را مشروط بر اطلاعات Ω_{t-1} به ترتیب بصورت $y_t = E(R_t | \Omega_{t-1})$ و $h_t = \text{var}(R_t | \Omega_{t-1})$ نشان داد. با این تعریف، بازده پیش‌بینی نشده (غیرقابل انتظار) برابر با $\varepsilon_t = R_t - y_t$ است. به پیروی از انگل^۲ (۱۹۹۳)، ε_t به عنوان معیار و اندازه اخبار در نظر گرفته می‌شود و از آن در حالت $\varepsilon_t < 0$ (کاهش پیش‌بینی نشده در بازده) اخبار بد و در حالت $\varepsilon_t > 0$ (افزایش پیش‌بینی نشده در بازده) اخبار خوب تلقی می‌شود. به علاوه، $|\varepsilon_t|$ اندازه اخبار را نشان می‌دهد بطوری که هر قدر $|\varepsilon_t|$ بزرگتر باشد نشان‌دهنده با اهمیت بودن اخبار است و لذا ممکن است منجر به نوسانات بیشتر در قیمت شود.

فرایندهای ARCH برای الگوسازی رفتار واریانس تکانه ε_t نخستین بار توسط انگل (۱۹۸۲) ارائه شد و سپس توسط بولرسلو (۱۹۸۶) تحت عنوان GARCH یا ARCH تعمیم یافته بسط داده شد. یکی از دلایل استفاده از مدل‌های ARCH وجود خطاهای پیش‌بینی کوچک و بزرگ در خوشه‌های مختلف یک سری است؛ به طوری که یک سری می‌تواند در طی سال‌های مختلف، رفتارهای متفاوتی از خود نشان دهد و به عبارتی در برخی از سال‌ها دارای نوسانات کم و در سال‌های دیگر دارای نوسانات زیاد باشد. در چنین شرایطی انتظار بر این است که واریانس در طول زمان ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات خطا باشد.

معادلات میانگین و واریانس برای یک الگوی $GARCH(p, q)$ بصورت زیر تصریح

می‌شود:

$$R_t = x_t' \gamma + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \quad (11)$$

1. Autoregressive conditional Heteroskedasticity
2. Engel

که در آن ω ، α ، β و γ پارامترهای ثابت و x_t متغیرهای مستقل (برون‌زا و درون‌زای تأخیری) هستند. از آنجایی که واریانس h_t غیرمنفی است می‌بایست $\alpha_1, \dots, \alpha_p \geq 0$ و $\beta_1, \dots, \beta_q \geq 0$ و $\omega > 0$ برقرار باشد. الگوی ARCH(p) حالت خاصی از الگوی GARCH(p, q) زمانی که $q = 0$ است، محسوب می‌شود. واریانس شرطی برای الگوی ARCH(p) تنها اطلاعات زمان‌های $t-p$ تا $t-1$ را مورد استفاده قرار می‌دهد و اهمیت بیشتری برای اطلاعات جدید (دوره‌های نزدیکتر) قائل می‌شود به طوری که $\alpha_i < \alpha_j$ برای $i > j$ است. برای اجتناب از وقفه‌های زیاد ϵ_t در الگوی ARCH(p)، مشکلات مربوط به تعیین وقفه بهینه p و تضمین غیرمنفی بودن h_t (در معادله واریانس)، بولرسلو^۱ (۱۹۸۶) استفاده از فرایندهای GARCH(p, q) را پیشنهاد نموده‌اند. در بسیاری از مطالعات تجربی تصریح GARCH(1,1) توسط محققین بکار رفته است که بر اساس آن اثر یک تکانه بر واریانس به طور هندسی طی زمان کاهش می‌یابد. یک فرایند GARCH(p, q)، مانای ضعیف است، اگر همه ریشه‌های $1 - \alpha(L) - \beta(L) = 0$ خارج از دایره واحد باشند. هنگامی که تواتر یا فراوانی داده‌ها بالاست اغلب $\alpha(1) + \beta(1)$ نزدیک به عدد یک است که نشان‌دهنده پایداری اثر شوک بر واریانس شرطی است.

مرور مطالعات تجربی

در خصوص ارتباط بین نااطمینانی در سطح کلان اقتصادی و رفتار اعتباری بانک‌ها و پیرامون آن تحقیقات زیادی در داخل کشور صورت نگرفته است، اما در خارج از کشور در دو دهه گذشته یکی از موضوعات مهم روز بوده و محققین چه از دیدگاه نظری و چه تجربی به این موضوع پرداخته‌اند.

