فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی ـ ایرانی)
سال سیزدهم، شماره ۴۸، بهار ۱۳۹۲، صفحات ۱۴۵-۱۲۱

اثر بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر رفتار وام‌دهی بانک‌های تجاری (مطالعه موردی: ایران، ۱۳۸۸-۱۳۵۳)

مجید صامتی* و حسن کارنامه حقیقی**

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۱۲/۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۰/۳۰

هدف از این مطالعه، بررسی اثر بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر وام‌دهی بانک‌های تجاری در ایران، با استفاده از داده‌های بانک‌های تجاری و شاخص خودساخته بی‌ثباتی اقتصاد کلان از سال ۱۳۵۳ تا سال ۱۳۸۸ است. نتایج در چهارچوب روش هم‌جمعی و مدل تصحیح خطای برداری نشان می‌دهد که وام‌دهی بانک‌های تجاری با بی‌ثباتی اقتصاد کلان رابطه‌ای بلندمدت دارد. به عبارت دیگر، در بلندمدت تغییرات در شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان (افزایش) با کاهش وام‌دهی بانک‌های تجاری همراه خواهد بود. از سوی دیگر، افزایش در لگاریتم طبیعی دارایی بانک‌های تجاری که پراکسی از اندازه بانک بوده، حاکی از تأثیر معنادار آن بر وام‌دهی بانک‌های تجاری است. همچنین نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد، هرچند نسبت سپرده به سرمایه و وام‌دهی بانک‌های تجاری در بلندمدت دارای ارتباط متقابل نسبت به یکدیگر هستند، اما در کوتاه‌مدت نسبت به خطای تعادل، خود را تعدیل نمی‌کنند. به عبارت دیگر، نسبت سپرده به سرمایه هرچند بر وام‌دهی بلندمدت بانک‌های تجاری مؤثر است، اما خود از آنها تأثیر نمی‌پذیرد. در واقع، این متغیر نسبت به سایر متغیرها در کوتاه‌مدت برون‌زای ضعیف است.

طبقه‌بندی JEL : C52, E44, G21.
کلیدواژه‌ها: بی‌ثباتی اقتصاد کلان، وام‌دهی بانک‌های تجاری، ایران.

---

* دانشیار دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، پست الکترونیکی: p_sameti@gmail.com.
** استادیار اقتصاد دانشگاه شیخ بهایی(نویسنده مسئول) پست الکترونیکی: karnameh@shbu.ac.ir.

۱- مقدمه

امروزه نقش و تأثیرگذاری بنیادین بانک‌ها در اقتصاد، در قالب واسطه‌های مالی و تسهیل‌کننده‌های سیستم پرداخت اعتبار پذیرفته شده است. به‌طور عموم بانک‌ها از وام‌ها برای ایجاد درآمد استفاده می‌کنند و عمده درآمدشان از شکاف بین نرخ سپرده و وام اعطا شده به‌دست می‌آید. حجم وام اعطا شده توسط بانک‌ها نیز تابعی از ویژگی‌های داخلی آنها مانند اندازه، میزان سپرده، نقدینگی، سیاست اعتباری و دیگر عوامل داخلی است.

بررسی‌ها نشان می‌دهد، سیاست‌های داخلی بانک‌ها تا اندازه زیادی وابسته به شرایط محیطی اقتصاد کلان است، به‌گونه‌ای که وام‌دهی بیشتر بانک‌ها، منعکس‌کننده علایم اقتصادی است. به نظر می‌رسد، اگر بانک‌ها شرایط اقتصاد کلان را باثبات تصور کنند، انتظار دارند که استقراض‌کنندگان از عهده بازپرداخت بدهی‌های خود برآیند، زیرا پیش‌بینی آنها در این شرایط حاکی از بازده مناسب پروژه‌های سرمایه‌گذاری است.

از آنجا که بانک‌ها در خلأ فعالیت نمی‌کنند، وام‌دهی آنها به‌طور عمده تحت تأثیر عوامل محیطی، به‌ویژه قواعد و عوامل اقتصاد کلان قرار می‌گیرد. شرایط اقتصادی از اجزای ریسک اقصادی است که هر شرکت یا بنگاه اقتصادی را متأثر می‌سازد. عملکرد کلی اقتصاد یک کشور از طریق مؤلفه‌های اقتصاد کلان، مانند تولید ناخالص داخلی، سطح اشتغال، ظرفیت صنعتی به کارگرفته شده، تورم، عرضه پول و نرخ ارز مشخص می‌شود. ازاین‌رو، بانک‌ها وام‌دهی خود را در پاسخ به این علایم تعدیل می‌کنند. علایم مثبت (منفی)، بانک‌ها را به وام‌دهی بیشتر (کمتر) ترغیب می‌کند. پرتفوی وام بانک‌ها نیز ممکن است تحت تأثیر انتظارات آنها از عملکرد اقتصاد قرار گیرد. مطالعات ژولود، تساپین و تالاورا[1] (۲۰۰۶)، نشان می‌دهد که بانک‌ها در دوران رونق اقتصادی و کاهش نااطمینانی اقتصاد کلان، وام بیشتری اعطا می‌کنند و برعکس وام‌دهی خود را در دوران رکود اقتصادی کاهش می‌دهند.

۲- مبانی نظری و ادبیات موضوع

اثرگذاری بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر وام‌دهی بانک‌های تجاری در مطالعات داخلی و خارجی چندان مورد توجه و مطالعه قرار نگرفته است، با این حال برنانکی و رتگر[2] (۱۹۹۵)، معتقدند، سیاست

1- Talavera, Tsapin & Zholud
2- Bernanke & Gertler

پولی انقباضی (عامل مهم و مؤثر بر وضعیت ثبات اقتصاد کلان) باعث کاهش وام‌دهی بانک‌های تجاری می‌شود. همچنین برنانکی و بلایندر[1] (۱۹۹۲)، نشان دادند که سیاست پولی انقباضی به کاهش غیرمستقیم مخارج از طریق کاهش در عرضه وام بانکی منجر می‌شود، زیرا انقباض‌های پولی، سپرده‌ها را در سمت بدهی‌های ترازنامه بانک‌ها کاهش خواهد داد. با فرض اینکه وام‌ها و اوراق بهادار در سمت راست دارایی‌های ترازنامه بانک‌ها، جانشین ناقص یکدیگر باشند، بانک‌ها تمایلی به جذب کامل زیان‌های سپرده از طریق کاهش نگهداری اوراق بهادار را ندارند و در نتیجه، انقباض پولی به کاهش وام‌دهی بانک‌های تجاری منجر خواهد شد.

رومر و رومر[2] (۱۹۸۹)، معتقدند، اگر سیاست پولی، وام‌دهی بانک‌های تجاری را تحت تأثیر قرار دهد، آنگاه سبب کاهش بیشتر وام‌ها در بانک‌های با دارایی‌های کمتر نقدشونده خواهد شد، زیرا بانک‌های با دارایی‌های نقدشونده‌تر می‌توانند از سبد دارایی وام خود از طریق کم کردن ذخایر احتیاطی و اوراق بهادار محافظت کنند. این در حالی است که اگر بانک‌های با دارایی‌های کمتر نقدشونده نخواهند نسبت وجوه نقد و اوراق بهادار خود را خیلی کم کنند، ناگزیر خواهند شد وام‌دهی خود را کاهش دهند.

اولانیان[3] (۲۰۰۰)، در مطالعه خود آثار بی‌ثباتی اقتصاد کلان را بر سرمایه‌گذاری کل در نیجریه بررسی کرد و نشان داد که تورم و نوسانات آن بخش مهمی از نماگرهای بی‌ثباتی اقتصاد کلان در نیجریه است. این مطالعه نشان می‌دهد، تورم، تأثیر معنادار و معکوسی بر سرمایه‌گذاری در نیجریه داشته است. او از این موضوع که تورم و روند افزایش آن و همچنین نوسانات آن معیار مناسبی برای وضعیت بی‌ثباتی اقتصاد کلان است، دفاع می‌کند.

کیشام و اوپیلا[4] (۲۰۰۰)، به این نتیجه رسیدند که وام‌دهی بانک‌ها با نرخ سرمایه پایین، ناشی از واکنش شدید آنها به شوک‌های سیاست پولی است. به‌طور عموم اگر دارایی بانک کم باشد، سیاست پولی بر وام‌دهی بانک‌ها از طریق سرمایه بانک تأثیر می‌گذارد که این امر ممکن است در ابتدا ضعیف باشد، اما در بلندمدت بیشتر شود.

