

## اثرات نامتقارن سیاست پولی (کانال اعتباری) بر تولید ناخالص داخلی ایران؛ رهیافت غیرخطی مارکوف سوئیچینگ

کمال الفتی چقاگلانی<sup>۱</sup>

غلامعلی حاجی<sup>۲</sup>

سیدعباس نجفی زاده<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۲۸

تاریخ ارسال: ۱۴۰۲/۱۱/۰۸

### چکیده

هدف از این تحقیق، بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی در دوره‌های مختلف رکود و رونق و نقش کانال اعتباری (وام‌دهی بانکی) در انتقال اثرات آن می‌باشد. با بهره‌گیری از الگوی غیرخطی مارکوف سوئیچینگ که قابلیت زیادی در اعمال تغییرات ساختاری دارد به بررسی متغیرهای مورد نظر تحقیق در دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۴۰۰ پرداخته شد.

براساس نتایج خروجی آزمون مدل مارکوف سوئیچینگ، مقدار عرض از مبدا در رژیم اول برابر با ۰/۱۰۹۷۴۳ بوده که بعنوان نماینده دوره رونق و مقدار عرض از مبدا رژیم دوم برابر با ۰/۱۲۹۵۲۴- می‌باشد که بعنوان دوره رکود در نظر گرفته شد. مجموع ضرایب لگاریتم حجم نقدینگی در دوره رونق دارای تأثیر منفی و در دوره رکود دارای تأثیر مثبت بر لگاریتم تولید ناخالص داخلی است. نتایج بدست آمده از آزمون والد نیز عدم تقارن اثر سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی را در رژیم‌های اقتصادی متفاوت تأیید نمود. تحلیل توابع واکنش آنی در مدل با کانال اعتباری نیز نشان‌دهنده شدت بیشتر اثرات سیاست پولی نسبت به مدل بدون کانال اعتباری می‌باشد. همچنین اثرات شوک‌های وارده به متغیر حجم نقدینگی نیز در هر دو حالت ابتدا معنادار بوده و در دوره‌های بعدی به سمت صفر میل کرده و اثر شوک از بین می‌رود.

**واژگان کلیدی:** اثرات نامتقارن، سیاست پولی، کانال اعتباری، مارکوف سوئیچینگ.

<sup>۱</sup> دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک، مرکزی، ایران. (olfatikamaal@yahoo.com)

<sup>۲</sup> استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک، مرکزی، ایران، نویسنده مسئول. (Gh.haji@iau.ac.ir)

<sup>۳</sup> استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک، مرکزی، ایران. (abbnaj@yahoo.com)

## ۱. مقدمه

سیاست‌های پولی مهمترین سیاست‌های اقتصادی هر کشور می‌باشد که از طریق آن مقامات پولی کشور تلاش می‌کنند در چارچوب هماهنگی با سایر سیاست‌های اقتصادی، عرضه‌ی پول را به نحوی کنترل کنند که متناسب با اهداف آن کشور باشد. به‌طور خاص اهداف کلان اقتصادی سیاست پولی، مدیریت طرف تقاضا، تحریک رشد اقتصادی و اشتغال، تثبیت قیمت‌ها، تعادل تراز پرداخت‌ها و کنترل حجم پول یا نقدینگی می‌باشند. البته برای مؤثر بودن سیاست‌های پولی اتخاذ شده، باید چگونگی اثرگذاری سیاست‌ها و تکانه‌های پولی بر عملکرد اقتصادی مورد توجه قرار گیرد. چگونگی تأثیرگذاری سیاست اقتصادی بر متغیرهای حقیقی همواره جزو منازعات اصلی میان مکتب‌های مختلف اقتصادی بوده‌است. مکاتب مختلف اقتصادی هر کدام، الگوهای نظری متفاوتی را برای توضیح نوسان‌های اقتصادی ارائه کرده‌اند. از طرفی باید توجه داشت که وجود اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی در شرایط مختلف حاکم بر اقتصاد از جمله دوره رونق و رکود اقتصادی، رژیم‌های تورمی بالا یا پایین و رژیم‌های ارزی ثابت یا شناور متفاوت باشد (مه‌دیلو و همکاران، ۱۳۹۷).

اقتصاددانان در مورد کانال‌های انتقال دهنده سیاست پولی نیز دارای عدم توافق هستند، به نحوی که، این رویکردها به دو دسته اصلی قابل تفکیک اند، دیدگاه پولی یا طرف تقاضا که از طریق کانال نرخ بهره و کانال نرخ ارز کار می‌کند و دیدگاه اعتباری یا طرف عرضه که از طریق کانال وام‌دهی بانک و کانال ترازنامه کار می‌کند. دیدگاه نخست به کانال‌های نئوکلاسیکی انتقال سیاست پولی مشهور بوده که مبتنی بر کامل بودن بازارهای مالی است. دیدگاه دوم به دیدگاه غیرنئوکلاسیکی (اعتباری) معروف است که قائل به وجود ناکاملی در بازارهای مالی است (یکتا، ۱۳۹۸).

درک صحیح و دقیق سیاست‌گذران از عوامل تعیین کننده و مؤثر بر متغیرهای کلان اقتصادی به منظور طراحی و اجرای سیاست‌های اقتصادی که توانایی بالقوه برای بهبود وضعیت رفاه اقتصادی جامعه را دارند، همواره به عنوان ضرورتی اجتناب پذیر مطرح بوده است. بدون تردید عدم شناخت کافی و عدم تحلیل مناسب از واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به سیاست‌های اعمال شده در ساختار اقتصادی کشور، عامل موثری در ناموفق بودن اجرای چنین سیاست‌هایی به شمار می‌رود. بنابراین به‌نظر می‌رسد که فراهم آوردن یک چارچوب تئوریک و رهیافت تحلیلی مناسب که بتواند واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به سیاست‌ها و تکانه‌ها را در هر کشور به درستی ارزیابی کند، می‌تواند کاربرد سیاست‌های پولی و مالی را مفیدتر نماید (سعیدی، ۱۳۹۶).

با توجه به اهمیت اثرات نامتقارن سیاست پولی و نحوه تأثیر آن از طریق کانال اعتباری در اقتصاد ایران، لذا در مطالعه حاضر با هدف بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی در دوره‌های مختلف رکود و رونق و نقش کانال اعتباری (وام‌دهی بانکی) در انتقال اثرات آن و به‌منظور پاسخ به سؤالات تحقیق (آیا اثرات سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی در رژیم‌های اقتصادی رکود و رونق نامتقارن است؟ آیا کانال اعتباری (وام دهی بانکی) انتقال اثرات سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی را تضعیف و یا اینکه تقویت

می‌کند؟)، با بهره‌گیری از الگوی غیرخطی مارکوف سوئیچینگ<sup>۱</sup> که قابلیت زیادی در اعمال تغییرات ساختاری دارد به بررسی متغیرهای مورد نظر تحقیق در دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۴۰۰ پرداخته می‌شود.

## ۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

### ۲-۱. مبانی نظری پژوهش

ادبیات قابل توجهی برای تعیین اثربخشی سیاست پولی در اقتصاد واقعی وجود دارد. امروزه به خوبی ثابت شده است که پول می‌تواند بر تولید در افق‌های کوتاه تأثیر بگذارد. اما سوال بعدی این است که آیا این اثر با توجه به جهت تغییر سیاست، اندازه شوک سیاستی و یا وضعیت اقتصاد متقارن است یا خیر. این موضوع به اندازه مورد اول حیاتی است زیرا همان نوع سیاست با فرض اثرات متقارن، ممکن است نتایج مورد نیاز را آنگونه که سیاست‌گذاران انتظار دارند ارائه ندهد. از زمان رکود بزرگ، موضوع عدم تقارن احتمالی در واکنش تولید به تغییرات در سیاست پولی مورد بحث بوده است. با این حال، تا آغاز دهه ۱۹۹۰، محققان تلاشی برای آزمون تجربی این موضوع نداشتند (زکیر و مالیک<sup>۲</sup>، ۲۰۱۳).

مطالعات متعددی به تأثیر سیاست پولی بر فعالیت‌های واقعی اقتصادی پرداخته و این تأثیر از نظر تئوری به خوبی ثابت شده است. در اقتصاد کینزی، یک سیاست پولی انبساطی یعنی کاهش نرخ بهره کوتاه‌مدت می‌تواند بر نرخ‌های بلندمدت تأثیر بگذارد و منجر به افزایش سرمایه‌گذاری و در نهایت تولید شود. از سوی دیگر، لوکاس<sup>۳</sup> (۱۹۷۲) بی‌طرفی سیاست پولی پیش‌بینی شده را پیشنهاد می‌کند، یعنی تنها تغییرات پیش‌بینی نشده در سیاست پولی می‌تواند بر تولید واقعی تأثیر بگذارد. در ادبیات کینزی، هیچ بحثی در مورد عدم تقارن ناشی از اجرای سیاست پولی وجود ندارد، اما اقتصاددانان نیوکینزی تلاش کرده‌اند تا پایه‌های خرد قوی برای مقابله با این عدم تقارن ارائه دهند. بارو<sup>۴</sup> (۱۹۷۷) شوک‌های پولی را به پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده تجزیه می‌کند و در چارچوب انتظارات منطقی، نتیجه می‌گیرد که تنها رشد غیرمنتظره پول می‌تواند تأثیر واقعی داشته باشد (گواس و همکاران<sup>۵</sup>، ۲۰۱۸).

### ۲-۱-۱. نقش پول در اقتصاد از دیدگاه مکاتب مختلف اقتصادی

اختلاف نظر مکاتب اقتصادی و اقتصاددانان در مورد نقش پول در اقتصاد منجر شد که محققان و پژوهشگران به مطالعات نظری و تجربی مختلفی پیرامون این موضوع بپردازند. در حقیقت بحث خنثایی پول، یکی از کلیدی‌ترین مباحث در حوزه نقش پول در اقتصاد است، به نحوی که در ادبیات اقتصادی، عدم تأثیرگذاری سیاست‌های پولی بر تولید را خنثایی پول نامیده‌اند. خنثایی پول بدین مفهوم است که سیاست پولی صرفاً توانایی تأثیرگذاری بر متغیرهای اسمی را دارد و در تأثیرگذاری بر متغیرهای حقیقی ناتوان است.

