

## تحلیل رفتار غیرخطی سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی در شرایط نااطمینانی: الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR)<sup>۱</sup>

محسن نصرتیان‌نسب\*، احمد جعفری صمیمی\*\*، امیر منصور طهرانچیان<sup>+</sup>

تاریخ دریافت: ۹۸/۰۴/۲۵ تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۹/۲۸

### چکیده

هدف این مقاله تحلیل رفتار غیرخطی سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی ایران در شرایط نااطمینانی می‌باشد. برای دستیابی به این هدف رفتار غیرخطی تابع واکنش بانک مرکزی نسبت به نااطمینانی تورم در قالب رگرسیون انتقال ملایم و با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۷۶:۱-۱۳۹۴:۳ بررسی شد. نتایج حاکی از متغیر بودن رفتار سیاست‌گذاری پولی در شرایط مختلف نااطمینانی تورم و تغییر رژیم در رفتار سیاست‌گذاری بانک مرکزی ایران است و با گذر متغیر نااطمینانی تورم از یک حد آستانه‌ای، رفتار سیاست‌های پولی (در هر دو سناریوی تورم هدف) به رفتاری سازگار با قاعده تیلور تغییر یافته است. بر اساس نتایج، توجه به شاخص‌های نااطمینانی اقتصاد در راستای تعیین سیاست‌های پولی بهینه پیشنهاد می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: C22, E52, D81

واژگان کلیدی: سیاست پولی، نااطمینانی تورم، رفتار غیرخطی، مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR).

<sup>۱</sup> مقاله مستخرج از رساله دکتری محسن نصرتیان‌نسب به راهنمایی دکتر احمد جعفری صمیمی و دکتر امیر منصور طهرانچیان در دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران می‌باشد.

\* دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، پست الکترونیکی:

mohsennasir2@gmail.com

\*\* استاد اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی:

jafarisa@umz.ac.ir

<sup>+</sup> دانشیار اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، پست الکترونیکی: a.tehranchian@umz.ac.ir

### ۱. مقدمه

بر اساس «قاعده تیلور»<sup>۱</sup> (۱۹۹۳) مقام پولی از طریق تغییر در «نرخ بهره اسمی»<sup>۲</sup> به عنوان یک ابزار سیاستی، نسبت به انحراف تولید و تورم از مقادیر هدف، عکس‌العمل نشان می‌دهد. پس از تیلور (۱۹۹۳) پژوهش‌های فراوانی بر استخراج توابع واکنش سیاست‌های پولی متمرکز شد. با این حال، مطالعات تجربی نشان داده‌اند مدل‌های غیرخطی معمولاً دارای عملکردی بهتر از تصریح خطی ساده می‌باشند. این رفتار غیرخطی ممکن است به عنوان نتیجه انحراف از حداقل‌سازی سنتی توابع زیان درجه دوم با قیدهای خطی باشد (سونسون<sup>۳</sup>، ۱۹۹۷؛ بال<sup>۴</sup>، ۱۹۹۹ و کلاریدا، گالی و گرتلر<sup>۵</sup>، ۱۹۹۹).

چندین رویکرد نظری، چارچوب خطی و توابع زیان درجه دوم در استخراج تابع عکس‌العمل بانک مرکزی را به چالش کشیده است. در رویکرد اول، این فرض که «چارچوب اقتصادی خطی است» کنار گذاشته می‌شود (ارفانیدز ویلاندا<sup>۶</sup>، ۱۹۹۹؛ نوبی و پیل<sup>۷</sup>، ۲۰۰۰ و دولادو، ماریا و روگ<sup>۸</sup>، ۲۰۰۵). در رویکرد دوم، اعتقاد بر این است که «ممکن است سیاست‌گذاران نسبت به اهداف خود ترجیحات غیرخطی داشته باشند». برای مثال، حساسیت نسبت به تورم در مقایسه با بیکاری بیش‌تر است و بانک‌های مرکزی در مواقع تورم بالاتر در مقایسه با بیکاری بالاتر تحرک سیاست‌گذاری بیش‌تری از خود نشان می‌دهند (بلایندر و ریس<sup>۹</sup>، ۲۰۰۵).

عامل دیگری که می‌تواند به رفتار غیرخطی در سیاست پولی منجر شود، محیط اقتصادی نامطمئن می‌باشد. گرین اسپن<sup>۱۰</sup> (۲۰۰۴) بیان می‌کند که «نااطمینانی تنها یک ویژگی مهم طرح سیاست پولی نیست؛ بلکه نااطمینانی ویژگی تعریف‌کننده آن است. چندین منبع نااطمینانی، اعمال سیاست پولی در دنیای واقعی را متاثر می‌سازد. اول، سیاست‌گذاران در مورد وضعیت

<sup>1</sup> Taylor Rule

<sup>2</sup> Nominal Interest Rate

<sup>3</sup> Svensson

<sup>4</sup> Ball

<sup>5</sup> Clarida, Gali & Gertler

<sup>6</sup> Orphanides And Wieland

<sup>7</sup> Nobay & Peel

<sup>8</sup> Dolado, María & Ruge

<sup>9</sup> Blinder & Reis

<sup>10</sup> Greenspan

اقتصادی نامطمئن هستند؛ زیرا داده‌های مورد استفاده در سیاست‌گذاری‌های پولی به صورت ناقص اندازه‌گیری می‌شود (نااطمینانی داده‌ای)<sup>۱</sup>. در این زمینه اتفاق نظر وجود دارد که سیاست‌گذاران با توجه به این که ممکن است اهداف به صورت ضعیف اندازه‌گیری شده باشند، باید محتاط باشند؛ دوم، سیاست‌گذاران درباره تاثیر سیاست‌ها بر اقتصاد و در مورد ساختار اقتصاد نامطمئن هستند (نااطمینانی پارامتری)<sup>۲</sup>. برالینارد<sup>۳</sup> (۱۹۶۷) بیان می‌کند که نااطمینانی درباره تاثیر کمی سیاست بر اقتصاد باید به رفتار غیرتهاجمی‌تر در سیاست پولی بینجامد. با این حال، استرلا و مشکین<sup>۴</sup> (۱۹۹۹)، پیرسمن و اسمت<sup>۵</sup> (۱۹۹۹) و رودبوش<sup>۶</sup> (۲۰۰۰) بیان می‌کنند که نااطمینانی پارامتری تنها تاثیرات قابل چشم‌پوشی در بازخورد پارامترها دارد. نهایتاً، سیاست‌گذاران در مورد توزیع شوک‌هایی که بر اقتصاد وارد می‌شود، نامطمئن هستند (نااطمینانی شوکی)<sup>۷</sup>.

