Archive of SID

فصلنامه علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال نهم، شماره‌ی ۳۳، بهار ۱۳۹۹
صفحات: ۳۱-۵۵
DOI: 10.22084/aes.2019.18333.2815

ارزیابی نقش کانال اعتبارات بر تولید طی دوره‌های رکود و رونق در اقتصاد ایران

احمد عربیان مهدی[۱]
علی‌اکبر خسروی‌نژاد[۲*]
مهدی پدرام[۳]
رافیک نظریان[۴]
تیمور محمدی[۵]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۷/۰۸

چکیده

مطالعات تجربی به مدل‌سازی مکانیسم انتقال پولی و نقش کانال اعتبارات به‌صورت متقارن در دوره‌های مختلف چرخه‌های تجاری می‌پردازند؛ اما ازآنجایی‌که درجه عدم تقارن اطلاعات و چسبندگی اطلاعات در دوره‌های مختلف تجاری، با توجه به وضعیت اقتصاد هر کشور متفاوت است؛ لذا ارزیابی کانال اعتبارات با استفاده از روش‌های غیرخطی ضروری به نظر می‌رسد. این پژوهش با استفاده از اطلاعات سری زمانی اقتصاد ایران به ارزیابی نقش کانال اعتبارات بر تولید توسط مدل خود رگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف (MS-VAR) و با استفاده از داده‌های فصلی طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۵ می‌پردازد. به‌طورکلی می‌توان این نتیجه را مطرح نمود؛ در دوره رونق تکانه مثبت سیاست پولی باعث افزایش تولید در حدود ۰/۳ درصد شده، سپس تا انتهای سال اول کاهش‌یافته و مجدداً در فصل پنجم در حدود ۰/۱ درصد افزایش‌یافته و درنهایت این اثر به‌تدریج از بین می‌رود. اثر این تکانه در دوره رکود باعث افزایش تولید در حدود ۰/۱ درصد شده و سپس تا انتهای سال اول کاهش‌یافته و در فصل پنجم مجدداً در حدود ۰/۰۵ درصد افزایش‌یافته و درنهایت این اثر به‌تدریج از بین می‌رود. همچنین در دوره رونق تکانه اعتبارات باعث افزایش تولید در حدود ۰/۲۵ درصد شده و سپس کاهش می‌یابد. ولیکن در دوره رکود تکانه اعتبارات بر تولید بی‌اثر است. نتایج فوق بیانگر فعال بودن کانال اعتبارات در دوران رونق و غیرفعال بودن آن در دوران رکود است. همچنین اثرگذاری سیاست پولی بر تولید از طریق کانال اعتبارات در دوران رونق بیشتر از دوران رکود است.

کلید واژه‌ها: مکانیسم انتقال پولی، سیاست پولی، مدل خود رگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف (MS-VAR).

طبقه‌بندی JEL: E44, E52, E60.

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران **Email:** arabianahmad@gmail.com
۲. استادیار گروه اقتصاد، واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (*نویسنده مسئول) **Email:** khosravinejad@gmail.com
۳. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه الزهرا **Email:** mehdipedram@alzahra.ac.ir
۴. استادیار گروه اقتصاد، واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران **Email:** r_nazarian@yahoo.com
۵. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی **Email:** atmahmadi@gmail.com

www.SID.ir

Archive of SID

۱. مقدمه

موضوع اثرات سیاست پولی بر سطح عمومی قیمت‌ها و بر بخش‌های واقعی اقتصاد جزء مهم‌ترین مسائل مطرح‌شده در اقتصاد کلان از دیرباز بوده است. مطالعات تجربی در این زمینه مؤید یافته‌های اولیه فریدمن و شوارتز[۱] است که اقدامات سیاست پولی همراه با تغییرات تولید واقعی خواهد بود که این تغییرات ممکن است دو سال یا بیشتر ادامه یابد (رومر و رومر[۲]، ۱۹۸۹؛ برنانکه و بلیندر[۳]، ۱۹۹۲).

در چارچوب نظری، بسیاری از اقتصاددانان در مورد خنثی بودن پول در بلندمدت و همچنین اثرات کوتاه‌مدت پول بر متغیرهای حقیقی، توافق نظر دارند (به‌طور مثال: فیشر و سیتر[۴]، ۱۹۹۳، لوکاس[۵]، ۱۹۷۲، کریستیانو و ایچین بائوم[۶]، ۱۹۹۹ و لوکاس و استوکی[۷]، ۱۹۸۷ و مک کالم[۸]، ۲۰۰۴). در حقیقت تغییرات عرضه پول به‌واسطه سیاست‌های پولی، موجب تغییرات همیشگی در بخش حقیقی اقتصاد نخواهد شد و تنها در کوتاه‌مدت می‌تواند بر بخش حقیقی اقتصاد اثرگذار باشد (والش[۹]، ۲۰۱۰)؛ اما آنچه بیشتر در این زمینه موردبحث است، نحوه اثرگذاری و کانال‌های فعال مکانیسم انتقال پول است.

مکانیسم انتقال پولی عبارت است از فرایندی که به انتقال تغییرات در نرخ‌های سیاستی یا عرضه پول به دیگر متغیرهای اقتصاد ازجمله نرخ‌های بهره بازار، قیمت دارائی، نرخ ارز، جریانات نقدینگی، عرضه اعتبارات بانکی، هزینه و مصرف خصوصی می‌پردازد و در نهایت بر قیمت، تولید و اشتغال تأثیر می‌گذارد (منکیو و تیلور[۱۰]، ۲۰۱۱). به‌منظور دستیابی به این اهداف، سیاست‌گذاران نیازمند به ارزیابی دقیقی از مکانیسم انتقال پولی هستند.

اگرچه مطالعات متعددی در رابطه با ارزیابی مکانیسم انتقال پولی در کشورهای مختلف انجام شده است، اما اکثر مطالعات در چارچوب مدل‌های خطی به این موضوع پرداخته‌اند به‌گونه‌ای‌که نقش متغیرها در طی چرخه‌های تجاری به‌صورت یکسان در نظر گرفته‌شده است.

ادغام رفتارهای غیرخطی عوامل اقتصادی و اقتصاد کلان، اولین بار در مدل‌های تئوریکی مطرح‌شده توسط برنانکه و گرتلر[۱۱] و کیوتاکی و مور[۱۲] مطرح گردید. این مدل‌ها شامل هزینه‌های بنگاه‌های واسطه مالی (قیود مالی)، مؤکد این موضوع هستند، زمانی که اطلاعات نامتقارن در بازارهای مالی وجود دارد، عوامل به‌گونه‌ای رفتار می‌کنند که مقید به قیود مالی هستند. به‌علاوه آنکه،

1. Friedman and Schwartz
2. Romer, C. D. & Romer, D. H.
3. Bernanke and Blinder
4. Fisher & Seater
5. Lucas
6. Chrisiano & Eichenbaum
7. Lucas & Stokey
8. MacCallum
9. Walsh
10. Mankiw and Taylor
11. Bernanke & Gertler
12. Kiyotaki & Moor

www.SID.ir

Archive of SID

قیود مالی در دوره‌های رکود شدیدتر از دوره‌های رونق می‌باشند؛ بنابراین ارزیابی غیرخطی کانال‌های مکانیسم انتقال پولی ضروری به نظر می‌رسد.

بحران‌های مالی اخیر، همانند بحران‌های قبلی، نشان داده است که چرخه‌های اعتباری[1] اثرات قابل‌توجهی بر اقتصاد داشته است (برنانکه[2]، ۱۹۸۹). با توجه به اینکه تنگناهای مالی[3] در چرخه‌های تجاری (دوره‌های رکود و رونق) متفاوت هستند، لذا سیاست پولی اثرات نامتقارنی را بر اقتصاد در دوره‌های مختلف خواهد گذاشت (ژو و سباستین[4]، ۲۰۰۷).

این مطالعه به ارزیابی غیرخطی نقش کانال اعتبارات بر تولید طی دوره‌های رکود و رونق در اقتصاد ایران با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف (MSVAR) می‌پردازد.

برای رسیدن به این منظور، پژوهش حاضر در پنج قسمت ارائه می‌شود. در بخش دوم، ادبیات موضوع شامل مبانی نظری و پیشینه پژوهش ارائه می‌گردد. در بخش سوم، به معرفی ویژگی‌های مدل خود رگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف (MSVAR) پرداخته می‌شود و نتیجه آزمون‌های مانایی و انتخاب وقفه بهینه متغیرها بیان می‌شود. در بخش چهارم، نتایج تجربی مدل ارائه می‌شود؛ در این بخش توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی در دوره‌های رکود و رونق استخراج می‌شود. در بخش پنجم نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری کلی بیان می‌گردد.

۲. ادبیات موضوع

ادبیات موضوع در دو بخش مبانی نظری و پیشینه پژوهش ارائه می‌شود. در بخش مبانی نظری، مفهوم مکانیسم انتقال پولی و شرح خلاصه‌ای از نحوه عملکرد کانال‌های مختلف آن بیان می‌شود. در بخش پیشینه پژوهش نیز به مهم‌ترین مطالعات خارجی و داخلی در این زمینه اشاره می‌شود.

۲-۱. مبانی نظری

مطالعات نظری و تجربی نشان داده‌اند که متغیرهای پولی بر متغیرهای اسمی کلان، چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت مؤثر هستند. همچنین، این اثرات به متغیرهای هدف اقتصاد کلان ازجمله اشتغال و رشد تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت منتقل می‌گردد؛ بنابراین، در اکثر کشورها، سازمان‌ها و بانک‌های مرکزی ایجادشده تا به هدایت سیاست پولی، به جهت دستیابی به رشد اقتصادی پایدار، تورم و نرخ بیکاری پایین، بپردازند. بانک مرکزی، از طریق کنترل و تعدیل عرضه پول، نرخ بهره و یا دیگر ابزارهای سیاست پولی به اعمال سیاست‌های پولی خود پرداخته تا به اهداف

1. Credit Cycles
2. Bernanke
3. Financial frictions
4. Zhu& Sebastian

www.SID.ir

Archive of SID

خود دست‌یابد. ازآنجایی‌که عرضه پول توسط بانک مرکزی کنترل می‌گردد، مقامات پولی می‌توانند از طریق کنترل ابزارهای پولی سیاست‌های خود را اعمال نموده و به اهداف خود برسند؛ اما کماکان مشکلات زیادی در این زمینه وجود دارد، چراکه هنوز دانش اقتصاددانان و سیاست‌گذاران در زمینه مکانیسم انتقال پولی اندک است.