<sup>1</sup> Markov Switching

<sup>2</sup> Zakir & Malik

<sup>3</sup> Lucas

<sup>4</sup> Barro

<sup>5</sup> Gogas & et al

مکاتب مختلف اقتصادی در زمینه خنثایی پول در بلندمدت تقریباً اتفاق نظر دارند اما این رابطه در کوتاه‌مدت و میان‌مدت همچنان بین مکاتب اقتصادی قابل بحث و جدال است. به نحوی که اقتصاددانان کلاسیک با تکیه بر نظریه دوگانگی اقتصاد، معتقد به عدم کارایی سیاست پولی در تأثیرگذاری بر بخش حقیقی اقتصاد بودند. از سوی دیگر کینز و طرفداران او نقش فعال و انکارناپذیری برای سیاست‌های پولی و مالی در ایجاد ثبات اقتصادی بیان می‌نمودند، اما درعین حال اثرگذاری سیاست پولی را در شرایط دام نقدینگی مورد تردید قرار می‌دادند. پول‌گرایان معتقد به عدم کارایی پول و خنثایی پول در بلندمدت هستند. چنین تحلیلی را معلول عمودی بودن منحنی فیلیپس و عرضه کل اقتصاد در بلندمدت می‌دانند، اما کلاسیک‌های جدید بین شوک قابل پیش‌بینی و غیرقابل پیش‌بینی تمایز قائل می‌شوند و معتقدند که باوجود انتظارات عقلایی، صرفاً تکان‌های پیش‌بینی نشده پول می‌تواند نوسانات اقتصادی در اقتصاد را موجب شود، اما تکان‌های پیش‌بینی شده پول در اقتصاد خنثی است. مکتب چرخه‌های تجاری حقیقی با دیدگاهی متفاوت نسبت به سایر مکاتب در رابطه با علل اصلی ایجاد نوسانات اقتصادی، عامل اصلی ایجاد نوسانات اقتصادی را شوک‌های طرف عرضه عنوان کردند، به نحوی که پول در این مکتب حالت منفعل دارد و به دنبال افزایش و کاهش تولید، افزایش یا کاهش می‌یابد (یکتا، ۱۳۹۸).

## ۲-۱-۲. عدم تقارن اثرات سیاست‌های پولی

اقتصاددانان از مدت‌ها پیش عدم تقارن اثرات سیاست‌های پولی و رفتار پویای برخی متغیرهای اقتصادی و روابط غیرخطی بین تعدادی از متغیرهای اقتصادی را تشخیص داده‌اند. نظریه پردازان اقتصادی و همچنین پژوهشگران تجربی اهمیت مدل‌های غیرخطی را تأکید نموده‌اند. غیرخطی بودن روابط بدین معناست که در دوره‌های مختلف نحوه اثرپذیری و اثرگذاری متغیرها می‌تواند متفاوت باشد. در این راستا طی سال‌های گذشته و بر مبنای نظریه کینزین‌های جدید و همچنین مطالعات تجربی انجام شده، علاوه بر تأکید بر خنثی نبودن پول، به اثرات نامتقارن پول بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید حقیقی و سطح اشتغال اشاره شده است. در این مطالعات بیان شده که نه تنها پول بر متغیرهای اقتصادی بی تأثیر نیست، بلکه این اثرات به شکل نامتقارنی بر متغیرهای حقیقی اعمال می‌شوند. نظریات بسیاری در خصوص اثرات نامتقارن سیاست پولی وجود دارد که می‌توان در سه گروه عمده زیر طبقه‌بندی کرد.

گروه اول به اثرات نامتقارن ناشی از جهت علامت پولی اشاره دارند. به طوری که شوک‌های منفی دارای اثرات قویتری نسبت به شوک‌های پولی مثبت بر تولید دارند. این نوع از عدم تقارن به دلیل منحنی عرضه کل محدب ناشی از چسبندگی قیمت‌ها و دستمزدهای اسمی است.

نوع دوم عدم تقارن اثرات سیاست پولی به دلیل اندازه سیاست پولی اتخاذ شده می‌باشد. به طوری که شوک‌های کوچکتر دارای اثرات بزرگتری نسبت به شوک‌های بزرگتر می‌باشند.

نوع سوم عدم تقارن سیاست‌های پولی به نحوه اثرگذاری این سیاست‌ها در شرایط مختلف اقتصادی از قبیل رکود و رونق دلالت دارد. این اثر به دلیل وجود اصطکاک در بازار اعتبارات ناشی از عدم تقارن اطلاعات بین وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان می‌باشد از آنجایی که رکود باعث کاهش ارزش وثیقه‌ها می‌گردد، در نتیجه

جایگاه اقتصادی بنگاه‌ها تضعیف شده و موجب می‌شود تا پرداخت تسهیلات و اعتبار از طرف بانک‌ها در زمان رکود سخت‌تر از رونق شود. در نتیجه اثرات سیاست پولی می‌تواند در زمان رکود اقتصادی شدیدتر باشد (مهدیلو و همکاران، ۱۳۹۷).

### ۲-۱-۳. کانال‌های انتقال سیاست پولی

کانال‌های انتقال، مسیری هستند که سیاست از طریق آنها بر متغیرهای هدف خود تاثیر می‌گذارد. بررسی تحولات مسیر کانال‌های انتقال، فرایند اثرگذاری سیاست بر بخش‌های مختلف اقتصادی را مشخص می‌کند. شناسایی مکانیزم انتقال سیاست پولی و چگونگی واکنش اقتصاد به سیاست پولی از جمله موضوعات قابل تأمل در اقتصاد کلان به شمار می‌رود. کینزین‌ها، پول‌گرایان و نئوکلاسیک‌ها براساس فروض و نگرش‌های خود به مسائل اقتصادی، کانال‌های متعددی را برای اثرگذاری سیاست‌های پولی بر تولید معرفی کرده‌اند که چهار کانال نرخ ارز، کانال قیمت‌داری، کانال اعتباری (وام‌دهی بانکی و ترازنامه) و کانال نرخ بهره سهم عمده‌ای را در مطالعات به خود اختصاص داده‌اند (آصفی، ۱۳۹۸).

### ۲-۱-۳-۱. کانال اعتبارات

کانال اعتباری انتقال پولی یکی از مهمترین کانال‌های انتقال پولی است و برخلاف کانال مستقیم نرخ بهره، اثر غیرمستقیم بر بخش واقعی اقتصاد دارد. کانال اعتباری سیاست پولی در واقع عنوان می‌کند که اثرات یک سیاست پولی که به صورت رایج سبب تغییر در نرخ بهره و حجم پول می‌شود، توسط تغییرات درونزا که در متغیری به اسم مازاد هزینه تامین مالی خارجی ایجاد می‌گردد، تقویت می‌شود. اندازه مازاد هزینه تامین مالی خارجی، متأثر از سیاست‌های پولی است که توسط بانک مرکزی اجرا می‌شود. تغییر در اندازه مازاد هزینه تامین مالی خارجی یا همان کانال اعتباری سیاست پولی از طریق کانال ترازنامه و کانال وام‌دهی بانکی ایجاد می‌گردد (ساقی و همکاران، ۱۳۹۷).

### ۲-۱-۳-۱-۱. کانال ترازنامه

کانال ترازنامه بیان می‌دارد که اندازه مازاد هزینه تامین مالی خارجی می‌بایست با ثروت خالص وام‌گیرنده رابطه عکس داشته باشد. کانال ترازنامه‌ای سیاست پولی به این دلیل به وجود می‌آید که تغییرات در سیاست پولی بانک مرکزی، نه تنها نرخ‌های بهره را تغییر می‌دهد، بلکه وضعیت مالی وام‌گیرندگان را هم به صورت مستقیم و هم به صورت غیرمستقیم تحت تاثیر قرار می‌دهد. به عنوان مثال یک سیاست پولی انقباضی، ترازنامه وام‌گیرنده را حداقل به صورت مستقیم از دو راه تضعیف می‌کند. اول اینکه، اگر وام‌گیرنده در حال حاضر وام‌های کوتاه‌مدت یا بدهی‌های با نرخ شناور داشته باشد، افزایش در نرخ بهره که در نتیجه سیاست پولی انقباضی رخ می‌دهد، مخارج مربوط به بهره را افزایش داده و سبب کاهش جریان نقدی و تضعیف موقعیت مالی وام‌گیرنده می‌شود. دوم اینکه، افزایش در نرخ بهره، به طور معمول سبب کاهش در قیمت‌داری‌ها می‌شود و از این طریق ارزش وثیقه‌های وام‌گیرنده را کاهش می‌دهد (ساقی و همکاران، ۱۳۹۷).

## ۲-۱-۳-۱-۲. کانال وام‌دهی بانکی

سیاست پولی، علاوه بر تأثیری که بر ترازنامه بنگاه‌ها دارد، می‌تواند از طریق تغییر در عرضه اعتبارات، خصوصاً از طریق کاهش در وام‌هایی که بانک‌های تجاری اعطا می‌کنند، متغیر مازاد هزینه تامین مالی خارجی را تحت تأثیر قرار دهد. به این کانال، اصطلاحاً کانال وام‌دهی بانکی گفته می‌شود. کانال وام‌دهی بانکی، اساساً همان کانال ترازنامه‌ای است که این بار به جای بنگاه‌ها یا وام‌گیرنده‌ها، وام‌دهندگان یا بانک‌ها را تحت تأثیر قرار داده است (ساقی و همکاران، ۱۳۹۷).

## ۲-۲. پیشینه پژوهش

رمه دوست و همکاران (۱۴۰۲) با استفاده از روش NARDL بررسی آثار نامتقارن سیاست‌های پولی بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران برای دوره زمانی ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۵ پرداختند که نتایج تحقیق نشان می‌دهد فقط شوک مثبت نقدینگی بر روی تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد و شوک منفی آن در بلندمدت تأثیر معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی ندارد. همچنین بر اساس نتایج در کوتاه‌مدت شوک مثبت و منفی نقدینگی تأثیر معنی‌داری بر تولید ندارد اما شوک مثبت کوتاه‌مدت نقدینگی بعد از یک وقفه تأثیر مثبت بر تولید ناخالص داخلی می‌گذارد. بر این اساس اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی پذیرفته می‌شود.