از طرف دیگر، ویژگی نوسان‌پذیری درآمدهای حاصل از منابع تجدیدنابذیر، مدیریت درآمدهای حاصل از منابع طبیعی را به ویژه در کشورهای در حال توسعه با چالش‌های جدی روبرو کرده است. درآمدهای ناشی از فروش نفت برای کشورهای صادرکننده نفت از جمله ایران منبعی بسیار مهم از درآمدهای مالی و ارزی دولت را تشکیل می‌دهد. وابستگی این درآمدها به قیمت و فروش نفت در بازار جهانی و به بیان دیگر، برون‌زا بودن آن را می‌توان دلیلی بر بروز نااطمینانی و بی‌ثباتی در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی دانست. بنابراین، می‌توان گفت هرگونه نوسان و بی‌ثباتی در بازار جهانی نفت به عدم تعادل و حتی بحران منجر می‌شود؛ مگر آنکه سیاست‌های صحیحی در رویارویی با این نوسانات از سوی دولت اتخاذ شود. بنابراین، در اقتصادهای وابسته به نفت، به ویژه ایران، درآمدهای نفتی و شوک‌های حاصل از آن، یکی از عوامل اصلی ایجاد نااطمینانی است و از سوی دیگر، نااطمینانی خود یکی از عوامل موثر بر سیاست‌گذاری‌های اقتصادی است (بابکی، مهدوی عادل، همایونی‌فر و سلیمی‌فر، ۱۳۹۶).

<sup>1</sup> Data Uncertainty

<sup>2</sup> Parameter Uncertainty

<sup>3</sup> Brainard

<sup>4</sup> Estrella and Mishkin

<sup>5</sup> Peersman and Smets

<sup>6</sup> Rudebusch

<sup>7</sup> Shock Uncertainty

با توجه به ادبیات سیاست‌های پولی در شرایط نااطمینانی، سوال اساسی این پژوهش در مورد بانک مرکزی ایران این است که آیا نااطمینانی تورم به عنوان شاخصی از نااطمینانی اقتصاد می‌تواند عاملی در تغییر رژیم رفتاری سیاست‌گذاری پولی باشد؟

برای پاسخ به این پرسش، مقاله در پنج بخش سازماندهی شده است: پس از مقدمه، ادبیات مرور می‌شود؛ سپس، روش تحقیق بیان می‌شود؛ بخش چهارم، شامل یافته‌هاست و بخش پایانی به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص یافته است.

## ۲. مروری بر ادبیات

«سیاست پولی» به عنوان یکی از سیاست‌های اقتصادی با تنظیم و تعدیل نرخ رشد حجم پول، موجب تثبیت سطح عمومی قیمت‌ها و روان ساختن فعالیت‌های اقتصادی شده و زمینه مناسب و مطمئنی را برای کارگزاران اقتصادی فراهم می‌کند. بسیاری از اقتصاددانان حوزه کلان، به دنبال طراحی قاعده‌ای به منظور دستیابی به اهداف اقتصادی سیاست‌های پولی بوده‌اند. «قاعده سیاستی تیلور» مثال بارزی از تلاش به منظور تبیین قاعده تصمیم‌گیری سیاست‌گذار پولی است. با این حال، برای سال‌های متمادی «قاعده فریدمن» (۱۹۶۰ و ۱۹۶۸) (که بر اساس آن، عرضه پول با یک درصد ثابت در هر دوره زمانی افزایش می‌یابد) اصلی‌ترین قاعده پولی شناخته شده در ادبیات اقتصادی بوده است. از نظر فریدمن، سیاست پولی می‌تواند در کوتاه‌مدت بر متغیرهای واقعی تاثیرگذار باشد. بر اساس قاعده فریدمن، عرضه پول با نرخی از پیش تعیین شده در هر دوره زمانی رشد می‌کند.

تیلور (۱۹۹۳) با توجه به تجربه سیاست پولی ایالات متحده و بدون بیان پایه‌های خردی، قاعده ساده‌ای برای هدایت سیاست پولی مطرح کرد. بر اساس قاعده تیلور، مقامات پولی یک ترکیب خطی از تابع زیان درجه دوم بانک مرکزی از تورم و تولید را کمینه می‌کنند و ابزار اصلی اجرای سیاست، نرخ بهره کوتاه‌مدت است. فرم عمومی قاعده تیلور به صورت رابطه (۱) می‌باشد.

$$i = \pi + r + \alpha(\pi - \pi^*) + \beta(q - q^*) \quad (1)$$

جایی که  $i$ ، نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت و  $r$  نرخ بهره واقعی تعادلی است؛  $(\pi - \pi^*)$  و  $(q - q^*)$  به ترتیب، انحراف نرخ تورم و سطح فعالیت اقتصادی از نرخ تورم هدف و تولید

بالقوه است. در نهایت،  $\alpha$  و  $\beta$  نشانگر واکنش متغیر سیاستی نرخ بهره کوتاه‌مدت به انحراف نرخ تورم و سطح فعالیت اقتصادی از نرخ تورم هدف و تولید بالقوه هستند. بر اساس قاعده تیلور، زمانی که تورم و یا تولید بالاتر از نرخ هدف باشند، مسئولان پولی باید نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت را افزایش دهند و در حالتی که تورم و تولید کم‌تر از سطوح هدف خود باشند، مقامات پولی باید برعکس عمل کنند.

در قاعده تیلور و بیش‌تر مطالعات، قواعد سیاست پولی، نرخ بهره کوتاه‌مدت ابزار سیاستی معرفی شده است. با این حال، به دلیل عدم توسعه بازارهای مالی (پول و بازار سرمایه) در کشورهای در حال توسعه، تأثیر نرخ بهره بر تورم، همان‌طور که در ساز و کار انتقال پولی در این کشورها ظاهر می‌شود، بسیار کند و آهسته است و منطقی است که ابزار نرخ بهره در قاعده تیلور در این کشورها مورد استفاده و توجه قرار نگیرد. افزون بر این، پایه پولی و دیگر کل‌های پولی، برای تمام اقتصادها به ویژه اقتصادهایی با بازارهای نوظهور و کشورهایی در حال توسعه، ممکن است نقش مهم و برجسته‌تری در قواعد سیاستی بازی کنند. به همین علت، پایه پولی و یا دیگر کل‌های پولی به عنوان متغیر سیاستی مورد توجه قرار می‌گیرند. این امر مرحله جدیدی از مطالعات در مورد تحلیل‌های متفاوت واکنش‌های پولی بوده است.

مطالعات زیادی در ایران و خارج از ایران به استخراج توابع واکنش سیاست‌های پولی به صورت خطی و غیرخطی پرداخته‌اند از جمله نابو و موسرو<sup>۱</sup> (۲۰۱۵) در تحقیقی به بررسی قدرت واکنش سیاست‌های پولی به شرایط اقتصادی بر اساس سطح ریسک مرتبط با تورم آتی و ریسک در بازارهای مالی در فدرال رزرو پرداخته‌اند. در این تحقیق از داده‌های فصلی ۱۹۸۸-۲۰۰۵ و روش رگرسیون انتقال ملایم استفاده شده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد ناطمینانی تورم و ریسک بازارهای مالی منبع رفتار غیرخطی قوی‌تری از متغیرهایی که به صورت خاص در این ادبیات پیشنهاد می‌شوند؛ مانند سطح تورم و شکاف تولید، در تغییر رژیم‌ها هستند.