مکانیسم انتقال پولی عبارت است از فرآیندی که به انتقال تغییرات در نرخ‌های سیاستی یا عرضه پول به دیگر متغیرهای اقتصاد ازجمله نرخ‌های بهره بازار، قیمت دارائی، نرخ ارز، جریانات نقدینگی، عرضه اعتبارات بانکی، هزینه و مصرف خصوصی می‌پردازد و در نهایت بر قیمت، تولید و اشتغال تأثیر می‌گذارد (منکیو و تیلور[1]، ۲۰۱۱). بر اساس قواعد سیاست پولی، سیاست پولی از طریق کانال‌های مکانیسم انتقال پولی به تقاضای کل، قیمت کالاهای داخلی و کالاهای وارداتی و درنهایت به تولید و قیمت‌ها منتقل می‌شود.

در رابطه با اهمیت سیاست پولی و اثرگذاری آن بر متغیرهای حقیقی اقتصاد (مکانیسم انتقال پولی)، نظرات و نگرش‌های مختلفی توسط مکاتب اقتصادی مطرح شده است. هریک از این مکاتب، براساس فروض و نگرش خود به موضوعات اقتصادی، کانال‌های متعددی را برای اثرگذاری سیاست‌های پولی در اقتصاد مطرح نموده‌اند که در ادامه نظریات مربوط به چهار کانال اصلی مکانیسم انتقال پولی شامل کانال نرخ بهره، کانال نرخ ارز، کانال قیمت دارایی‌ها و کانال اعتبارات مطرح می‌شود.

۲-۱-۱. کانال نرخ بهره

این کانال مهم‌ترین و اولین کانال مطالعه شده توسط اکثر اقتصاددانان است. کانال نرخ بهره سنتی توسط کینز توسعه‌یافته است که مکانیسم انتقال پولی را می‌توان به شکل ذیل مطرح نمود:

$$M \downarrow \rightarrow r \uparrow \rightarrow I \downarrow \rightarrow Y \downarrow$$

وقتی عرضه پول کاهش یابد (سیاست پولی انقباضی)، نرخ بهره افزایش‌یافته که منجر به افزایش هزینه سرمایه و درنتیجه کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود و در نهایت منجر به کاهش تقاضای کل و کاهش تولید می‌گردد. در این رابطه، منظور از نرخ بهره، نرخ بهرهٔ واقعی است که بر مصرف و تصمیمات کسب‌وکار اثر می‌گذارد (میشکین[2]، ۲۰۰۱).

۲-۱-۲. کانال قیمت دارایی

این کانال براساس نظریه q توبین[3] است که فرض می‌شود شامل دو کانال تئوری q و اثرات ثروت است (ویلبوو[4]، ۲۰۰۵).

1. Mankiw and Taylor
2. Mishkin
3. Tobin's q theory
4. Wilbowo

www.SID.ir

Archive of SID

توبین[1] q را به‌عنوان ارزش بازاری سرمایه‌گذاری نسبت به هزینه جایگزینی آن تعریف می‌کند. ازآنجایی‌که ارزش بازاری یک سرمایه‌گذاری می‌تواند توسط قیمت سهام سنجیده شود، سیاست پولی می‌تواند بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها به‌وسیله تأثیر بر بازارهای سهام، اثر بگذارد. زمانی‌که سیاست پولی انبساطی است، مردم متوجه می‌شوند که پول زیاد بوده و سرمایه‌گذاری بیشتری در بخش سهام خواهند داشت، لذا منجر به بالا رفتن قیمت سهام خواهد شد. قیمت‌های سهام بالاتر منجر به q بالاتر و در نتیجه مخارج سرمایه‌گذاری بیشتر می‌گردد (میشکین، ۲۰۰۱).

$$M \uparrow \Rightarrow P \uparrow \Rightarrow q \uparrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$$

درباره اثر ثروت، مودیگیلیانی[2] مصرف را تابعی از درآمد، ثروت و درآمدهای مورد انتظار آتی می‌داند.

یک سیاست پولی انبساطی منجر به افزایش قیمت سهام شده و به‌دلیل افزایش ثروت، مصرف و در نهایت تولید افزایش می‌یابد.

$$M \uparrow \Rightarrow \text{قیمت سهام} \uparrow \Rightarrow \text{ثروت} \uparrow \Rightarrow \text{مصرف} \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$$

۲-۱-۳. کانال نرخ ارز

پژوهش ماندل[3] و مدل ماندل- فلیمینگ[4] رابطه میان سیاست پولی و نرخ ارز را از طریق یک رابطه مثبت میان نرخ ارز و برابری نرخ بهره مطرح می‌کند. بدین‌صورت که تفاوت میان نرخ‌های بهره بین دو کشور بیانگر تغییر مورد انتظار میان نرخ ارز آن دو کشور بوده و جریان سرمایه بین‌المللی میان آن دو کشور را ایجاد می‌کند.

$$M \uparrow \Rightarrow r \downarrow \Rightarrow e \downarrow \Rightarrow NX \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$$

افزایش نقدینگی منجر به کاهش نرخ بهره و درنتیجه تضعیف پول ملی می‌گردد، آنگاه خالص صادرات افزایش‌یافته و درنهایت تولید افزایش می‌یابد.

۲-۱-٤. کانال اعتبارات

کانال اعتبارات در اواخر دهه ۱۹۸۰ مطرح شد، مهم‌ترین نوآوری این دیدگاه آن است که وام‌های بانکی را وارد مدل IS/LM می‌کند. استدلال‌های متفاوتی در خصوص این دیدگاه وجود دارد. برخی از اقتصاددانان بیان می‌کنند که این کانال متعلق به کانال نرخ بهره است، زیرا «دیدگاه اعتباری» بر اقتصاد به‌صورت غیرمستقیم از طریق نرخ بهره اثر می‌گذارد. برخی دیگر از اقتصاددانان بیان می‌دارند که نگرش اعتباری مهم نیست[5].

1. Tobin
2. Modigliani
3. Mundell
4. Mundell-Fleming model

۴. برای اطلاع بیشتر به فصل ۷ کارل والش ((Carl E. Walsh (2010) مراجعه شود.

www.SID.ir

Archive of SID

اصلی‌ترین بخشی که واسطه‌های مالی قادر به اثرگذاری در سیاست‌های پولی هستند، کانال اعتباری است. کانال اعتباری انتقال سیاست پولی، زیرمجموعه‌ای از نگرش‌های غیر نئوکلاسیکی به مکانیسم انتقال است؛ به‌عبارت‌دیگر، قدرت و ضعف این کانال می‌تواند با اعمال سیاست‌های صلاحدیدی دولت در بازارها یا از طریق وجود نقص در بازارهای خصوصی (همانند وجود اطلاعات نامتقارن یا مسئله تقسیم بازار) دستخوش تغییر شود و بروز ناکارایی در بازارهای مالی را به‌دنبال داشته باشد. کانال اعتبارات از دو کانال وام‌دهی بانکی و ترازنامه تشکیل‌شده است (برنانکه و گرتلر[1]، ۱۹۹۵).

کانال وام‌دهی بانکی بر نقش بانک‌ها در مکانیسم سیاست پولی نه‌تنها از سمت دارائی‌هایشان بلکه از سمت بدهی‌هایشان نیز تأکید دارد (برنانکه و بلیندر[2]، ۱۹۸۸). فرد و همکاران[3] (۲۰۰۳)، کانال وام‌دهی بانکی را به‌طور خلاصه به‌صورت ذیل تعریف می‌کنند: در یک سیاست پولی انقباضی، سپرده بانک‌ها به دلیل کاهش ذخایر بانک‌ها (فرض کنید که نسبت ذخیره قانونی ثابت یا افزایشی باشد) کاهش می‌یابد. اگر این کاهش توسط کاهش در اوراق موجود نزد بانک‌ها جبران نگردد، نتیجه آن کاهش وام بانک‌ها خواهد بود که منجر به کاهش در سرمایه‌گذاری و درنهایت تولید کل می‌گردد:

$M \downarrow \Rightarrow$ سپرده بانک‌ها $\downarrow \Rightarrow$ وام‌ها $\downarrow \Rightarrow$ سرمایه‌گذاری $\downarrow \Rightarrow$ تولید کل $\downarrow$

برنانکه و گرتلر[4] (۱۹۹۵) اعتقاد دارند که یک سیاست پولی انقباضی که باعث کاهش در وام‌دهی بانک‌ها می‌شود، منجر به کاهش پایدار در قدرت خرید مصرف‌کنندگان می‌شود. همچنین برنانکه و بلیندر[5] (۱۹۹۲) نشان دادند که سیاست پولی انقباضی، سبب کاهش غیرمستقیم مخارج از طریق کاهش عرضه وام بانکی می‌شود؛ زیرا انقباض‌های پولی، سپرده‌ها را در سمت بدهی‌های ترازنامه بانک‌ها کاهش خواهد داد.

کانال ترازنامه براثر تغییرات در سیاست پولی بر ترازنامه وام‌گیرندگان و متغیرهای صورت سود و زیان، ازجمله ارزش خالص، جریانات نقدی و نقد شوندگی دارائی‌ها، تأکید دارد. سیاست پولی می‌تواند بر ترازنامه شرکت‌ها به طرق مختلف اثر بگذارد. یک سیاست پولی انبساطی منجر به افزایش قیمت سهام که خود منجر به افزایش ارزش خالص شرکت‌ها و درنتیجه منجر به افزایش در سرمایه‌گذاری و تولید، به دلیل احتمال کاهش انتخاب نامساعد[6] و مخاطرات اخلاقی[7] گردد (میشکین، ۲۰۰۱).