محمد رضا طوسی (۱۳۸۵) در مقاله‌ای تحت عنوان "تأثیر نااطمینانی بر تصمیمات بانک‌ها در زمینه مدیریت پورتفولیو: مورد ایران" که در مجموعه مقالات هفدهمین همایش بانکداری اسلامی ایران به چاپ رسیده است با استفاده از روش توصیفی فرضیه‌های ذیل را بررسی نموده است:

الف) افزایش عدم اطمینان در پارامترهای اقتصاد کلان باعث کاهش واریانس و

1. Bollerslev

پراکندگی پورتفولیو می‌شود.

ب) افزایش عدم اطمینان در پارامترهای مختص شرکت باعث پراکندگی پورتفولیو می‌شود.

در این تحقیق دو متغیر عدم اطمینان، نرخ تورم و ریسک محیط کسب و کار (مبتنی بر شاخص بورس تهران) در یک جهت حرکت می‌کنند. نتیجه‌گیری کلی تحقیق حاکی از این است که نااطمینانی در فضای فعالیت بانک‌ها نقش مؤثری بر عدم اطمینان پرتفوی بانک‌ها دارد. در واقع، با افزایش نااطمینانی در فضای کلی اقتصاد بانک‌ها مبادرت به تغییر تخصیص در جهت کاهش وزن دارایی‌های ریسک دار به نفع دارایی‌های بدون ریسک می‌نمایند.

کریستوفر اف بوم، مصطفی کاگلایان و نسلیان اوزکان^۱ (۲۰۰۲) در تحقیقی تحت عنوان "اثر نااطمینانی در سطح کلان اقتصادی و رفتار اعتباری بانک‌ها" به طور تجربی رابطه بین رفتار اعتباری بانک‌ها و نااطمینانی در سطح کلان اقتصادی را با استفاده از داده‌های سالانه و فصلی بانک‌های آمریکایی بررسی کرده‌اند. این محققین برای هر دو مجموعه از داده‌ها نشان داده‌اند که وقتی نااطمینانی افزایش یابد نوسانات تولیدات صنعتی نیز افزایش می‌یابد و بانک‌ها رفتاری محافظه‌کارانه از خود نشان داده و اعطاء وام به بخش‌های مختلف اقتصادی را محدود می‌کنند.

ایوان ج عزیز و ویلم دوربک^۲ (۲۰۰۲) در تحقیقی تحت عنوان "تکانه‌های اقتصاد کلان و اعتبارات بانکی در اندونزی" اثر شوک‌های اقتصادی وارد بر آسیای جنوب شرقی بر روند سرمایه‌گذاری و اعتبارات را از سال ۱۹۹۳ تا سال ۲۰۰۲ در اندونزی بررسی کرده‌اند. آنها دریافتند که تکانه‌های اقتصادی وارد بر آسیای جنوب شرقی باعث کاهش روند سرمایه‌گذاری و روند اعتباری بانک‌ها گردیده است.

کریستوفر اف بوم، مصطفی کاگلایان و نسلیان اوزکان (۲۰۰۴) در تکمیل تحقیق قبلی خود در تحقیقی دیگر تحت عنوان "دومین مطلب مهم: واکنش رفتار اعتباری بانک‌ها به نااطمینانی اقتصاد در سطح کلان" این موضوع را که آیا نااطمینانی در سطح کلان اقتصادی باعث انحراف در تخصیص وام بانکی می‌شود را مجدداً بررسی کردند.

1. Christopher F. Baum & Mustafa Caglayan & Neslihan Ozkan

2. Ivan j. Azis & Willem Thorbeche

این محققان نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، سطح نرخ های بهره و سطح نرخ تورم را به‌عنوان عوامل ناطمینانی و نسبت وام های اعطایی به مجموع دارایی‌ها را به‌عنوان رفتار اعتباری بانک‌ها در نظر گرفته‌اند. نتایج آن‌ها با استفاده از داده‌های آماری بانک‌های تجاری آمریکا که به‌صورت فصلی از سال ۱۹۷۹ تا سه ماهه اول ۲۰۰۳ استخراج شده و مبتنی بر روش مدل واریانس شرطی اتورگرسیون تعمیم یافته (GARCH) بود دلالت بر آن داشت که ناطمینانی در سطح کلان اقتصادی بیشتر از آنچه که سیاست های پولی بر رفتار اعتباری بانک‌ها تأثیر بگذارند مؤثر است. به علاوه، چنانچه ناطمینانی در سطح کلان اقتصادی افزایش یابد نسبت وام به دارایی بانک‌ها کمتر خواهد شد و هرچه این ناطمینانی بیشتر باشد توان سرمایه‌گذاری بانک‌ها کمتر می‌گردد.