موراس، مونتس و آنتونس<sup>۲</sup> (۲۰۱۶) در مطالعه خود به بررسی تأثیر سیاست پولی از طریق کانال ریسک در کشور برزیل پرداخته‌اند. برای این منظور از داده‌های ماهانه بازه ۲۰۰۱ -

<sup>۱</sup> Gnabo & Moccero

<sup>۲</sup> Moraes, Montes & Antunes

۲۰۱۳ و الگوهای گشتاور تعمیم‌یافته و خودهمبسته‌برداری استفاده کرده‌اند. نتایج نشان داد بانک‌های برزیل با تغییر در نرخ کفایت سرمایه و تأمین زیان وام نسبت به سیاست پولی واکنش نشان داده‌اند.

ژوآ و چن<sup>۱</sup> (۲۰۱۷) در تحقیق خود به بررسی عدم تقارن سیاست‌های پولی ایالات متحده پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد سیاست‌های پولی ایالات متحده در رژیم‌های متفاوت نامتقارن است و مقامات پولی تمایل به پیاده‌سازی یک قاعده فعال تیلور با پاسخ ضعیف به شکاف تورم و پاسخ قوی‌تر به شکاف تولید در دوره رکود اقتصادی هستند.

مادیرا و پالما<sup>۲</sup> (۲۰۱۸) با در نظر گرفتن درون‌زا بودن تولید و تورم از تغییرات نرخ بهره و با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)<sup>۳</sup>، انحراف فدرال رزرو<sup>۴</sup> از قاعده تیلور را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان داد در نظر گرفتن درون‌زا بودن تولید و تورم نسبت به نرخ بهره، تفاوت معناداری در محاسبه نرخ بهره منطبق بر قاعده تیلور ایجاد می‌کند.

در ایران نیز تعداد قابل ملاحظه‌ای از تحقیقات در حوزه سیاست‌های پولی انجام شده است. از جمله باستان‌زاد و داودی (۱۳۹۷) به بررسی سیاست پولی بهینه و ثبات مالی در ایران پرداخته‌اند. در این مطالعه با استفاده از رویکرد روش خودبازگشتی برداری تحت سیاست<sup>۵</sup>، تابع واکنش بهینه سیاست پولی با توجه به ثبات مالی استخراج شد. نتایج دلالت بر تاثیر معنادار تابع واکنش سیاستی بر اهداف سه‌گانه داشته؛ به طوری که واکنش سیاست‌گذار منجر به سطوح پایین‌تری از بی‌ثباتی مالی و قیمت شده و همچنین رشد اقتصادی ثبات بیش‌تری خواهد یافت.

سهیلی، فتاحی و سرخوندی (۱۳۹۶) در تحقیقی میزان قاعده‌مند بودن یا صلاح‌دید بودن سیاست‌های پولی بانک مرکزی ایران را در دوره زمانی ۱۳۵۳-۱۳۹۲ مورد بررسی قرار دادند. نتایج به دست آمده از تخمین معادلات مربوط به واکنش بانک مرکزی نشان داد واکنش بانک مرکزی نسبت به متغیر شکاف تولید مبتنی بر قاعده ولی نسبت به متغیر انحراف از تورم مبتنی بر صلاح‌دید است.

<sup>1</sup> Zhua & Chen

<sup>2</sup> Madeira & Palma

<sup>3</sup> Dynamic Stochastic General Equilibrium Model

<sup>4</sup> Federal Reserve

<sup>5</sup> Policy Vector Auto Regression (PVAR)

جلالی نائینی و همی (۱۳۹۳) به تخمین قواعد ابزاری به صورت خطی و غیرخطی برای اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج تخمین قواعد خطی نشان داد سیاست پولی در ایران، به جای مبارزه، تمایل به همراهی با تورم دارد. همچنین، تخمین‌ها نشان دادند بانک مرکزی ایران به طور نظام‌مند از قواعد سیاستی مرسوم یا مختلط در جهان تبعیت نمی‌کند. تخمین‌های غیرخطی نیز نشان می‌دهند که در وضعیت تورم پایین‌تر از یک آستانه، سیاست‌های انبساطی بانک مرکزی به فعالیت‌های اقتصادی کمک می‌کند و در دوره‌های «تورم بالاتر از یک آستانه»، بانک مرکزی سیاست‌های ضد تورمی اعمال نمی‌کند؛ ولی این موضع‌گیری به مساعدت بخش تولید نیز نمی‌انجامد.

در پایان، گفتنی است که تحلیل و بررسی ادبیات تجربی نشان می‌دهد تاکنون مطالعه‌ای که تاثیر شاخص‌های نااطمینانی اقتصاد بر رفتار سیاست‌گذاری پولی در ایران را مورد بررسی قرار دهد، انجام نشده است. در این مقاله سعی شده تاثیر نااطمینانی تورم (به عنوان یکی از شاخص‌های نااطمینانی اقتصاد) در استخراج رفتار غیرخطی سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی ایران بررسی شود.

### ۳. روش تحقیق

در این مطالعه به منظور برآورد تابع واکنش سیاست پولی از قاعده تیلور با دو متغیر انحراف از تولید و تورم استفاده شده است. با این حال، به منظور تخمین تابع واکنش سیاست پولی در کشور ایران، باید به مشخصات اقتصاد ایران توجه کرد. ابزار اصلی مدیریت تقاضا که توسط مقامات پولی در ایران مورد استفاده قرار می‌گیرد، پایه پولی یا پول پر قدرت است و مطالعات دانشگاهی انجام شده در ایران، معمولاً از تعاریف مختلف حجم پول و یا نرخ رشد آنها به عنوان متغیر کنترل و هدف میانی سیاست پولی استفاده کرده‌اند. همچنین، بانک مرکزی ایران نیز کل‌های پولی را به عنوان هدف میانی سیاست پولی اعلام می‌کند. بنابراین، به نظر می‌رسد که در ایران یک اتفاق نظر بین مطالعات دانشگاهی و مسئولان اجرایی بانک مرکزی وجود داشته و همگی کل‌های پولی را به عنوان هدف میانی سیاست پولی پذیرفته‌اند. از طرف دیگر، تیلور معتقد است سیاست‌گذاران می‌توانند قواعد سیاستی را با ابزار مجموعه‌های پولی انجام دهند

(سهیلی، فتاحی و سرخوندی، ۱۳۹۶). در نهایت، با توجه به موارد یاد شده و همچنین با توجه به حرمت بهره در نظام بانکی ایران، در این مقاله نرخ رشد پایه پولی به عنوان ابزار سیاستی انتخاب می‌شود و فرم کلی تابع عکس‌العمل بانک مرکزی ایران که در این تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد به صورت معادله (۲) بازنویسی می‌شود.

$$GM_t = \beta_0 + \beta_1(\pi_t - \pi^*) + \beta_2(y_t - y^*) + \beta_4 GM_{t-1} + \varepsilon \quad (2)$$