$M \uparrow \Rightarrow P \uparrow \Rightarrow$ adverse selection$\downarrow$, moral hazard $\downarrow \Rightarrow$ وام‌دهی$\uparrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$

کانال ترازنامه این موضوع را توصیف می‌کند که سلامت مالی وام‌گیرندگان چگونه می‌تواند عرضه اعتبارات و در نهایت تقاضای کل را تحت تأثیر قرار دهد. این کانال مبتنی بر ترازنامه بنگاه‌های

1. Bernanke and Gertler
2. Bernanke and Blinder
3. Ford
4. Bernanke and Gertler
5. Bernanke and Blinder
6. Adverse Selection
7. Moral Hazard

www.SID.ir

Archive of SID

اقتصادی است. بر این اساس سیاست پولی انقباضی که موجب کاهش قیمت سهام بنگاه‌ها می‌گردد به چند طریق موجب تضعیف ترازنامه وام‌گیرندگان می‌شود. اول، به علت کاهش ارزش وثیقه‌های وام‌گیرندگان و ارزش خالص بنگاه باعث تضعیف موقعیت مالی بنگاه می‌شود. دوم، خالص جریان وجوه نقد را کاهش می‌دهد. سوم، افزایش نرخ بهره با فرض اینکه بدهی‌های بنگاه دارای نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت یا نرخ بهره شناور باشد، باعث افزایش مخارج بهره‌ای می‌شود. چهارم، تضعیف ترازنامه وام‌گیرندگان به‌دلیل اعمال سیاست پولی انقباضی است که مسئله انتخاب ناسازگار را برای وام‌دهندگان افزایش می‌دهد و به‌این‌ترتیب وام‌دهی کاهش می‌یابد (کاویانی و دیگران، ۱۳۹۲: ۳۷).

کانال ترازنامه دیدگاه وسیع‌تری از مکانیسم اعتباری ارائه می‌دهد، چراکه خود را محدود به کانال وام‌دهی بانکی نمی‌کند. درواقع، ناهمگنی موقعیت مالی وام‌گیرندگان، آن‌ها را به‌سوی منابع مالی خارجی هدایت می‌کند و کیفیت ترازنامه وام‌گیرندگان بر ساختار مالی آن‌ها اثر می‌گذارد (بوردن و وبر[1]، ۲۰۱۰).

۲-۲. پیشینه پژوهش در خصوص کانال اعتبارات

هندریک و کمپا[2] (۲۰۰۸)، به ارزیابی انتقال نامتقارن اثرات سیاست پولی و فعال بودن کانال اعتبارات در اروپا و انگلیس با استفاده از مدل تغییرات رژیم مارکوف، به‌صورت ماهیانه و در دوره زمانی ۲۰۰۵-۲۰۰۰ پرداختند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که زمان و دوره تغییرات رژیم اثرات سیاست پولی از طریق کانال اعتبارات برای فرانسه، آلمان و ایتالیا نسبتاً یکسان است، درحالی‌که این موضوع برای کشورهای هلند و انگلیس بسیار ناهمگون است. همچنین، نتایج بیانگر آن است که کماکان موضوع عدم تقارن مکانیسم انتقال پولی در حوزه اروپا وجود داشته که مشکلات زیادی را برای بانک مرکزی اروپا به وجود آورده است.

کاتیک و کاراکوکا[3] (۲۰۱۱)، کانال اعتبارات را در مکانیسم انتقال پولی تحت وضعیت‌های تورمی مختلف در ترکیه با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری آستانه‌ای[4] به‌صورت ماهیانه و در دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۸۶ مورد تحلیل قراردادند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که کانال نرخ بهره سنتی تنها برای دوره پس از هدف‌گذاری تورم معتبر بوده و تنها کانال مؤثر در هر دو رژیم تورم بالا و پایین است. همچنین، تکانه‌های اعتبارات اثرات قوی بر فعالیت‌های اقتصادی دارد.

تونچ و کلینچ[5] (۲۰۱۶)، با استفاده از داده‌های فصلی در دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۶ و با استفاده از مدل تغییرات رژیم مارکوف به بررسی اثرات نامتقارن تکانه‌های پولی بر فعالیت‌های اقتصادی ترکیه پرداختند. با در نظر گرفتن چرخه‌های تجاری در اقتصاد، آن‌ها به این نتیجه رسیدند که تکانه‌های

1. Bordon and Weber
2. Hendricks & Kempa
3. Catik & Karacuka
4. TVAR
5. Tunc & Kilinc

www.SID.ir

Archive of SID

سیاست پولی اثرات قوی‌تری بر تولید ناخالص داخلی، خدمات و تولیدات صنعتی و زیر بخش‌های آن در دوره‌های رکود دارد و اثرات تکانه‌های سیاست پولی در دوران رونق ضعیف است. همچنین، آن‌ها چرخه‌های اعتباری را نیز موردمطالعه قراردادند که نتایج مشابه‌ای همانند چرخه‌های تجاری حاصل گردید؛ به عبارتی، سیاست پولی در حالت وضعیت رکودی اعتبارات نسبت به حالت رونق، فعال‌تر است.

اولکه و برومنت[1] (۲۰۱۶)، با استفاده از داده‌های ماهیانه طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۰ و با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری غیرخطی به بررسی عدم تقارن تکانه‌های پولی در کشور ترکیه پرداخته‌اند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که سیاست پولی انقباضی که توسط تکانه مثبت نرخ بهره ایجاد می‌شود، منجر به کاهش نرخ ارز، تولید و قیمت‌ها می‌شود که مطابق با تئوری‌های اقتصادی است. سیاست پولی انبساطی که با تکانه منفی نرخ بهره ایجاد می‌شود، اثرات متضاد بر متغیرهای مذکور دارد. همچنین، اثرات سیاست پولی انبساطی نسبت به اثرات سیاست پولی انقباضی ضعیف‌تر بوده و هرچه بر شدت تکانه‌ها افزوده می‌شود، تفاوت اثرات سیاست پولی انبساطی و انقباضی بیشتر می‌گردد.

وارقیز[2] (۲۰۱۸)، کانال وام‌دهی بانکی را با استفاده از رویکرد متغیر در طول زمان[3] میان ۹۲۵ بانک مختلف از ۱۹ اقتصاد پیشرفته در دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۱ موردبررسی قرارداد. نتیجه تحقیق وی حاکی از آن است که حساسیت وام‌دهی به‌نقد شوندگی ترازنامه بانکی در طی زمان کاهش‌یافته است، به‌گونه‌ای که بیشترین کاهش در ابتدای دهه ۱۹۹۰ و ۲۰۰۰ اتفاق افتاده است. در زمان رکود، برخلاف وضعیت نرمال، بانک‌ها با نقدینگی بالا منجر به تقویت اثرات تکانه سیاست پولی به میزان وام‌دهی نسبت به رقبای خود با نقدینگی کم می‌شوند. حساسیت درآمد غیر بهره‌ای[4] به وام‌دهی، به‌شدت از اواخر دهه ۱۹۹۰ تا بحران مالی جهانی ۲۰۰۸ افزایش می‌یابد و در دوره پس از بحران کاهش می‌یابد.

ماهاساناسس و تاویر[5] (۲۰۱۹)، مکانیسم انتقال پولی از طریق کانال وام‌دهی بانکی را در تایلند در بازه زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۷ موردبررسی قراردادند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند با توجه به تفاوت مجرای عبور[6] نرخ‌های بهره، افزایش در نرخ سیاستی منجر به افزایش هزینه وام‌دهی با توجه به سرسید وام‌ها خواهد شد، بنابراین این موضوع انگیزه‌ای برای بانک‌ها به جهت کاهش میزان وام‌های پرداختی می‌شود. بانک‌های کوچک نسبت به بانک‌های بزرگ، کاهش بیشتری در وام‌های پرداختی خود دارند.

1. Ulke & Berument
2. Varghese
3. Time- Varying Approach.
4. Non-Interest Income.
5. Mahathanaseth, Tauer
6. Pass-through.

www.SID.ir

Archive of SID

با توجه به آنکه اقتصاد تایلند به‌شدت وابسته به میزان وام‌دهی بانک‌ها است، بنابراین یافته‌ها پیشنهاددهنده آن است که کانال وام‌دهی بانکی یک کانال مهم در موضوع مکانیسم انتقال پولی این کشور است.

اجا و هیرو[1] (۲۰۱۹)، اثربخشی سیاست پولی و کانال‌های انتقال آن را قبل و بعد از بحران اقتصادی سال ۲۰۰۷ در ایالات‌متحده و منطقه یورو با استفاده از یک مدل VAR مورد تحلیل قراردادند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که در ایالات‌متحده، سیاست پولی قبل و بعد از بحران از طریق «کانال ریسک» مؤثر بوده است. در منطقه یورو نیز سیاست پولی قبل از بحران از طریق «کانال اعتباری» انتقال یافت و هنگامی‌که بحران گسترش یافت، کانال ریسک به مکانیسم انتقال مؤثر تبدیل شد.

مشیری و واشقانی (۱۳۹۰)، کانال‌های اعتباری، نرخ ارز، قیمت دارایی‌ها و نرخ بهره را در اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۶۷ موردبررسی قرار دادند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که اثر شوک پولی بر تولید به لحاظ آماری، معنی‌دار نیست، ولی واکنش تورم به شوک پولی تقریباً، هم‌زمان و قابل‌ملاحظه است. متناظر با عدم اثرپذیری تولید از شوک پولی، کانال‌های انتقال نیز سهمی در انتقال شوک پولی به تولید نداشته‌اند، اما در انتقال آثار تورمی شوک پولی مؤثر هستند.