هانگ یونگ لی^۱ (۲۰۰۵) در تحقیق خود تحت عنوان "اثر ناطمینانی بر سرمایه‌گذاری" با استفاده از داده‌های آماری شرکت‌های تولیدی کره رابطه تجربی بین سرمایه‌گذاری و ناطمینانی را بررسی کرده است. نتایج تجربی این تحقیق نشان می‌دهد که بین ناطمینانی و سرمایه‌گذاری رابطه منفی وجود دارد و ناطمینانی اثر منفی بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها دارد. این اثر بر شرکت‌هایی که از اندازه کوچک از پوشش ریسک کمتر و از نسبت بدهی به دارایی بالاتر برخوردار هستند بسیار محسوس‌تر است. الکساندر تالورا، آندری تساپین و الکساندر زهولود^۲ (۲۰۰۶) در تحقیق خود تحت عنوان "ناطمینانی در سطح کلان اقتصادی و اعتبارات بانکی (مطالعه موردی اوکراین)" رابطه معناداری بین نسبت وام به سرمایه بانک‌ها و ناطمینانی در سطح کلان اقتصادی بدست آورده‌اند. این تحقیق با استفاده از سری‌های زمانی ماهانه طی سه ماهه اول ۲۰۰۱ تا سه ماهه سوم ۲۰۰۵ به روش اتورگرسیون و با استفاده از مدل آرچ و گارچ انجام شده است. آنان نوسانات مقادیر پولی، شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت تولیدکننده را به‌عنوان عوامل ناطمینانی (متغیرهای مستقل تحقیق) و نسبت وام به سرمایه را به‌عنوان رفتار اعتباری بانک (متغیر وابسته) در نظر گرفته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که وقتی نوسانات عوامل ناطمینانی در سطح کلان اقتصادی افزایش یابد بانک‌ها عرضه اعتبارات را کاهش می‌دهند.

1. Hang Yong Lee

2. Oleksandr Talavera & Andriy Tsapin & Oleksandr Zholud

ماریو کوآجلیاریلو^۱ (۲۰۰۶) در تحقیق خود تحت عنوان "نااطمینانی در سطح اقتصاد کلان و تصمیمات اعتباری بانکها: مورد ایتالیا" نقش نااطمینانی در تخصیص بهینه دارایی‌های بانک‌های ایتالیایی را طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۰ بررسی نموده است. این محقق ایتالیایی بی اطمینانی شاخص قیمت مصرف کننده و شاخص تولیدات صنعتی را به عنوان متغیرهای مستقل و نسبت وام به دارایی‌های بانک‌های ایتالیایی را به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفت. نتایج اقتصادسنجی یک رابطه معنادار بین نااطمینانی و تصمیم‌های سرمایه‌گذاری بانک‌های ایتالیایی را تأیید می‌کند.

الگوی اقتصادسنجی و نتایج تجربی

در این تحقیق ابتدا نااطمینانی شاخص بهای مصرف کننده (CPI) و شاخص بهای تولیدکننده (PPI) به کمک مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی ARCH و GARCH استخراج شده و به عنوان جایگزینی برای نااطمینانی اقتصادی موثر بر رفتار اعتباری بانک‌ها مورد استفاده قرار گرفته است. سپس با استفاده از روش داده‌های ترکیبی^۲ برای سه گروه بانک‌های تخصصی، تجاری و غیردولتی اثر نااطمینانی و سایر متغیرهای تأثیرگذار بر رفتار اعتباری بانک‌ها برآورد شده است.

تصریح الگو

مدل استفاده شده در این تحقیق با الهام از بام و همکاران (۲۰۰۶)، تالورا و همکاران^۳ (۲۰۰۶) و راسل و همکاران (۲۰۰۹) بصورت زیر تصریح می‌شود:

$$L_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 L_{it-1} + \alpha_2 \text{dlog}(K_{it}) + \alpha_3 \text{dlog}(D_{it}) + \alpha_4 \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

که در آن L_{it} نسبت مانده بدهی بخش غیردولتی به سرمایه بانک i در زمان t ، $\text{dlog}(K_{it})$ نرخ رشد سرمایه بانک i در زمان t ، $\text{dlog}(D_{it})$ نرخ رشد سپرده‌های بخش خصوصی نزد بانک i در زمان t ، τ_t متغیر نااطمینانی اقتصاد کلان در زمان t و ε_{it} جمله اخلاص معادله هستند. طول وقفه بر اساس معیارهای انتخاب الگو (همچون