جایی که  $GM_t$  نرخ رشد پایه پولی،  $\pi_t - \pi^*$  انحراف نرخ تورم دوره  $t$  از نرخ تورم هدف  $\pi^*$  و همچنین،  $y_t - y^*$  انحراف تولید واقعی از تولید بالقوه  $y^*$  است. در اینجا  $\beta_1$  نشان‌دهنده واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی، در پاسخ به انحراف نرخ تورم از نرخ تورم هدف بوده و همچنین  $\beta_2$  نشان‌دهنده واکنش نرخ رشد پایه پولی در پاسخ به انحراف تولید واقعی از سطح تولید بالقوه می‌باشد. در معادله (۲)  $GM_{t-1}$  وقفه رشد پایه پولی به عنوان متغیر مستقل در مدل وجود دارد. استفاده از نرخ رشد پایه پولی با وقفه برای هموارسازی نرخ رشد پایه پولی است و  $\beta_4$  گویای آن است که بانک مرکزی در تنظیم عرضه پول در دوره جاری تا چه حد به میزان عرضه پول در دوره گذشته وابسته است. در نهایت، عبارت  $\varepsilon$  جمله اختلال است. برخلاف قاعده تیلور، علامت  $\beta_1$  و  $\beta_2$  به عنوان ضرایب تابع واکنش باید منفی باشند. چون از نرخ رشد پایه پولی به عنوان متغیر سیاستی استفاده شده است. منفی بودن ضرایب آنها بدین معناست که بانک مرکزی در صورت افزایش شکاف تولید و انحراف تورم از تورم هدف، باید با کاهش حجم پول از خود واکنش نشان دهد.

شکاف تولید ناخالص داخلی از تفاضل تولید ناخالص داخلی و تولید بالقوه محاسبه می‌شود. برای محاسبه این متغیر، ابتدا باید تولید بالقوه محاسبه شود. در ادبیات اقتصادی تولید بالقوه جزء بلندمدت و شکاف تولید جزء موقتی تولید است که نوسانات موقتی و زودگذر تولید را نشان می‌دهد. روش‌های مختلفی برای محاسبه تولید بالقوه وجود دارد که گاهی اوقات، مشکل و پیچیده می‌باشند. تفکیک بین تغییرات موقت و دائمی در یک سری زمانی می‌تواند با استفاده از روش فیلترینگ انجام شود. در این مقاله با استفاده از روش هودریک - پرسکات (۱۹۹۷) تولید بالقوه شکاف تولید ناخالص داخلی (تفاضل تولید ناخالص داخلی و تولید بالقوه) محاسبه شده

است و نرخ تورم با استفاده از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی<sup>۱</sup> محاسبه شده است. برای محاسبه تورم هدف نیز از دو سناریو استفاده می‌شود. در سناریوی اول، تورم هدف معادل میانگین نرخ تورم در طول دوره مورد بررسی با نادیده گرفتن مشاهدات پرت، یعنی، ۱۶ درصد در نظر گرفته می‌شود. در سناریوی دوم، تورم هدف، برابر با داده‌های تورم هدف در برنامه‌های مختلف توسعه در نظر گرفته شده است.

گفتنی است در این مقاله از داده‌های آماری سری زمانی فصلی سال‌های (۳: ۱۳۹۴-۱۳۷۶:۱) استفاده شده است. تمامی آمار و اطلاعات متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در تحقیق شامل پایه پولی، شاخص قیمت‌ها و تولید ناخالص داخلی حقیقی از اسناد رسمی منتشر شده توسط بانک مرکزی به دست آمده است.

### ۳-۱. قواعد سیاست پولی غیرخطی

هدف نهایی این پژوهش بررسی رفتار غیرخطی توابع عکس‌العمل بانک مرکزی نسبت به ناپایداری می‌باشد. در این راستا، از روش رگرسیون انتقال ملایم استفاده می‌شود. در این بخش، ابتدا به صورت مختصر به معرفی مدل رگرسیون انتقال ملایم پرداخته می‌شود.

### ۳-۲. مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR)<sup>۲</sup>

مدل رگرسیون انتقال ملایم یک مدل سری زمانی غیرخطی است که می‌توان آن را به عنوان یک شکل توسعه یافته از مدل‌های رگرسیونی تغییر وضعیت<sup>۳</sup> تلقی کرد. یک نمونه اولیه از این مدل‌ها، رگرسیون آستانه‌ای<sup>۴</sup> TR است که به وسیله هنسن<sup>۵</sup> ارائه شده است. در این مدل، مشاهدات با توجه به متغیر آستانه‌ای که کم‌تر و یا بیش‌تر از مقدار آستانه‌ای تعیین شده باشند، به چند گروه و یا رژیم همگن<sup>۶</sup> تقسیم می‌شوند. در این مدل، مشاهدات، بسیار نزدیک به مقدار آستانه‌ای وجود دارند که به لحاظ اختلافات ناچیز در دو گروه متفاوت قرار گرفته‌اند و از این رو، به نحوی تأثیرگذاری آنها با یک جهش شدید مواجه است. برای رفع کردن این مشکل، مدل

<sup>۱</sup> Consumer Price Index (CPI)

<sup>۲</sup> Smooth Transition Regression

<sup>۳</sup> Switching Regression

<sup>۴</sup> Threshold Regression (TR)

<sup>۵</sup> Hansen

<sup>۶</sup> Homogenous

رگرسیون انتقال ملایم (STR) توسط فوک، وان و فرانسس<sup>۱</sup> (۲۰۰۴)، گونزالز، تراسورتا و وان‌دیجک<sup>۲</sup> (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین<sup>۳</sup> (۲۰۰۶) ارائه و توسعه داده شد که در حقیقت، شکل گسترش‌یافته مدل TR با لحاظ نمودن تابع انتقال است (شهبازی و نجارقابل، ۱۳۹۵). مدل انتقال ملایم در حالت کلی به صورت معادله (۳) تصریح می‌شود.

$$y_t = \Psi_0' z_t + \Psi_1' z_t G(\gamma \cdot c \cdot s_t) + \varepsilon_t \quad \mu_t \sim iid(0, \sigma^2) \quad (3)$$

که در آن بردار متغیرهای توضیحی به همراه مقادیر با وقفه آن و مقادیر با وقفه متغیر وابسته  $y_t$  به صورتی که  $W_t' = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$  و  $X_t' = (x_{1t}, \dots, x_{kt})'$  تعریف می‌شوند.  $\Psi_0$  بردار ضرایب قسمت خطی و  $\Psi_1$  بردار ضرایب قسمت غیرخطی هستند و  $\mu_t$  جزء اخلاص یا جمله خطا بوده و  $S_t$  متغیر انتقال است که تغییرات آن باعث تغییر ضریب متغیرهای برآوردگر می‌شود. این متغیر می‌تواند وقفه متغیر درون‌زا بوده و یا از جمله متغیرهای برون‌زا باشد. همچنین، می‌تواند متغیر سومی خارج از این چارچوب باشد. تابع  $G(\gamma \cdot c \cdot s_t)$  تابع انتقال نامیده می‌شود که مقدار آن می‌تواند بین صفر و یک باشد. بر این اساس، ضرایب مدل STR بین  $\Psi_0 + \Psi_1$  و  $\Psi_0$  در نوسان خواهند بود. تابع انتقال شامل پارامتر شیب<sup>۴</sup>  $\gamma$  و پارامتر موقعیت<sup>۵</sup>  $c$  است. پارامتر شیب، سرعت انتقال را بین دو الگوی حدی مشخص می‌کند و پارامتر موقعیت، تعیین‌کننده حد آستانه<sup>۶</sup> بین این رژیم‌هاست. مقدار متغیر انتقال و مقدار تابع انتقال متناظر با آن  $G(\cdot)$ ، تعیین‌کننده الگوی حاکم در هر دوره  $t$  خواهد بود.