نجفی علمدارلو و همکاران (۱۳۹۹) مطالعه‌ای تحت عنوان بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر چرخه‌های تجاری ایران طی دوره ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۵ با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ انجام داده‌اند. نتایج این بررسی نشان می‌دهد که رشد تولید ناخالص داخلی دارای سه رژیم با میانگین رشد منفی، رشد مثبت ملایم و رشد مثبت بالا می‌باشد. همچنین سیاست پولی و نااطمینانی نرخ ارز تأثیر منفی و معناداری بر چرخه‌های تجاری رونق ملایم و رکود دارند و بطور کلی تأثیر متغیرهای معنادار، منجر به کوتاه شدن دوران رکود و رونق در رشد اقتصادی شده‌اند.

یکتا (۱۳۹۸) در تحقیقی با عنوان تأثیر شوک‌های پولی از کانال وام‌دهی بانکی بر تولید ناخالص داخلی ایران و تورم طی ادوار تجاری برای دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۶ با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و مدل چرخشی مارکوف پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تخمین چهار سناریو برای تولید ناخالص داخلی نشان داده است که پول در اقتصاد ایران در بلندمدت حتی با وجود متغیر کانال اعتباری نیز خنثی است و عدم تقارن بین شوک مثبت و شوک منفی وجود دارد.

آصفی (۱۳۹۸) در تحقیقی با عنوان ارزیابی سازوکار اثرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای اقتصادی در ایران در بازه زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۵ با بهره‌گیری از الگوی خودتوضیح برداری عاملی تعمیم‌یافته پرداخته است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که تمامی کانال‌ها به ویژه در میان‌مدت و بلندمدت سهم قابل توجهی در انتقال شوک‌های پولی به تولید و سطح عمومی قیمت‌ها دارد. براساس نتایج مقایسه کانال‌ها، کانال نرخ بهره و نرخ ارز در کوتاه‌مدت بیشترین نقش را در انتقال اثر شوک پولی به تولید داشته و کانال اعتباری در کوتاه‌مدت نقش کمی نسبت به سایر کانال‌ها در انتقال اثر شوک پولی به تولید داشته است.

مهدیلو و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای با عنوان برآورد غیرخطی نقش کانال‌های انتقال سیاست پولی در اقتصاد ایران در بازه زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴ با استفاده از روش مارکوف سوئچینگ به این نتیجه رسیدند که در رژیم یک (سال‌های قبل از ۱۳۸۵)، کانال اعتباری در کوتاه‌مدت، کانال نرخ ارز در میان‌مدت و کانال قیمت مسکن در بلندمدت و در رژیم صفر (سال‌های بعد از ۱۳۸۵)، کانال اعتباری در کوتاه‌مدت، کانال قیمت مسکن در میان‌مدت و کانال قیمت سهام در بلندمدت بیشترین سهم را در انتقال آثار پول بر تولید داشته‌اند. از طرفی سیاست‌های پولی در رژیم یک از طریق کانال نرخ ارز و در رژیم صفر از طریق کانال اعتباری بیشترین تأثیر را بر سطح قیمت‌ها داشته‌اند.

غلامی و همکاران (۱۳۹۶) بررسی اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی و اعتبارات بانکی در دوران رونق و رکود در ایران با استفاده از روش خودرگرسیون برداری آستانه‌ای در دوره زمانی ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۲ انجام داده‌اند. یافته‌های مطالعه آنها نشان می‌دهد که اثر سیاست پولی و اعتبارات بانکی بر روی تولید در رژیم‌های بالا و پایین از لحاظ شدت و جهت اثرگذاری متفاوت می‌باشد. به عبارت دیگر، اثر سیاست‌های پولی و اعتبارات بانکی بر اقتصاد ایران نامتقارن می‌باشد.

ماندرا و بیچال<sup>۱</sup> (۲۰۲۳) اثرات نامتقارن شوک‌های سیاست پولی در هند را از طریق کانال‌های انتقال سیاست پولی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه (TVAR) مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان داد که شوک سیاست پولی از طریق کانال‌های مختلف تأثیر قویتری بر تولید در رژیم با استرس مالی بالا نسبت به رژیم با استرس مالی پایین دارد. این اثر غیرخطی سیاست پولی وجود اثر تسریع‌کننده مالی را نشان می‌دهد بطوریکه سیاست پولی انبساطی منجر به افزایش قابل توجه در قیمت دارایی‌ها، ارزش خالص وام‌گیرنده، کاهش حق بیمه‌های مالی خارجی و در نتیجه افزایش تولید می‌شود.

سو و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۲۰) اثرات نامتقارن سیاست پولی ایالات متحده و کسری تجاری دوجانبه آن با چین را با استفاده از رویکرد مدل ARDL و مدل مارکوف سوئچینگ در دوره ۱۹۳۳ تا ۲۰۱۸ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که کسری تجاری ایالات متحده با چین در دو رژیم وجود دارد، بطوریکه رژیم ۱ با تراز تجاری پایین و رژیم ۲ با تراز تجاری بالا اثرات نامتقارن سیاست پولی ایالات متحده بر تراز تجاری بین دو رژیم را و همگرا بودن آن در بلندمدت را تأیید می‌کند. در مقابل، سیاست پولی ایالات متحده نیز تحت تأثیر سیاست پولی چین قرار می‌گیرد.

یین و شوی<sup>۳</sup> (۲۰۲۰) در تحقیقی با عنوان اثرات نامتقارن سیاست پولی بر چرخه تجاری با استفاده از مدل رگرسیون چند پانل استفاده از داده‌های ۴۰ کشور از سال ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۶، به این نتیجه رسیدند که سیاست پولی نامتقارن است و اثرات بیشتری بر چرخه تجاری در دوره رونق نسبت به دوره رکود دارد. علاوه بر این، تأثیر سیاست پولی در کشورهای نو ظهور بیشتر از کشورهای پیشرفته است.

<sup>1</sup> Mundra & Bicchhal

<sup>2</sup> Su & et al

<sup>3</sup> Yin & Xue

کلینچ و تونج (۲۰۱۹) به مطالعه‌ای در خصوص بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های سیاست پولی بر فعالیت اقتصادی ترکیه برای دوره زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۷ با استفاده مدل مارکوف سوئیچینگ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان داد که شوک‌های سیاست پولی اثرات قوی‌تری بر تولید ناخالص داخلی، تولید صنعتی و اجزای فرعی آنها در طول دوره‌های رکود داشته، در حالی که نتایج برای دوره‌های رونق بسیار ضعیف‌تر بوده است. علاوه بر این، زمانی که از چرخه‌های اعتباری برای تعیین وضعیت‌های اقتصادی استفاده شده، اثرات نامتقارن سیاست پولی آشکارتر گردیده است.

گوگاس و همکاران (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای با عنوان اثرات نامتقارن سیاست پولی در ایالات متحده و برزیل در بازه زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۲ با استفاده از روش خودرگرسیون برداری (VAR) و خودرگرسیون انتقال هموار لجستیک (LSTAR) به برآورد شوک‌های پولی و بررسی عدم تقارن سیاست پولی بر روی نرخ رشد تولید صنعتی در برزیل و ایالات متحده پرداختند. نتایج نشان از عدم تقارن بین شوک‌های پولی پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده و همچنین بین اثرات شوک‌های مثبت و منفی پولی داشته است بطوریکه شوک‌های پولی مثبت تأثیر بزرگ‌تری را نسبت به شوک‌های پولی منفی برای ایالات متحده و در مورد برزیل نیز شوک‌های پولی مثبت (انبساط پولی) تأثیر بیشتری نسبت به شوک‌های پولی منفی (انقباض پولی) دارند.

برای دهه‌ها، اقتصاددانان کلان بحث کرده‌اند که آیا سیاست‌های پولی، اثرات نامتقارن بر تولید واقعی در طول دوره رونق و رکود را دارد یا خیر؟. برخی از مطالعات تجربی نشان می‌دهند که اثرات سیاست پولی در دوران رکود بیشتر از دوران رونق است و برخی دیگر قدرت سیاست پولی در رکود اقتصادی را کمتر می‌دانند. به طور کلی، این سؤال که چگونه سیاست پولی تأثیرات متفاوتی در مراحل مختلف چرخه تجاری دارد، هنوز حل نشده است و از این رو مستحق آزمون‌های تجربی بیشتر است (بین و شوی، ۲۰۲۰).

در اکثر مطالعات یادشده، اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی از طریق روش‌های مختلف همچون رگرسیون برداری آستانه‌ای، رگرسیون برداری ساختاری (SVAR) پرداخته شده و نتایج بدست آمده نیز اثرات نامتقارن سیاست پولی بر تولید را نشان می‌دهد. به طوری که در مطالعه مهدیلو و همکاران (۱۳۹۷) به نقش کانال‌های انتقال سیاست‌های پولی و در مطالعه یکتا (۱۳۹۸) تأثیر شوک‌های پولی از کانال وام‌دهی بانکی بر تولید ناخالص داخلی ایران با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی پرداخته شده است. تاکنون در داخل کشور اثرات نامتقارن سیاست پولی از طریق کانال اعتباری بر تولید ناخالص داخلی در رژیم‌های متفاوت رکود و رونق با استفاده از روش غیرخطی مارکوف سوئیچینگ بررسی نشده است. از آنجا که روش غیرخطی مارکوف سوئیچینگ، قابلیت، توانایی و دقت بیشتری در برآورد مدل نسبت به سایر روش‌های رقیب را دارد، لذا انجام آزمون‌های تجربی بیشتر با استفاده از روش‌های مختلف اقتصادسنجی می‌تواند نتایج متفاوت، کارا و مطمئن‌تری را برای اتخاذ سیاست‌های اقتصادی مناسب در پی داشته باشد. همچنین با توجه به اینکه کانال اعتباری (به‌عنوان مهمترین کانال انتقال دهنده سیاست پولی در ایران) می‌باشد، در مطالعه حاضر گسترده‌تر از سایر مطالعات داخلی و از زاویه کانال اعتباری (وام‌دهی بانکی) و با بهره‌گیری از مطالعات کلینچ و تونج (۲۰۱۹)،



یکتا(۱۳۹۸)، مهدیلو و همکاران (۱۳۹۸)، به بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی (کانال وام‌دهی بانکی) بر تولید ناخالص داخلی در رژیم‌های اقتصادی مختلف رکود و رونق با استفاده از روش غیرخطی مارکوف سوئیچینگ و مقایسه نتایج آن با نتایج مدل بدون کانال اعتباری پرداخته شده است.