1. Mario Quagliariello

2. Panel Data

3. Talavera, Oleksandr, Andriy Tsapin and Oleksandr Zhulud.

معیارهای آکاییک و شوارتز) و معناداری ضرایب تعیین شده است. از آنجایی که متغیرهای K و D بصورت تغییرات و متغیر L بصورت سطح در معادله ظاهر شده‌اند، لذا دو متغیر مذکور تنها در کوتاه‌مدت نسبت مذکور (متغیر وابسته) را تحت تأثیر قرار می‌دهند در حالی که شاخص نااطمینانی τ_t نسبت تسهیلات را در بلندمدت متاثر می‌سازد. تفاضل‌گیری از متغیرها بر اساس خواص سری زمانی (نامانایی^۱ آنها) بوده است. مقاطع مربوط به داده‌های تابلویی در این تحقیق شامل سه گروه بانک‌های تجاری (COM)، بانک‌های تخصصی (EXI) و بانک‌های غیردولتی و مؤسسات اعتباری غیربانکی (PRI) طی دوره (۱۳۸۸ - ۱۳۸۳) هستند. در این تحقیق از نااطمینانی (واریانس شرطی) شاخص بهای مصرف‌کننده CPI و شاخص بهای تولیدکننده PPI به عنوان جایگزینی برای متغیر نااطمینانی اقتصاد کلان (τ_t) استفاده شده است. واریانس‌های شرطی تورم (مبتنی بر CPI و PPI) با روش ARCH برای داده‌های ماهانه مذکور استخراج شده است. مآخذ داده‌ها اطلاعات منتشر شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است.^۲ در ادامه به محاسبه نااطمینانی اقتصاد کلان مبتنی بر متغیرهای شاخص بهای مصرف‌کننده و شاخص بهای تولیدکننده توسط مدل‌های ARCH و GARCH که همان واریانس ناهمسانی شرطی مربع پسماندهای معادله تورم هستند، پرداخته می‌شود.

مدل تصریح‌شده مربوط به نااطمینانی شاخص بهای مصرف‌کننده (CPI):

برآورد بهترین مدل برای میانگین و واریانس تورم مبتنی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) با در نظر گرفتن اثرات ARCH در جدول (۱) ارائه شده است. الگوی نهایی بر اساس متدولوژی باکس جنکینز، شامل بررسی رفتار ضرایب خودهمبستگی ساده و جزئی تورم، معناداری ضرایب، توجه به اثرات فصلی و معیارهای انتخاب الگو انتخاب شده است.^۳ به علاوه همانطور که انتظار می‌رفت بهترین معادله واریانس براساس معیارهای آکاییک و شوارتز فرایند $GARCH(1,1)$ است.^۴

1. Nonstationary
2. www.cbi.ir

۳. اندرس (۱۳۸۶)، ترجمه ترجمه مهدی صادقی و سعید شوال‌پور
۴. تعداد وقفه‌های بهینه در الگوی GARCH بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است.

جدول ۱. برآورد بهترین مدل میانگین شرطی dLCPI با در نظر گرفتن اثرات ARCH

$d(LCPI_t) = 0.012 + 0.352d(LCPI_{t-1}) + 0.301SAR_{t-1} + 0.127\varepsilon_{t-1}$	(۱)
(۷/۰۲۷) (۹/۱۴۷) (۴/۶۱۳) (۲/۹۷۸)	
$h_t = 2.59 + 0.43 h_{t-1} + 0.37 \varepsilon_{t-1}^2$	(۲)
(۲/۳۹۳) (۳/۳۲۳) (۳/۴۹۰)	

* اعداد داخل پرانتز آماره Z و کلیه ضرایب در سطح خطای ۵ درصد معنادار هستند.
مأخذ: نتایج تحقیق.

مدل تصریح شده مربوط به نااطمینانی شاخص بهای تولیدکننده (PPI):

برآورد بهترین مدل برای میانگین و واریانس تورم مبتنی بر شاخص قیمت تولیدکننده (PPI) با در نظر گرفتن اثرات ARCH نیز در جدول (۲) ارائه شده است. الگوی نهایی بر اساس متدولوژی باکس جنکینز شامل بررسی رفتار ضرایب خودهمبستگی ساده و جزئی تورم، معناداری ضرایب، توجه به اثرات فصلی و معیارهای انتخاب الگو انتخاب شده است. همان طور که انتظار می‌رفت بهترین معادله واریانس بر اساس معیارهای آکائیک و شوارتز بر اساس فرایند GARCH(1,1) است.

جدول ۲. برآورد بهترین مدل میانگین شرطی dLPPI با در نظر گرفتن اثرات ARCH

$d(LPPI_t) = 0.0137 + 0.154d(LPPI_{t-1}) + 0.273d(LPPI_{t-2}) + 0.789SAR_{t-1} - 0.619\varepsilon_{t-1}$	(۱)
(-۳/۴۶۲) (۵/۹۴۹) (۳/۴۳۱) (۴/۳۹۸) (۵/۹۱۲)	
$h_t = 0.00044 + 0.9077 h_{t-1} + 0.0712 \varepsilon_{t-1}^2$	(۲)
(۲/۶۵۴) (۲/۵۴۷) (۲/۵۲۲)	

* اعداد داخل پرانتز آماره Z و کلیه ضرایب با سطح خطای ۵ درصد معنادار هستند.
مأخذ: نتایج تحقیق.