فرم تابع انتقال، که واکنش سیاست پولی به شرایط اقتصاد کلان را نشان می‌دهد، به صورت‌های مختلف لاجستیک<sup>۷</sup> با یک بار تغییر رژیم، لاجستیک با دوبار تغییر رژیم و یا نمایی<sup>۸</sup> نمایی<sup>۸</sup> در قالب معادله‌های زیر بیان می‌شود.

$$G(\gamma \cdot c \cdot s_t) = \left[ \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(s_t - c))} \right] \quad (4)$$

<sup>1</sup> Fok, Van, & Franses

<sup>2</sup> Gonzalez, Terasvirta & Van Dijk

<sup>3</sup> Colletaz & Hurlin

<sup>4</sup> Slope Parameter

<sup>5</sup> Location Parameter

<sup>6</sup> Threshold

<sup>7</sup> Logistic

<sup>8</sup> Exponential

$$G(\gamma, c, s_t) = \left[ \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(s_t - c_1)(s_t - c_2))} \right] \quad (5)$$

$$G(\gamma, c, s_t) = 1 + \exp(-\gamma(s_t - c))^2 \quad (6)$$

در اینجا، روابط (۴) و (۵) به ترتیب، تابع انتقال لاجستیک با یک‌بار و دوبار تغییر رژیم را نمایش می‌دهد. رابطه (۶) بیانگر تابع انتقال نمایی است. در صورتی که در مدل رگرسیونی (۳) انتقال لاجستیک با یک‌بار تغییر رژیم باشد، مدل LSTR1 نامیده می‌شود. اگر تابع انتقال لاجستیک با دوبار تغییر رژیم باشد، مدل رگرسیونی LSTR2 و در نهایت، اگر تابع انتقال، شکل نمایی مربوط به رابطه (۶) را داشته باشد، به مدل ESTR<sup>۱</sup> مشهور است.

تابع انتقال لاجستیک با یک‌بار تغییر رژیم در رابطه (۴) یک تابع پیوسته، مشتق‌پذیر، صعودی یک‌نواخت و نامتقارن از متغیر انتقال  $s_t$  است که دو کران صفر و یک دارد. به علاوه، در حالتی که  $s_t = c$  باشد، تابع انتقال برابر با مقدار ثابت  $0/5$  است. در توضیح این مساله می‌توان گفت در صورتی که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل کند و  $s_t > c$  باشد، مقدار تابع انتقال برابر مقدار ثابت یک می‌شود و در حالتی که  $s_t < c$  باشد، مقدار تابع انتقال مقدار ثابت صفر می‌شود. پارامتر شیب بیانگر سرعت تعدیل تابع انتقال میان دو حالت حدی صفر و یک است. در حالت تابع انتقال لاجستیک با دوبار تغییر رژیم در رابطه (۶)، پارامترهای  $\Psi_0 + \Psi_1 G(\gamma, c, s_t)$  به صورت متقارن حول مقدار میانی  $\frac{c_1 + c_2}{2}$  تغییر می‌یابد.

به صورت کلی، در تخمین الگوهای انتقال ملایم، ابتدا آزمون خطی یا غیرخطی بودن مدل انجام می‌شود؛ در مرحله دوم، متغیر انتقال به گونه‌ای انتخاب می‌شود که آماره آزمون خطی بودن مربوط به آن متغیر حداقل شود. در گام بعدی، شکل تابع انتقال از بین سه حالت LSTR1، LSTR2 و ESTR مورد آزمون قرار می‌گیرد و در نهایت، از آنجا که پارامترهای مدل STR توسط الگوریتم نیوتون-رافسون برآورد می‌شود؛ لازم است یک مقدار اولیه مناسب برای شروع الگوریتم انتخاب شود.

### ۳-۳. تصریح مدل غیرخطی سیاست‌های پولی

به منظور برآورد تابع واکنش بانک مرکزی به صورت غیرخطی، می‌توان فرم برداری معادله

<sup>۱</sup> Exponential STR

(پایه) را به صورت زیر بازنویسی کرد.

$$GM_t = Z_t' \Psi_0 + Z_t' \Psi_0 G(\gamma, c, S_t) \quad (7)$$

در معادله (۷)،  $Z_t'$  و  $\Psi_i$  به صورت زیر تعریف می‌شوند.

$$Z_t' = [1 (\pi - \pi^*) (y - y^*) GM_{t-1}] \quad (8)$$

$$\Psi_i = [\beta_{0i}^* \beta_{1i}^* \beta_{2i}^* \beta_{3i}^*]' \quad \text{for } i = 0, 1 \quad (9)$$

متغیرها و تعریف عملیاتی آنها به صورت قبل می‌باشد و  $G(\gamma, c, S_t)$  تابع انتقال پیوسته بین صفر و یک بوده و  $S_t$  متغیر انتقال است و  $\mu_t$  جمله اخلاص می‌باشد.

#### ۴. برآورد مدل

بر اساس روند متعارف در برآورد مدل‌های سری زمانی و به منظور اجتناب از رگرسیون‌های کاذب، ابتدا باید مانایی متغیرهای پژوهش مورد بررسی قرار گیرد. از آنجا که داده‌های مورد استفاده در این تحقیق فصلی هستند؛ بنابراین، برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون ریشه واحد هگی<sup>۱</sup> استفاده می‌شود. این آزمون می‌تواند ریشه واحد فصلی و غیرفصلی را به طور جداگانه در فراوانی‌های مختلف تعیین کند (هیلبرگ، انگل، گرنجر و یو، ۱۹۹۰). نتایج این آزمون نشان می‌دهد تمامی متغیرهای تحقیق فاقد هرگونه ریشه واحد با تناوب‌های مختلف هستند.

#### ۴-۱. محاسبه نااطمینانی تورم

«عدم اطمینان<sup>۲</sup>» به حالتی گفته می‌شود که در آن، دانش فرد یا افراد محدود است و توضیح کامل حالت و یا نتیجه‌ای که به دست آمده و یا می‌آید، ممکن نیست (هابارد<sup>۳</sup>، ۲۰۰۷). بر این اساس، نااطمینانی در اقتصاد کلان را می‌توان به عدم توانایی کارگزاران در پیش‌بینی دقیق نتایج تصمیمات خود تعبیر کرد (میرزائی، فلیحی و مشهدی بان ملکی، ۱۳۹۰).