کمیجانی و علی نژاد مهربانی (۱۳۹۱)، با استفاده از داده‌های فصلی در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۶۹ قدرت اثرگذاری چهار کانال اصلی انتقال پولی بر نرخ رشد تولید واقعی و نرخ تورم، یعنی کانال نرخ بهره، کانال نرخ ارز، کانال قیمت دارایی (سهام) و کانال وام‌دهی بانکی را مورد ارزیابی قراردادند و به این نتیجه رسیدند که در اقتصاد ایران هر چهار کانال موردبررسی، قدرت انتقال اقدام‌های پولی را بر نرخ رشد تولید و تورم دارد. علاوه‌بر این، سیاست‌های پولی از طریق کانال وام‌دهی بانکی بیشترین تأثیر را بر رشد واقعی دارد و از طریق کانال نرخ ارز، سیاست پولی بیشترین اثرگذاری را بر نرخ تورم دارد.

شاه‌حسینی و بهرامی (۱۳۹۵) با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) در دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۹ به بررسی نوسانات اقتصاد کلان ایران و مکانیسم انتقال سیاست پولی پرداخته‌اند. آن‌ها در بررسی اثر شوک پولی انقباضی بر متغیرهای اقتصاد کلان در دو حالت (حالت اول، عدم وجود سیستم بانکی؛ حالت دوم، وجود سیستم بانکی) نشان دادند که در نظر گرفتن سیستم بانکی در مدل‌سازی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید، توانایی بیشتری در تبیین اثر شوک پولی بر متغیرهای حقیقی تولید غیرنفتی، مصرف و سرمایه‌گذاری دارد. در حالت عدم وجود سیستم بانکی، شوک پولی انقباضی قدرت کافی برای دور کردن متغیرهای حقیقی از مقدار باثباتشان را ندارد و تنها بر نرخ تورم مؤثر است.

1. Egea and Hierro

www.SID.ir

Archive of SID

محسنی زنوزی (۱۳۹۶)، به بررسی اهمیت کانال ترازنامه دیدگاه اعتبار در مکانیسم انتقال پولی اقتصاد ایران با استفاده از مدل SVAR پرداخت. نتایج به‌دست‌آمده از مقایسه مدل SVAR همراه باقیمت دارایی‌ها در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۷ نشان می‌دهد که با افزودن قیمت دارایی‌ها (قیمت مسکن، قیمت سکه طلا و قیمت سهام) به مدل، اثر شوک‌های سیاست پولی از طریق شوک نقدینگی بر نوسانات تولید به‌طور معنی‌داری تشدید می‌شود. لذا این امر تأییدی در جهت اهمیت کانال ترازنامه، دیدگاه اعتبار در مکانیسم انتقال پولی اقتصاد ایران است.

شهبازی و دیگران (۱۳۹۷)، اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید ناخالص داخلی ایران را با تأکید بر اعتبارات بانکی به‌صورت فصلی و در دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۹ و با استفاده از مدل تغییرات رژیم مارکوف مورد تحلیل قراردادند. آن‌های به این نتیجه رسیدند که پول در بلندمدت خنثی است و شوک‌ها در طی ادوار تجاری دارای رفتار نامتقارن هستند. همچنین، کانال اعتبارات کانالی مؤثر در انتقال شوک‌های پولی در کوتاه‌مدت بر تولید است.

راعی و دیگران (۱۳۹۷)، شوک‌های پولی و کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی در اقتصاد ایران با تأکید بر کانال نرخ ارز، قیمت مسکن و اعتبارات را در دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۹ به‌صورت فصلی و با استفاده از مدل تغییرات رژیم مارکوف مورد تحلیل قراردادند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که سه کانال نرخ ارز، قیمت مسکن و اعتبارات در انتقال اثرات سیاست پولی در بلندمدت ناتوان است، این به معنای خنثایی پول در بلندمدت است؛ همچنین کانال اعتبارات نقش قوی‌تری در انتقال اثرات سیاست پولی نسبت به دو کانال دیگر در اقتصاد ایران دارد.

۲-۲-۱. جمع‌بندی مطالعات

مطالعات مختلفی در خارج و داخل کشور در رابطه با کانال‌های مکانیسم انتقال پولی و نقش هر یک از کانال‌ها انجام شده است. به‌طورکلی می‌توان گفت؛ چگونگی فرایند مکانیسم انتقال پولی از یک اقتصاد به یک اقتصاد دیگر متفاوت است زیرا بستگی به عوامل مختلفی همچون ساختار مالی و شرایط اقتصاد کلان کشور موردمطالعه (مانند درجه باز بودن اقتصاد، میزان استقلال بانک مرکزی و ...) دارد.

نتایج اکثر مطالعات بیانگر اثرگذاری سیاست پولی بر بخش واقعی اقتصاد است اما این اثرگذاری سیاست پولی، با توجه به شرایط هر اقتصاد، از طریق کانال‌های متفاوتی صورت می‌گیرد. لازم به توضیح است اکثر مطالعات انجام‌شده در خارج و داخل در چارچوب مدل‌های خطی به ارزیابی کانال‌های مکانیسم انتقال پولی پرداخته‌اند؛ به‌گونه‌ای که نقش متغیرها در طول چرخه‌های تجاری یکسان در نظر گرفته‌شده است. بنابراین مطالعه حاضر با رویکردی دقیق‌تر و با استفاده از مدل غیرخطی خود رگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف (MS-VAR) به ارزیابی نقش کانال

www.SID.ir

Archive of SID

اعتبارات بر تولید در طی چرخه‌های تجاری پرداخته و توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی را به‌صورت مجزا در دو رژیم رکود و رونق، استخراج نموده است.

۳. تصریح مدل

مدل به‌کار گرفته شده در این پژوهش برگرفته از مدل اهرمان[1] و همکاران (۲۰۰۱ و ۲۰۰۳) در رابطه با روش‌شناسی تغییر رژیم[2] است. علت انتخاب مدل فوق به دلیل کارا بودن مدل مارکوف سوئیچینگ[3] در شناسایی تغییرات، همگام با تغییر رژیم است. روش‌شناسی فوق به شکل رگرسیون سوئیچینگ[4] توسط گلفلد و کوانت[5] (۱۹۷۳) مطرح شد. همیلتون[6] (۱۹۹۰) و کرولزیگ[7] (۱۹۹۷) این مدل را با مدل خود رگرسیون برداری[8] ادغام نمودند و مدل خود رگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف (MS-VAR) را مطرح کردند که به‌خوبی برای مشخص نمودن نوسانات ویژگی‌های اقتصاد کلان، در صورت وجود شکست‌های ساختاری یا تغییر رژیم‌های مختلف، عمل می‌نماید. همچنین، در بررسی مکانیسم انتقال پولی، امکان مدل‌سازی دوره‌های رکود و رونق را با تغییر رژیم میسر می‌سازد.

۳-۱. مدل خود رگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف (MS-VAR)

استفاده از مدل‌های سری زمانی در بررسی رفتار پویای متغیرهای اقتصادی بسیار رایج است. از میان این مدل‌ها، مدل‌های خطی همانند مدل‌های خود رگرسیونی (AR) و میانگین متحرک (MA) و همچنین ترکیب آن‌ها (مدل‌های ARMA) بسیار معروف هستند. اگرچه این مدل‌ها در بسیاری از موارد موفق بودند، اما در توضیح رفتارهای غیرخطی و عدم تقارن‌ها ناتوان هستند. مدل خود رگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف (MS-VAR) یکی از مدل‌های غیرخطی در این زمینه است که در این پژوهش استفاده شد.

تخمین مدل مارکوف سوئیچینگ از رویکرد حداکثر درستنمایی مورد انتظار همیلتون (۱۹۹۰) استفاده می‌کند، زیرا ماهیت بازگشتی تابع درستنمایی ناشی از زنجیره مارکوف پنهان، مانع از حداکثرسازی تابع درستنمایی با رویکردهای استاندارد می‌شود.

مدل عمومی MS-VAR به شکل ذیل است:

1. Ehrman, Ellison & Valla
2. Regime-Swithching Methodology.
3. Makov-Switching Model.
4. Switching regression.
5. Goldfeld & Quant
6. Hamilton
7. Krolzig
8. Vector Auto Regression

www.SID.ir

Archive of SID

$$X_t = \begin{bmatrix} X_{1t} \\ \dots \\ X_{mt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \vartheta_1 + B_{11}X_{t-1} + \cdots + B_{P1}X_{t-p} + A_i\mu_t \\ \dots \\ \vartheta_m + B_{1m}X_{t-1} + \cdots + B_{Pm}X_{t-p} + A_m\mu_t \end{bmatrix} \text{if} \begin{bmatrix} s_t = 1 \\ \dots \\ s_t = m \end{bmatrix} \quad (۱)$$

$\mu_t \sim N(0; I_K)$

K متغیر درون‌زای X_i توسط عبارت نشان‌دهنده عرض از مبدأ یعنی ν_i، یک ماتریس خود رگرسیون با ابعاد K و مرتبه p (ماتریس B) و $A_{im}\mu_t$، نمایش داده‌شده است. در این حالت کلی ممکن است همه پارامترها میان m رژیم مختلف تغییر کنند؛ به عبارتی با تغییر ضرایب و بنابراین پویایی‌های غیرخطی روبرو هستیم.

عرض از مبدأ ν_i برای $i=1,\dots,m$ در معادله شماره ۱ به‌طور ساده میانگین وزنی رژیم‌ها از میانگین‌های جملات خطا در مدل VAR است. این تصریح این مزیت را دارد که اجازه می‌دهد میانگین عرض از مبدأها بعد از انتقال از یک حالت به حالت دیگر، به‌آرامی یک سطح جدید را دنبال کنند. μ_t یک بردار k بعدی از جملات تکانه‌های بنیادی، به‌صورت نرمال توضیح شده غیرهمبسته، در همه وقفه‌ها و تقدم‌ها[1] است. تکانه‌های بنیادی نیز در یک ماتریس وابسته به رژیم (A_i) پیش‌ضرب شده است؛ بنابراین ماتریس واریانس- کوواریانس $\sum_i$ از جملات خطا $(A_i\mu_{ti})$ نیز وابسته به رژیم خواهد بود:

$$\sum_i = E\left(A_i\mu_t\acute{\mu}_t\acute{A}_i\right) = A_iE(\mu_t\acute{\mu}_t)\acute{A}_i = A_iI_K\acute{A}_i = A_i\acute{A}_i \quad (۲)$$

به جهت جلوگیری از انحراف نتایج به سمت نتایج اشتباه تغییر ضرایب، امکان تغییر واریانس مهم است.