تخمین مدل به روش داده‌های ترکیبی

قبل از برآورد مدل (۱)، متغیرهای مورد مطالعه از لحاظ مانایی بررسی شده است، زیرا اگر در تخمین معادلات اقتصادسنجی از متغیرهای نامانا استفاده شود، استنتاج آماری معتبر نخواهد بود. برای این منظور سه روش از مهم‌ترین آزمون‌های ریشه واحد پانل^۱

1. Panel Unit Roots

در ادبیات اقتصادسنجی مورد استفاده قرار گرفته است. این روش‌ها عبارتند از آزمون لوین، لین و چو (LLC)^۱، آزمون برتونگ^۲ و آزمون هدری^۳.

نتایج اکثر این آزمون‌ها، دلالت بر مانا بودن متغیرهای مدل در سطح خطای ۱۰ درصد دارند، لذا در تحلیل‌های اقتصادسنجی تمام متغیرها مانا در نظر گرفته شده است. نتایج حاصل از تخمین معادله (۱) مبتنی بر شاخص نااطمینانی (CPI) با استفاده از روش اثرات ثابت^۴ و الگوی تلفیقی^۵ (بافرض یکسان بودن عرض از مبدأها) در جدول (۳) ارائه شده است. در ضمن با توجه به پایین بودن تعداد مقاطع یا واحدها (سه گروه بانک‌های تخصصی، تجاری و غیر دولتی) استفاده از روش اثرات تصادفی^۶ امکان‌پذیر نیست. آماره آزمون F لیمر مبنی بر یکسان بودن عرض از مبدأها معنادار بوده و دلالت بر معتبر بودن نتایج استفاده از الگوی تلفیقی دارد. با این حال، نتایج حاصل از تصریح اثرات ثابت نیز جهت مقایسه و بررسی حساسیت نتایج به شیوه تخمین ارائه شده‌اند. کلیه ضرایب در هر دو تصریح جدول (۳) معنادار است.

در الگوی تلفیقی متغیر نرخ رشد سرمایه بانک‌ها با ضریب ۱۱/۸- و متغیر نرخ رشد سپرده‌های بخش خصوصی نزد بانک‌ها، متغیر وابسته (نسبت وام به سرمایه) را با ضریب ۷/۸۸ (در کوتاه‌مدت) متأثر می‌سازد. نتایج مشابهی نیز در تصریح اثرات ثابت بدست آمده است. نتایج مذکور با انتظارات قبلی ما سازگار است، زیرا سپرده‌های بخش خصوصی نزد بانک‌ها یکی از مهم‌ترین شیوه‌های تجهیز منابع جهت اعطاء تسهیلات به بخش خصوصی در سیستم بانکی است. به علاوه، ضریب منفی رشد سرمایه بانک‌ها در معادله (۱) دلالت بر آن دارد که در کوتاه‌مدت سرعت رشد تسهیلات کمتر از رشد دارایی‌ها است^۷ که می‌توان آن را به چسبندگی‌های موجود در نظام بانکی کشور (شامل نسبت‌های حاکم بر پورتفولیوی بانک‌ها مانند نسبت بدهی به سرمایه) مرتبط دانست.

-
1. Levin, Lin and Chu
 2. Breitung
 3. Hadri
 4. Fixed effects
 5. Pooled
 6. Random Effects

۷. با توجه به اینکه متغیرهای مستقل K و D بصورت تغییرات و متغیر وابسته L بصورت سطح ظاهر شده‌اند، لذا ضرایب متغیرهای مذکور را بایستی ضرایب کوتاه‌مدت تفسیر کرد.

ضریب متغیر نااطمینانی شاخص بهای مصرف کننده (VCPI) نیز در هر دو تصریح الگوی تلفیقی و اثرات ثابت معنادار بوده و متغیر وابسته را به ترتیب با ضرایب $۲۰/۵۶-$ و $۲۱/۳۴-$ مطابق انتظارات نظری تحت تأثیر قرار داده است. در هر دو مدل نیز مقدار ضریب تعیین بیش از ۹۶ درصد بوده که قدرت توضیح‌دهندگی بالای مدل‌ها را تأیید می‌کند. مقدار آماره D-W نیز در هر دو تصریح رضایتبخش است.