### ۳. روش‌شناسی پژوهش

مدل غیرخطی مارکوف سوئیچینگ که به مدل تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود، یکی از مشهورترین مدل‌های سری زمانی غیر خطی می‌باشد. این مدل از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. علت اینکه از واژه تغییر رژیم استفاده می‌شود این است که یک متغیر سیاستی ممکن است در دوره‌ای از زمان معین دارای یک رفتار و فرآیند باشد و در دوره‌ای دیگر رفتار دیگری از خودش نشان دهد. لذا چنانچه در بررسی فرآیند متغیر مورد نظر، این موضوع نادیده گرفته شود نتایج تورش‌داری بدست خواهد آمد (پیش‌بهار و همکاران، ۱۳۹۴).

#### ۳-۱. مزیت‌های استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ نسبت به سایر روشها

از مزایای روش مارکوف سوئیچینگ نسبت به روش‌های دیگر، تفکیک درون‌زایی مشاهدات یک متغیر و نیز تفکیک درون‌زایی روابط بین مشاهدات متغیرها می‌باشد و از این حیث، روش مارکوف سوئیچینگ کاملاً متفاوت از مدل‌های مبتنی بر شکست ساختاری و متغیرهای مجازی است. در مدل‌های مبتنی بر شکست ساختاری، سال‌های شکست ساختاری در متغیرهای سری زمانی به صورت برون‌زا و یا درون‌زا بدون توجه به احتمالات تعیین می‌شود، در حالی که در مدل مارکوف سوئیچینگ به منظور تفکیک متغیرهای سری زمانی و یا روابط بین متغیرها به دو یا چند رژیم، از احتمالات استفاده می‌شود و احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر محاسبه می‌شود. لیکن در بحث شکست ساختاری چنین مباحثی موضوعیت ندارد و امکان پیش‌بینی انتقال از یک وضعیت به وضعیت دیگر نامعلوم است. همچنین در مدل‌های مبتنی بر شکست ساختاری امکان پیش‌بینی تغییرات متغیرها وجود ندارد، لیکن در مدل مارکوف، امکان پیش‌بینی متغیرها از یک رژیم به رژیم دیگر امکان پذیر است. این روش به علت غیرخطی بودن قابلیت تبیین مشخصه‌های عدم تقارنی رژیم‌ها را دارا بوده و از روش‌های VAR و ARIMA مناسب‌تر است (حسینی تبار، ۱۳۹۳).

#### ۳-۲. الگوی خودتوضیح برداری مارکوف سوئیچینگ (MSVAR)

مدل‌های خودتوضیح برداری مارکوف سوئیچینگ (MSVAR) دقیقاً مشابه با الگوهای (MS-AR) تعریف و طبقه‌بندی می‌شوند. به طوری که اگر تصور بر این باشد که سری زمانی مورد بررسی  $Y_t$  در طی زمان توأم با تغییرات در رژیم است، در آن صورت فرض ثابت بودن پارامترها در مدل VAR موجه نبوده و از مدل‌های MSVAR می‌توان به عنوان یک جایگزین مناسب استفاده نمود. ایده اصلی این روش آن است که پارامترهای مدل VAR به متغیر رژیم  $S_t$  بستگی دارند، در عین حال  $S_t$  قابل مشاهده نبوده و فقط

می‌توان احتمال مربوط به آن را به دست آورد. در این صورت تابع چگالی شرطی سری زمانی قابل مشاهده  $Y_t$  به صورت رابطه شماره (۱) خواهد بود (فلاحی، ۱۳۹۳).

$$P(Y_t | Y_{t-1}, S_t) \quad (1)$$

$$= \begin{cases} f(Y_t | Y_{t-1}, \theta_1) & \text{if } S_t = 1 \\ \vdots \\ f(Y_t | Y_{t-1}, \theta_N) & \text{if } S_t = N \end{cases}$$

به‌طوریکه  $\theta_N$  بردار پارامترهای مدل در رژیم‌های مختلف است و  $Y_{t-1}$  نشانگر مشاهده‌های  $\{Y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}$  می‌باشد. برای یک رژیم مشخص  $(S_t)$ ،  $Y_t$  را می‌توان بوسیله مدل  $\text{VAR}(p)$  در رابطه شماره (۲) نشان داد:

$$Y_t = v(S_t) + A_1(S_t)Y_{t-1} + \dots + A_p(S_t)Y_{t-p} + u_t \quad (2)$$

که در آن  $v(S_t)$  نشانگر عرض از مبدا یا میانگین متغیر می‌باشد و  $u_t \sim \text{NID}\{0, \Sigma(S_t)\}$  می‌باشد. برای تکمیل کردن فرآیند ایجاد داده‌ها نیاز است که به نحوی تغییر در رژیم  $S_t$  را بشناسیم، که در الگوهای مارکوف سوئیچینگ فرض می‌شود  $S_t$  بوسیله زنجیره مرتبه اول مارکوف بصورت رابطه شماره (۳) ایجاد می‌شود:

$$P_r [S_t | \{S_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}, \{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}] = P_r \{S_t | S_{t-1}; \rho\} \quad (3)$$

که در آن  $\rho$  برداری متشکل از پارامترهای احتمال‌های مربوط به رژیم‌ها می‌باشد. براساس این فرض می‌توان احتمال انتقال بین رژیم‌های مختلف را به شکل رابطه شماره (۴) بدست آورد:

$$P_{ij} = P_r (S_{t+1} = j | S_t = i), \sum_{i=1}^N P_{ij} = 1, \forall i, j \in \{1, \dots, N\} \quad (4)$$

با در کنار هم قراردادن این احتمال‌ها در یک ماتریس  $N * N$ ، ماتریس احتمال انتقالات  $(p)$  بدست می‌آید که هر عنصر از آن  $(P_{ij})$  احتمال وقوع رژیم  $j$  بعد از رژیم  $i$  را نشان می‌دهد به‌گونه‌ای که:

$$0 \leq P_{ij} \leq 1 \text{ و } \sum_{j=1}^N P_{ij} = 1 \quad (5)$$

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{21} & \dots & P_{N1} \\ P_{12} & P_{22} & \dots & P_{N2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{1N} & P_{2N} & \dots & P_{NN} \end{bmatrix} \quad (6)$$

با لحاظ کردن امکان تغییر پارامترها در رژیم‌های مختلف، مدل (VAR) خطی تبدیل به مدل (MSVAR)، رابطه شماره (۷) می‌شود:

$$Y_t = v(S_t) + A_1(S_t)Y_{t-1} + \dots + A_p(S_t)Y_{t-p} + u_t \quad (7)$$

که در این مدل تمام پارامترها به وضعیت متغیر رژیم  $S_t$  وابسته هستند، بنابراین مدل فوق را می‌توان به شکل رابطه شماره (۸) نیز نشان داد (پیش‌بهار و همکاران، ۱۳۹۴):

$$Y_t = \begin{cases} v_1 + A_{11}Y_{t-1} + \dots + A_{p1}Y_{t-p} + \sum_1^{1/2} u_t & \text{if } S_t = 1 \\ \vdots \\ v_N + A_{1N}Y_{t-1} + \dots + A_{pN}Y_{t-p} + \sum_N^{1/2} u_t & \text{if } S_t = N \end{cases} \quad (8)$$

### ۳-۳. تبیین چرخه‌های تجاری با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ

در مدل مارکوف سوئیچینگ تبدیل رژیم بستگی به مقدار یک متغیر غیرقابل مشاهده دارد. همیلتون (۱۹۸۹) برای اولین بار مدل‌های MS را در اقتصاد مورد استفاده قرار داد. وی با استفاده از مدل خود رگرسیون مارکوف سوئیچینگ چرخه‌های تجاری اقتصاد آمریکا را مورد بررسی قرار داد. نتایج مطالعه وی نشان داد که چرخه‌های تجاری استخراج شده با رکود و رونق ارائه شده توسط دفتر اقتصاد ملی برای اقتصاد آمریکا مطابقت دارد. در مدل  $MS(2) - AR(4)$  ارائه شده توسط همیلتون رکود و رونق در قالب فرآیند انتقال رژیم که توسط نرخ رشد تولید ناخالص داخلی ایجاد می‌شوند، تبیین می‌گردند. به طوری که میانگین نرخ رشد تولید در رژیم رونق مثبت و در رژیم رکود منفی خواهد بود. در مدل همیلتون با فرض اینکه  $\Delta Y_t$  نرخ رشد تولید حقیقی باشد مدل  $MS(2) - AR(4)$  به صورت رابطه شماره (۹) خواهد بود:

$$\Delta y_t - \mu(S_t) = a_1(\Delta y_{t-1} - \mu(S_{t-1})) + \dots + a_4(\Delta y_{t-4} - \mu(S_{t-4})) + u_t \quad (9)$$

$$u_t \rightarrow NID(0, \sigma^2)$$

<sup>1</sup> Hamilton

(۱۰)

$$\mu(S_t) = \begin{cases} \mu_1 > 0 & \text{if } S_t = 1 \\ \mu_1 < 0 & \text{if } S_t = 2 \end{cases}$$

میانگین نرخ رشد تولید حقیقی به نوع رژیم بستگی داشته و در رژیم اول (رونق) برابر  $\mu_1 > 0$  و در رژیم دوم (رکود) برابر  $\mu_2 < 0$  می‌باشد. در واقع، بر اساس این روش، در استخراج نوسانات، باید میانگین رشد تولید حقیقی در رژیم اول (رونق) مثبت و در رژیم دوم (رکود) منفی باشد. در این مدل احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر باید در کنار سایر پارامترها محاسبه شود (کرولیزیک<sup>۱</sup>، ۱۹۹۷).

$$P_{ij} = P_r (S_{t+1} = j | S_t = i); \quad \sum_{j=1}^2 P_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in (1,2) \quad (11)$$

به طوری‌که  $P_{12}$  احتمال انتقال از رژیم رونق به رکود و  $P_{21}$  احتمال انتقال از رژیم رکود به رونق خواهد بود و  $P_{11}$  احتمال پایداری رژیم رونق و  $P_{22}$  احتمال پایداری رژیم رکود را نشان خواهد داد. باید خاطر نشان شد، که اولاً نتایج حاصل از روش همیلتون ممکن است برخی رکودها را نشان ندهد و در حالت کلی نتایج این مدل بر اساس اینکه تا چه حدی نوسانات را از لحاظ زمان و دوره توجیه کنند، ارزیابی می‌شوند. ثانیاً برخی از محققین با توسعه مدل  $MS(2) - AR(4)$ ، از سایر انواع مدل‌های مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیون برای استخراج نوسانات استفاده نمودند. علیرغم استفاده گسترده از مدل‌های  $MS$  توسط محققین توافقی جهت انتخاب نوع مدل بین آنها وجود ندارد و این انتخاب بیشتر وابسته به تطابق نتایج مدل با واقعیت‌های اقتصادی می‌باشد. در واقع نتایج مدل است که درست بودن انتخاب مدل را تاکید می‌کند.

