Archive of SID

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 (۱۳۸۸-۱۳۸۳) با استفاده از داده های 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 درپیش 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 محدودکردن رشد اعتبارات و وام‌های اعطایی به بخش خصوصی می شوند.

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
۲. کارشناس ارشد رشته برنامه‌ریزی و توسعه اقتصادی Email:elham_sehati@ yahoo.com

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

یکی از اهداف مهمی که مؤسسات مالی به‌ویژه بانک‌ها دنبال می‌کنند 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 اطمینانی‌ها و بطور کلی محیط اقتصاد کلان بر نظام مالی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. چنانچه این نااطمینانی‌ها به انحراف در پرتفولیو و رفتار اعتباری بانک‌ها منجر شود می‌تواند آثار منفی بر کارایی نظام بانکی کشور برجای بگذارد. در شرایط معمول اقتصاد کلان درنظرگرفتن شاخص‌های 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 سیاست‌های اقتصادی دارند و از دیدگاه اقتصاد کلان این نااطمینانی‌ها موجب تخصیص غیربهینه منابع می‌گردند.

در واقع، نا اطمینانی‌ها در محیط اقتصاد کلان می‌تواند حجم و کیفیت اعتبارات را تحت تأثیر قرار دهد. زیرا اطلاعات نامتقارن سبب می‌شود که اعتبار به متقاضیان ناموجه و با ریسک بالا گسترش یابد. این مشکل اساسی که به‌خصوص در بانک‌های دولتی قابل مشاهده است باعث شده که اعتبارات جهت مقاصد غیر اولویت‌دار صرف شده و همچنین به بی انضباطی مالی دامن زده شود که درنهایت به بدهی‌های 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 اندازه‌گیری تأثیر شاخص‌های نااطمینانی[۱] و دیگر متغیرهای مرتبط، بر رفتار اعتباری بانک‌های ایران است. برای این منظور از روش داده‌های تابلویی[۲] برای سه گروه بانک‌های تجاری، بانک‌های تخصصی و بانک‌های غیردولتی و مؤسسات اعتباری غیربانکی و داده‌های ماهانه طی دوره ۱۳۸۳:۱ تا ۱۳۸۸:۱۱ استفاده شده است. در بخش دوم مقاله، به مبانی نظری تحقیق پرداخته شده است. در بخش

۱. منظور از شاخص‌های نااطمینانی، شاخص‌های تورمی CPI و PPI می‌باشد.

2. Panel Data

www.SID.ir

Archive of SID

سوم فرایندهای واریانس شرطی اتورگرسیون تعمیم یافته (GARCH)[1] جهت اندازه‌گیری نااطمینانی معرفی شده است. در بخش چهارم به مرور مطالعات تجربی درخصوص 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 نتیجه گیری ارائه شده است.

مطالعات نظری

تعریف ریسک و نااطمینانی:

هابارد[2] 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[3] (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 به‌صورت 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[4] (۱۹۲۱) بین ریسک و نااطمینانی وجه تمایزی را ارئه نموده است. وی می‌گوید: "ریسک زمانی درنظرگرفته 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، درصورتی‌که 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 Autoreggressive Conditional Heteroscedasticity
2. Hubbard
3. Davis
4. Knight

www.SID.ir

Archive of SID

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[1] (۲۰۰۵) با الهام از مدل بودری[2] (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 می نمایند. 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 درنظرگرفته می‌شود، اما به این سرمایه‌گذاری ریسک بازار مترتب است زیرا ارزش دارایی ها ممکن است به واسطه شرایط متغیر بازار تغییر یابد. با این وجود، این ریسک قابلیت پیش‌بینی بیشتری دارد و از همه مهم تر آنکه قابل کنترل است. نرخ بازگشت چنین سرمایه‌ای را نرخ بی خطر (r_f) می‌نامند. از سوی دیگر، بانک‌ها با ارائه هرنوع 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.

$$r_i = r_f + rp_i \qquad (۱)$$

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 $var(rp_i) = \sigma_\varepsilon^2$ است، درنتیجه نرخ بازگشت وام‌ها را می‌توان به‌صورت زیر بیان نمود:

1. Baum, et al.
2. Beaudry

www.SID.ir

Archive of SID

$$r_i = r_f + \rho + \varepsilon_i \qquad (۲)$$

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 $(۱-\alpha_i)$ 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 $(۱-\alpha_i)$ 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:

$$S_i = \varepsilon_i + v \qquad (۳)$$

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 می ماند. اصولاً، اگر بانک ها اطلاعات خصوصی خود را با سایرین سهیم می‌شدند، ممکن بود v به طور کلی مشاهده و نااطمینانی از بین برود. به هرحال، احتمال مشارکت اطلاعات در بازار واسطه گری‌های مالی اندک است. متغیر v را می‌توان به‌عنوان درجه نااطمینانی شرایط آینده اقتصاد کلان تعبیر نمود. بدون در نظرگرفتن 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 سرمایه گذاری کم می‌نماید. حال فرض استقلال

www.SID.ir

Archive of SID

موجود میان ν 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 نظرگرفتن سیگنال‌های نامناسب، پیش‌بینی (غیرشرطی) بانک ها 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 به‌دست می‌آورند. بنابراین نرخ بازده موردانتظار $E[\varepsilon[\varepsilon_i]$ چنین درنظرگرفته می‌شود که نسبت ثابتی از سیگنال باشد:

$$E[\varepsilon_i/S_i] = \lambda(\varepsilon_i + \nu) \qquad (۴)$$

که در آن: $\lambda = \dfrac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\nu^2}$

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

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

و واریانس شرطی $var(R_i/S_i)$ عبارت است از:

$$var(R_i/S_i) = \alpha_i^2\lambda\sigma_\nu^2 \qquad (۶)$$

فرض می‌شود تابع مطلوبیت بانک‌ها به‌صورت زیر مدلسازی شود:

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

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 به‌دست آورد:

www.SID.ir

Archive of SID

$$\alpha_i = \frac{\rho + \lambda S_i}{\omega^2 \sigma_v^2} \quad (۸)$$

$$var(\alpha_i) = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\omega^2 \sigma_v^4} \quad (۹)$$

همان‌طور که رابطه فوق نشان می دهد، 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) اندازه گیری عدم اطمینان را به‌صورت 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[۱].

اندازه‌گیری نا اطمینانی 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 حالی‌که خطای معیار تخمینی از انحراف معیار می‌باشد.

2. Driver, et al
3. Sepulveda-Umanzor

www.SID.ir

Archive of SID

نااطمینانی درنظرگرفته می‌شود و در روش دوم که مبتنی بر واریانس ناهمسانی و الگوهای (ARCH)[1] 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} به‌ترتیب بصورت $y_t = E(R_t \mid \Omega_{t-1})$ و $h_t = \text{var}(R_t \mid \Omega_{t-1})$ نشان داد. با این تعریف، بازده پیش‌بینی نشده (غیرقابل انتظار) برابر با $\varepsilon_t = R_t - y_t$ است. به پیروی از انگل[2] (۱۹۹۳)، ε_t به عنوان معیار و اندازه اخبار در نظرگرفته 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 تعمیم‌یافته بسط داده شد. یکی از دلایل استفاده از مدل‌های ARCH وجود خطاهای پیش‌بینی کوچک و بزرگ در خوشه‌های مختلف یک سری است؛ به‌طوری 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:

$$R_t = x_t'\gamma + \varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^{p}\alpha_i\varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q}\beta_j h_{t-j} \qquad (۱۱)$$

1. Autoregressive conditional Heteroskedasticity
2. Engel

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن ω، α، β و γ پارامترهای ثابت و x_t متغیرهای مستقل (برون‌زا و درون زای تأخیری) هستند. از آنجایی که واریانس h_t غیرمنفی است می‌بایست $\alpha_1,\ldots,\alpha_p \geq 0, \omega > 0$ و $\beta_1,\ldots,\beta_q \geq 0$ 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 به‌طوری‌که $\alpha_i < \alpha_j$ 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[1] (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 همهٔ ریشه‌های $1 - \alpha(L) - \beta(L) = 0$ خارج از دایرهٔ 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

درخصوص 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 پرداخته اند.

محمدرضا 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

www.SID.ir

Archive of SID

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 وکار (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 بانک ها 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[1] (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 داده های سالانه و فصلی بانک های 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[2] (۲۰۰۲) در تحقیقی تحت عنوان "تکانه های اقتصاد کلان و اعتبارات بانکی در اندونزی" اثر شوک های 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 تکانه های 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 می شود را مجددا" بررسی کردند.

1. Christopher F. Baum & Mustafa Caglayan & Neslihan Ozkan
2. Ivan j. Azis & Willem Thorbeche

www.SID.ir

Archive of SID

این محققان نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، سطح نرخ های بهره و سطح نرخ تورم را به‌عنوان عوامل نااطمینانی و نسبت وام های اعطایی به مجموع دارایی‌ها را به‌عنوان رفتار اعتباری بانک‌ها در نظر گرفته اند. نتایج آن ها با استفاده از داده های آماری بانک های 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 نااطمینانی در سطح کلان اقتصادی بیشتر از آنچه که سیاست های پولی بر رفتار اعتباری بانک ها تأثیر بگذارند مؤثر است. به علاوه، چنانچه نااطمینانی در سطح کلان اقتصادی افزایش یابد نسبت وام به دارایی بانک‌ها کمتر خواهد شد و هرچه این نااطمینانی بیشتر باشد توان سرمایه‌گذاری بانک‌ها کمتر می‌گردد.

هانگ یونگ لی[1] (۲۰۰۵) در تحقیق خود تحت عنوان "اثر نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری" با استفاده از داده‌های آماری شرکت‌های تولیدی کره رابطه تجربی بین سرمایه‌گذاری و نااطمینانی را بررسی کرده است. نتایج تجربی این تحقیق نشان می‌دهد که بین نااطمینانی و سرمایه‌گذاری رابطه منفی وجود دارد و نااطمینانی 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 تالاورا،آندری تساپین و الکساندر زهولود[2] (۲۰۰۶) در تحقیق خود تحت عنوان "نااطمینانی در سطح کلان اقتصادی و اعتبارات بانکی (مطالعه موردی اوکراین)" رابطه معناداری بین نسبت وام به سرمایه بانک‌ها و نااطمینانی 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 نااطمینانی (متغیرهای مستقل تحقیق) و نسبت وام به سرمایه را به عنوان رفتار اعتباری بانک (متغیر وابسته) در نظر گرفته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که وقتی نوسانات عوامل نااطمینانی در سطح کلان اقتصادی افزایش یابد بانک‌ها عرضه اعتبارات را کاهش می‌دهند.

1. Hang Yong Lee
2. Oleksandr Talavera & Andriy Tsapin & Oleksandr Zholud

www.SID.ir

Archive of SID

ماریو کوآجلیاریلو[1] (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 به‌عنوان متغیرهای مستقل و نسبت وام به دارایی‌های بانک‌های ایتالیایی را به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفت. نتایج اقتصاد سنجی یک رابطه معنادار بین نااطمینانی و تصمیم‌های سرمایه‌گذاری بانک‌های ایتالیایی را تأیید می‌کند.

الگوی اقتصاد سنجی و نتایج تجربی

در این تحقیق ابتدا نااطمینانی شاخص بهای مصرف کننده (CPI) و شاخص بهای تولیدکننده (PPI) به کمک مدل های واریانس ناهمسان شرطی ARCH و GARCH استخراج شده و به‌عنوان جایگزینی برای نااطمینانی اقتصادی موثر بر رفتار اعتباری بانک‌ها مورد استفاده قرار گرفته است. سپس با استفاده از روش داده های ترکیبی[2] برای سه گروه بانک‌های تخصصی، تجاری و غیردولتی اثر نا اطمینانی 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)، تالاورا و همکاران[3] (۲۰۰۶) و راسل و همکاران (۲۰۰۹) بصورت زیر تصریح می‌شود:

$$L_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 L_{it-1} + \alpha_2 dlog(K_{it}) + \alpha_3 dlog(D_{it}) + \alpha_4 \tau_t + \varepsilon_{it} \qquad (۱۲)$$

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

1. Mario Quagliariello
2. Panel Data
3. Talavera, Oleksandr, Andriy Tsapin and Oleksandr Zholud.

www.SID.ir

Archive of SID

معیارهای آکاییک وشوارتز) 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 تحت‌تأثیر قرار می‌دهند درحالی‌که شاخص نا اطمینانی τ_t نسبت تسهیلات را در بلندمدت متاثر می‌سازد. تفاضل گیری از متغیرها بر اساس خواص سری زمانی (نامانایی[1] آنها) بوده است. مقاطع مربوط به داده‌های تابلویی در این تحقیق شامل سه گروه بانک‌های تجاری (COM)، بانک‌های تخصصی (EXI) و بانک های غیردولتی و مؤسسات اعتباری غیربانکی (PRI) طی دورهٔ (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. واریانس های شرطی تورم (مبتنی بر CPI و PPI) با روش ARCH برای داده های ماهانه مذکور استخراج شده است. مأخذ داده‌ها اطلاعات منتشر شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است[2].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 مصرف کننده (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 جزیی تورم، معناداری ضرایب، توجه به اثرات فصلی و معیارهای انتخاب الگو انتخاب شده است.[3] به علاوه همانطور که انتظار می‌رفت بهترین معادله واریانس براساس معیارهای آکائیک و شوارتز فرایند GARCH(1,1) است.[4]

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.

www.SID.ir

Archive of SID

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

$d(LCPI_t) = 0.012 + 0.352\,d(LCPI_{t-12}) + 0.301\,SAR_{t-1} + 0.127\,\varepsilon_{t-11}$ (۷/۰۲۷) (۹/۱۴۷) (۴/۶۱۳) (۲/۹۷۸)	(۱)
$h_t = 2.59 + 0.43\,h_{t-1} + 0.37\,\varepsilon^2_{t-1}$ (۲/۳۹۳) (۳/۳۲۳) (۳/۴۹۰)	(۲)

* 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 جزیی تورم، معناداری ضرایب، توجه به اثرات فصلی و معیارهای انتخاب الگو انتخاب شده است. همان‌طور 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