نتایج برآورد معادله (۱) با شاخص نااطمینانی بهای تولیدکننده (PPI) نیز در جدول (۴) ارائه شده است. نتایج در اکثر موارد تفاوت محسوسی نسبت به استفاده از شاخص نااطمینانی CPI در معادله نسبت اعتبارات ندارد. در الگوی تلفیقی متغیر نرخ رشد سرمایه بانک‌ها با ضریب $۸/۷-$ متغیر وابسته را کاهش و نرخ رشد سپرده‌های بخش خصوصی نزد بانک‌ها با ضریب $۵/۴$ آن را افزایش می‌دهد. ضرایب مشابهی نیز در تصریح اثرات ثابت برآورد می‌شود. ضریب متغیر نااطمینانی شاخص بهای تولیدکننده (VPPI) نیز در الگوی تلفیقی معنادار بوده و نسبت تسهیلات را با ضریب $۱۳/۴۴-$ کاهش می‌دهد ولی در الگوی اثرات ثابت ضریب متغیر شاخص نااطمینانی از لحاظ آماری معنادار نیست. آماره F نشان می‌دهد که فرضیه یکسان بودن عرض از مبدأ در مقاطع یا بانک‌های مختلف رد نمی‌شود و استفاده از الگوی تلفیقی معتبر است، لذا اندازه و اهمیت آماری ضریب نااطمینانی PPI در تصریح الگوی تلفیقی قابل اتکا است. آماره D-W و ضریب تعیین نیز در هر دو الگوی تلفیقی و اثرات ثابت رضایت بخش است که قدرت توضیح‌دهندگی بالای آنها را در تبیین رفتار اعتباری بانک‌ها نشان می‌دهد.

جدول ۳. تخمین معادله (۱) با متغیر نااطمینانی شاخص بهای مصرف‌کننده (VCPI)

متغیر	الگوی تلفیقی (عرض از میداهای یکسان)	الگوی اثرات ثابت
C	۰.۴۷۸۶۶ (۱۹.۲۳۵۹) *	۰.۵۴۸۴۹ (۶.۶۹۶۵) *
L (-1)	۰.۹۷۵۵۵ (۲۵.۴۷۸۰۰) *	۰.۹۷۴۷۹ (۲۸.۱۷۷۹) *
dlog(k)	-۱۱.۸۲۴۹۴ (-۳.۱۹۸۸۰) *	-۱۱.۷۷۱۵ (-۳.۱۳۵۶) *
dlog(D)	۷.۸۸۵۳۵ (۳.۳۶۶۹۲) *	۶.۵۳۲۰۳ (۲.۴۷۸۱) **
VCPI	-۲۰.۵۶۵۷۸ (-۹.۴۹۴۲۲) *	-۲۱.۳۴۲۲ (-۱۶.۶۴۱۲) *
R-squared	۰.۹۶۸۱	۰.۹۶۸۳
Durbin-watson	۱.۹۴۸۴	۱.۹۵۲۴
آماره آزمون F لیمر	۰.۵۸۱۷۲۲ (۰.۵۵۹۹)	
تعداد مقاطع	۳	
تعداد مشاهدات	۲۰۷	

*** و ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح خطای ۱۰ و ۵ و ۱ درصد و اعداد داخل پرانتز آماره t هستند. مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول ۴. تخمین معادله (۱) با متغیر نااطمینانی شاخص بهای تولیدکننده (VPPI)

متغیر	الگوی تلفیقی	الگوی اثرات ثابت
C	۰.۰۹۸۸ (۱.۸۷۹۰) ***	-۰.۱۳۲۲ (-۰.۳۴۴۴)
L (-1)	۰.۹۶۰۵۳ (۲۵۲.۱۵۱) *	۰.۹۷۸۱ (۲۷.۱۹۹۸) *
dlog(k)	-۸.۷۰۴۳ (-۱۷.۵۶۰۰) *	-۱۱.۷۴۹۵ (-۳.۱۶۰۷) *
dlog(D)	۵.۴۶۹۳ (۵.۷۵۰۵) *	۶.۷۰۵۶ (۲.۴۸۶۲) **
VPPI	-۱۳.۴۴۷۳ (-۲.۹۶۴۰) *	۵۱.۰۰۵ (۱.۵۱۱۶)
R-squared	۰.۹۹۷۹	۰.۹۶۸۴
Durbin-watson	۱.۷۱۰۷	۱.۹۶۳۳
آماره آزمون F لیمر	۰.۵۴۵۰۰۲ (۰.۵۸۰۷)	
تعداد مقاطع	۳	
تعداد مشاهدات	۲۰۷	

*** و ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح خطای ۱۰ و ۵ و ۱ درصد و اعداد داخل پرانتز آماره t هستند. مأخذ: نتایج تحقیق.