### ۳-۴. توابع ضربه واکنش وابسته به رژیم در مدل مارکوف سوئیچینگ

در مدل  $MS-VAR$  برای مطالعه پویایی سیستم و همچنین تجزیه و تحلیل مدل از توابع ضربه واکنش وابسته به رژیم استفاده می‌شود. توابع ضربه واکنش استاندارد نحوه واکنش متغیر درونزا به تکانه دیگر متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. به عبارتی مقدار تغییر در متغیر درونزا بعد از تغییر در یکی از متغیرهای مدل به اندازه یک انحراف معیار را شامل می‌شود. اما در مدل  $MS-VAR$  این توابع ضربه واکنش وابسته به رژیم‌های مدل می‌باشند و برای هر کدام از رژیم‌ها، توابع ضربه واکنش جداگانه‌ای محاسبه می‌شود. در حالتی که مدل  $MS-VAR$  دارای  $k$  متغیر و  $m$  رژیم باشد، تعداد توابع ضربه واکنش مدل برابر با  $mk^2$  خواهد بود. فرمول زیر بیانگر رابطه ریاضی نحوه محاسبه توابع ضربه واکنش وابسته به رژیم برای یک رژیم مشخص  $S_t = i$  می‌باشد، این رابطه مقدار تغییر در متغیر  $Y$  در زمان  $t + h$  که به خاطر تکانه در متغیر  $X$  در زمان  $t$  رخ داده را نشان می‌دهد:

<sup>1</sup> Krolzig

$$\frac{\partial Y_{t+h}}{\partial \varepsilon_{X,t}} | S_t = \dots = S_{t+h} = \vartheta_{YXh} \quad , \quad \text{for } h \geq 0 \quad (12)$$

در رابطه فوق بعد از تکانه در متغیر  $X$  در زمان  $t$  در تمام  $h$  دوره بعدی فرض می‌شود که در رژیم  $S_t = i$  قرار می‌گیریم. برای تمامی رژیم‌ها به این شکل عمل می‌شود تا در نهایت تمامی توابع ضربه واکنش وابسته به رژیم بدست آید (مهیدیلو و همکاران، ۱۳۹۷).

با توجه به مقدمه‌ای که درباره مدل غیرخطی مارکوف سوئیچینگ گفته شد، حال به معرفی الگوی تحقیق می‌پردازیم:

در این تحقیق، برای بررسی اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی از طریق کانال اعتباری (وام‌دهی بانکی) بر تولید ناخالص داخلی از روش خودتوضیح برداری مارکوف سوئیچینگ حالت MSIAH استفاده خواهد شد. در واقع این حالت از مدل مارکوف سوئیچینگ به ما این امکان را می‌دهد که تمامی اجزای معادله را تابعی از رژیم در نظر گرفته و فرضیه نامتقارن بودن را بتوانیم آزمون کنیم.

مدل مورد استفاده در این تحقیق (MSIAH-VAR) را می‌توان به شکل کلی رابطه شماره (۱۳) نوشت:

$$\begin{cases} LGDP_t = C_1(S_t) + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i}(S_t) LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i}(S_t) Lm_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{1i}(S_t) LEn_{t-i} + \varepsilon_{1t} \\ LEn_t = C_2(S_t) + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i}(S_t) LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i}(S_t) Lm_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i}(S_t) LEn_{t-i} + \varepsilon_{2t} \end{cases} \quad (13)$$

در رابطه بالا داریم:  $LGDP$  متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی،  $C(S_t)$  عرض از مبدا وابسته به رژیم، همچنین  $\alpha$ ،  $\beta$ ،  $\gamma$ ، به‌عنوان پارامترهای الگو،  $Lm$  متغیر لگاریتم حجم نقدینگی،  $nLE$  لگاریتم متغیر مانده تسهیلات بانکی به بخش خصوصی (نماینده کانال اعتباری در مدل) و  $\varepsilon_t$  جزء اختلال یا جمله خطا که دارای توزیع نرمال می‌باشد. مدل‌سازی را می‌توان به نحوی انجام داد که عرض از مبدا و یا ضرایب و یا هر دو، از رژیمی به رژیم دیگر متفاوت باشد. تخمین مدل مارکوف سوئیچینگ از روش‌هایی نظیر تخمین حداکثر درستمایی<sup>۱</sup> (ML)، حداکثر مورد انتظار<sup>۲</sup> (ME) و روش نمونه‌گیری گیبس<sup>۳</sup> انجام می‌گیرد که در این تحقیق برای تخمین مدل از روش حداکثر درستمایی استفاده شده است.

#### ۴. تجزیه تحلیل داده‌ها و یافته‌های پژوهش

به منظور بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی، از داده‌های متغیرهای حجم نقدینگی، مانده تسهیلات بانکی و تولید ناخالص داخلی بر پایه سال ۱۳۷۶ در دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۴۰۰

<sup>1</sup> Maximum Likelihood (ML)

<sup>2</sup> Expectation Maximization (EM)

<sup>3</sup> Gibbs Sampling Approach

استفاده شده و بمنظور کاهش سطح اختلالات داده‌ها و متمایل شدن تابع چگالی داده‌ها به سمت توزیع نرمال، از لگاریتم متغیرها به جای سطح متغیرها استفاده گردید.

#### ۴-۱. آزمون ریشه واحد برای بررسی پایایی متغیرهای تحقیق

برای اطمینان از پایایی سری‌های زمانی روش‌های مختلفی وجود دارد که آزمون‌های ریشه واحد مهمترین روش برای بررسی پایایی سری زمانی است. در این مطالعه برای بررسی پایایی متغیرهای مورد نظر تحقیق، از آزمون‌های ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس پرون درحالت بدون عرض از مبدأ استفاده گردید. جدول شماره (۱) مقادیر مربوط به آماره آزمون ریشه واحد دیکی - فولر و فیلیپس پرون برای بررسی پایایی متغیرهای تحقیق را نشان می‌دهد. متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی، مانده تسهیلات بانکی و لگاریتم حجم نقدینگی در مقادیر سطح پایا نبوده و با یک بار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند.

جدول شماره (۱) نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون و دیکی - فولر برای بررسی پایایی متغیرها

| متغیرها                     | آماره فیلیپس پرون در مقادیر سطح | مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد | آماره دیکی پرون در تفاضل اول | مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد | آماره دیکی پرون در تفاضل اول | مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد | آماره دیکی پرون در تفاضل اول | مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد | مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد |
|-----------------------------|---------------------------------|----------------------------|------------------------------|----------------------------|------------------------------|----------------------------|------------------------------|----------------------------|----------------------------|
| لگاریتم حجم نقدینگی         | ۲/۰۴۰۸۳۲                        | ۲/۹۳۱۴۰۴                   | ۳/۶۳۷۲۹۶                     | ۲/۹۳۳۱۵۸                   | ۲/۲۵۷۱۰۵                     | ۲/۹۳۳۱۵۸                   | ۳/۵۷۰۲۰۷                     | ۲/۹۳۳۱۵۸                   | ۲/۹۳۳۱۵۸                   |
| لگاریتم تولید ناخالص داخلی  | ۰/۱۸۱۴۵۵                        | ۲/۹۳۱۴۰۴                   | ۴/۰۵۳۹۸۰                     | ۲/۹۳۳۱۵۸                   | ۰/۶۲۱۵۰۱                     | ۲/۹۳۳۱۵۸                   | ۵/۷۲۷۰۳۶                     | ۲/۹۳۳۱۵۸                   | ۲/۹۳۳۱۵۸                   |
| لگاریتم مانده تسهیلات بانکی | ۲/۰۲۸۶۸۰                        | ۲/۹۳۱۴۰۴                   | ۳/۶۲۱۷۹۵                     | ۲/۹۳۳۱۵۸                   | ۲/۸۷۵۴۶۰                     | ۲/۹۳۳۱۵۸                   | ۳/۷۴۰۸۰۴                     | ۲/۹۳۳۱۵۸                   | ۲/۹۳۳۱۵۸                   |

منبع: یافته‌های پژوهش

#### ۴-۲. آزمون غیرخطی بودن الگوی متغیرها

مدل مارکوف سوئیچینگ در صورتی مدلی مناسب برای برآورد است که الگوی داده‌های مورد بررسی غیرخطی باشد. برای اینکه بتوان از غیرخطی بودن الگوی داده‌ها اطمینان یافت، از آزمون LR استفاده می‌شود. مقدار آماره این آزمون از مقادیر حداکثر راستنمایی 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. در صورتی که مقدار آماره آزمون از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان موردنظر بیشتر باشد، می‌توان گفت که مدل خطی مدلی مناسب نبوده و باید از مدل غیرخطی استفاده شود. فرضیه  $H_0$  در این آزمون خطی بودن مدل را بیان می‌کند و چون مقدار احتمال محاسباتی آزمون کمتر از ۵ درصد بدست آمده، فرضیه صفر رد و بنابراین مدل غیرخطی می‌باشد. همان طور که نتایج جدول شماره (۲) نشان می‌دهد، چون مقدار احتمال محاسباتی مربوط به آماره آزمون از پنج درصد کمتر است، بنابراین فرضیه  $H_0$  آزمون LR مبنی بر خطی بودن مدل رد می‌شود لذا می‌توان

نتیجه گرفت که به جای مدل‌های خطی بهتر است که از روش‌های غیرخطی همچون مارکوف سوئیچینگ برای تخمین مدل استفاده شود.

جدول شماره (۲) نتایج آزمون غیرخطی بودن متغیرها

| مقدار آماره | درجه آزادی | ارزش احتمال |
|-------------|------------|-------------|
| ۳۲۸/۸۰      | ۲۳         | ۰/۰۰۰       |

منبع: یافته‌های پژوهش

#### ۳-۴. تعیین تعداد وقفه بهینه مدل

برای تعیین وقفه بهینه مدل می‌توان از معیارهای مناسبی استفاده کرد. در این تحقیق از معیار اطلاعاتی آکائیک استفاده گردیده که تعداد وقفه بهینه مدل براساس پایین‌ترین میزان این معیار، چهار وقفه تعیین می‌شود که در جدول شماره (۳) آمده است.