1- Bernanke & Blinder
2- Romer & Romer
3- Olaniyan
4- Kishan & Opiela

بیدری، شیانتارلی و کاگلایان[1] (۲۰۰۱)، به بررسی اثر نااطمینانی قیمت کل بر توزیع سرمایه‌گذاری در صنعت و کل اقتصاد با استفاده از داده‌های مقطعی بریتانیا در سطح بنگاه پرداختند. نتایج آنها نشان داد که توزیع سرمایه‌گذاری به صورت مقطعی، به رفتار سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها در زمان‌های نااطمینانی بسیار نزدیک است. از آنجا که کاهش در نااطمینانی تورم به‌دسترسی به اطلاعات بیشتر و باکیفیت‌تر منجر می‌شود، به بنگاه‌ها اجازه می‌دهد با به تعویق انداختن بازده‌های انتظاری خود در پروژه‌ها سرمایه‌گذاری کنند. آنها همچنین به‌طور ضمنی تأیید کردند که نااطمینانی تورم مانع تخصیص کارای منابع است.

میکو و پانیزا[2] (۲۰۰۴)، به آزمون این موضوع می‌پردازند که چگونه مالکیت بانک رفتار وام‌دهی بانک‌ها را در ادوار تجاری و در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه متأثر می‌کند. همچنین آنها رفتار وام‌دهی بانک‌ها را در قالب نرخ رشد وام بانک‌ها در هر کشور ارزیابی می‌کنند. نتایج آنها نشان داد که رشد وام با شوک‌های اقتصاد کلان (که از طریق رشد تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری می‌شود) مرتبط است، به‌طوری که یک درصد افزایش (کاهش) در تولید ناخالص داخلی، ۱/۴۶ درصد افزایش (کاهش) در وام‌دهی بانک‌های خصوصی داخلی را به همراه خواهد داشت. همین الگو در مورد بانک‌های دولتی نیز مشاهده شده است. آنها همچنین نتیجه گرفتند که اعتبار ادواری در کشورهای صنعتی بیشتر از کشورهای درحال‌توسعه کاهش یافته است.

گامباکورتا و یانوتی[3] (۲۰۰۵)، به بررسی سرعت و عدم تقارن پاسخ نرخ‌های بهره بانکی به شوک‌های سیاست پولی (تغییرات) در ایتالیا طی سال‌های ۲۰۰۲-۱۹۸۵ و با استفاده از مدل تصحیح خطای نامتقارن (AVECM) پرداختند. مدل یادشده این اجازه را می‌دهد که بتوان تفاوت رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت را مشخص کرد. این مطالعه نشان داد که سرعت تعدیل نرخ‌های بهره بانکی به تغییرات سیاست پولی پس از قوانین بانکی ۱۹۹۳ به‌طور معناداری افزایش یافته است. نرخ بهره تعدیل شده در پاسخ به شوک‌های مثبت و منفی در کوتاه‌مدت، نامتقارن است.

1- Beaudry, Caglayan & Schiantarelli
2- Micco & Panizza
3- Gambacorta & Iannoti

باوم، کاگلایان و اوزکان[1] (۲۰۰۵)، رفتار بانک‌های آمریکا را با استفاده از داده‌های فصلی ۲۰۰۳-۱۹۷۳، در پاسخ به نااطمینانی اقتصاد کلان مطالعه کردند. نتایج آنها نشان داد که وام‌های بانک‌ها حدود ۵۵ درصد از کل دارایی آنها را تشکیل می‌دهد. آنها رفتار وام‌دهی بانک‌ها را از طریق پراکندگی وام‌های بانکی نسبت به کل دارایی‌ها حول میانگین، با استفاده از انحراف معیار ارزیابی کردند. واریانس شرطی تولیدات صنعتی فصلی و CPI به‌عنوان معیار بی‌ثباتی اقتصاد کلان به کار گرفته شده است. آنها متوجه شدند که اثر تجمیعی یک‌ساله، ۱۰۰ درصد افزایش در نااطمینانی از طریق انحراف مشروط تولید صنعتی (IP) و تورم (CPI) به ۱۱-۹ درصد کاهش در پراکندگی نسبت وام به دارایی بانک منجر می‌شود. نتایج تحقیق نشان داد که نااطمینانی اقتصاد کلان به تخصیص کارای وجوه سرمایه در بین استقراض‌کنندگان می‌انجامد.

تالاورا، تساپین و ژولود[2] (۲۰۰۶)، به بررسی رفتار وام‌دهی بانک‌ها و نااطمینانی اقتصاد کلان در اکراین پرداختند. نتایج آنها نشان داد که بین نسبت وام بانکی به سرمایه و نااطمینانی اقتصاد کلان که از طریق واریانس شرطی تورم مصرف‌کننده یا تولیدکننده یا نوسان عرضه پول (M_1,M_2) اندازه‌گیری می‌شود، رابطه منفی وجود دارد، به‌گونه‌ای که بانک‌ها نسبت‌های وام‌دهی خود را زمانی که نااطمینانی اقتصاد کلان کاهش می‌یابد، افزایش می‌دهند. واکنش بانک‌ها به تغییرات نااطمینانی یکنواخت نیست و به ویژگی‌های بانک، اندازه و سودآوری آن بستگی دارد. مطالعه نشان داد که بانک‌های کوچک‌تر کمتر قادرند رفتار خود را در پاسخ به تغییرات سیاست پولی تغییر دهند. همچنین عامل نااطمینانی سیاست پولی، به نسبت رفتار وام‌دهی بانک‌های سودآورتر را بیشتر تحت تأثیر قرار می‌دهد.

در ایران مطالعه یا مطالعه‌های مشابهی در زمینه تأثیرگذاری بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر رفتار وام‌دهی بانک‌های تجاری صورت نگرفته است. تنها چند مطالعه به بی‌ثباتی اقتصاد کلان پرداخته‌اند که در ادامه به آنها اشاره می‌شود.

عراقی و رمضانپور (۱۳۸۰)، در مقاله‌ای با عنوان «اهمیت محیط باثبات اقتصاد کلان»، به تبیین آثار یک محیط باثبات اقتصاد کلان بر نرخ رشد تولید ناخالص واقعی سرانه براساس تفسیر بسط‌یافته‌ای از مدل رشد نئوکلاسیک مبتنی‌بر درون‌زایی پیشرفت فنی پرداختند. در این تحقیق

1- Baum, Caglayan & Ozkan
2- Talavera, Tsapin & Zholud

براساس یک معادله رگرسیونی پیشنهادی برای ایران، از چهار شاخص برای تصریح یک محیط باثبات اقتصاد کلان استفاده شد که عبارت بودند از: نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، تغییرات درصدی نرخ واقعی ارز و انحراف معیار رشد رابطه مبادله. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد، بی‌ثباتی اقتصاد کلان در ایران یک مانع جدی رشد واقعی است. ایجاد و حفظ یک محیط باثبات اقتصاد کلان مستلزم تغییرات اساسی در ساختار مالی دولت (برقراری اصل مهم انضباط مالی) بوده و در این راستا مدیریت و سیاست‌های اقتصاد کلان در واکنش به شوک‌های داخلی و خارجی نقش تعیین‌کننده‌ای دارند.

گسکری، قنبری و اقبالی (۱۳۸۵)، در مقاله‌ای با عنوان «بی‌ثباتی اقتصاد کلان و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران»، به بررسی تأثیر بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی پرداختند. در این مقاله، متغیرهای کسری بودجه، کسری تراز بازرگانی، نرخ تورم، نرخ ارز و رابطه مبادله خارجی به‌عنوان پایه بی‌ثباتی اقتصاد کلان در نظر گرفته شدند و با استفاده از روش میانگین متحرک با یک دوره پنج‌ساله روند بی‌ثباتی متغیرهای مورد نظر برآورد و سپس، انحراف از آن به‌عنوان بی‌ثباتی اقتصاد کلان تعریف شده است. نتایج مطالعه یادشده نشان داد که سطح عمومی قیمت‌ها رابطه منفی و معنادار و تولید ناخالص داخلی رابطه مثبت و معناداری با متغیر سرمایه‌گذاری ثابت بخش خصوصی دارند، به‌طوری که یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی، به افزایش ۱/۵ درصدی در سرمایه‌گذاری ثابت بخش خصوصی منجر می‌شود. افزایش نسبت کسری بودجه و کسری تراز بازرگانی نیز با دو وقفه زمانی مثبت و معنادار هستند. اثر نوسانات رابطه مبادله بی‌معنی و اثر نوسانات نرخ ارز نیز بسیار ضعیف است. نتایج نشان داد که بی‌ثباتی کسری بودجه در تولید ناخالص داخلی نشان‌دهنده دخالت زیاد دولت است و بیشترین اثر را بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد.