نتیجه‌گیری

نااطمینانی با تأثیر گذاری بر تصمیم‌های عاملان اقتصادی موجب ایجاد هزینه‌هایی در اقتصاد می‌شود و می‌تواند منجر به انحراف در پرتفولیو و ترکیب دارایی بانک‌ها از وام و تسهیلات به سمت دارایی‌هایی با ریسک کمتر شود، لذا از دهه ۱۹۷۰ به بعد با مطرح شدن بحث هزینه‌های ناشی از نااطمینانی، اقتصاددانان سعی در یافتن روابطی بین این متغیر با سایر متغیرهای مالی و اقتصادی کردند. در این مقاله اثر نااطمینانی بر عملکرد اعتباری بانک‌ها با استفاده از داده‌های تابلویی برای سه گروه بانک‌های تخصصی، تجاری و غیر دولتی طی دوره (۱۳۸۳-۱۳۸۸) مورد بررسی قرار گرفت. برای اندازه‌گیری نااطمینانی، از واریانس شرطی تورم (فرایندهای اتورگرسیو واریانس ناهمسان شرطی ARCH و GARCH) مبتنی بر متغیرهای شاخص بهای مصرف‌کننده (CPI) و شاخص بهای تولیدکننده (PPI) استفاده شده است. در واقع با توجه به معنادار بودن اثرات ARCH در دو سری نرخ رشد شاخص بهای مصرف‌کننده و شاخص بهای تولیدکننده، از شاخص‌های مذکور به‌عنوان جایگزین‌هایی برای اندازه‌گیری نااطمینانی‌های اقتصاد کلان استفاده شد. برای تخمین الگو از روش اثرات ثابت و روش داده‌های تلفیقی (با عرض از مبدأهای یکسان برای سه گروه بانکی) استفاده شده است. آزمون‌های آماری نیز استفاده از الگوی داده‌های تلفیقی را تأیید می‌کنند. نتایج تخمین الگوی داده‌های تابلویی به روش اثرات ثابت و تلفیقی با هر دو شاخص نااطمینانی (شامل VCPI و VPPI)، فرضیه تحقیق مبنی بر اینکه نااطمینانی در سطح کلان اقتصادی بر عملکرد اعتباری بانک‌ها دارای تأثیر منفی است را تأیید می‌کند. سایر نتایج تحقیق را می‌توان به‌صورت زیر خلاصه کرد:

- وقفه اول متغیر وابسته (نسبت مانده بدهی بخش غیردولتی به سرمایه بانک‌ها) در کلیه تصریحات با ضریبی بالاتر از ۱/۹۵ دارای تأثیر معناداری بر عملکرد اعتباری بانک‌ها است. نتیجه مذکور دلالت بر چسبندگی پرتفولیو و رفتار اعتباری بانک‌ها (در تعیین نسبت تسهیلات به سرمایه بانک‌ها) دارد به طوری که انتظار می‌رود تأثیر تکانه‌های اقتصادی بر نسبت مذکور به کندی ظاهر شود.
- نرخ رشد سرمایه بانک‌ها در کوتاه‌مدت دارای تأثیر منفی بر عملکرد اعتباری بانک‌ها

است. به لحاظ نظری علامت ضریب این متغیر مشخص نیست. نتایج حاصله نشان می‌دهد که در کوتاه مدت سرعت رشد تسهیلات کمتر از سرمایه بانک‌ها است.

– نرخ رشد سپرده‌های بخش غیردولتی در بانک‌های ایران دارای تأثیر معنادار و مثبت بر عملکرد اعتباری بانک‌ها در کوتاه مدت است که این نتیجه با توجه به اینکه جذب سپرده‌های بخش غیردولتی از مهم‌ترین شیوه‌های تجهیز منابع در بانک‌ها است، منطبق بر قواعد و اصول بانکی و قابل انتظار است.

نتایج تحقیق حاضر برای سیستم بانکی ایران با نتایج مطالعات مشابه انجام شده توسط کریستوفر اف بوم، مصطفی کاگلایان و نسلیان اوزکان^۱ (۲۰۰۲) برای کشور ایالات متحده، ماریو کوآجلیاریلو^۲ (۲۰۰۶) برای ایتالیا، الکساندر تالاورا، آندری تساپین و الکساندر زهولود^۳ (۲۰۰۶) برای اوکراین و ایوان ج عزیز و ویلم دوربک^۴ (۲۰۰۲) برای اندونزی همخوانی دارد.

از دیدگاه اقتصاد کلان فضای نااطمینانی موجب انحراف در پرتفولیو و تخصیص غیربهبینه منابع بانک‌ها می‌شود. به علاوه با افزایش نااطمینانی ریسک اعتباری بانک‌ها و احتمال زیان‌های سنگین ناشی از اعطای وام نیز افزایش می‌یابد، لذا توجه به کاهش نااطمینانی‌ها در اقتصاد کلان و به‌ویژه کاهش نرخ تورم و بی‌اطمینانی مربوط به آن از اهمیت بسیاری در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی برخوردار است. همچنین توصیه می‌گردد در شرایط نااطمینانی فضای اقتصاد کلان، بانک‌ها ریسک اعتباری مشتریان خود را به‌صورت دقیق و با استفاده از مدل‌های رتبه‌بندی اعتباری مورد ارزیابی قرار دهند و بدین ترتیب منابع مالی خود را به متقاضیانی تخصیص دهند که دارای حداقل ریسک اعتباری باشند.