نااطمینانی در اقتصاد کلان معمولاً در موارد زیر قابل بررسی است: (۱) تورم؛ (۲) نرخ ارز؛ (۳) تولید ناخالص داخلی؛ (۴) رابطه مبادله؛ (۵) ارزش سهام (جعفری صمیمی، ۱۳۹۱). بر همین

<sup>۱</sup> Hegy

<sup>۲</sup> Hyllberg, Engle, Granger & Yoo

<sup>۳</sup> Uncertainty

<sup>۴</sup> Habard

اساس، هدف این مقاله بررسی تاثیر نااطمینانی تورم (به عنوان شاخص نااطمینانی اقتصاد) در تغییر رژیم رفتاری سیاست‌های پولی است.

به صورت کلی، معروف‌ترین روش‌هایی که برای محاسبه نااطمینانی تورمی به کار می‌رود، الگوهای واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو (ARCH)<sup>۱</sup> یا الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم‌یافته (GARCH)<sup>۲</sup> می‌باشد. در این الگوها از واریانس شرطی خودبازگشتی به عنوان جانشینی<sup>۳</sup> برای نااطمینانی تورمی استفاده می‌شود (صمدی و طباطبائی، ۱۳۹۲).

در این پژوهش نااطمینانی تورم با استفاده از مدل‌های خانواده ARCH مورد محاسبه قرار می‌گیرد. در این راستا، ابتدا مانایی متغیر تورم با استفاده از آزمون هگی مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج نشان می‌دهد که این متغیر در سطح مانا می‌باشد. در ادامه با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی سری‌های زمانی، بهترین مدل اتورگرسیو بر اساس معیارهای آکائیک و شوارز-بیزین انتخاب می‌شود و در مرحله بعدی وجود و یا عدم وجود آثار ARCH با استفاده از آزمون (ARCH-LM) مورد بررسی قرار می‌گیرد.

نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صفر آزمون ARCH-LM مبنی بر عدم اثر ARCH در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌شود و فرضیه مقابل آن، یعنی وجود اثر ARCH پذیرفته می‌شود. در ادامه با توجه به آماره آکائیک - شوارتز بیزین از الگوی GARCH(1,1) جهت محاسبه نااطمینانی تورمی استفاده شده است. نتایج برآورد این مدل در قالب معادلات (۱۰) و (۱۱) ارائه شده است. اعداد داخل پرانتز مربوط به انحراف معیار ضرایب برآورد شده می‌باشند.

$$\pi_t = 0.04 + 0.53 \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$GARCH = 1/8E-05 - 0.17RESID_{t-1}^2 + 1/13 GARCH_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$(1/5E-05) \quad (0.063) \quad (0.08)$$

#### ۴-۲. آزمون غیرخطی

«متغیر انتقال»<sup>۴</sup> است که تغییرات آن و فاصله آن از حد آستانه می‌تواند بر اثربخشی متغیرهای

<sup>۱</sup> Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity

<sup>۲</sup> Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity

<sup>۳</sup> Proxy

<sup>۴</sup> Transition Variable

توضیحی بر متغیر وابسته اثرگذار باشد. در صورت تایید غیرخطی بودن مدلی که متغیر انتقال مناسب را دربر دارد، باید شکل تابعی مناسب برای تابع انتقال مورد بررسی قرار گیرد. بنابراین، بر اساس آزمون‌های که اشاره شد، شکل تابعی مناسب برای تابع انتقال تعیین می‌گردد. بر اساس نتایج این آزمون، فرضیه  $H_0$  مبنی بر خطی بودن مدل در سناریوی اول و سناریوی دوم، با در نظر گرفتن متغیرهای شکاف تورم و نااطمینانی تورم به عنوان متغیر انتقال در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. همچنین، مقادیر P-value در این آزمون برای متغیر نااطمینانی تورم در هر دو سناریو کمتر از دیگر متغیرهاست که نشان دهنده تاثیرگذاری این متغیر بر رفتار غیرخطی سیاست‌های پولی در ایران است. بنابراین، متغیر نااطمینانی تورم به عنوان متغیر انتقال در مدل‌های مربوط به هر دو سناریو انتخاب می‌شود. همچنین، بر اساس نتایج حاصل از سه آزمون فرعی دیگر، شکل تابعی مناسب پیشنهاد شده برای تابع انتقال به صورت LSTR1 است.

#### ۳-۴. نتایج برآورد مدل غیرخطی سیاست‌های پولی

بر اساس توضیحات ارائه شده در بخش‌های قبلی، برای هر مقدار  $c$  و  $\gamma$  مجموع مربعات خطا محاسبه می‌شود و مقادیری از این دو پارامتر به عنوان نقطه شروع الگوریتم نیوتن-رافسون معرفی می‌شود که کم‌ترین مجموع مربعات خطا را حاصل کند. در نهایت، شکل کامل الگوهایی که برآورد شده است با توجه به غیرخطی بودن مدل‌ها و همچنین شکل تابعی LSTR1 که مورد گزینش قرار گرفت به صورت جدول (۱) می‌باشد.

جدول ۱. نتایج تخمین مدل‌ها

الف) نتایج تخمین مدل غیرخطی (سناریوی اول)							
قسمت غیرخطی				قسمت خطی			
احتمال	آماره $t$	ضریب	متغیر	احتمال	آماره $t$	ضریب	متغیر
۰/۰۳۸	۲/۱۳	۰/۲۹	CONST	۰/۰۰۲	۳/۱۷	۰/۱۰	CONST
۰/۰۹۵	-۱/۶۹	-۰/۵۷	$GM_{t-1}$	۰/۰۰۰	۶/۱۰	۰/۶۲	$GM_{t-1}$
۰/۰۵۲	-۱/۹۸	-۱/۱۳	$(\pi - \pi^*)$	۰/۳۴۵	۰/۹۵۳	۰/۱۶	$(\pi - \pi^*)$
۰/۰۰۱	-۳/۳۳	-۶/۰۷	$(y - y^*)$	۰/۰۲۰	۲/۳۹	۱/۱۸	$(y - y^*)$

ب) نتایج تخمین مدل غیرخطی (سناریوی دوم)							
قسمت غیرخطی				قسمت خطی			
احتمال	آماره t	ضریب	متغیر	احتمال	آماره t	ضریب	متغیر
۰/۰۳۹	۲/۱۱	۰/۳۲	CONST	۰/۰۰	۳/۲۱	۰/۱۰	CONST
۰/۰۸۶	-۱/۷۴	-۰/۵۷	$GM_{t-1}$	۰/۰۰	۵/۶۲	۰/۵۹	$GM_{t-1}$
۰/۰۴۷	-۲/۰۳	-۰/۰۱	$(\pi - \pi^*)$	۰/۱۸	۱/۳۴	۰/۰۰۲	$(\pi - \pi^*)$
۰/۰۰۱	-۳/۳۰	-۵/۹۳	$(y - y^*)$	۰/۰۱	۲/۴۴	۱/۱۸	$(y - y^*)$

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۲) نشان می‌دهد در قسمت خطی و در هر دو مدل (دو سناریوی تورم هدف) ضریب شکاف تورم از لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد و علامتی خلاف انتظار بر اساس قاعده تیلور دارد. همچنین، در قسمت خطی، ضریب معنادار و مثبت شکاف تولید حاکی از ناسازگاری آن با قاعده تیلور است. از طرف دیگر، در قسمت غیرخطی این مدل، تمامی ضرایب معنادار (در سطح ۹۰ درصد اطمینان) بوده و هر دو ضریب شکاف تولید و شکاف تورم منفی و سازگار با قاعده تیلور برآورد شده‌اند که این امر، نشان دهنده تغییر رژیم رفتاری سیاست‌گذاری بانک مرکزی می‌باشد.