توضیح فرایند تولید داده به‌وسیله معادله مشاهدات ۲ کافی نیست. لذا یک الگو برای فرایند تولید رژیم نیاز است تا امکان استنتاج در خصوص چگونگی خلق رژیم از داده‌ها میسر گردد. ویژگی خاص مدل مارکوف سوئیچینگ، فرض این مطلب است که تحقق غیرقابل مشاهده رژیم $s_t \in \{1, \dots, m\}$ توسط زمان گسسته و فرایند تصادفی حالت گسسته مارکوف کنترل می‌شود. فرایند تصادفی به‌وسیله احتمالات انتقال (p_{ij}) تعریف می‌شوند:

$$P_{ij} = Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \sum_{j=1}^{m} P_{ij} = 1 \; \forall_i, j \in \{1, \dots, m\} \quad (۳)$$

به‌ویژه، s_t فرض می‌شود از یک زنجیره مارکوف m حالتی غیرقابل‌تقلیل مرتبه یک، توسط ماتریس انتقال پیروی می‌کند:

1. Lags and leads

www.SID.ir

Archive of SID

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \cdots & p_{1m} \\ p_{21} & p_{22} \cdots & p_{2m} \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ p_{m1} & p_{m2} \cdots & p_{mm} \end{bmatrix} \quad (۴)$$

که $p_{im} = 1 - p_{i1} - \cdots p_{i,m-1}$ برای $i=1,\ldots,m$

با استناد به احتمالات رژیم‌های غیرقابل مشاهده مشروط به یک مجموعه از داده‌های موجود، آنگاه امکان بازسازی رژیم‌ها وجود دارد. برای یک زنجیره مارکوف غیرقابل تقلیل، تغییرات رژیم باثبات خواهد بود، اگر $p_{ij} \neq p_{ii}$ برای $i \neq j$ و اگر $p_{ii} \neq 1$ باشد برای تمام i ها باثبات نخواهد بود. همان‌گونه که اهرمان، الیسون و والا (۲۰۰۳) نشان دادند، رژیم‌ها که توسط ماتریس انتقال پیش‌بینی می‌شوند می‌بایست شدیداً باثبات باشند تا بتوانیم توابع واکنش آنی وابسته به رژیم مفیدی را به‌دست آوریم.

برای تخمین مدل MS-VAR از تابع حداکثر درستنمایی استفاده می‌کنیم که مستلزم یک فرآیند تکراری برای تخمین ضرایب ثابت $\vartheta(s_t)$، پارامترهای خود رگرسیون $B(s_t)$ و ماتریس واریانس-کواریانس $\sum(s_t)$ و احتمالات انتقال p_{ij} که زنجیره مارکوف حالت‌های غیرقابل مشاهده را کنترل می‌کند، است. تخمین حداکثر درستنمایی بر مبنای اجرای الگوریتم حداکثرسازی انتظارات است که توسط همیلتون[1] (۱۹۹۰) مطرح‌شده است.

در این تحقیق، s_t بیانگر دوره‌های رکود و رونق خواهد بود و منظور از دوره رکود، میانگین پایین و نوسانات بالای نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (GDP) و منظور از دوره رونق، میانگین بالا و نوسانات پایین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی است.

$$\mathbf{X_t} = \begin{cases} \boldsymbol{\vartheta_1} + \mathbf{B_{11}X_{t-1}} + \cdots + \mathbf{B_{P1}X_{t-p}} + \mathbf{A_i\mu_t}, \mathbf{if\ s_t = 1} \\ \boldsymbol{\vartheta_m} + \mathbf{B_{1m}X_{t-1}} + \cdots + \mathbf{B_{Pm}X_{t-p}} + \mathbf{A_m\mu_t}, \mathbf{s_t = 2} \end{cases} \quad (۵)$$

۳-۲. وابسته به رژیم بودن تابع واکنش آنی[2]

یکی از مزایای استفاده از مدل MS-VAR وابسته به رژیم بودن توابع واکنش آنی است که برای تعیین نوسانات در واکنش متغیرها به تکانه خاص استفاده می‌گردد. معادله ۶ تعریف ریاضی مطلب فوق است:

$$\frac{\partial}{\partial \mu_{k,t}} E_t X_{t+h} | s_t = \cdots s_{t+h=i} = \theta_{ki,h} \text{ for } h \geq 0 \quad (۶)$$

توابع واکنش آنی وابسته به رژیم، رابطه میان متغیرهای درون‌زا و تکانه‌های بنیادی میان هر رژیم مارکوف سوئیچینگ را نشان می‌دهد. تغییر مورد انتظار در متغیر X_i در زمان $t+h$ به یک تکانه، به

1. Hamilton
2. Impulse Response Function.

www.SID.ir

Archive of SID

kامین تکانه‌های بنیادی در زمان t مشروط به رژیم i است. مجموعه‌ای از بردارهای واکنش K بعدی ($\theta_{ki,1...,}\theta_{ki,h}$) واکنش متغیرهای درون‌زا را پیش‌بینی می‌کند.

ازآنجایی‌که در این پژوهش به‌دنبال ارزیابی کانال اعتبارات و انتقال تکانه‌های سیاست پولی از طریق این کانال بر تولید هستیم، از داده‌های فصلی طی سال‌های ۱۳۶۹–۱۳۹۵ (بر مبنای سال پایه ۱۳۹۰) استفاده شده است. با توجه به نتایج مطالعات تجربی در این زمینه، از تولید ناخالص داخلی بدون نفت (GDP) برای استخراج دوره‌های رکود و رونق و همچنین رشد اقتصادی استفاده شده است. متغیر اعتبارات (credit) که نشان‌دهنده بدهی بخش غیردولتی به سیستم بانکی است، نیز تعامل میان سیاست پولی و اعتبارات را از طریق کانال اعتبارات در مکانیسم انتقال پولی نشان می‌دهد. همچنین ازآنجایی‌که بانکداری ایران بر مبنای بانکداری بدون ربا است و نرخ سود نیز از پیش تعیین‌شده و ثابت است، ازاین‌رو از حجم نقدینگی (M2) به‌دلیل تغییرپذیری نسبی تقریباً بالا به‌عنوان ابزار سیاست پولی استفاده شده است. در این خصوص، تقوی و لطفی (۱۳۸۵) نیز بیان می‌دارند که در ایران به‌دلیل عدم‌کاربرد ابزار بازار باز، دوگانگی بازار مالی کشور و تعدد نرخ‌های سود، استفاده از نرخ بهره به‌عنوان شاخص سیاست پولی با اشکال مواجه خواهد بود. لازم به توضیح است تمامی داده‌ها از سایت بانک مرکزی استخراج‌شده است.

برای حذف بالقوه ناهمسانی واریانس از لگاریتم متغیرها استفاده شد. آزمون‌های مانایی با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر گسترش‌یافته[1] (ADF)، فیلیپس پرون[2] (PP) و لی و استرازیسیچ[3] انجام شد که همه متغیرها نامانا بودند که تفاضل مرتبه اول آن‌ها مانا است. لذا تفاضل مرتبه اول آن‌ها وارد مدل شد (جدول‌های شماره ۱، ۲ و ۳). لازم به توضیح است جهت فصلی‌زدایی متغیرها از روش X-12-ARIMA به‌دلیل توانایی روش فوق در تعیین و کنترل انواع مختلف از مشاهدات بیرونی[4]، استفاده شد.

جدول ۱: نتایج آزمون مانایی سطح متغیرها براساس آزمون‌های دیکی فولر گسترش‌یافته و فیلیپس پرون:

نام متغیر	آزمون دیکی فولر گسترش‌یافته		نتیجه آزمون	آزمون فیلیپس پرون		نتیجه آزمون
	آماره t	احتمال		آماره t	احتمال	
لگاریتم تولید ناخالص داخلی (lgdp)	-۲/۰۳۷	۰/۵۷۴	نامانا	-۱/۷۵۳	۰/۷۲۰	نامانا
لگاریتم اعتبارات (lcredit)	-۰/۷۱۷	۰/۹۶۸	نامانا	-۰/۷۹۷	۰/۹۶۲	نامانا
لگاریتم نقدینگی (lm2)	-۲/۴۹۶	۰/۳۲۹	نامانا	-۲/۳۱۹	۰/۴۱۹	نامانا

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Agumented Dicky-Fuller Test
2. Philips Perron.
3. Lee and Strazicich.
4 outlying observations

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲: نتایج آزمون مانایی تفاضل مرتبه اول متغیرها براساس آزمون‌های دیکی فولر گسترش‌یافته و فیلیپس پرون

نام متغیر	آزمون دیکی فولر گسترش‌یافته		نتیجه آزمون	آزمون فیلیپس پرون		نتیجه آزمون
	آماره t	احتمال		آماره t	احتمال	
رشد تولید ناخالص داخلی (dlgdp)	-۹/۴۸۸	۰/۰۰۰	مانا	-۱۳/۶۲۳	۰/۰۰۰	مانا
رشد اعتبارات (dlcredit)	-۱۰/۳۳۲	۰/۰۰۰	مانا	-۱۰/۳۴۳	۰/۰۰۰	مانا
رشد نقدینگی (dlm2)	-۷/۱۲۱	۰/۰۰۰	مانا	-۷/۱۰۷	۰/۰۰۰	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳: نتایج آزمون مانایی متغیرها با استفاده از آزمون لی و استرازیسیچ

نام متغیر	سطح	یک‌بار تفاضل گیری
لگاریتم تولید ناخالص داخلی (lgdp)	-۲/۲۷۴	-۱۰/۸۳۹***
لگاریتم اعتبارات (lcredit)	-۱/۶۰۲۹	-۱۰/۰۸۴***
لگاریتم نقدینگی (lm2)	-۱/۶۹۵	-۷/۰۳۴***

*** معنی‌دار در سطح ۵ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

برای انتخاب وقفه‌های بهینه در تخمین مدل از معیار آکائیک (AIC[1])، معیار حنان کوئین (HQ[2]) و شوارتز بیزین (SB[3]) استفاده شد و با توجه به نتایج تخمین وقفه بهینه ۱ انتخاب گردید.