در زمینه تأثیرپذیری تسهیلات اعطایی و سپرده‌ها از سیاست‌های پولی، تقوی و لطفی (۱۳۸۵)، در مقاله‌ای به بررسی آثار سیاست پولی بر حجم سپرده، تسهیلات اعطایی و نقدینگی نظام بانکی کشور طی سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۷۴ پرداختند. مدل مورد استفاده در این تحقیق برمبنای کار تجربی کاشیاپ[1] و استین[2] در سال ۱۹۹۵ بود. در مدل یادشده از نرخ سپرده قانونی (به‌عنوان شاخص

1- Kashyap
2- Stein

سیاست پولی)، اندازه بانک و ارزش سرمایه‌ای بانک به‌عنوان ویژگی‌های خاص بانک و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ تورم، سپرده، تسهیلات اعطایی، نقدینگی بانک و تعداد بانک‌ها استفاده شد. اندازه بانک از طریق لگاریتم دارایی‌ها و سرمایه انباشته بانک‌ها از طریق نسبت سرمایه به کل دارایی‌ها اندازه‌گیری شدند. مدل مورد استفاده در تحقیق یادشده به روش Panel Data تخمین زده شد. نتایج نشان داد که شاخص سیاست پولی تأثیر منفی، اما بسیار ناچیزی بر حجم سپرده‌های بانک‌ها و مانده تسهیلات اعطایی آنها می‌گذارد. بنابراین، وجود کانال اعتباری سیاست پولی در ایران تأیید می‌شود. اما از آنجا که این اثر بسیار ناچیز است، در عمل کارایی سیاست پولی و کارکرد کانال اعتباری از اعتبار ساقط می‌شود.

صامتی، دلالی اصفهانی و کارنامه حقیقی (۲۰۱۱)، در مقاله‌ای با عنوان «اثر بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر انباشت سرمایه و رشد اقتصادی»، مطالعه موردی: ایران (۲۰۰۸-۱۹۷۴)، به بررسی رابطه تجربی بلندمدت بین بی‌ثباتی اقتصاد کلان و انباشت سرمایه و رشد اقتصادی پرداختند. آنها برای بی‌ثباتی اقتصاد کلان از یک شاخص ترکیبی جدید استفاده کردند. شاخص یادشده، ترکیب وزنی نرخ تورم، نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی، نوسان نرخ واقعی ارز و نوسان رابطه مبادله بود. وزن‌ها انحراف معیار متغیر بودند و به‌گونه‌ای در نظر گرفته شدند که مجموع آنها یک شود. در تخمین معادله از لگاریتم تولید ناخالص واقعی، سرمایه‌گذاری ثابت واقعی بخش خصوصی و عمومی و همچنین لگاریتم شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان به صورت $mii = Ln(1+MII)$ استفاده شد. در مقاله مزبور برای تخمین و بررسی رابطه بلندمدت از روش هم‌جمعی استفاده شد. نتیجه اصلی تحقیق یادشده بی‌ثباتی مزمن اقتصاد کلان در ایران است که به‌طور جدی انباشت سرمایه و رشد اقتصادی را متأثر می‌سازد. در این مقاله نشان داده شد که بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر انباشت سرمایه اثر معکوس دارد. آنها پیشنهاد کردند که دولت باید برنامه‌های تثبیت را به‌منظور حفظ ثبات اقتصاد کلان تا حد ممکن دنبال کند و آن را سیاست‌های خود، سیاست اول قرار دهد.

صامتی و کارنامه حقیقی (۲۰۱۱)، در مقاله‌ای با عنوان «بررسی بی‌ثباتی اقتصاد کلان در ایران»، به بررسی وضعیت بی‌ثباتی اقتصاد کلان در ایران با استفاده از شاخص خودساخته بی‌ثباتی اقتصاد کلان پرداختند. به این منظور برای به‌دست آوردن تصویر کلی از وضعیت ثبات اقتصاد کلان، از یک شاخص ترکیبی، مرکب از تورم، کسری بودجه، نوسانات نرخ واقعی ارز و تغییر در رابطه

مبادله و همچنین ایده الگوریتم غربال KLR برای انتخاب بهترین متغیرهای پیش‌بینی‌کننده استفاده شد. اطلاعات مورد استفاده محدود به سری زمانی ۲۰۰۸-۱۹۷۴ بود. نتایج بررسی آنها نشان داد که مقادیر محاسبه شده برای شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان در طول دوره مورد بررسی در دامنه ۰/۱۳ تا ۰/۶۹ در نوسان بوده است. آستانه بحران بی‌ثباتی برای ایران ۰/۴۹ تعیین شد که با توجه به آن در سال‌های ۱۹۸۰، ۱۹۸۱ و ۱۹۸۷، اقتصاد کلان ایران با بحران بی‌ثباتی دست‌وپنجه نرم کرده است. در دو دهه اخیر بیشترین میزان بی‌ثباتی مربوط به سال ۱۹۹۵ و کمترین آن مربوط به سال ۲۰۰۱ بوده است. همچنین در سال‌هایی که بی‌ثباتی اقتصاد کلان افزایش یافته، رشد اقتصادی تحت تأثیر قرار گرفته و کاهش یافته است. به عقیده آنها بی‌ثباتی اقتصاد کلان مانعی جدی برای رشد اقتصادی ایران است. براساس یک مدل احتمالی ساده مبتنی‌بر کمترین مقدار خطای هر یک از متغیرهای پیش‌بینی‌کننده نیز ضریب احتمال وقوع بحران براساس کسری بودجه ۰/۵۰، تورم ۰/۳۳۳ و رابطه مبادله ۰/۱۶۶ محاسبه شده است.

۳- روش تحقیق

۳-۱- منابع داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق از حساب‌های منتشر شده از سوی بانک مرکزی، سالنامه‌های آماری و داده‌های سری زمانی بانک مرکزی ایران، برای سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۵۳ استخراج شده است.

۳-۲- تصریح مدل

به‌طور عموم وام‌دهی هر بانک تحت تأثیر عوامل مشخصه آن و برآورد آنها از شرایط جاری و آتی اقتصاد قرار دارد. این شرایط و انتظارات می‌تواند به صورت مدل زیر نشان داده شود:

$$\frac{L}{A} = \beta X + \eta V$$

$\frac{L}{A}$: نسبت وام به دارایی بانک در زمان t است.

X: بردار عوامل مشخصه بانک است که به صورت زیر تجزیه می‌شود:

- $\frac{D}{K}$: نسبت سپرده بانک به سرمایه در زمان t است.

- $\frac{L}{K}$: نسبت وام به سرمایه در زمانt است.
- A: لگاریتم طبیعی دارایی‌ها در زمانt است.
- β: پارامترهای عوامل مشخص‌کننده بانک است.
- η: پارامترهای عوامل بی‌ثباتی اقتصاد کلان است.
- V: بردار عوامل بی‌ثباتی اقتصاد کلان است.

مدل به کار گرفته شده مبتنی‌بر مدل باوم، کاگلایان و اوزکان (۲۰۰۵) و همچنین کریستوفر و بامیدل[1] (۲۰۰۹)، است. تفاوت مدل استفاده شده در این مقاله با مدل باوم و دیگران در این بوده که وام‌دهی در مطالعه حاضر از طریق نسبت وام به دارایی مشخص شده است. از سوی دیگر، مدل به کار رفته با مدل کریستوفر و بامیدل نیز تفاوت‌های معناداری دارد، به‌گونه‌ای که در مدل آنها از رشد پول، تورم، نرخ ارز و رشد تولید ناخالص داخلی به‌عنوان نماگرهای بی‌ثباتی اقتصاد کلان به صورت منفرد استفاده شده، در حالی که در تحقیق حاضر بی‌ثباتی اقتصاد کلان به صورت مجموع وزنی درصد تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها (CPI)، درصد تغییر در نرخ ارز غیررسمی (EX) و درصد تغییر در حجم نقدینگی (M_2) تعریف شده است. این تجمیع، فرصت ورود متغیرهای تأثیرگذار اضافی را به مدل فراهم می‌کند و درجه آزادی مدل را به‌مراتب افزایش می‌دهد.