جدول شماره (۳) تعیین تعداد وقفه‌های بهینه

| HQ         | SC         | AIC        | FPE        | LR        | LogL      | Lag |
|------------|------------|------------|------------|-----------|-----------|-----|
| ۱/۸۰۶۹۰۸   | ۱/۸۸۷۷۷۵   | ۱/۷۶۱۱۰۹   | ۰/۰۰۱۱۶۸   | -         | -۳۲/۲۲۲۱۸ | ۰   |
| -۷/۸۲۲۰۷۰  | -۷/۴۹۸۶۰۰  | -۸/۰۰۵۲۶۴  | ۶/۷۱ e-۰۸  | ۳۶۷/۷۸۹۴  | ۱۷۲/۱۰۵۳  | ۱   |
| -۸/۲۰۰۰۷۹* | -۷/۶۳۴۰۰۶* | -۸/۵۲۰۶۶۸  | ۷/۰۴ e-۰۸  | ۳۱/۸۵۸۳۵  | ۱۹۱/۴۱۳۴  | ۲   |
| -۷/۸۳۴۸۹۲  | -۷/۰۲۶۲۱۶  | -۸/۲۹۲۸۷۶  | ۵/۱۹ e-۰۸  | ۶/۶۶۶۲۲۴  | ۱۹۵/۸۵۷۵  | ۳   |
| -۸/۰۴۵۴۱۴  | -۶/۹۹۴۱۳۶  | -۸/۶۴۰۷۹۳* | ۳/۸۲ e-۰۸* | ۲۱/۵۴۳۷۷* | ۲۱۱/۸۱۵۹  | ۴   |

منبع: یافته‌های پژوهش

#### ۴-۴. تعیین تعداد رژیم بهینه مدل

تعیین تعداد رژیم بهینه رژیم نیز پس از گزینش تعداد وقفه‌های بهینه، با استفاده از معیار آکائیک تعیین می‌شود. نتایج شبیه‌سازی‌های مونت کارلو نشان داده است که معیار آکائیک در مقایسه با مقدار تابع راست‌نمایی شاخص مناسب‌تری برای تعیین تعداد رژیم‌هاست. نتایج به دست آمده از مقادیر آماره اطلاعاتی آکائیک نشان می‌دهد که تعداد رژیم بهینه برای برآورد مدل، دو رژیم است.

#### ۵-۴. انتخاب مدل بهینه از لحاظ تغییر در پارامترها

مدل مارکوف سوئیچینگ حالت‌های مختلفی دارد که در هر یک از این حالت‌ها جز خاصی از معادله وابسته به رژیم است. پس برای اینکه بتوان بهترین حالت را برگزید، با مقایسه حالت‌های تخمین زده شده بر مبنای سه ویژگی زیر تصمیم‌گیری شده است. الف: داشتن بیشترین ضرایب معنادار به‌ویژه برای اجزای وابسته به رژیم. ب: داشتن بیشترین مقدار تابع حداکثرنمایی (کمترین مقدار آماره اطلاعاتی آکائیک). ج: داشتن حداقل واریانس جملات اخلاص. بنابراین مدل بهینه تحقیق (MSIAH) با تعداد دو رژیم تعیین شد که نتایج برآورد مدل را در جدول شماره (۴) نمایش داده شده است:

جدول شماره (۴) نتایج تخمین مدل مارکوف سوئیچینگ (بدون وجود متغیر کانال اعتباری)

| نام متغیر   | ضریب       | آماره t  | انحراف معیار | ارزش احتمال |
|-------------|------------|----------|--------------|-------------|
| Constant(0) | ۰/۱۰۹۷۴۳   | ۰/۰۴۰۷۸  | ۲/۶۹         | ۰/۰۰۰       |
| Constant(1) | -۰/۱۲۹۵۲۴  | -۰/۰۴۹۴۹ | -۲/۶۲        | ۰/۰۰۰       |
| DLGDP_1(0)  | ۰/۵۲۸۰۵۲   | ۰/۱۵۳۰   | ۳/۴۵         | ۰/۰۰۰       |
| DLGDP_1(1)  | -۰/۳۸۴۲۸۴  | ۰/۲۴۹۰   | -۱/۵۴        | ۰/۰۰۰       |
| DLGDP_2(0)  | -۰/۳۰۰۴۶۱  | ۰/۱۴۹۷   | -۲/۰۱        | ۰/۰۰۰       |
| DLGDP_2(1)  | -۰/۱۸۹۴۹۶  | ۰/۲۳۵۴   | -۰/۸۰۵       | ۰/۰۰۰       |
| DLGDP_3(0)  | -۰/۰۳۲۸۹۵۶ | ۰/۱۴۱۹   | -۰/۲۳۲       | ۰/۰۰۰       |
| DLGDP_3(1)  | -۰/۳۲۶۳۲۰  | ۰/۲۲۶۹   | -۱/۴۴        | ۰/۰۰۰       |
| DLGDP_4(0)  | -۰/۰۲۷۵۶۱۹ | ۰/۱۳۹۶   | -۰/۱۹۷       | ۰/۰۰۰       |
| DLGDP_4(1)  | -۰/۱۷۷۲۱۴  | ۰/۱۷۲۵   | -۱/۰۳        | ۰/۰۰۰       |
| DLM_1(0)    | -۰/۱۴۸۱۸۹  | ۰/۱۱۳۶   | -۱/۳۰        | ۰/۰۰۰       |
| DLM_1(1)    | ۰/۱۱۰۰۹۰   | ۰/۲۹۰۵   | ۰/۳۷۹        | ۰/۰۰۰       |
| DLM_2(0)    | ۰/۰۲۴۵۰۴۶  | ۰/۰۹۹۶۵  | ۰/۲۴۶        | ۰/۰۰۰       |
| DLM_2(1)    | -۰/۰۴۱۱۰۱۸ | ۰/۲۳۶۴   | -۰/۱۷۴       | ۰/۰۰۰       |
| DLM_3(0)    | -۰/۱۰۳۰۳۳  | ۰/۱۲۱۱   | -۰/۸۵۱       | ۰/۰۰۰       |
| DLM_3(1)    | ۰/۰۲۴۶۰۱۱  | ۰/۲۱۷۷   | ۱/۱۳         | ۰/۰۰۰       |
| DLM_4(0)    | -۰/۰۷۷۵۸۵۹ | ۰/۰۹۷۴۵  | -۰/۷۹۶       | ۰/۰۰۰       |
| DLM_4(1)    | ۰/۳۸۵۲۷۷   | ۰/۲۴۸۷   | ۱/۵۵         | ۰/۰۰۰       |
| scale[0](0) | ۰/۰۱۹۶۵۱۹  | ---      | ۰/۰۰۳۰۹۲     | ---         |
| scale[1](1) | ۰/۰۰۸۰۹۸۳۴ | ---      | ۰/۰۰۱۴۲۲     | ---         |

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول شماره (۴)، مقدار عرض از مبدا در رژیم اول برابر با ۰/۱۰۹۷۴۳ برآورد شده، بنابراین رژیم اول نماینده دوره رشد بالا (رونق) بوده و مقدار عرض از مبدا رژیم دوم برابر با -۰/۱۲۹۵۲۴ می‌باشد که نماینده دوره رشد پایین (رکود) است. همچنین مقادیر وقفه اول تا چهارم متغیر لگاریتم حجم نقدینگی و تولید ناخالص داخلی و واریانس جملات خطا در رژیم‌های رکود و رونق نشان داده شده است.

#### ۴-۶. بررسی احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

با توجه به نتایج ماتریس احتمال انتقال در جدول شماره (۵) می‌توان بیان داشت که اگر در وضعیت رونق باشیم با احتمال ۸۲ درصد در همان وضع در سال آتی باقی می‌مانیم و با احتمال ۱۸ درصد به دوره رکود انتقال می‌یابیم. اما اگر به وضعیت رکود وارد شده باشیم با احتمال ۷۹ درصد در سال بعد در همان وضعیت باقی می‌مانیم و تنها با احتمال ۲۱ درصد به دوره رونق باز خواهیم گشت.



جدول شماره (۵) نتایج ماتریس احتمال انتقالات

| مقادیر احتمال انتقالات |             |             |
|------------------------|-------------|-------------|
|                        | رژیم اول، t | رژیم دوم، t |
| رژیم اول، t+1          | ۰/۸۱۸۴۲     | ۰/۲۰۶۸۵     |
| رژیم دوم، t+1          | ۰/۱۸۱۸۵     | ۰/۷۹۳۱۵     |

منبع: یافته‌های پژوهش

#### ۴-۷. بررسی احتمال قرارگرفتن هر سال در رژیم‌های مختلف

همانطور که نتایج جدول شماره (۶) نشان می‌دهد دوره‌های رشد بالای لگاریتم تولید ناخالص داخلی که به‌عنوان دوره رونق در نظر گرفته شده مربوط به سال‌های (۱۳۶۲-۱۳۶۲، ۱۳۷۳-۱۳۸۹، ۱۳۶۹-۱۳۷۶، ۱۳۹۳-۱۳۹۲) می‌باشند و شامل ۵۶/۴۱ درصد کل سال‌های مورد بررسی تحقیق بوده و سال‌های (۱۳۶۳-۱۳۶۸، ۱۳۷۵-۱۳۷۴، ۱۳۹۱-۱۳۹۰، ۱۴۰۰-۱۳۹۴) دارای رشد پایین لگاریتم تولید ناخالص داخلی (دوره رکود) بوده که شامل ۴۳/۵۹ درصد کل سال‌های مورد بررسی تحقیق می‌باشند.