جدول ۲: نتایج انتخاب وقفه

تعداد وقفه	معیار آکائیک (AIC)	معیار حنان کوئین (HQ)	معیار شوارتز بیزین (SB)
۰	-۷/۶۰۱	-۷/۵۷۶	-۷/۵۷۵
۱	-۷/۸۲۶*	-۷/۷۲۳*	-۷/۵۷۳*
۲	-۷/۷۷۹	-۷/۵۹۹	-۷/۳۳۶
۳	-۷/۶۷۱	-۷/۴۱۴	-۷/۰۳۸
۴	-۷/۵۶۳	-۷/۲۲۹	-۶/۷۴۰

* وقفه بهینه

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Akaike information criterion.
2. Hannan-Quinn Criteria.
3. Schwarz Bayesian Criteria.

www.SID.ir

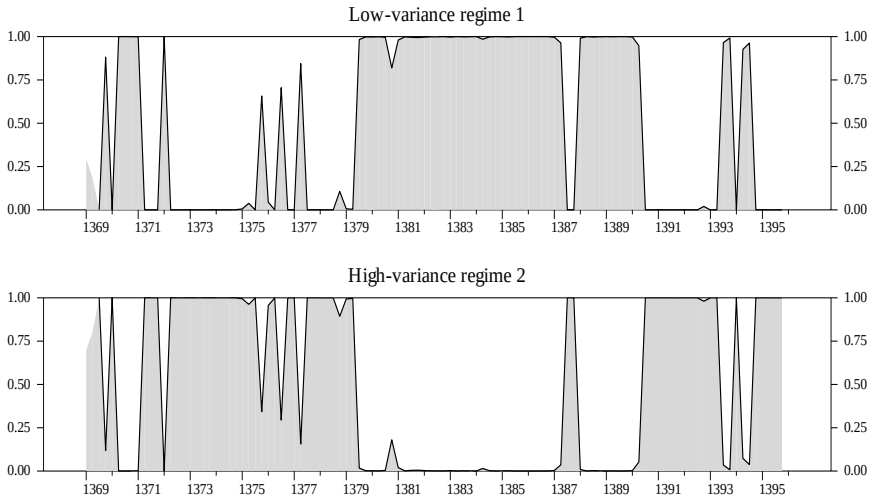
Archive of SID

٤. نتایج برآورد مدل

برای اطمینان از غیرخطی بودن مدل از آزمون نسبت درستنمایی (LR) استفاده شد. مقدار آماره این آزمون، از مقادیر حداکثر راست نمایی دو مدل رقیب، یک مدل با یک رژیم (مدل خطی) و مدل دیگر با دو رژیم (مدل غیرخطی) محاسبه می‌شود و دارای توزیع کای دو است.

مقدار آماره آزمون نسبت درستنمایی، ۷۷۳/۱۳ و ارزش احتمال ۰/۰۰۰۰ حاصل گردید. همان‌گونه که نتایج آزمون فوق نشان می‌دهد مقدار آماره آزمون LR از مقدار بحرانی آن در سطح معنی‌داری ۵ درصد بزرگ‌تر است، لذا می‌توان نتیجه گرفت به‌جای مدل‌های خطی، بهتر است از مدل‌های غیرخطی استفاده نمود.

شکل ۱ نشان می‌دهد رژیم‌ها در دو گروه طبقه‌بندی‌شده‌اند. رژیم ۱ بیانگر نوسانات پایین و میانگین بالای رشد تولید ناخالص داخلی است که نشان‌دهنده دوران رونق است و رژیم ۲ بیانگر نوسانات بالا و میانگین پایین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی است که نشان‌دهنده دوران رکود است.



شکل ۱: دوران رکود و رونق

منبع: یافته‌های پژوهش

ماتریس احتمالات گذار نیز به‌صورت زیر به‌دست‌آمده است:

$$p = \begin{bmatrix} ۰/۷۵ & ۰/۲۵ \\ ۰/۱۱ & ۰/۸۹ \end{bmatrix}$$

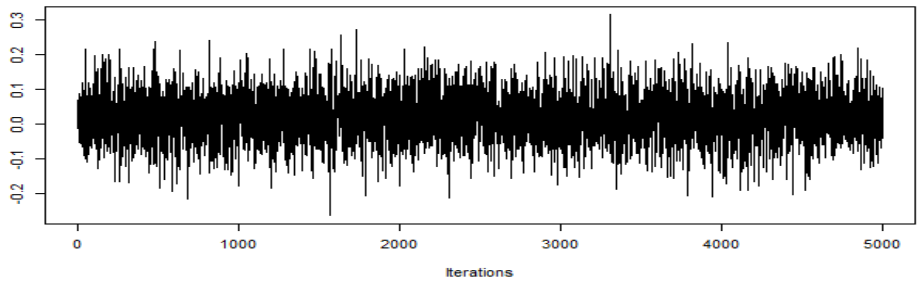
www.SID.ir

Archive of SID

ماتریس احتمالات گذار بیانگر آن است که پایداری هر دو رژیم بالا است. احتمال وقوع رژیم اول (دوره رونق) ۰/۷۵ و احتمال وقوع رژیم دوم (دوره رکود) ۰/۸۹ است. همچنین احتمال گذار از رژیم رکود به رونق برابر ۰/۱۱ و احتمال گذار از رژیم رونق به رکود برابر ۰/۲۵ است.

٤-١. نقشه اثر[1]

ساده‌ترین ابزار برای بررسی همگرایی و رفتار بلندمدت یک زنجیره مارکوف و قضاوت درباره نمونه‌گیری‌های انجام‌شده، استفاده از نقشه اثر است (اسمیت[2]، ۲۰۰۷).



شکل ۲: نقشه اثر

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در شکل ۲ دیده می‌شود نمونه‌گیری‌های انجام‌شده به‌خوبی حول میانگین توزیع شده‌اند و همگرایی در توزیع به‌سرعت در حال شکل‌گیری است و منحنی فوق عاری از روند بلندمدت است.

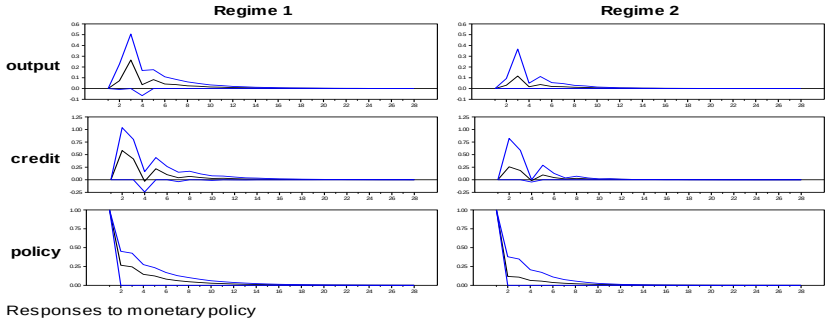
٤-٢. توابع واکنش آنی

توابع واکنش آنی مدل خود رگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف (MS-VAR) در شکل ۳ برای تحلیل تکانه سیاست پولی بر دیگر متغیرهای مدل ارائه شده است. محاسبه توابع واکنش آنی برای هر رژیم به‌طور مستقل تصویر کامل‌تری از تفاوت میان دو رژیم را به ما ارائه می‌دهد. در رژیم ۱ (دوره رونق) تکانه سیاست پولی باعث افزایش تولید در حدود ۰/۵ درصد شده و سپس تا انتهای سال اول (فصل ۴) کاهش‌یافته و مجدداً در فصل پنجم در حدود ۰/۱ درصد افزایش‌یافته و متعاقباً تا انتهای دوره، این اثر از بین می‌رود؛ همچنین در رژیم ۲ (دوره رکود) باعث افزایش تولید در حدود ۰/۱ درصد شده و سپس تا انتهای سال اول (فصل ۴) کاهش‌یافته و سپس در فصل پنجم در حدود ۰/۰۵ درصد افزایش‌یافته و متعاقباً تا انتهای دوره این اثر از بین می‌رود. در این رابطه می‌توان گفت، ازآنجایی‌که در فصول پایانی سال بانک‌ها به جهت بهتر جلوه دادن ترازنامه خود از اعطای اعتبارات خودداری می‌نمایند، لذا اثر تکانه اعتبارات به فصول اولیه سال بعد منتقل می‌گردد.

1. Trace plot
2. Smith

www.SID.ir

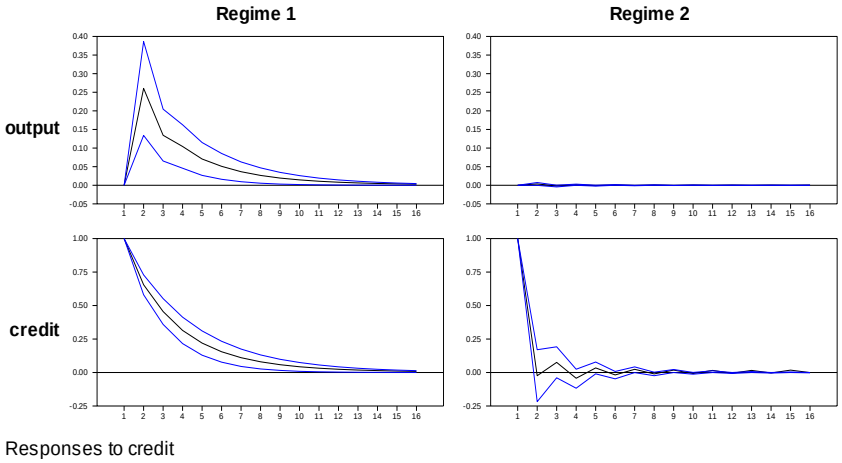
Archive of SID



شکل ۳: تابع واکنش آنی متغیرها به تکانه سیاست پولی

منبع: یافته‌های پژوهش

در گام بعدی توابع واکنش آنی مدل خود رگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف (MS-VAR) در شکل ۴ برای تحلیل تکانه اعتبارات بر تولید ارائه شده است. در رژیم ۱ (دوره رونق) تکانه اعتبارات باعث افزایش تولید در حدود ۰/۲۵ درصد شده و سپس کاهش می‌یابد. ولیکن در رژیم ۲ (دوره رکود) تکانه اعتبارات بر تولید بی‌اثر است.