۳-۳- دلایل استفاده از متغیرها

$\frac{L}{A}$: این متغیر، نسبت وام به دارایی بانک است و در مدل یادشده نقش متغیر وابسته را ایفا می‌کند. نسبت یادشده برای ارزیابی رفتار وام‌دهی بانک به کارگرفته شده است. این نسبت بیان‌کننده سهمی از دارایی‌های بانک بوده که در قالب وام نشان داده شده است. انتظار می‌رود نسبت یادشده از زمانی به زمان دیگر و از بانکی به بانک دیگر، با توجه به عوامل مشخصه بانک و همچنین عوامل اقتصاد کلان تغییر کند.

$\frac{D}{K}$: سپرده‌ها منابع اصلی وجوه بانک‌ها هستند. نسبت سپرده به سرمایه نشان می‌دهد، یک بانک تا چه اندازه به سپرده مشتریان وابسته است. مقدار بیشتر این نسبت بیان‌کننده ظرفیت وام‌دهی بیشتر بانک است.

1- Bamidele & Christopher

$\frac{L}{K}$: بانک‌ها به‌طور معمول نسبت بهینه وام به سرمایه را در چهارچوب مشخص شده از سوی بانک مرکزی تعیین می‌کنند. این نسبت معیاری از ریسک بوده و نشان‌دهنده سطح دارایی بانک، بدون پوشش ریسک اعتباری است. به‌طور عموم بانک‌های با سرمایه زیاد در پرداخت وام‌های بزرگ از آزادی عمل بیشتری برخوردارند، زیرا آنها تحت فشار جدی، به‌ویژه محدودیت‌های سرمایه‌ای قرار ندارند.

A: نشان‌دهنده دارایی‌های کل بانک است. انتظار می‌رود بانک با دارایی بیشتر از ظرفیت بالاتری برای وام‌دهی برخوردار باشد. به‌طور عموم این‌گونه بانک‌ها از پورتفوی متنوع استفاده می‌کنند و بعضاً بدون پوشش مطلوب وام می‌دهند.

۳-۴- بی‌ثباتی اقتصاد کلان (نااطمینانی)

برای تعریف بی‌ثباتی اقتصاد کلان می‌توان از تعریف ثبات اقتصاد کلان کمک گرفت، به‌گونه‌ای که بی‌ثباتی اقتصاد کلان نقطه مقابل ثبات اقتصاد کلان است. براساس تعریف مؤسسه تحقیقاتی ریوت[1] اصطلاح «ثبات اقتصاد کلان» وضعیتی از اقتصاد ملی را توصیف می‌کند که در آن آسیب‌پذیری‌های ناشی از شوک‌های خارجی به حداقل رسیده باشد. اگرچه ثبات اقتصاد کلان برای رشد لازم است، اما کافی نیست. نوسانات ارز، بار زیاد بدهی و تورم مدیریت نشده می‌تواند از علل بحران‌های اقتصادی و کاهش شدید در تولید ناخالص داخلی باشد.

براساس ضوابط ماستریخت[2]، ثبات اقتصاد کلان از طریق پنج متغیر سنجیده می‌شود. تورم پایین و باثبات (حد بالای تورم ۳ درصد)، نرخ بهره بلندمدت پایین (محدود به دامنه ۹ درصد)، نسبت اندک بدهی ملی به تولید ناخالص داخلی (حد بالای بدهی ۶۰ درصد تولید ناخالص داخلی)، کسری سالانه پایین دولت (حد بالای کسری ۳ درصد تولید ناخالص داخلی) و ارز باثبات (نوسان ارز حداکثر تا ۲/۵ درصد).

بی‌ثباتی اقتصاد کلان بیشتر اوقات پیامد عوامل خارجی است (مانند تغییر در شرایط تجاری یا نوسانات نرخ بهره جهانی)، اما گاهی اوقات علت سیاستی دارد. در تعریف یک محیط باثبات

1- Reut

۲- ضوابط هم‌گرایی اتحادیه اروپا که ضوابط ماستریخت نیز نامیده می شود، ضوابطی است برای اعضای اتحادیه اروپا به‌منظور ورود به مرحله سوم اتحادیه اقتصادی و پولی اروپایی و اتخاذ یورو به‌عنوان واحد پولی خود.

اقتصاد کلان به‌طور عموم بر پنج شاخص نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ بهره، وضعیت مالی دولت و وضعیت تراز پرداخت‌ها تأکید می‌شود[۱].

در صورتی که کسری بودجه (به صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی) در سطحی مناسب و نرخ تورم نیز کم و قابل پیش‌بینی باشد، نرخ واقعی ارز رقابتی و نزدیک به سطح تعادلی و وضعیت نرخ بهره و تراز پرداخت‌ها مناسب رشد و توسعه باشد، محیط اقتصاد کلان از شرایط باثباتی برخوردار خواهد بود[۲].

در تحقیق حاضر عوامل بی‌ثبات‌کننده اقتصاد کلان در قالب دو دسته و به شکل زیر مورد استفاده قرار گرفته‌اند:

الف- عوامل پولی (اندازه‌گیری شده با M_2 و تغییرات نرخ ارز).

ب- تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها (اندازه‌گیری شده از طریق نرخ تورم سالانه).

پراکسی‌های یادشده هم‌راستا با پیشنهادهای ساتیاناث و سوبرامانیت[۳] (۲۰۰۴) و کارهای بیدری، کاگلایان و شیاترلی[۴] (۲۰۰۱) و اولانیان[۵] (۲۰۰۰) است. سطح بی‌ثباتی (نااطمینانی) هر عامل نیز از طریق درصد تغییرات آن نسبت به سطح سال گذشته آن سنجیده می‌شود. از آنجا که به‌کارگیری عوامل مختلف به‌طور هم‌زمان، برای تعیین وضعیت اقتصاد کلان مناسب‌تر است[۶]، بنابراین، به این منظور از شاخص ترکیبی خودساخته استفاده می‌شود، زیرا هر متغیر به صورت جداگانه تنها دارای جزیی از اطلاعات است؛ برای مثال، تورم شاخص خوبی از وضعیت پولی و مالی بوده، اما ممکن است تحت تأثیر کنترل قیمت‌ها قرار گیرد.

با توجه به موارد بیان شده شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان (MII)[۷] معیار نسبتاً جامع‌تری از بی‌ثباتی اقتصاد کلان است، به‌طوری که یک افزایش در شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان، به معنای

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Fischer, 1988.

۲- خلیلی عراقی و رمضانپور، ۱۳۸۰.

3- Satyanath & Subramanian
4- Beaudry,Caglayan & Schiaterelli
5- Olaniyan
6- Sahay and Goyal, 2006.
7- Macroeconomic Instability Index

یک افزایش در یک یا چند شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان است؛ مانند افزایش در نرخ تورم، تغییر در نرخ ارز و تغییر در حجم نقدینگی[۱].

در مطالعه حاضر با استفاده از روش جارامیلو و سانکاک[۲] (۲۰۰۷)، شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان به صورت مجموع وزنی درصد تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها (CPI)، درصد تغییر در نرخ ارز غیررسمی (EX) و درصد تغییر در حجم نقدینگی (M_2) تعریف شده است. وزن هر متغیر معکوس انحراف معیار است.

$$MII_t = \frac{(\frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}})}{\delta_{CPI}} + \frac{Ln(\frac{EX - EX_{t-1}}{EX_{t-1}})}{\delta_{EX}} + \frac{(\frac{M2_t - M2_{t-1}}{M2_{t-1}})}{\delta_{M2}}$$

مقدار بیشتر این شاخص به معنای بی‌ثباتی بیشتر است.

با توجه به شاخص یادشده، مدل اصلی را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\frac{L}{A} = \alpha + \beta_1(\frac{D}{K}) + \beta_2(\frac{L}{K}) + \beta_3(A) + \eta MII$$

$$\beta_1, \beta_2, \beta_3 > 0, \eta_i < 0$$

انتظار بر این است که معیارهای عملکردی بانک‌های تجاری مانند نسبت سپرده به سرمایه، نسبت وام به سرمایه و لگاریتم طبیعی دارایی، بر وام‌دهی بانک‌های تجاری تأثیر مثبت و شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر وام‌دهی بانک‌های تجاری تأثیر منفی بگذارد.