تعبیری که می‌توان از مدل‌های برآورد شده براساس سناریوی اول داشت این است که نااطمینانی تورم، منجر به تغییر رژیم رفتاری سیاست‌های پولی شده است؛ به گونه‌ای که با افزایش نااطمینانی تورمی، سیاست‌های بانک مرکزی به سمت قاعده‌مندی حرکت کرده و تلاش شده است با کنترل هدف میانی سیاست پولی (رشد پایه پولی) شکاف تورم و شکاف تولید به سطحی قابل قبول کاهش یابد. در نهایت، دو رژیم حدی مدل‌های یاد شده، یعنی حالتی که تابع انتقال مقادیر صفر و یک را دارد؛ به صورت جدول (۲) تصریح می‌شوند.

با توجه به جدول (۲) در رژیم اول، ضریب واکنش شکاف تورم و تولید مثبت بوده است؛ ولی با گذر از یک حد آستانه‌ای برای نااطمینانی تورم و تغییر رژیم رفتاری سیاست‌گذاری پولی در ایران، ضرایب شکاف تولید و شکاف تورم منفی شده و دارای سازگاری با ضرایب مورد انتظار در قاعده تیلور می‌باشند. از دیگر نتایج مهم در جدول (۲) تفاوت ضرایب شکاف

تورم (بر اساس دو سناریو) در قسمت غیرخطی است. ضریب شکاف تورم بر اساس سناریوی اول در قسمت غیرخطی برابر با ۱/۱- است و همین ضریب در سناریوی دوم (اهداف تورمی بر اساس برنامه‌های توسعه) برابر با ۰/۰۱- می‌باشد که این امر نشان می‌دهد بانک مرکزی در ایران نسبت به اهداف برنامه‌های توسعه توجه کم‌تری داشته است.

جدول ۲. الف) معادلات رژیم‌های حدی (سناریوی اول)

$GM = 0/10 + 0/62 GM_{t-1} + 0/16(\pi - \pi^*) + 1/18(y - y^*)$			رژیم اول
$GM = 0/40 + 0/05 GM_{t-1} - 1/13(\pi - \pi^*) - 4/88(y - y^*)$			رژیم دوم
$CI = 0/0039$	$Gamma = 86/62$	$AIC = -4/90$	$R^2 = 0/589$
(ب) معادلات رژیم‌های حدی (سناریو دوم)			
$GM = 0/10 + 0/59 GM_{t-1} + 0/02(\pi - \pi^*) + 1/18(y - y^*)$			رژیم اول
$GM = 0/32 + 0/02 GM_{t-1} - 0/01(\pi - \pi^*) - 4/74(y - y^*)$			رژیم دوم
$CI = 0/0039$	$Gamma = 27/69$	$AIC = -4/92$	$R^2 = 0/594$

منبع: یافته‌های پژوهش

## ۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف اصلی این مقاله بررسی رفتار غیرخطی سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در شرایط نااطمینانی می‌باشد. در این راستا، رفتار غیرخطی تابع واکنش بانک مرکزی نسبت به نااطمینانی تورم در قالب رگرسیون انتقال ملایم و با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۹۴:۳-۱۳۷۶:۱ بررسی شد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد نااطمینانی تورم یک عامل اصلی در ایجاد رفتار غیرخطی و تغییر رژیم رفتاری سیاست‌های پولی در ایران است. با در نظر گرفتن نااطمینانی تورم، تابع عکس‌العمل بانک مرکزی در رژیم اول، رفتاری ناسازگار با قاعده تیلور داشته و با گذر از یک حد آستانه‌ای برای متغیر نااطمینانی تورم، رفتار سیاست‌های پولی (در هر دو سناریوی تورم هدف) به رفتاری سازگار با قاعده تیلور (ضرایب منفی و معنادار متغیرهای شکاف تورم و شکاف تولید) تغییر یافته است که این امر خود حاکی از متغیر بودن رفتار سیاست‌گذاری پولی در شرایط مختلف نااطمینانی تورم می‌باشد. نتایج این

تحقیق با نتایج پژوهش‌های کوکرمین و موسکاتلی<sup>۱</sup> (۲۰۰۸)، ربانال<sup>۲</sup> (۲۰۰۴) و نابو و موسرو (۲۰۱۴) هم‌خوانی دارد.

با توجه به تاثیر تکانه‌های نفتی بر تغییرات پولی در اقتصاد ایران، در نظر گرفتن شاخص‌هایی از تاثیرات درآمدهای نفتی در قواعد مورد استفاده منطقی به نظر می‌رسد. در این تحقیق، شاخص نااطمینانی اقتصاد کلان (نااطمینانی تورم) به عنوان متغیر انتقال در برآورد تابع عکس‌العمل بانک مرکزی مورد استفاده قرار گرفته است و با توجه به اینکه در اقتصادهای وابسته به نفت (به ویژه ایران)، درآمدهای نفتی و شوک‌های حاصل از آن، یکی از عوامل اصلی ایجاد نااطمینانی است (بابکی، مهدوی عادل، همایونی‌فر و سلیمی‌فر، ۱۳۹۶) می‌توان بیان کرد که الگوی برآورد شده در این پژوهش، از این لحاظ، قرابت بیش‌تری با رابطه مطلوب دارد.

نتایج کلی تحقیق حاضر نشان‌دهنده تغییر رفتار سیاست‌گذاری پولی در ایران با افزایش نااطمینانی است. در دوره‌های که تورم از ثبات نسبی برخوردار بوده‌است، رفتاری صلاح‌دیدنی و با افزایش نااطمینانی تورم، رفتار سیاست‌گذاری پولی در ایران به صوت تهاجمی به پیروی از قواعد تغییر یافته است. از آنجا که نااطمینانی تورم به عنوان یکی از شاخص‌های نااطمینانی اقتصاد، باعث تغییر رفتار سیاست‌گذاری پولی شده است؛ پیشنهاد می‌شود در طراحی سیاست‌های پولی بهینه، شاخص‌های نااطمینانی در اقتصاد به عنوان مولفه‌های تاثیرگذار بر واکنش سیاست‌های پولی به شرایط اقتصاد کلان مورد توجه قرار گیرد.