شکل ٤: تابع واکنش آنی تولید به تکانه اعتبارات

منبع: یافته‌های پژوهش

٤-۳. تجزیه واریانس چولسکی[1]

پس از وارد شدن یک شوک مشخص به سیستم، تمامی متغیرها اثرات متفاوتی را دارند؛ به کمک تحلیل واریانس، سهم بی‌ثباتی هر متغیر در مقابل شوک وارده به هر یک از متغیرهای دیگر الگو

1. Choleski Variance Decomposition.

www.SID.ir

Archive of SID

تعیین می‌شود و خطای پیش‌بینی اثر هر متغیر بر متغیرهای دیگر، در طول زمان اندازه‌گیری می‌شود. به‌عبارت‌دیگر تحلیل واریانس، خطای پیش‌بینی برآورد در اثر تغییرات به وجود آمده در یک متغیر توسط دیگر متغیرها را در چارچوب الگوی عکس‌العمل مشخص می‌کند. این روش نشان می‌دهد که چند درصد واریانس خطای پیش‌بینی به‌وسیله خود متغیر و چند درصد به‌وسیله متغیرهای پیش‌بینی به عناصری که تغییرات هر یک از متغیرها را در بردارند، تجزیه می‌گردد.

نتیجه مربوط به تجزیه واریانس در جدول ۵ و ۶ ارائه‌شده است. در دوره اول، ۱۰۰ درصد تغییرات رشد تولید توسط خود این متغیر توضیح داده شده است که نشان می‌دهد رشد تولید با وقفه به تغییرات سیاست پولی واکنش نشان می‌دهد. از دوره دوم به بعد، اثر توضیح دهندگی متغیر اعتبارات و سیاست پولی بر متغیر رشد تولید نمایان است. در رژیم یک (دوره رونق)، در کوتاه‌مدت به‌طور تقریبی ۸۹/۵ درصد از نوسانات رشد تولید توسط خود متغیر و مقادیر نسبی ۵/۸ و ۴/۶ درصد از تغییرات این متغیر به ترتیب توسط متغیرهای رشد نقدینگی و رشد اعتبارات توضیح داده می‌شود که با گذشت زمان، اثرات اجزای اخلال سایر متغیرهای مدل در نوسانات رشد تولید به‌تدریج بیشتر می‌گردد، به‌نحوی‌که در انتهای دوره (سال دوم) سهم رشد نقدینگی در توضیح دهندگی نوسانات تولید ۱۰/۱۰ درصد و رشد اعتبارات ۶/۰۹ درصد است.

در رژیم دو (دوره رکود)، در کوتاه‌مدت به‌طور تقریبی ۹۸/۳ درصد از نوسانات رشد تولید توسط خود متغیر و مقادیر نسبی ۱/۳ و ۰/۳۵ درصد از تغییرات این متغیر به‌ترتیب توسط متغیرهای رشد نقدینگی و رشد اعتبارات توضیح داده می‌شود؛ که باگذشت زمان و در بلندمدت، اثرات اجزای اخلال سایر متغیرهای مدل در نوسانات رشد تولید به‌تدریج بیشتر می‌گردد؛ به‌نحوی‌که در انتهای دوره (سال دوم) سهم رشد نقدینگی در توضیح دهندگی نوسانات تولید ۱/۵ درصد و رشد اعتبارات ۰/۴۳ درصد است. با توجه به نتایج حاصل از تجزیه واریانس می‌توان گفت در دوره رونق سیاست پولی و اعتبارات سهم بیشتری در توجیه تغییرات رشد تولید نسبت به دوره رکود دارد. به عبارتی موضوع فوق مجدداً مؤید فعال بودن کانال اعتبارات در دوره رونق نسبت به دوره رکود است.

جدول ۳: نتایج تجزیه واریانس، رژیم ۱ (دوره رونق)

دوره	رشد تولید	رشد نقدینگی	رشد اعتبارات
۱	۱۰۰	۰	۰
۲	۸۹/۵۱۴	۵/۸۶۵	۴/۶۲۱
۳	۸۷/۰۶۴	۸/۲۵۹	۴/۶۷۷
۴	۸۶/۶۷۱	۸/۵۶۰	۴/۷۶۹
۵	۸۵/۵۲۲	۹/۳۰۸	۵/۱۷۰
۶	۸۵/۰۱۲	۹/۴۱۸	۵/۵۷۰
۷	۸۴/۲۹۴	۹/۸۳۰	۵/۸۷۶
۸	۸۳/۸۰۹	۱۰/۱۰۱	۶/۰۹۰

منبع: یافته‌های پژوهش

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ٤: نتایج تجزیه واریانس، رژیم ۲ (دوره رکود)

دوره	رشد تولید	رشد نقدینگی	رشد اعتبارات
۱	۱۰۰	۰	۰
۲	۹۸/۳۸۶	۱/۲۵۹	۰/۳۵۵
۳	۹۸/۲۲۳	۱/۳۷۷	۰/۴۰
۴	۹۸/۱۴۹	۱/۴۳۰	۰/۴۲۱
۵	۹۸/۱۳۱	۱/۴۴۳	۰/۴۲۶
۶	۹۸/۱۲۶	۱/۴۴۷	۰/۴۲۷
۷	۹۸/۱۲۴	۱/۴۴۸	۰/۴۲۸
۸	۹۸/۱۲۲	۱/۴۴۹	۰/۴۲۹

منبع: یافته‌های پژوهش

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر با هدف ارزیابی نقش کانال اعتبارات بر تولید در طی دوره‌های رکود و رونق در اقتصاد ایران، به دلیل نقش مهم بانک‌ها در تأمین مالی بنگاه‌های تولیدی و به‌دلیل عدم توسعه بازار سرمایه در ایران انجام‌شده است. به این منظور از داده‌های فصلی طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۵ و از مدل خود رگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف (MS-VAR) و توابع واکنش آنی وابسته به رژیم استفاده شده است.

در ابتدا برای اطمینان از غیرخطی بودن مدل، از آزمون نسبت درستنمایی (LR) استفاده شد. مقدار آماره آزمون LR از مقدار بحرانی آن در سطح معنی‌داری ۵ درصد بزرگ‌تر است، لذا می‌توان نتیجه گرفت به‌جای مدل‌های خطی، بهتر است از مدل‌های غیرخطی استفاده نمود.

ماتریس احتمالات گذار بیانگر آن است که پایداری هر دو رژیم بالا است. احتمال وقوع رژیم اول (دوره رونق) ۰/۷۵ و احتمال وقوع رژیم دوم (دوره رکود) ۰/۸۹ است. همچنین احتمال گذار از رژیم رکود به رونق برابر ۰/۱۱ و احتمال گذار از رژیم رونق به رکود برابر ۰/۲۵ است.

به‌منظور ارزیابی دقیق‌تر در خصوص اثر کانال اعتبارات بر تولید به استخراج توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی پرداخته شد. نتایج بیانگر اثرات نامتقارن سیاست پولی بر رشد تولید ناخالص داخلی و اعتبارات است. همچنین، کانال اعتبارات یک کانال فعال در دوره رونق است و اثرات مثبت بر رشد تولید ناخالص داخلی دارد؛ اما این کانال در دوره رکود غیرفعال بوده و بر رشد تولید ناخالص داخلی در این دوره بی‌اثر است.

نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نیز بیانگر آن است که در دوره رونق سیاست پولی و اعتبارات سهم بیشتری در توجیه تغییرات رشد تولید ناخالص داخلی نسبت به دوره رکود دارند. به عبارتی موضوع فوق نیز همانند نتایج توابع واکنش آنی، مؤید فعال بودن کانال اعتبارات در دوره رونق نسبت به دوره رکود است.

www.SID.ir

Archive of SID

در رابطه با نتایج به‌دست‌آمده می‌توان به دو نکته اشاره نمود. به‌دلیل مسائل مخاطرات اخلاقی[1] و انتخاب نامساعد[2] در دوران رونق به علت افزایش اعتبارات، پرداخت اعتبارات تقریباً به همه ممکن بوده و بانک‌ها کمتر به دو موضوع فوق (مخاطرات اخلاقی و انتخاب نامساعد) می‌پردازند؛ اما به‌دلیل کاهش اعتبارات در دوران رکود، پرداخت اعتبارات سخت‌تر شده و بانک‌ها تنها به اشخاص یا بنگاه‌هایی که از اعتبار و وضعیت بهتری برخوردارند، تسهیلات پرداخت می‌نمایند. به عبارتی می‌توان گفت مبحث جیره‌بندی وام در اقتصاد ایران نیز صادق است.

در خاتمه، با توجه به اثرات نامتقارن سیاست پولی بر رشد تولید می‌توان به سیاست‌گذار پیشنهاد نمود به جهت اعمال سیاست‌های خود چرخه‌های تجاری را در نظر گیرد. همچنین به دلیل فعال بودن کانال اعتبارات در دوران رونق و اثرات مثبت بر رشد اقتصادی، می‌توان پیشنهاد نمود جهت اعمال سیاست‌های پولی خود از کانال مذکور، در دوران رونق استفاده نماید.