۳-۵- روش تخمین

اگر متغیرهای سری زمانی ناپایا باشند، ممکن است به R^2 بسیار بالایی دست یافت، اگرچه هیچ ارتباطی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد. پیش از طرح مباحث انگل و گرنجر[۳] با عنوان هم‌جمعی و تصحیح خطا[۴] در شرایطی که متغیرها ناپایا بودند، تنها راه‌حل تفاضل مرتبه اول (و بالاتر) برای پایا کردن متغیرهای مزبور بوده است، اما این راه‌حل سبب می‌شد تا روابط باارزش

۱- در مطالعه صورت گرفته از سوی ایزمیهان (۲۰۰۳) و جارامیلو و سانکاک (۲۰۰۷) نیز از ترکیب متغیرهای تأثیرگذار بر ثبات اقتصاد کلان استفاده شده است.

2- Jaramillo & Sancak
3- Engle & Granger
4- Co-integration and Error Correction

بلندمدت بین متغیرها که براساس سطح[1] و نه تفاضل آنها بود، از میان برود. این در حالی است که اغلب نظریه‌های اقتصادی به شکل رابطه بلندمدت بین سطح و نه تفاضل متغیرها بیان می‌شود. براساس ایده انگل و گرنجر اگر تمام متغیرهای سری زمانی X_t پس از یک‌بار تفاضل‌گیری پایا شوند و یک ترکیب خطی مانند a وجود داشته باشد که پایا باشد، در این صورت متغیرها هم‌جمع هستند (روی طول موج یکسانی قرار دارند) و می‌توان بدون تفاضل‌گیری ضرایب را برآورد کرد. البته در عمل ممکن است چندین ترکیب خطی یا بردار هم‌جمعی a وجود داشته باشد که در آن a یک ماتریس خواهد بود. رابطه هم‌جمعی نشان می‌دهد، حتی اگر خود سری‌های زمانی ناپایا و دارای واریانس نامحدود باشند، انحراف از تعادل بلندمدت پایا و دارای واریانس محدود است[2].

در این تحقیق از بین الگوهای مرتبط از الگوی تصحیح خطای برداری[3] استفاده شده است که در اساس یک الگوی خودبازگشتی برداری با ویژگی‌های هم‌جمعی است. در الگوهای تصحیح خطا، هم اجزای بلندمدت متغیرها که از قیود تعادل بلندمدت پیروی می‌کنند و هم اجزای کوتاه‌مدت که روابط غیرپایدار و دارای حالت پویای انعطاف‌پذیری هستند، مورد بررسی قرار می‌گیرد. از جمله ویژگی‌های این روش می‌توان به پویا بودن آن اشاره کرد. علاوه بر آن، این روش در قالب الگوی تصحیح خطا، روابط تعادلی بلندمدت را از روابط کوتاه‌مدت جدا می‌کند و اطلاعات بسیار سودمندی را از نحوه تعامل متقابل متغیرها در اختیار ما می‌گذارد.

۴- بحث، تخمین و نتایج

۴-۱- آمارهای توصیفی مشخصه‌های بانک‌های تجاری در ایران

جدول ۱- مشخصه‌ها و متوسط عملکرد سالانه بانک‌های تجاری (۱۳۸۷-۱۳۵۳) (ارقام به میلیارد ریال)

مشخصه‌های بانک	میانگین	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
وام‌ها	۱۴۹۲۴۸/۸	۱۱۲۰۱۵۵/۹	۵۴۴/۸	۲۹۳۳۰۶/۲
دارایی‌ها	۴۱۵۲۴۷/۴	۲۷۷۲۲۳۱	۱۳۳۲/۲	۷۶۵۴۱۶/۷
سرمایه	۱۳۶۴۸/۵	۱۰۸۲۷۰/۷	۹/۱	۳۱۲۲۵/۷
سپرده	۱۷۵۵۳۸/۹	۱۱۱۷۴۳۱/۵	۴۶۴/۸	۳۰۳۴۸۳

مأخذ: محاسبات تحقیق.

1- Level

۲- گجراتی، ۱۳۷۸.

3- Vector Error Correction Model(VECM)

۴-۲- آمارهای توصیفی شاخصه‌های بی‌ثباتی اقتصاد کلان در ایران

جدول ۲- متوسط سالانه شاخص‌های بی‌ثباتی اقتصاد کلان (۱۳۸۷-۱۳۵۳) (درصد)

شاخصه‌های بی‌ثباتی اقتصاد کلان	میانگین	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
رشد پول	۲۶/۸	۵۷	۶	۱۰
تورم	۰/۱۹	۰/۴۹	۰/۰۶	۰/۰۸
نرخ ارز	۱۶/۳	۵۳/۱	-۵/۸	۱۷/۱

مأخذ: محاسبات تحقیق.

۴-۳- آمارهای توصیفی معیارهای عملکردی بانک‌های تجاری در ایران

جدول ۳- متوسط سالانه ارزش شاخص‌های عملکرد بانک‌ها تجاری (۱۳۸۷-۱۳۵۳)

مشخصه‌های بانک	میانگین (درصد)	بیشینه (درصد)	کمینه (درصد)	انحراف معیار
نسبت سپرده به حساب سرمایه (D/K)	۱۲۵/۱	۱۹۶۸/۹	۷/۸۵	۳۶۴/۴
نسبت وام به حساب سرمایه (L/K)	۷۰/۱	۱۰۶۸/۲	۴/۸	۱۰۰/۹
نسبت وام به دارایی‌ها (L/A)	۰/۳۴۹	۰/۴۲۳	۰/۱۹۳	۰/۰۵
لگاریتم طبیعی دارایی (LnA)	۱۰/۹	۱۴/۹	۷/۲	۲/۳

مأخذ: محاسبات تحقیق.

۴-۴- تخمین رابطه بلندمدت و استخراج بردارهای هم‌جمعی به روش یوهانسن ـ جوسیلیوس[1]

در این قسمت به دلیل ایرادهای وارد بر روش انگل و گرنجر در تعیین بردارهای هم‌انباشتگی، مانند عدم کارایی مجانبی برآوردگرهای OLS از بردار هم‌انباشتگی، عدم امکان آزمون فرض و اریب در تخمین بردار هم‌انباشتگی در صورت بیش از یک بودن آنها[2]، از روش ML[3] که توسط یوهانسن ابداع شده است، در تعیین ارتباط بلندمدت استفاده می‌شود. قبل از ورود به بحث تعیین بردار هم‌انباشتگی، همان‌طور که پیشتر بیان شد، باید گفت، به‌طور کلی تنها برای متغیرهایی بحث هم‌جمعی قابل طرح است که همگی ناپایا و هم‌جمع از یک مرتبه باشند. به همین دلیل در ابتدا تمام متغیرهای مد نظر با آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته مورد آزمون قرار گرفته است. البته لزومی

1- Johansen and Juselius

۲- ابریشمی و مهرآرا، ۱۳۸۱.

3- Maximum Likelihood

ندارد تمام متغیرهای الگو هم‌جمع از مرتبه یکسانی باشند (مگر وقتی K=2 است) تا از بروز رگرسیون کاذب جلوگیری شود. این امکان وجود دارد که وقتی متغیرهای الگو مجموعه‌ای از متغیرهای I (0)، I (1) و I (2) هستند، ترکیب خطی آنها I (0) باشد و در نتیجه هم‌جمعی حاصل شود، زیرا ممکن است ترکیب خطی متغیرهای I (2) هم‌جمع شوند و تشکیل یک متغیر I (1) را بدهند و آنگاه ترکیب خطی این متغیر با سایر متغیرهای I (1) الگو I (0) شود و در نتیجه، رابطه هم‌جمعی را تضمین کند. در عین حال که وجود متغیرهای I (2) بین متغیرهای الگو، امکان به‌دست آوردن یک رابطه پایا را نفی نمی‌کند، با وجود این، روش یوهانسن که برای متغیرهای I (0) و I (1) طراحی شده است، نمی‌تواند بردارهای پایای لازم را هنگام وجود متغیرهای I (2) ارایه کند. در نتیجه، وقتی متغیرهای I (2) در بین متغیرهای الگو وجود دارد، چنانچه بخواهیم از روش معمول یوهانسن استفاده کنیم، باید به نوعی با تفاضل‌گیری، متغیرهای I (2) را به I (1) تبدیل کنیم[۱]. البته در کارهای تجربی، همواره از این قاعده محدودکننده که باید متغیرها هم‌جمع از یک مرتبه باشند، پیروی نمی‌شود[۲].