<sup>1</sup> Cukierman & Muscatelli

<sup>2</sup> Rabanal

## منابع

- بابکی، روح‌اله، مهدوی عادل، محمد حسین، همایونی فر، مسعود، سلیمی فر، مصطفی (۱۳۹۶). تاثیر شوک درآمدهای نفتی دولت و نااطمینانی‌های ناشی از آن بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران (۴: ۱۳۹۲-۱: ۱۳۶۹). *فصلنامه پژوهش‌های سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی انرژی*، ۳ (۷): ۴۳-۷۸.
- باستان‌زاد، حسین، داودی، پدرام (۱۳۹۷). سیاست پولی بهینه و ثبات مالی در ایران با استفاده از رویکرد خودبازگشت برداری تحت سیاست، *مدلسازی اقتصادی* سنجی، ۴ (۱): ۵۷-۹۱.
- تقی‌نژاد عمران، وحید، بهمن، محمد (۱۳۹۱). قاعده گسترش‌یافته تیلور: مطالعه موردی ایران ۸۶-۱۳۵۷. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۳ (۹): ۱۹-۱.
- جعفری صمیمی، احمد، طهرانچیان، امیرمنصور (۱۳۸۳). بررسی اثرات سیاست‌های پولی و مالی بهینه بر شاخص‌های عمده اقتصاد کلان در ایران: کاربردی از نظریه کنترل بهینه. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۳۹ (۲): ۲۴۲-۲۱۳.
- خورسندی، مرتضی، اسلام‌لوویان، کریم (۱۳۹۱). سیاست پولی قاعده‌مند یا صلا حدیدی؟ تحلیلی نظری در انتخاب راهبرد مناسب، *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، ۱: ۱۰۷-۱۲۴.
- سهیلی، کیومرث، فتاحی، شهرام، سرخوندی، مهناز (۱۳۹۶). بررسی توابع واکنش بانک مرکزی با استفاده از قاعده تیلور، *پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق)*، ۲۴ (۱۴): ۱۸۰-۱۵۶.
- شهبازی، کیومرث، نجارقابل، سمیه (۱۳۹۵). تأثیر غیرخطی تضعیف ارزش پول ملی بر رشد اقتصادی در ایران: کاربرد مدل‌های خود رگرسیون انتقال ملایم. *فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۶ (۲۱): ۱۴۷-۱۲۳.
- صمدی، علی حسین، مجدزاده طباطبائی (۱۳۹۲). رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با استفاده از رگرسیون چرخشی مارکوف، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۷ (۲۳): ۶۵-۴۷.
- میرزائی، حسین، فلیحی، نعمت، مشهدی بان ملکی، محمد رضا (۱۳۹۰). تاثیر نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی (نرخ ارز و تورم) بر روی ریسک اعتباری مشتریان حقوقی بانک تجارت، *فصلنامه علوم اقتصادی*، ۶ (۱۸): ۱۳۷-۱۱۳.

- Blinder, A.S. & Reis, R. (2005). Understanding the greenspan standard. Working Paper. Center for Economic and Policy Studies, Princeton University, Princeton, NJ, No. 114.
- Brainard, W.C. (1967). Uncertainty and the effectiveness of policy. *The American Economic Review*, 57 (2): 411-425.
- Castro, V. (2008). Are Central Banks following a linear or nonlinear (augmented) Taylor rule?, University of Warwick, Department of Economics.
- Clarida, R., Gal, J. & Gertler, M. (1998). Monetary policy rules in practice: some international evidence. *European economic review*, 42(6): 1033-1067.
- Clarida, R., Gali, J. & Gertler, M. (1999). The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. National bureau of economic research.
- Cukierman, A. & Muscatelli, A. (2008). Nonlinear Taylor rules and asymmetric preferences in central banking: Evidence from the United Kingdom and the United States. *The BE Journal of macroeconomics*, 8(1).
- Dolado, J., María, D. R. & Ruge, M. F. (2004). Non-linear Monetary Policy Rules: Some New Evidence for the US. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 8.
- Foerster, A. T. (2011). Essays on Markov-Switching Dynamic Stochastic General Equilibrium Models. Under supervision of Juan Rubio-Ramirez. Department of Economics, Duke University.
- Fok, D., Van, D.D., & Franses, P.H. (2004). A multi-level panel star model for US manufacturing sectors. *Journal of Applied Econometrics*, 20(6): 811-827.
- Gnabo, J. Y. & Moccero, D. N. (2015). Risk management, nonlinearity and aggressiveness in monetary policy: the case of the US Fed. *Journal of Banking & Finance*.
- Gonzalez, A., Terasvirta, T., & Van Dijk, D. (2005). Panel smooth transition regression models. SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance No. 604.
- Greenspan, A. (2004). Risk and uncertainty in monetary policy. *The American Economic Review*, 94(2): 33-40.
- Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1): 1-16.
- Hylleberg, S., Engle, R. F. & Granger, C. W. & Yoo, B. S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of econometrics*, 44(1-2): 215-238.
- Hylleberg, S., Engle, R.F., Granger, C.W.J., and Yoo, B.S. (1990) Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*. 44, 215-238.

- Kim, D. H., Osborn, D. R. & Sensier, M. (2005). Nonlinearity in the Fed's monetary policy rule. *Journal of applied Econometrics*, 20(5): 621-639.
- Madeira, J. & Palma, N. (2018). Measuring monetary policy deviations from the Taylor rule, *Economics Letters*, Elsevier, 168(C): 25-27.
- Mishkin, F.S. (2008). Monetary Policy Flexibility, Risk Management, and Financial Disruptions. Speech at the Federal Reserve Bank of New York, New York, January 11.
- Moraes, C.O., Montes, G. C. & Antunes J.A.P. (2016). How Does Capital Regulation React to Monetary Policy? New Evidence on the Risk-taking Channel, *Economic Modelling*, 56: 177- 86.
- Orphanides, A. & Wieland, V. (1999). Inflation zone targeting. *European Economic Review*, 44(7).
- Peersman, G. & Smets, F. (1999). The Taylor rule: a useful monetary policy benchmark for the Euro area? *International Finance*, 2 (1): 85-116.
- Svensson, L. E. (2000). Open-economy inflation targeting. *Journal of international economics*, 50(1): 155-183.
- Svensson, L.E.O. (1997a). Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets, *European Economic Review*, 41(6): 1111-1146.
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. In Carnegie-Rochester conference series on public policy, North-Holland, 39: 195-214.
- Taylor, M. P. & Davradakis, E. (2006). Interest rate setting and inflation targeting: Evidence of a nonlinear Taylor rule for the United Kingdom. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 10(4).
- Woglom, G. (2003). How Has Inflation Targeting Affected Monetary Policy in South Africa?; *South African Journal of Economics*, 71(2).
- Zhua, Y. & Chen, H. (2017). The asymmetry of U.S. monetary policy: Evidence from a threshold Taylor rule with time-varying threshold values. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 473: 522-535.