1. Adverse selction
2. Moral Hazard

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

تقوی، مهدی و لطفی، علی‌اصغر. (۱۳۸۵). «بررسی اثرات سیاست پولی بر حجم سپرده‌ها، تسهیلات اعطایی و نقدینگی نظام بانکی کشور (طی سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۷۴)»، *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۶(۲۰)، ۱۶۶-۱۳۱.

راعی، رضا؛ ایراوانی، محمدجواد و احمدی، تیرداد. (۱۳۹۷). «شوک‌های پولی و کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی در اقتصاد ایران: با تأکید بر کانال نرخ ارز، قیمت مسکن و اعتبارات»، *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۸(۳۱)، ۴۴-۲۹.

شاه‌حسینی، سمیه و بهرامی، جاوید، (۱۳۹۵). «نوسانات اقتصاد کلان و سازوکار انتقال پولی در ایران (رویکرد DSGE)»، *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۶(۶۰)، ۴۸-۱.

شهبازی، کیومرث؛ خداویسی، حسن؛ رضایی، ابراهیم، و یکتا، ایرج. (۱۳۹۷). «بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید ناخالص داخلی ایران طی ادوار تجاری با تأکید بر اعتبارات بانکی»، *فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی*، ۲(۴)، ۸۴-۵۵.

کاویانی، الهام؛ امام‌وردی، قدرتا... و نظریان، رافیک. (۱۳۹۲). «بررسی مکانیسم آثار انتقال سیاست پولی از طریق کانال اعتباری بر رشد تسهیلات اعطایی در بانک‌ها»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، دانشکده اقتصاد و حسابداری.

کمیجانی، اکبر و علی‌نژاد مهربانی، فرهاد. (۱۳۹۱). «ارزیابی اثربخشی کانال‌های انتقال پولی بر تولید و تورم و تحلیل اهمیت نسبی آن‌ها در اقتصاد ایران»، *فصلنامه علمی پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۷(۲)، ۶۴-۳۹.

مشیری، سعید و واشقانی، محسن. (۱۳۹۰). «بررسی مکانیسم انتقال پولی و زمان یابی آن در اقتصاد ایران»، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۴(۱۱)، ۳۲-۱.

محسنی زنوزی، سید جمال‌الدین. (۱۳۹۶). «بررسی اهمیت کانال ترازنامه دیدگاه اعتبار در مکانیسم انتقال پولی اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۷(۴)، ۹۷-۶۹.

Bernanke, B. and A.S. Blinder. (1988). "Credit, Money, and Aggregate Demand", *American Economic Review*, 78(2), 435-439.

Bernanke, B. S., and Gertler. M. (1989). "Agency costs, net worth and business fluctuations", *American Economic Review*, 79(1), 705-744.

Bernanke, B. and Gertler, M. (1995). "Inside the black box: the credit channel of monetary transmission", *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48.

Bernanke, B. and Blinder, A. (1992). "The federal funds rate and the channels of monetary transmission", *American Economic Review*, 82(4), 901-921.

Bordon, A. R. & Weber, A. (2010). "The Transmission Mechanism in Armenia: New Evidence from a Regime Switching VAR Analysis", *IMF Working Papers*, 10(270), 1-31.

Catik, A. N., Karacuka, M. (2011). "The Bank Lending Channel in Turkey: Has it Changed after the Low Inflation Regime?", DICE Discussion Papers, 32, University of Düsseldorf, Düsseldorf Institute for Competition Economics (DICE).

Christiano, L., Eichenbaum, M. and Evans, C. (1999). "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?", *Handbook of Macroeconomics*, *Elsevier Science*, *Amsterdam*, 1(1), 65-148.

www.SID.ir

Archive of SID

Ehrmann, M., Ellison. M. and Valla. N. (2001). "Regime dependent impulse response functions in a Markov-Switching vector auto regression model", *Economic Letters*, 8(11), 1-27.

Ehrmann, M., Ellison, M., & Vallac. V. (2003). "Regime-dependent impulse response functions in a Markov switching vector autoregression model", *Economic Letters*, 78(3), 295-299.

Egea, F. B. & Hierro, L. A. (2019). "Transmission of monetary policy in the US and EU in times of expansion and crisis", *Journal of Policy Modeling*, 41(4), 763-783.

Fisher, M. E. & Seater, J. J. (1993). "Long-Run Neutrality and Super Neutrality in an ARIMA Framework", *American Economic Review*, 83(3), 402-415.

Ford, J. L., Agung, J., Ahmed, S. S., Santoso, B. (2003). "Bank Behavior and the Channel of Monetary Policy in Japan, 1965-1999", *The Japanese Economic Review*, 54(3), 275-299.

Golfeld, S., Quandt, M., Richard E. (1973). "The Estimation of Structural Shifts By Switching Regressions", *Econometric Reserch Program, Princeton University*, 2(4), 473-483.

Hamilton, J. (1990). "Analysis of time series subject to change in regime", *The Journal of Econometrics*, 45, 39-70.

Hendricks, W., Kempa, B. (2008). "Asymmetric transmission of monetary policy in Europe: A markov-switching approach", *Journal of Economic Integration*, 23(4), 873-895.

Kiyotaki, N. and Moore, J. (1997). "Credit cycles". *Journal of Political Economy*, 105(2), 211-248.

Krolzig, H. (1997). "Markov Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference and Applications to Business Cycle Analysis", *Berlin, Springer-Veriag*, 454(2), 65-76.

Lucas, R. (1972). "Expections and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*, 4(2), 103-124.

Lucas, R. and Stokey, N. L. (1987). "Money and Interest in a Cash-in-Advance Economy", *Econometrica, Econometric Society*, 55(3), 491-513.

MacCallum, B. T. (2004). *Long Run Monetary Neutrality and Contemporary Policy Analysis*, Paper Presented at the Eleventh International Conference of the Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, Tokyo, July 5-6.

Mahathanaseth, I. and Tauer, L. W. (2019). "Monetary Policy Transmission Through the Bank Lending Channel in Thailand", *ELSEVIER*, 60(C), 14-32.

Mankiw, N. G. & Taylor, M. P. (2011). "Macroeconomics, South-Western", *2nd Edition, Cengage Learning*, 702-703.

Mishkin, F. S. (1995). "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism", *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 3-10.

Mishkin, F. S., (2001). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*, 6th Edition, Addison Wesley Publishing Company.

Romer, C. D., Romer, D. H. (1989). "Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz", *National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper Series*, 4(2966), 121-184.

Smith, B., J., (2007). "An R Package for MCMC Output Convergence Assessment and Posterior Inference", *Journal of Statistical Software*, 21(11), 1-37.

www.SID.ir

Archive of SID

Tunc, C. and Kılınç, M. (2016). "The Asymmetric Effects of Monetary Policy on Economic Activity in Turkey", *MPRA Paper*, 72688, 1-29.

Ülke, V. and Berument, M. H. (2016). "Asymmetric Effects of Monetary Policy Shocks on Economic Performance: Empirical Evidence from Turkey", *Applied Economics Letters*, 23(5), 353-360.

Varghese, R. (2018). *The bank lending channel a time- varying approach*, Graduate Institute of International and Development Studies International Economics Department, Working Paper No. HEIDWP10.

Walsh, C. E. (2010). *Monetary Theory and Policy*. Third Edition, Cambridge, MA: MIT Press.

Wilbowo, P. P. (2005). *Monetary Policy Transmission Mechanism and Bank Portfolio Behavior: The Case of Indonesia*, A thesis of PhD, Department of Economics, University of Birmingham.

Zhu, B., and Sebastian, S. (2017). "Housing market stability, mortgage market structure, and monetary policy: Evidence from the euro area". *Journal of Housing Economics*, 37(C), 1-21.

www.SID.ir

Archive of SID

Applied Economics Studies, Iran (AESI) 55

Volume 9, Number 33, Spring 2020

Assessment of Credit Channel on Output During Recession and Boom Period in Iran's Economy

Arabian Mahdi, A.[1], Khosravinejad, A. K.[2*], Pedram, M.[3]
Nazarian, R.[4], Mohammadi. T.[5]

Abstract

Empirical studies mainly model monetary transmission mechanism and the role of credit channel as being symmetric across business cycles. Since the degree of asymmetric information and information stickiness in different business periods varies according to the state of the economy of each country, therefore, it would be necessary to evaluate credit channel by using nonlinear methods. This research, using time series information of Iran's economy, to assess the impact of credit channel in Iran's economy by Markov Switching Vector Auto Regression approach (MS-VAR) and using seasonal data for the years 1990 to 2017. In general, the conclusion can be drawn that in boom period the effect of monetary policy shock leads to increase output growth by about 0.3 percent and then will be decreased till the end of the first year and again will be increased in season 5 by about 0.1 percent and subsequently will be disappeared. The effect of this shock during recession will increase output growth by about 0.1 percent and then decreased to the end of the first year. Again in season 5 output growth will be increased by about 0.05 percent and subsequently it will be disappeared till the end of the period. Also, credit shock leads to increase output growth by about 0.25 percent during boom period and then will be decreased. But, it is ineffective during recession. Results indicate that credit channel is effective during boom period but ineffective during recession. Furthermore, the effect of monetary policy on output through the credit channel during the boom period is more than the recession.

Keywords: Monetary Transmission Mechanism, Monetary Policy, Markov Switching Vector Auto Regression.

JEL Classification: E60, E52, E44.

1. Ph.D. student of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran — **Email:** arabianahmad@gmail.com
2. Assistant professor, The Faculty of Economics and Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Islamic Azad University, Tehran, Iran — **Email:** khosravinejad@gmail.com
3. Professor, Department of Economics, Alzahra University — **Email:** mehdipedram@alzahra.ac.ir
4. Assistant professor, The Faculty of Economics and Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Islamic Azad University, Tehran, Iran — **Email:** r_nazarian@yahoo.com
5. Associate Professor, Faculty of economics, Allameh Tabataba'i University — **Email:** atmahmadi@gmail.com

www.SID.ir