1. Christopher F. Baum & Mustafa Caglayan & Neslihan Ozkan
2. Mario Quagliariello
3. Oleksandr Talavera & Andriy Tsapin & Oleksandr Zholud
4. Ivan j. Azis & Willem Thorbeche

منابع

- اندرس، والتر، *اقتصادسنجی سری‌های زمانی*، ترجمه مهدی صادقی و سعید شوال‌پور، دانشگاه امام صادق (ع)، ۱۳۸۶.
- حسین، اختر و انیس چودری، *سیاست‌های پولی و مالی در کشورهای در حال توسعه*، ترجمه محمد آسیایی و مسعود باباخانی، پژوهشکده امور اقتصادی، ۱۳۸۲.
- طوسی، محمدرضا، "تأثیر نااطمینانی بر تصمیمات بانک‌ها در زمینه مدیریت پورتفولیو: مورد ایران"، *مجموعه مقالات هفدهمین همایش بانکداری اسلامی ایران*، (۱۳۸۵).
- فرجی، یوسف، *آشنایی با ابزارها و نهادهای پولی و مالی*، مؤسسه عالی بانکداری ایران، ۱۳۸۲.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تهران: گزارش نماگرهای اقتصادی، ۱۳۸۸.
- کاظمیان، محمود، "سه‌می‌بندی اعتبارات توسط نظام بانکی و ارتباط بین بازار اعتبارات و بازار سرمایه"، *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۱۹، ۱۳۷۶.
- مجتهد، احمد و علی حسن زاده، پول و بانکداری و نهادهای مالی، پژوهشکده پولی و بانکی، تهران: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۸۴.
- مک‌کنا، سی.جی، اقتصاد عدم اطمینان، ترجمه سعید مقاری و عبدالرضا فهیمی، پژوهشکده علوم دفاعی استراتژیک دانشگاه امام حسین (ع)، ۱۳۷۲.
- Azis, Ivan J. and Willem Thorbecke, "Macroeconomic Shocks And Bank Lending In Indonesia", *Asian Development Bank Working Paper*, No.56, 2002.
- Baum, Christopher F., Mustafa Caglayan, Andreas Steffhan and Oleksandr Talavera, "Uncertainty Determinants of Corporate Liquidity", *German Institute For Economic Research*, No.633, 2006.
- Baum, Christopher F., Mustafa Caglayan, Neslihan Ozkan and Oleksandr Talavera, "The Impact of Macroeconomic Uncertainty on Non Financial Firms Demand For Liquidit", *Review Of Financial Economics*, No.15, PP. 289-304, 2006.
- Baum, Christopher F., Mustafa Caglayan, Neslihan Ozkan, "The Second Moments Matter: The Response of Bank Lending Behavior To Macroeconomic Uncertainty", *Boston College Working Paper*, No.521, 2005.
- Baum, Christopher F., Mustafa Caglayan, Neslihan Ozkan, "The Impact Of Macroeconomic Uncertainty on Trade Credit For Non-Finacial Firms", *Boston College Working Paper In Economics*, No. 566, 2003.
- Bollerslev, Tim, "Generalised Autoregresive Conditional Heteroskedasticity",

Journal Econometrics, No.31, pp.307-327, 1986.

Butzan, Paul, Catherine Fuss and Philip Vermeulen, "The Impact of Uncertainty on Investment Plans", *NBB Working Paper*, No. 24, 2002.

Engle, Robert F., "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity With Estimates of the Variance of U.K. Inflation", *Econometrica*, No. 50, 1982.

Engle, Robert, "The Use of Arch/Garch Models In Applied Econometrics", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, 2001.

Engle, Robert, "Risk And Volatility: Econometric Models And Financial Practice", *Nobel Lecture*, New York University, 2002.

Granger, C.W.J., *Spectral Analysis of Econometric Time Series*, Princeton University Press, 3th Edition.

Greene W. H., *Econometric Analysis*, New York University, 5th Edition (2006).

Holland, Steven, Steven, h.ott and Timothy j. Riddiough, "The Role of Uncertainty in Investment", *Massachusetts Institute of Technology*, No. 78, 1999.

Lee, Hang Yong, "The Impact of Uncertainty on Investment", *Korea Development Institute*, Working Paper, 2005.

Newey, Whitney and Kenneth West, "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, No.55, pp. 703-708, 1987.

Quagliariello, Mario, "Macroeconomic Uncertainty And Banks Lending Decisions: The Case of Italy", *Bank Of Italy And University Of York*, 2006.

Russell Olukayode, Somoye, Bamidele M, Ilo, "The Impact of Macroeconomic Instability On Banking Sector Lending Behavior In Nigerria", *Journal of Money, Investment And Banking*, No. 7, pp. 88-99, 2009.

Talavera, Oleksandr, Andriy Tsapin and Oleksandr Zholud, (2006), "Macroeconomic Uncertainty and Bank Lending: Case of Ukraine", *German Institute For Economic Research*, Paper 637, 2006.