$d(LPPI_t) = 0.0137 + 0.154\,d(LPPI_{t-11}) + 0.273\,d(LPPI_{t-12}) + 0.789\,SAR_{t-1} - 0.619\,\varepsilon_{t-1}$ (-۳/۴۶۲) (۵/۹۴۹) (۳/۴۳۱) (۴/۳۹۸) (۵/۹۱۲)	(۱)
$h_t = 0.00044 + 0.9077\,h_{t-1} + 0.0712\,\varepsilon^2_{t-1}$ (۲/۶۵۴) (۲/۵۴۷) (۲/۵۲۲)	(۲)

* اعداد داخل پرانتز آماره z و کلیه ضرائب 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[1]

1. Panel Unit Roots

www.SID.ir

Archive of SID

در ادبیات اقتصادسنجی مورد استفاده قرار گرفته است. این روش‌ها عبارتند از آزمون لوین، لین و چو (LLC)[1]، آزمون برتونگ[2] و آزمون هدری[3].

نتایج اکثر این آزمون‌ها، دلالت بر مانا بودن متغیرهای مدل در سطح خطای ۱۰ درصد دارند، لذا در تحلیل‌های اقتصاد سنجی 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[4] و الگوی تلفیقی[5] (بافرض یکسان بودن عرض از مبدأها) در جدول (۳) ارائه شده است. در ضمن با توجه به پایین‌بودن تعداد مقاطع یا واحدها (سه گروه بانک های تخصصی، تجاری و غیر دولتی) استفاده از روش اثرات تصادفی[6] امکان پذیر نیست. آماره آزمون F لیمر مبنی بر یکسان بوده 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 سپرده های بخش خصوصی نزد بانک ها یکی از مهم ترین شیوه های تجهیز منابع جهت اعطاء تسهیلات به بخش خصوصی در سیستم بانکی است. به‌علاوه، ضریب منفی رشد سرمایه بانک‌ها در معادله (۱) دلالت بر آن دارد که در کوتاه‌مدت سرعت رشد تسهیلات کمتر از رشد دارایی ها است[7] 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.

www.SID.ir

Archive of SID

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 می دهد که فرضیه یکسان بودن عرض از مبدأ در مقاطع یا بانک های مختلف رد نمی شود 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.

www.SID.ir

Archive of SID

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

متغیر	الگوی تلفیقی (عرض از مبداهای 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.

www.SID.ir

Archive of SID

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 به‌سمت دارایی‌هایی با ریسک کمتر شود، لذا از دهه ۱۹۷۰ به بعد با مطرح شدن بحث هزینه های 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 (۱۳۸۸-۱۳۸۳) مورد بررسی قرار گرفت. برای اندازه‌گیری نااطمینانی، از واریانس شرطی تورم (فرایندهای اتورگرسیو واریانس ناهمسان شرطی ARCH،GARCH) مبتنی بر متغیرهای شاخص بهای مصرف کننده (CPI) و شاخص بهای تولید کننده (PPI) استفاده شده است. در واقع با توجه به معنادار بودن اثرات ARCH در دو سری نرخ رشد شاخص بهای مصرف کننده و شاخص بهای تولیدکننده، از شاخص های مذکور به‌عنوان جایگزین هایی برای اندازه گیری نااطمینانی‌های اقتصاد کلان استفاده شد. برای تخمین الگو از روش اثرات ثابت و روش داده های تلفیقی (با عرض از مبدأهای یکسان برای سه گروه بانکی) استفاده شده است. آزمون های آماری نیز استفاده از الگوی داده های تلفیقی را تایید می‌کنند. نتایج تخمین الگوی داده های 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 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 به‌طوری‌که 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

www.SID.ir

Archive of SID

است. به‌لحاظ 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[1] (۲۰۰۲) برای کشور ایالات متحده، ماریو کوآجلیاریلو[2] (۲۰۰۶) برای ایتالیا، الکساندر تالاورا، آندری تساپین و الکساندر زهولود[3] (۲۰۰۶) برای اوکراین و ایوان ج عزیز و ویلم دوربک[4] (۲۰۰۲) برای اندونزی همخوانی دارد.

از دیدگاه اقتصاد کلان فضای نااطمینانی موجب انحراف در پرتفولیو و تخصیص غیربهینه 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 بی اطمینانی 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

www.SID.ir

Archive of SID

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، "سهمیه‌بندی 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, Andereas Stefhan 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 0f Macroeconomic Uncertainty on Trade Credit For Non-Finacial Firms", ***Boston College Working Paper In Economics,*** No. 566, 2003.

Bollerslev, Tim, "Generalised Autoregresive Conditional Heteroskedasticity",

www.SID.ir

Archive of SID

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

Butzan, Paul, Cutherine 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 Univercity 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.

www.SID.ir