جدول شماره (۶) نتایج احتمال قرارگرفتن هر سال در رژیم‌ها

| احتمال قرارگرفتن هر سال در رژیم |                      |            |
|---------------------------------|----------------------|------------|
| رژیم                            | سال                  | احتمال     |
| رژیم اول                        | ۱۳۶۲-۱۳۶۲، ۱۳۷۳-۱۳۶۹ | ۵۶/۴۱ درصد |
|                                 | ۱۳۸۹-۱۳۷۶، ۱۳۹۳-۱۳۹۲ |            |
| رژیم دوم                        | ۱۳۶۸-۱۳۶۳، ۱۳۷۵-۱۳۷۴ | ۴۳/۵۹ درصد |
|                                 | ۱۳۹۱-۱۳۹۰، ۱۴۰۰-۱۳۹۴ |            |

منبع: یافته‌های پژوهش

#### ۴-۸. بررسی تقارن اثر سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی (آزمون والد)

برای بررسی تقارن اثر سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی، فرضیه برابری مجموع ضرایب متغیر لگاریتم حجم نقدینگی در دو رژیم مورد بررسی قرار گرفت و برای این منظور از آزمون والد استفاده شد. همانطور که نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد، باتوجه به اینکه مقدار احتمال محاسباتی آزمون (والد) کمتر از ۵ درصد بدست آمده است، لذا فرضیه صفر آزمون مبنی بر برابری ضرایب متغیر لگاریتم حجم نقدینگی در رژیم‌های رکود و رونق رد می‌شود، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که اثر سیاست پولی (حجم نقدینگی) بر تولید ناخالص داخلی در رژیم‌های رکود و رونق نامتقارن است.

جدول شماره (۷) نتایج آزمون والد

| ارزش احتمال | درجه آزادی | مقدار آماره |
|-------------|------------|-------------|
| ۰/۰۰۰۸      | ۱          | ۱۱/۲۴۲      |

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول شماره (۸)، نتایج تخمین مدل مارکوف سوئیچینگ (با وجود متغیر کانال اعتباری) نشان داده شده است. به طوری که مقدار عرض از مبدا مدل در رژیم اول برابر با  $-۰/۰۴۸۶۶۴۲$  و مقدار عرض از مبدا در رژیم دوم برابر با  $-۰/۰۳۱۸۷۱۲$  برآورد گردیده است. همچنین مقادیر وقفه اول تا چهارم متغیرهای لگاریتم حجم نقدینگی، لگاریتم تولید ناخالص داخلی و لگاریتم مانده تسهیلات بانکی در رژیم‌های مختلف رکود و رونق نشان داده شده است.

جدول شماره (۸) نتایج تخمین مدل مارکوف سوئیچینگ (با وجود متغیر کانال اعتباری)

| ارزش احتمال | انحراف معیار | آماره t | ضریب       | نام متغیر   |
|-------------|--------------|---------|------------|-------------|
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | -۰/۰۴۸۶۶۴۲ | Constant(0) |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | -۰/۰۳۱۸۷۱۲ | Constant(1) |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | ۰/۲۶۹۲۴۰   | DLGDP_1(0)  |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | -۰/۴۱۴۰۲۴  | DLGDP_1(1)  |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | -۰/۱۶۴۵۰۰  | DLGDP_2(0)  |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | -۰/۱۱۹۶۰۰  | DLGDP_2(1)  |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | -۰/۰۴۴۲۶۸  | DLGDP_3(0)  |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | ۰/۷۹۶۵۹۶   | DLGDP_3(1)  |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | ۰/۲۴۵۸۱۵   | DLGDP_4(0)  |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | -۰/۰۳۹۵۶۲۹ | DLGDP_4(1)  |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | ۰/۱۷۰۲۷۳   | DLM_1(0)    |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | -۰/۸۵۷۵۵۳  | DLM_1(1)    |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | -۰/۰۸۸۶۵۳۳ | DLM_2(0)    |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | ۰/۰۰۰۶۳۶۸  | DLM_2(1)    |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | -۰/۱۹۳۰۶۶  | DLM_3(0)    |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | -۰/۵۷۵۵۴۹  | DLM_3(1)    |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | -۰/۳۲۰۵۹۹  | DLM_4(0)    |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | -۰/۳۲۸۲۵۸  | DLM_4(1)    |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | -۰/۰۸۱۹۶۲۲ | DLen_1(0)   |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | -۰/۳۱۳۸۷۸  | DLen_1(1)   |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | ۰/۳۸۷۹۰۰   | DLen_2(0)   |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | -۰/۲۲۷۱۰۴  | DLen_2(1)   |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | ۰/۱۴۷۳۰۰   | DLen_3(0)   |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | -۰/۰۵۸۸۳۸۰ | DLen_3(1)   |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | -۰/۰۸۰۷۷۷۷ | DLen_4(0)   |
| ۰/۰۰۰       | ۰/۰۰۰        | ۰/۰۰۰   | ۰/۱۴۲۳۹۶   | DLen_4(1)   |

منبع: یافته‌های پژوهش

#### ۹-۴. توابع واکنش آنی برای متغیرهای تحقیق

توابع واکنش آنی برای متغیرهای تحقیق (شوگ به متغیر حجم نقدینگی و پاسخ متغیر تولید ناخالص داخلی) در حالت با و بدون کانال اعتباری برآورد گردیده است.

جدول شماره (۹)، وضعیت متغیرهای تحقیق را در ده دوره پس از وقوع شوگ (به میزان یک انحراف معیار) به متغیر لگاریتم حجم نقدینگی و پاسخ متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی را بدون وجود متغیر نماینده کانال اعتباری نشان می‌دهد. به نحوی که شوگ وارده شده به متغیر لگاریتم حجم نقدینگی، در ابتدا اثر معناداری بر متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی داشته و سپس با گذشت زمان اثرات آن کاهش و به سمت صفر میل می‌کند. لذا می‌توان نتیجه گرفت سیاست پولی در کوتاه‌مدت بر تولید ناخالص داخلی مؤثر می‌باشد، اما در بلندمدت تأثیری بر تولید ناخالص داخلی نخواهد داشت.

جدول شماره (۹) نتایج شوگ متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی بدون کانال اعتباری

| متغیر DLM  | متغیر DLGDP | دوره |
|------------|-------------|------|
| ۰/۱۲۲۰۵    | ۰/۰۰۰۰      | ۱    |
| -۰/۰۱۲۳۹۵  | -۰/۰۴۰۱۱۹   | ۲    |
| -۰/۰۳۴۴۱۴  | ۰/۰۳۶۸۳۳    | ۳    |
| ۰/۰۰۷۰۴۱۷  | ۰/۰۰۸۴۱۱۷   | ۴    |
| -۰/۰۱۳۳۸۱  | ۰/۰۲۲۵۴۲    | ۵    |
| -۰/۰۰۲۱۵۳۲ | -۰/۰۰۶۲۷۲۲  | ۶    |
| -۰/۰۱۱۲۶۳  | ۰/۰۱۶۶۷۰    | ۷    |
| -۰/۰۰۱۴۰۱۷ | ۰/۰۰۰۴۲۴۰۸  | ۸    |
| -۰/۰۰۵۲۲۲۵ | ۰/۰۰۶۷۱۰۳   | ۹    |
| -۰/۰۰۱۶۴۷۲ | ۰/۰۰۰۳۲۸۹۱  | ۱۰   |

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول شماره (۱۰)، وضعیت متغیرهای تحقیق را در ده دوره پس از وقوع شوگ (به میزان یک انحراف معیار) به متغیر لگاریتم حجم نقدینگی و پاسخ متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی را با وجود متغیر نماینده کانال اعتباری نشان می‌دهد، به طوری که اثرات شوک‌های وارده به متغیر حجم نقدینگی و اثر آن بر متغیر تولید ناخالص داخلی ابتدا معنادار بوده و در دوره‌های بعدی به سمت صفر میل کرده و اثر شوگ از بین می‌رود. همچنین تحلیل توابع واکنش آنی در مدل با کانال اعتباری نیز نشان‌دهنده شدت بیشتر اثرات سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی نسبت به مدل بدون کانال اعتباری می‌باشد.

جدول شماره (۱۰) نتایج شوگ متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی با کانال اعتباری

| متغیر DLM | متغیر DLGDP | دوره |
|-----------|-------------|------|
| ۰/۱۴۳۸۴   | ۰/۰۰۰۰      | ۱    |
| -۰/۰۱۱۰۴۴ | -۰/۰۱۶۸۲۸   | ۲    |

| متغیر DLM   | متغیر DLGDP | دوره |
|-------------|-------------|------|
| ۰/۰۲۶۶۱۰    | ۰/۰۰۷۶۵۹۳   | ۳    |
| ۰/۰۳۰۵۳۶    | ۰/۰۰۹۷۱۰۷   | ۴    |
| -۰/۰۰۵۲۳۵۴  | ۰/۰۰۲۸۶۷۷   | ۵    |
| ۰/۰۱۲۶۶۴    | ۰/۰۰۳۹۵۶۳   | ۶    |
| ۰/۰۰۴۴۶۴۳   | ۰/۰۰۲۲۷۱۱   | ۷    |
| -۰/۰۰۰۴۳۹۸۷ | ۰/۰۰۰۸۷۸۶۴  | ۸    |
| ۰/۰۰۴۰۶۵۲   | ۰/۰۰۱۱۸۸۱   | ۹    |
| ۰/۰۰۰۲۳۲۳۴  | ۰/۰۰۰۴۷۱۴۲  | ۱۰   |

منبع: یافته‌های پژوهش

## ۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله به بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی از طریق کانال اعتباری (وام‌دهی بانکی) بر متغیر تولید ناخالص داخلی با بهره‌گیری از مدل غیرخطی مارکوف سوئیچینگ و استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی به برآورد ضرایب مدل پرداخته شد. در گام اول با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس پرون به بررسی ایستایی متغیرهایی مورد استفاده پرداخته شد. پس از آن برای بررسی غیرخطی بودن الگوی داده‌ها از آزمون LR استفاده شد و از آنجایی که مقدار آماره آزمون از مقدار بحرانی آن بیشتر بود، غیرخطی بودن الگوی داده‌ها مورد تأیید قرار گرفت. برای استفاده از الگوی مارکوف سوئیچینگ، وقفه‌های بهینه و تعداد بهینه رژیم را با استفاده از آماره آکائیک به دست آورده که تعداد چهار وقفه بهینه و دو رژیم بهینه برای مدل در نظر گرفته شد.