در روش یوهانسن ـ جوسیلیوس برای به‌دست آوردن رابطه بلندمدت میان متغیرها، ابتدا با استفاده از دو آماره حداکثر مقدار ویژه[۳] (λmax) و آزمون اثر[۴] (λtrace) وجود هم‌جمعی و تعداد روابط هم‌جمعی مشخص می‌شود. در آزمون حداکثر مقدار ویژه به ترتیب فرضیه صفر، یعنی«نبود رابطه هم‌جمعی در مقابل وجود یک رابطه هم‌جمعی» و «وجود یک یا کمتر از یک رابطه هم‌جمعی در مقابل دو رابطه هم‌جمعی» و...، آزمون می‌شود. در آزمون اثر نیز به ترتیب «فرضیه نبود رابطه هم‌جمعی در مقابل وجود یک یا بیشتر از یک رابطه هم‌جمعی» و «وجود یک یا کمتر از یک رابطه هم‌جمعی در مقابل وجود دو یا بیشتر از دو رابطه هم‌جمعی» و...، آزمون می‌شود. اگر آماره‌های آزمون مربوط به این متغیرها از مقادیر بحرانی در سطح یک درصد[۵] بیشتر باشد، فرضیه صفر رد می‌شود و براساس این، تعداد بردارهای هم‌جمعی به‌دست می‌آید. در مرحله بعد عمل نرمال کردن روی بردارها براساس یکی از متغیرهای دلخواه انجام می‌گیرد.

۱- نوفرستی، ۱۳۷۸.

۲- ابریشمی و مهرآرا، ۱۳۸۱.

3- Maximum Eigen Value Test

4- Trace Test

۵- در تحقیق حاضر سطح معناداری یک درصد در نظر گرفته شده است.

در ادامه، با استفاده از آزمون نسبت حداکثر راست‌نمایی (ML)، معنادار بودن هر یک از ضرایب مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۴-۴-۱- بررسی پایایی متغیرها ـ آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته[1]

با توجه به اینکه به‌طور معمول سری‌های زمانی در بررسی‌های اقتصاد کلان ناپایا هستند و ناپایایی آنها امکان بروز رگرسیون کاذب را در مطالعات تجربی فراهم می‌آورد، ازاین‌رو، پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته مورد آزمون قرار گرفته است. خلاصه نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته در جدول شماره ۴، آمده است.

جدول ۴- خلاصه نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته در سطح (در سطح یک درصد)

ردیف	سری زمانی	متغیر	مقدار آماره آزمون ADF	مقدار بحرانی ADF
۱	لگاریتم طبیعی دارایی	LnA	-۱/۶۷	-۳/۶۴
۲	نسبت سپرده به سرمایه	DK	-۳/۵۴	-۳/۶۴
۳	نسبت وام به سرمایه	LK	-۳/۶۱	-۳/۶۴
۴	نسبت وام به دارایی	LA	-۲/۶۵	-۳/۶۴
۵	شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان	MII	-۳/۱۱	-۳/۶۴

مأخذ: محاسبات تحقیق.

همان‌طور که در جدول شماره ۴، مشاهده می‌شود، تمام متغیرها در سطح و در مقدار بحرانی یک درصد مک کینون[2] (برای رد فرضیه صفر)، ناپایا هستند. به همین دلیل پایایی متغیرهای یادشده در تفاضل مرتبه اول و در همان مقدار بحرانی بررسی شده که نتایج در جدول شماره ۵، نشان داده شده است.

براساس جدول شماره ۵، تمام متغیرها در سطح معناداری یک درصد و در تفاضل مرتبه اول پایا شده‌اند.

پرتال جامع علوم انسانی

1- The augmented Dickey – Fuller (ADF) Unit Root Test
2- MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

جدول ۵- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته در تفاضل مرتبه اول (در سطح یک درصد)

ردیف	سری زمانی	متغیر	مقدار آماره آزمون ADF	مقدار بحرانی ADF	درجه‌ی جمعی
۱	لگاریتم طبیعی دارایی	LnA	-۳/۸۷	-۳/۶۵	I(۱)
۲	نسبت سپرده به سرمایه	DK	-۵/۷۹	-۳/۶۴	I(۱)
۳	نسبت وام به سرمایه	LK	-۵/۹	-۳/۶۴	I(۱)
۴	نسبت وام به دارایی	LA	-۴/۵۲	-۳/۶۴	I(۱)
۵	شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان	MII	-۵/۱۲	-۳/۶۴	I(۱)

مأخذ: محاسبات تحقیق.

۴-۴-۲- تعیین بردارهای هم‌انباشتگی بین متغیرها

نتایج حاصل از برآورد بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای یادشده و تعداد بردارهای هم‌انباشتگی در جدول‌های شماره ۶ و ۷ ارایه شده است[۱]. این جدول از سه قسمت تشکیل می‌شود. در دو قسمت اول، آماره‌های اثر و حداکثر مقادیر ویژه برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی محاسبه شده‌اند. براساس آماره‌های گزارش شده در این دو قسمت، آماره حداکثر مقدار ویژه در جدول شماره ۷، ارتباط بلندمدت بین متغیرهای یادشده را تأیید نمی‌کند، در صورتی که آماره اثر در جدول شماره ۶، وجود یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرها را تأیید می‌کند. یوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰)، در چنین مواقعی پیشنهاد می‌کنند که بردار هم‌انباشتگی برآورد شده و ارتباط بلندمدت تفسیر شود. بنابراین، در سطح اطمینان یک درصد و با استناد به نتایج آماره اثر، وجود یک بردار هم‌انباشتگی بین شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان، لگاریتم طبیعی دارایی، نسبت سپرده به سرمایه و وام‌دهی بانک‌های تجاری (یعنی نسبت وام به دارایی) پذیرفته می‌شود.

پرتال جامع علوم انسانی

۱- از آنجا که بررسی رفتار متغیر نسبت سپرده به سرمایه (DK) و نسبت وام به سرمایه (LK) نشان‌دهنده هم‌خطی شدید این دو متغیر است، ازاین‌رو، به‌منظور جلوگیری از تورش تصریح، متغیر نسبت وام به سرمایه حذف و متغیر نسبت سپرده به سرمایه در مدل به کار گرفته شده است.

جدول ۶- نتایج حاصل از برآورد بردار و تعداد بردارهای هم‌انباشتگی ـ آماره اثر

ypothesized No. of CE (s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.518467	56.50942	47.21	54.46
At most 1 *	0.446390	33.12443	29.68	35.65
At most 2	0.273359	14.20302	15.41	20.04
At most 3 *	0.117081	3.984687	3.76	6.65

* (**) denotes rejection of the hypothesis at the 5% (1%) level
Trace test indicates 2 cointegrating equation (s) at the 5% level
Trace test indicates 1 cointegrating equation (s) at the 1% level

جدول ۷- نتایج حاصل از برآورد بردار و تعداد بردارهای هم‌انباشتگی ـ آماره حداکثر مقدار ویژه

Hypothesized No. of CE (s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.518467	23.38499	27.07	32.24
At most 1	0.446390	18.92141	20.97	25.52
At most 2	0.273359	10.21833	14.07	18.63
At most 3 *	0.117081	3.984687	3.76	6.65

* (**) denotes rejection of the hypothesis at the 5% (1%) level
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels

در جدول شماره ۸، مقدار نرمال شده بردار هم‌انباشتگی گزارش شده است.

جدول ۸- نتایج حاصل از نرمال‌سازی

1 Cointegrating Equation (s): Log likelihood 136.1009

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)			
LA	MII	LnA	DK
1.000000	0.39901	-0.978206	-1.61E-04
	(9.2590)	(-2.2640)	(-1.0702)

این ارتباط بلندمدت به صورت رابطه زیر تصریح می‌شود:

$$LA = -0.39 \times MII + 0.97 \times LnA - 0.00016 \times DK$$

براساس این عبارت، یک رابطه معکوس و قابل ملاحظه بین شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان و وام‌دهی بانک‌های تجاری قابل مشاهده است. به عبارت ساده‌تر، در بلندمدت تغییرات در شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان (افزایش) با کاهش در وام‌دهی بانک‌های تجاری همراه خواهد بود. از طرف دیگر، افزایش در لگاریتم طبیعی دارایی بانک‌های تجاری که پراکسی از اندازه بانک بوده، حاکی از تأثیر معنادار آن بر وام‌دهی بانک‌های تجاری است.