نتایج خروجی آزمون مدل مارکوف سوئیچینگ برای متغیرهای تحقیق، نشان‌دهنده این است که متغیرها در سطح ۹۹ درصد معنادار هستند. مقدار عرض از مبدا در رژیم اول برابر با ۰/۱۰۹۷۴۳ بوده که رژیم اول را بعنوان نماینده دوره رشد بالا (رونق) و مقدار عرض از مبدا رژیم دوم برابر با ۰/۱۲۹۵۲۴- می‌باشد که بعنوان نماینده دوره رشد پایین (رکود) در نظر گرفته شد. مجموع ضرایب لگاریتم حجم نقدینگی در دوره رونق دارای تأثیر منفی و در دوره رکود دارای تأثیر مثبت بر لگاریتم تولید ناخالص داخلی است. واریانس جملات خطا در رژیم اول (رونق) برابر ۰/۰۱۹۶۵۱۹ و در رژیم دوم (رکود) برابر ۰/۰۰۸۰۹۸۲۴ می‌باشد که نمایانگر نوسانات کمتر در رژیم دوم است. نتایج ماتریس احتمال انتقال نیز نشان‌دهنده این است که اگر در وضعیت رونق باشیم با احتمال ۸۲ درصد در همان وضع در سال آتی باقی می‌مانیم و با احتمال ۱۸ درصد به دوره رکود انتقال می‌یابیم. اما اگر به وضعیت رکود وارد شده باشیم با احتمال ۷۹ درصد در سال بعد در همان وضعیت باقی می‌مانیم و تنها با احتمال ۲۱ درصد به دوره رونق باز خواهیم گشت. نتایج بدست آمده از آزمون والد نیز عدم تقارن اثر سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی را در رژیم‌های اقتصادی متفاوت تأیید نمود.

همچنین تحلیل توابع واکنش آنی در مدل با کانال اعتباری نیز نشان دهنده شدت بیشتر اثرات سیاست پولی نسبت به مدل بدون کانال اعتباری می باشد. همچنین اثرات شوک های وارده به متغیر حجم نقدینگی در هر دو حالت ابتدا معنادار بوده و در دوره های بعدی به سمت صفر میل کرده و اثر شوک از بین می رود. براساس یافته های پژوهش می توان نتیجه گرفت که اثر سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی در کوتاه مدت معنادار بوده اما در بلندمدت خنثی است، همچنین کانال اعتباری (وام دهی بانک ها) در انتقال اثرات سیاست پولی بر تولید نقش مؤثری دارد و در نهایت می توان نتیجه گرفت که اثرات سیاست پولی بر تولید در دوره رونق و رکود اقتصادی متفاوت است که نتایج پژوهش حاضر، با نتایج مطالعه رهمه دوست و همکاران (۱۴۰۲)، نجفی و همکاران (۱۳۹۹)، یکتا (۱۳۹۸)، غلامی و همکاران (۱۳۹۶)، یین و شوی (۲۰۲۰)، کلینچ و تونچ (۲۰۱۹) مطابقت داشته و با نتایج مطالعه سو و همکاران (۲۰۲۰) نیز همخوانی دارد. براساس نتایج حاصل از مقاله حاضر، در این بخش سعی شده است تا به بیان پیشنهاداتی پرداخته شود.

الف. با توجه به اثرات نامتقارن سیاست پولی در رژیم های اقتصادی متفاوت و اثر کانال اعتباری در انتقال اثرات سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی، ضرورت دارد که متولیان سیاست گذاری اقتصادی در کشور، قبل از اعمال سیاست های مذکور، بررسی کارشناسی و پیش بینی های دقیق تری را درباره آنها انجام دهند.

ب. سیاست گذاران اقتصادی کشور، استفاده از نتایج الگوهای غیرخطی را در پیش بینی ها، سیاست گذاری ها و برنامه ریزی های اقتصادی خود مدنظر قرار دهند تا بتوانند با ابزارهای سیاستی مناسب، اقتصاد را در تحقق رشد تولید ناخالص داخلی حمایت نمایند.

## منابع و مأخذ

### منابع فارسی

- آصفی، ندا (۱۳۹۸). *ارزیابی سازوکار اثرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای اقتصادی در ایران: رویکرد الگوی خودتوضیح برداری عاملی تعمیم یافته*. رساله دکتری رشته علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز.
- پیش‌بهار، اسماعیل؛ فردوسی، رویا و اسداله پور، فرشته (۱۳۹۴). بررسی انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ بکارگیری الگوی خودتوضیح برداری مارکوف سوئیچینگ. *مجله اقتصادکشاورزی*، دوره ۹، شماره ۲، ص ۵۵-۷۲.
- حسینی تبار، زهرا (۱۳۹۳). *بررسی و مقایسه اثرات نامتقارن شوک‌های ارزی و پولی بر ارزش افزوده زیربخش‌های صنعت*. پایان نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه کرمان.
- رمه‌دوست، مهدیه؛ آل عمران، رویا؛ پناهی، حسین و اصغرپور، حسین (۱۴۰۲). بررسی آثار نامتقارن سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی در کوتاه مدت و بلندمدت با استفاده از تکنیک NARDL. *فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۱۳، شماره ۵۰، صفحات ۲۸-۱۳.
- ساقی، فرزاد؛ هژبرکیانی، کامبیز؛ میرزاپور باباجان، اکبر و اکبری مقدم، بیت الله (۱۳۹۷). اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی بر بازار مسکن ایران: رویکرد MS-VAR. *فصلنامه علمی پژوهشی نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، دوره ۵، شماره ۳، ص ۷۵-۱۰۲.
- سعیدپور، لسیان؛ حیدری، حسن. و فعالجو، حمیدرضا (۱۳۹۶). تاثیر تکانه‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران در رژیم‌های نوسانی مختلف. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، دوره ۷، شماره ۲۵، ص ۵۵-۸۵.
- غلامی، زینب؛ طهرانچیان، امیرمنصور؛ احسانی، محمدعلی و جعفری صمیمی، احمد (۱۳۹۶). تأثیر نامتقارن سیاست پولی و اعتبارات بانکی بر چرخه‌های تجاری در ایران: رهیافت خودرگرسیون برداری آستانه‌ای. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادسنجی*، دوره ۲، شماره ۲، ص ۳۳-۹.
- فلاحی، فیروز (۱۳۹۳). *علیت مارکوف-سوئیچینگ و رابطه تولید و پول در ایران*. *فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصاد کاربردی ایران*. دوره ۳، شماره ۱۱، ص ۱۰۷-۱۲۸.
- مهدیلو، علی؛ فلاحی، فیروز و اصغرپور، حسین (۱۳۹۷). برآورد غیرخطی نقش کانال‌های انتقال سیاست پولی در اقتصاد ایران: رویکرد MS-VAR. *فصلنامه پژوهش‌های پولی و بانکی*، دوره ۱۱، شماره ۳۷، ص ۳۱۹-۳۵۴.

- نجفی علمدارلو، حامد؛ اسدی، محمدعلی و حسین پور، بهنام (۱۳۹۹). اثر متغیرهای کلان بر چرخه‌های اقتصادی در ایران، رویکردی از روش مارکوف سوئیچینگ، مجله مدل‌های اقتصادی، دوره ۵، شماره ۴، ص ۶۳-۸۷.
- یکتا، ایرج (۱۳۹۸). تأثیر شوک‌های پولی از کانال وام دهی بانکی بر تولید ناخالص داخلی ایران و تورم طی ادوار تجاری. رساله دکتری رشته علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، پردیس دانشگاه ارومیه.

### منابع لاتین

- Gogas, P., Pragidis, I., & Tabak, B. M. (2018). Asymmetric effects of monetary policy in the US and Brazil. *The Journal of Economic Asymmetries*, 18, e00108..
- Hamilton, J. D. (1989), A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 2(57), 357-384.
- Krolzig, H. M. (2013). *Markov-switching vector autoregressions: Modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis* (Vol. 454). Springer Science & Business Media.
- Kilinc, M, & Tunc, C. (2019). The asymmetric effects of monetary policy on economic activity Turkey, *structural change and Economic Dynamics*, 32(2), 505-528.
- Mundra, S., & Bicchal, M. (2023). Asymmetric effects of monetary policy and financial accelerator: Evidence from India. *The Journal of Economic Asymmetries*, 27, e00296..
- Thanh, S. D., Canh, N. P., & Doytch, N. (2020). Asymmetric effects of US monetary policy on the US bilateral trade deficit with China: A Markov switching ARDL model approach. *The Journal of Economic Asymmetries*, 22, e00168.
- Yin, H., & Xue, W. (2020). Asymmetric effects of monetary policy on business cycle Evidence from the panel Smoothed quantile regression model, *Economics letters*, 195(2), 109-121.
- Zakir, N., & Malik, W. S. (2013). Are the effects of monetary policy on output asymmetric in Pakistan?. *Economic Modelling*, 32, 1-9.

# Examining the Asymmetric effects of adopting Credit Channel Monetary Policy on Iran's Gross Domestic Product via the Nonlinear Markov Switching Approach

Kamal Olfati Cheghagolani<sup>1</sup>

Gholamali Haji<sup>2\*</sup>

Seyed Abbas Najafizadeh<sup>3</sup>

## Abstract

The purpose of this study is to investigate the asymmetric effects of monetary policy on GDP during periods of recessions and prosperity via examining the role of credit channels (bank lending). Using the non-linear Markov switching pattern \_which has the ability to track structural changes\_ the research variables were examined during the 1987 to 2021 period. Based on the results obtained through the Markov switching model tests, the value of the width from the center in the first regime was 0.109743, which is representative of the boom period. On the other hand, the value of the width from the center of the second regime is -0.129524, which can be considered as the recession period. The sum of the coefficients of the logarithm of the volume of liquidity has a negative effect on the logarithm of the GDP during the boom period, and a positive effect during the recession period.

Moreover, the results obtained from the Wald test also confirmed the asymmetry of the effect of monetary policy on GDP in different economic regimes. The analysis of instantaneous reaction functions in the model with credit channel also shows the greater intensity of monetary policy effects compared to the model without credit channel. Additionally, at beginning of periods the effects of the shocks on the liquidity volume variable are significant in both cases. Subsequently, these effects tend to zero in the following periods and the effects of the shocks disappear.

**Keywords:** asymmetric effects, monetary policy, credit channel, Markov switching.

---

<sup>1</sup> PhD student in Economics, Faculty of Management, Islamic Azad University, Arak Branch, Markazi Iran. (olfatikamaal@yahoo.com)

<sup>2</sup> Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Management, Islamic Azad University, Arak Branch, Markazi, Iran, Corresponding Author. (Gh.haji@iau.ac.ir)

<sup>3</sup> Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Management, Islamic Azad University, Arak Branch, Markazi Iran. (abbnaj@yahoo.com)