آماره‌های t نشان‌دهنده معناداری تمام متغیرها، به‌جز نسبت سپرده به سرمایه بانک‌های تجاری است.

نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد، هرچند نسبت سپرده به سرمایه و وام‌دهی بانک‌های تجاری در بلندمدت دارای ارتباط متقابل نسبت به یکدیگر هستند، اما در کوتاه‌مدت نسبت به خطای تعادل، خود را تعدیل نمی‌کنند. به بیان ساده، نسبت سپرده به سرمایه هرچند بر وام‌دهی بلندمدت بانک‌های تجاری مؤثر است، اما خود از آنها تأثیر نمی‌پذیرد. در واقع، این متغیر نسبت به سایر متغیرها در کوتاه‌مدت برون‌زای ضعیف[1] است.

۴-۴-۳- تجزیه واریانس و توابع عکس‌العمل تحریک

براساس نتایج حاصل از تخمین مدل خودرگرسیون برداری بین متغیرها، می‌توان دو تحلیل دیگر برای بررسی چگونگی ارتباط بین متغیرها انجام داد. این دو تحلیل عبارت‌اند از: تحلیل تجزیه واریانس و تحلیل تابع عکس‌العمل تحریک.

تحلیل تجزیه واریانس که نتایج آن برای وام‌دهی بانک‌های تجاری در جدول شماره ۹، آمده است، نشان می‌دهد، در آینده (در ده دوره آینده) هر یک از متغیرها چند درصد از خطای پیش‌بینی وام‌دهی بانک‌های تجاری را توضیح می‌دهند. نتایج این جدول نشان می‌دهد که ۱- با افزایش زمان، خطای پیش‌بینی افزایش می‌یابد و ۲- در ده دوره آینده پس از وام‌دهی بانک‌های تجاری که بیشترین سهم را در توضیح خطای پیش‌بینی خود دارد، شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان، لگاریتم طبیعی دارایی و نسبت سپرده به سرمایه در رده‌های بعدی قرار دارند. در دوره اول صد

1- Weakly Exogenous

درصد تغییرات در وام‌دهی بانک‌ها ناشی از خود متغیر است که در دوره دوم به ۹۶/۳ درصد کاهش یافته و ۳/۴۱ درصد آن متعلق به شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان و حدود ۳ درصد باقی‌مانده آن مربوط به لگاریتم طبیعی دارایی و نسبت سپرده به سرمایه بانک‌های تجاری است. از دوره سوم به بعد، به‌تدریج بر میزان تأثیرگذاری سایر متغیرها افزوده می‌شود.

جدول ۹- نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی وام‌دهی بانک‌های تجاری

Period	S.E.	LA	MII	LnA	DK
1	0.040930	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.048937	96.30111	3.414997	0.021052	0.012844
3	0.052685	94.27072	5.543843	0.141741	0.043693
4	0.054382	93.19378	6.351886	0.328809	0.125530
5	0.055089	92.69612	6.584283	0.518009	0.201586
6	0.055364	92.45712	6.621039	0.670594	0.251249
7	0.055466	92.33252	6.612749	0.776682	0.278052
8	0.055505	92.26237	6.603895	0.842948	0.290786
9	0.055521	92.22138	6.601245	0.881104	0.296270
10	0.055528	92.19748	6.602383	0.901702	0.298437

سرانجام در این قسمت به بررسی توابع عکس‌العمل تحریک[1] می‌پردازیم. مقادیر عددی توابع عکس‌العمل تحریک نشان می‌دهند که به‌ازای هر یک واحد افزایش در انحراف معیار خطای ساختاری[2] هر یک از معادلات اتورگرسیو برداری ساختاری[3] مربوط به هر متغیر، دیگر در چه جهتی و چه میزان از خود عکس‌العمل نشان می‌دهند. جدول شماره ۱۰، نتایج حاصل از تحلیل توابع عکس‌العمل تحریک شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان را برای وام‌دهی بانک‌های تجاری نشان می‌دهد.

نکته مهم در مورد نتایج جدول شماره ۱۰، این موضوع است که در ده دوره آتی، وام‌دهی بانک‌های تجاری در برابر یک انحراف معیار افزایش در خطای ساختاری خود، ابتدا مثبت و کاهنده است و در پاسخ به شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان نیز ابتدا مثبت، اما سپس، تا دوره هشتم منفی و پس از آن مثبت است.

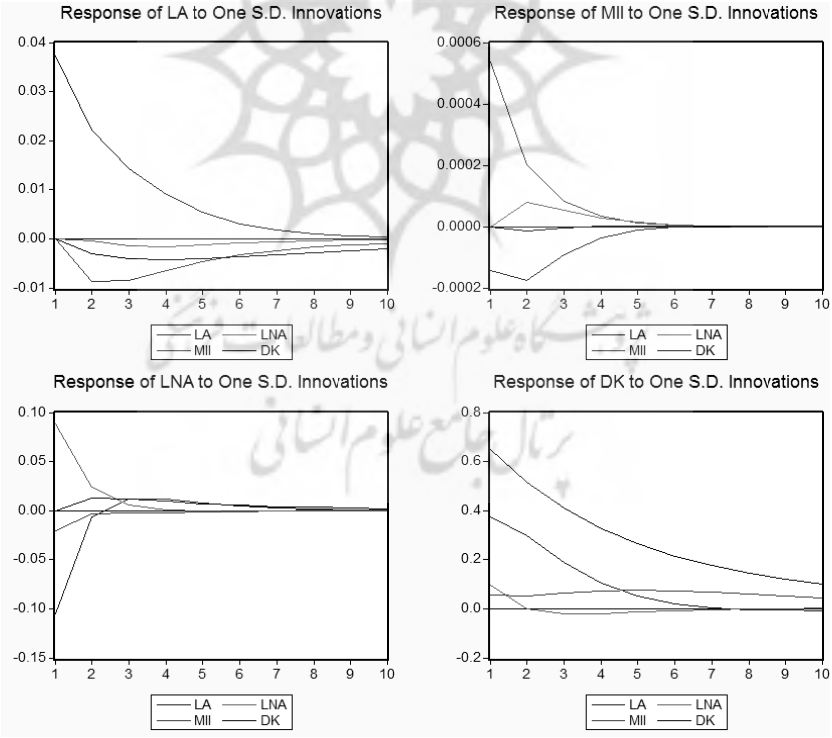
1- Impulse Response Functions
2- Innovation
3- Structural Vector Auto Regressive

جدول ۱۰- نتایج حاصل از تحلیل توابع عکس‌العمل تحریک

Period	LA	MII	DK	LnA
1	0.040930	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.025215	-0.009109	0.000691	0.000578
3	0.017482	-0.008420	0.001883	-0.000888
4	0.011809	-0.005828	0.002458	-0.001499
5	0.007554	-0.003460	0.002500	-0.001467
6	0.004558	-0.001767	0.002240	-0.001183
7	0.002578	-0.000704	0.001858	-0.000861
8	0.001343	-0.000105	0.001461	-0.000587
9	0.000614	0.000189	0.001105	-0.000380
10	0.000211	0.000302	0.000810	-0.000236

نمودار شماره ۱، تابع عکس‌العمل تحریک وام‌دهی بانک‌های تجاری نسبت به تغییرات در سایر متغیرها را نشان می‌دهد. این نمودار گویای این مطلب است که متغیرها با گذشت زمان به سمت یکدیگر متمایل و هم‌گرا می‌شوند.

نمودار ۱- تابع عکس‌العمل تحریک وام‌دهی بانک‌های تجاری نسبت به تغییرات در سایر متغیرها



۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

از آنجا که بانک‌های تجاری نقش ویژه‌ای در سیستم مالی، به‌خصوص حل مسأله اطلاعات نامتقارن بازارهای اعتباری ایفا می‌کنند، کانال وام‌دهی بانک‌های تجاری براساس همین نقش ویژه شکل گرفته است. به ترتیبی که استقراض‌کنندگان به‌واسطه نظام بانکی به بازارهای مالی دسترسی می‌یابند و از سوی دیگر، هیچ جانشین کاملی بین سپرده‌های بانکی و دیگر منابع مالی وجود ندارد که این خود، تأکیدی بر اهمیت کانال وام‌دهی بانک‌های تجاری است.

در تحقیق حاضر تأثیر بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر وام‌دهی بانک‌های تجاری در ایران بررسی شده است. داده‌های مورد استفاده از حساب‌های منتشر شده از سوی بانک مرکزی، سالنامه‌های آماری و داده‌های سری زمانی بانک مرکزی ایران برای سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۵۳ استخراج شده است. نتایج در چهارچوب روش یوهانسن ـ جوسیلیوس نشان می‌دهد که:

۱- وام‌دهی بانک‌های تجاری با بی‌ثباتی اقتصاد کلان رابطه‌ای بلندمدت و معکوس دارد. به عبارت دیگر، در بلندمدت تغییرات در شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان (افزایش) با کاهش در وام‌دهی بانک‌های تجاری همراه خواهد بود. براساس ضرایب به‌دست آمده شدت تأثیرگذاری قابل توجه است، به‌گونه‌ای که هر افزایش یک درصدی در شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان در بلندمدت، ۰/۴ درصد از میزان وام‌دهی بانک‌های تجاری می‌کاهد.

۲- معناداری ضریب لگاریتم طبیعی دارایی بانک‌های تجاری که پراکسی از اندازه بانک بوده، حاکی از تأثیر معنادار آن بر وام‌دهی بانک‌های تجاری است، به‌گونه‌ای که با افزایش اندازه بانک‌ها به‌طور معنادار و قابل توجهی بر میزان وام‌دهی آنها افزوده می‌شود. قبلاً نیز توضیح داده شد که به‌طور عموم بانک‌های با اندازه بزرگ‌تر به دلیل کاهش ریسک اعتباری قادر به وام‌دهی بیشتر خواهند بود.

۳- نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که هرچند نسبت سپرده به سرمایه و وام‌دهی بانک‌های تجاری در بلندمدت دارای ارتباط متقابل نسبت به یکدیگر هستند، اما در کوتاه‌مدت نسبت به خطای تعادل، خود را تعدیل نمی‌کنند. به بیان ساده، نسبت سپرده به سرمایه هرچند بر وام‌دهی بلندمدت بانک‌های تجاری مؤثر است، اما خود از آنها تأثیر نمی‌گیرد. در واقع، این متغیر نسبت به سایر متغیرها در کوتاه‌مدت برون‌زای ضعیف است.

۴- نتایج حاصل از تحلیل توابع عکس‌العمل تحریک شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان برای وام‌دهی بانک‌های تجاری بیان‌کننده این موضوع است که در ده دوره آتی، وام‌دهی بانک‌های تجاری در برابر یک انحراف معیار افزایش در خطای ساختاری خود، ابتدا مثبت و کاهنده است و در پاسخ به شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان نیز ابتدا مثبت، اما سپس، تا دوره هشتم منفی و پس از آن مثبت است. تابع عکس‌العمل تحریک وام‌دهی بانک‌های تجاری نسبت به تغییرات در سایر متغیرها نیز گویای این مطلب است که متغیرها با گذشت زمان به سمت یکدیگر متمایل و هم‌گرا می‌شوند.

با توجه به نتایج به‌دست آمده در تحقیق حاضر نتیجه گرفته می‌شود که بانک‌ها باید وضعیت بی‌ثباتی اقتصاد کلان را به‌طور مرتب رصد و دولت و بانک مرکزی نیز باید از سیاست‌های هدفمند و کنترلی به‌منظور کاهش بی‌ثباتی اقتصاد کلان، به‌ویژه تورم و نوسان نرخ ارز استفاده کنند، زیرا پیامد زیان‌آور بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر وام‌دهی بانک‌های تجاری، کاهش وام‌دهی و به تبع آن، کاهش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در بلندمدت است.

منابع

الف- فارسی

ابریشمی، حمید و محسن مهرآرا (۱۳۸۱)، اقتصادسنجی کاربردی (رویکردهای نوین)، تهران، دانشگاه تهران.

تقوی، مهدی و علی‌اصغر لطفی (۱۳۸۵)، بررسی اثرات سیاست پولی بر حجم سپرده، تسهیلات اعطایی و نقدینگی نظام بانکی کشور طی سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۷۴، مجله پژوهشنامه اقتصادی، ۶.

خلیلی عراقی، منصور و اسماعیل رمضانپور (۱۳۸۰)، اهمیت محیط باثبات اقتصاد کلان، مجله تحقیقات اقتصادی، ۵۸.

گجراتی، دامودار (۱۳۷۷)، مبانی اقتصادسنجی، ترجمهٔ حمید ابریشمی، ویرایش دوم، تهران، دانشگاه تهران.

گسکری، ریحانه، حسنعلی قنبری و علیرضا اقبالی (۱۳۸۵)، بی‌ثباتی در اقتصاد کلان و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران، پژوهشنامه اقتصادی، ۶.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی، تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

ب- انگلیسی

Baum, C, Caglayan, M & Ozkan, N (2005), The Second Moment Matter: The Response of Bank Lending Behaviour to Macroeconomic Uncertainty, www.gla.ac.uk/media/media_22217_en.pdf. Downloaded 11/02/2011.

Beaudry, P, Caglayan, M & Schiantarelli, F (2001), Monetary Policy Instability, the Predictability of Prices and the Allocation of Investments: An Empirical Investigation Using U.K Panel Data, American Economic Review, 91.

Bernanke, S. & Blinder,A (1992), The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission, American Economic Review, 82.

Bernanke, S. & Gertler, M (1995), Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission, Journal of Economic Perspectives, 9.

Christopher, S & Bamidele, I (2009), The Impact of Macroeconomic Instability on the Banking Sector Lending Behaviour in Nigeria. Journal of Money, Investment and Banking, http://www.eurojournals.com/JMIB.htm.

Fischer, Stanley (1988), Real Balances, the Exchange Rate, and Indexatio: Real Variables in Disinflation, Quarterly Journal of Economics, 103.

Gambacorta L. and Iannotti (2005), Are there Asymmetrics in the Response of Bank Interest Rates to Monetary Shocks; Banca D'Italia Temi di Discussione del Servizio Studi, 566.

Ismihan, M (2003), The Role of Politics and Instability and Public Spending Dynamics and Macroeconomic Performance: Theory and Evidence from Turkey, PH.D Thesis, METU, Ankara.

Jaramillo, L & Sancak, C (2007), Growth in the Dominican Republic and Haiti: Why has the Grass Been Greener on One Side of Hispaniola? IMF Working Paper.

Johansen, S. and Juselius, K (1992), Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and UIP for UK, Journal of Econometrics,53.

Kishan, R.P. and T.P. Opiela (2000), Bank Size, Bank Capital, and the Bank Lending Channel, Journal of Money, Credit and Banking, 32 (1).

Micco, A.& Panizza, U (2004), Bank Ownership and Lending Behavior Inter-American Development Bank Banco Interamericano de Desarrollo (BID) Research Department Departamento de Investigación Working Paper .520.

Olaniyan,O (2000), The Effects of Instability on Aggregate Investment in Nigeria,. The Nigerian.Journal of Social and Economic Studies.42 (1).

Romer C.D. and Romer D.H (1989), Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz, in Oliver Blanchard and Stanley Fischer eds, NBER Macroeconomis Annual, Cambridge, MA: MIT Press.

Sahay,R & Goyal, R (2006), Volatility and Growth in Latin America. IMF Working Paper.

Sameti, M. Dallali Esfahani, R. Karnameh Haghighi, H (2011), The Effects of Macroeconomic Instability on Capital Accumulation and Growth: A Case for Iran 1974–2008, Australian Journal of Business and Management Research.7.

Sameti, M. Karnameh Haghighi, H (2011), Survey of Macroeconomic Instability in Iran, 10th Asian Pacific Economic Forum (APEF), Tehran, Iran.

Satyanath S & Subramanian, A (2004), What Determines Long-Run Macroeconomic Stability? Democratic Institutions, IMF Working Papers WP/04/215.

Talavera O , Tsapin A,& Zholud (2006), Macroeconomic Uncertainty and Bank Lending : The Case of Ukraine, German Institute for Economic Research Discussion Paper Series. 637.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی