

## تابع واکنش سیاست‌گذار پولی در اقتصاد ایران: رهیافت رگرسیون انتقال ملایم (STR)

### نوع مقاله: پژوهشی

اصغر ابوالحسنی هستیانی<sup>۱</sup>

محسن مهرآرا<sup>۲</sup>

علی خواجه محمدلو<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۰/۲۸

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۸/۱۴

### چکیده

تابع واکنش سیاست‌گذار پولی می‌تواند بینشی در مورد عوامل مؤثر بر تصمیمات سیاست پولی ارائه دهد. برآوردهای تجربی نشان دهنده وجود تفاوت‌هایی در بین کشورهاست، که آیا سیاست پولی صرفاً به تورم مورد انتظار واکنش نشان می‌دهد یا تحولات تولید مورد انتظار را نیز در نظر می‌گیرد. این مطالعه به بررسی تابع واکنش بانک مرکزی ایران با تمرکز بر تغییر در نرخ بهره اسمی به عنوان ابزار اصلی سیاست پولی پرداخته است. برای این منظور، تابع واکنش سیاست‌گذار پولی برای دوره سری زمانی سالانه ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۹ با استفاده از قانون تیلور غیرخطی مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. ارزیابی رفتار سیاست‌گذاران پولی در پاسخ به تغییرات متغیرهای وضعیت؛ تغییرات قیمت نفت، تغییرات نرخ ارز رسمی، شکاف تورم و شکاف تولید با استفاده از مدل خود رگرسیون آستانه‌ای انتقال ملایم (STR) نشان داده است که، اولاً: تابع واکنش سیاست‌گذار پولی در ایران غیرخطی می‌باشد. ثانیاً؛ مشاهده می‌شود که با ورود متغیرهای تغییرات نرخ ارز رسمی و تغییرات قیمت نفت به مدل، با افزایش ضریب شکاف تولید نسبت به ضریب تورم، سناریوی هدف-گذاری تورم به سمت هدف‌گذاری تولید تغییر پیدا می‌کند. ثالثاً؛ متغیر تغییرات قیمت نفت از طریق کانال شکاف نرخ ارز رسمی بر تابع واکنش سیاست‌گذار پولی اثر می‌گذارد.

**کلمات کلیدی:** نرخ بهره، قیمت نفت، تابع واکنش سیاست‌گذار پولی، رگرسیون انتقال ملایم (STR)

۱ استاد گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، ص. پ. ۴۶۹۷-۱۹۳۹۵، تهران، ایران a.bolhasani@pnu.ac.ir

۲ استاد گروه اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران (نویسنده مسئول). MMehrra@ut.ac.ir

۳ دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، ص. پ. ۴۶۹۷-۱۹۳۹۵، تهران، ایران.

ali.mohammadlou@student.pnu.ac.ir

طبقه‌بندی JEL: E31, E40, E51, C24.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی

## مقدمه

در دو دهه اخیر، تعیین این که چگونه سیاست‌گذاران پولی به متغیرهای کلیدی اقتصادی عکس-عمل نشان می‌دهند، همواره از مشغولیت‌های ذهنی و اصلی اقتصاددانان پولی بوده و منجر به انجام مطالعات زیادی در خصوص تدوین و ارزیابی قوانین سیاست پولی شده است. مطالعات انجام شده، بیشتر بر روی برآورد توابع واکنش سیاست پولی و این که چگونه بانک‌های مرکزی، سیاست پولی خود را تنظیم می‌کنند، متمرکز شده‌اند. بیشتر این مطالعات، به دلیل فراوانی ادبیات، برای توصیف توابع واکنش سیاست پولی، از قاعده تیلور (۱۹۹۳) در شکل رایج خود استفاده نموده و نرخ بهره را به عنوان یک متغیر ابزاری در نظر می‌گیرند. قانون تیلور<sup>۱</sup> (۱۹۹۳) یکی از توابع واکنش در این زمینه است که، براساس آن نرخ‌های بهره سیاستی کوتاه‌مدت تعیین شده توسط بانک مرکزی باید تابعی خطی از تورم و انحراف تولید از سطوح مطلوب یا بالقوه‌شان باشد. پشتوانه نظری این قاعده سیاستی، یک چارچوب خطی درجه دوم (LQ) می‌باشد که از ترکیب یک ساختار اقتصادی خطی و ترجیحات نامتقارن سیاست‌گذار ناشی می‌شود. با این حال، ادبیات رو به رشد اخیراً به ماهیت غیر درجه دوم این تابع اشاره کرده است. در اصل، تعیین درجه دوم تابع، ایجاب می‌کند که سیاست‌گذاران به شکاف‌های مثبت و منفی تولید و تورم از اهداف خود اهمیت یکسانی بدهند که در عمل به ندرت می‌توان چنین واکنشی را مشاهده کرد. ماهیت غیر درجه دوم می‌تواند به دلیل ترجیحات سیاست نامتقارن بوده و منجر به توابع واکنش غیرخطی شود. دلایل این ترجیحات نامتقارن سیاست می‌تواند ناشی از ساختارهای اقتصادی پیچیده باشد.

یکی از این پیچیدگی‌ها، این واقعیت است که بستن شکاف تولید مثبت ممکن است از بستن شکاف تولید منفی آسان‌تر باشد. علاوه بر این، دلایل دیگری برای غیرخطی بودن تابع واکنش وجود دارد، همانطور که بلایندر<sup>۲</sup> (۱۹۹۸) بیان می‌کند: «بانک‌های مرکزی در بیشتر موقعیت‌ها، برخورد سیاسی بسیار شدیدتری در ارتباط با تورم بالاتر، نسبت به بیکاری بالاتر دارند» (بلایندر، ۱۹۹۸: ۱۲۳). بنابراین، می‌توان از این استدلال استنباط کرد که چارچوب نهادی مانند استقلال بانک مرکزی، نفوذ سیاسی و غیره تأثیر قابل توجهی بر تصمیم‌گیری بانک‌های مرکزی دارد که به نوبه خود ممکن است به ترجیحات سیاست نامتقارن و در نتیجه، توابع واکنش غیرخطی منجر شود. در ادبیات، دو نوع ترجیح سیاست نامتقارن را می‌توان شناسایی کرد؛ یکی اجتناب از تورم و دیگری اجتناب از رکود. ترجیح اجتناب از تورم به عنوان وضعیتی تعریف می‌شود که در آن سیاست‌گذاران تمایل دارند نسبت به شکاف تورمی مثبت احتیاط بیشتری نسبت به شکاف تورمی منفی داشته

۱. Taylor.

۲. Blinder.

باشند، درحالی که ترجیح اجتناب از رکود به عنوان موقعیتی تعریف می‌شود که سیاست‌گذاران بیزاری بیشتری از شکاف تولید منفی نسبت به شکاف تولید مثبت دارند (توفیق، ۲۰۱۹؛ ۱۱۲). براساس مطالب ارائه شده، پژوهش حاضر به بررسی رفتار سیاست‌گذار پولی در پاسخ به تغییرات متغیرهای وضعیت؛ تغییرات قیمت نفت، تغییرات نرخ ارز رسمی، شکاف تورم و شکاف تولید در چارچوب قاعده تیلور پرداخته است. ماهیت این مطالعه این است که نه تنها رفتار نامتقارن بانک مرکزی کشور ایران را برجسته می‌کند، بلکه تخمین‌های قوی براساس مدل‌های آستانه انتقال ملایم (STR) نیز ارائه می‌دهد. ادامه پژوهش به شرح زیرسازماندهی شده است. در بخش ۱، ادبیات پژوهش، مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته و در بخش‌های ۲ و ۳، توصیف داده‌ها و تصریح مدل را مرور می‌کنیم. و در نهایت در بخش ۴، نتیجه‌گیری حاصل از یافته‌ها ارائه می‌شود.

### ۱. مبانی نظری

در تمامی کشورها، تابع واکنش سیاست‌گذار پولی، با مدل‌های مختلف اقتصادسنجی تحلیل شده است. با این حال، بخش بزرگی از تحقیقات تابع واکنش سیاست پولی از قاعده تیلور (۱۹۹۳) پیروی می‌کنند. براساس تیلور (۱۹۹۳)، سیاست پولی فدرال رزرو می‌تواند توسط یک قانون نرخ بهره، براساس انحرافات تولید و تورم از هدف توصیف شود (ورفانیدز، ۲۰۰۲). به نظر می‌رسد اتخاذ چنین قاعده‌ای تأثیر قابل توجهی بر عملکرد اقتصادی در ایالات متحده داشته است (تیلور، ۲۰۱۳).

کلاریدا و همکاران<sup>۴</sup> (۱۹۹۸) قانون تیلور را در دو مجموعه از کشورهای: G3 (آلمان، ژاپن و ایالات متحده آمریکا) و E3 (بریتانیا، فرانسه و ایتالیا) بررسی کردند. آن‌ها دریافتند که مقامات پولی در کشورهای G3 براساس یک قاعده آینده‌نگر، نرخ بهره واقعی را در پاسخ به فشارهای تورمی تعدیل می‌کنند، درحالی که در گروه کشورهای E3، بقیه بانک‌های مرکزی، بیشتر از بوندس بانک آلمان پیروی می‌کنند. گراچ و اشنابل<sup>۵</sup> (۲۰۰۰) به این نتیجه رسیدند که سیاست پولی در حوزه اتحادیه اقتصادی و پولی (EMU) توسط قانون تیلور به خوبی توصیف شده است. سونسون

۱. Taufeeq

۲. Orphanides.

۳. Taylor.

۴. Clarida et al.

۵. Gerlach and Schnabel.

(۲۰۰۳)، بیان نمود که بانک‌های مرکزی باید یک قاعده و ابزار ساده را اعلام نموده و از آن پیروی نمایند (رودبوش، ۱، ۲۰۰۲؛ مک کالوم، ۲، ۱۹۹۹).

### ۱-۱. قاعده تیلور

بسیاری از توصیف‌های سنتی برای سیاست پولی بر روی شوک پولی متمرکز است. برای سال‌های متمادی قاعده فریدمن<sup>۳</sup> (۱۹۶۰) اصلی‌ترین قاعده پولی شناخته شده در ادبیات اقتصادی بود. فریدمن معتقد بود در شرایطی که عدم اطمینانی نسبت به طول دوره اثرگذاری سیاست پولی وجود دارد، مدیریت عرضه پول به صورت صلاح‌دید می‌تواند سبب تقویت نوسان‌های اقتصادی شود. بنابراین فریدمن (۱۹۶۰) و سایر افراد مشهور بحث می‌کنند که بانک مرکزی بایستی از قاعده  $K$  درصد پیروی کند. علیرغم دفاع جانانه‌ی بسیاری از اقتصاددانان از قواعد حجم پول<sup>۴</sup>، بانک‌های مرکزی به ندرت رفتار سیاسی خود را براساس حجم پول قرار داده‌اند. معیارهای حجم پول که بانک مرکزی می‌تواند آن‌ها را به طور کامل کنترل نماید، از قبیل پول پر قدرت، ارتباط نزدیکی با تقاضای کل ندارند. همچنین معیارهای حجم پول که اغلب رابطه نزدیکی با تقاضای کل دارند، از قبیل  $M2$ ، کنترل آن‌ها توسط بانک مرکزی بسیار مشکل است. علاوه بر این، در بسیاری از کشورها رابطه‌ی بین تمام معیارهای حجم پول و تقاضای کل در دهه‌های اخیر به هم خورده است. این‌ها نیز منجر به عدم تمایل به استفاده از قاعده‌ی حجم پول شده است.

به خاطر این مشکلات، بانک‌های مرکزی جدید تقریباً سیاست پولی را برای تعدیل نرخ بهره‌ی اسمی کوتاه‌مدت جهت واکنش به اختلالات مختلف، تنظیم کرده‌اند. واقعیت مهم در مورد اتخاذ سیاست پولی بر مبنای نرخ‌های بهره این است که سیاست‌های نرخ بهره برخلاف سیاست‌های عرضه پول نمی‌توانند منفعل<sup>۵</sup> باشند. براساس تیلور (۱۹۹۳) بانک‌های مرکزی بایستی سیاست پولی را بر حسب قواعد نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت تنظیم نمایند. اگرچه هیچ قاعده‌ی کاملی برای در نظر گرفتن تمام اقدامات بانک مرکزی وجود ندارد، ولی قواعد نرخ بهره ممکن است یک تقریب معقول برای رفتار واقعی بانک مرکزی ارائه دهد و بتواند بطور رسمی مورد تحلیل قرار گیرد. این رویکردی است که به عنوان مشهورترین قاعده‌ی نرخ بهره توسط تیلور پیشنهاد شده است. از آنجا که قانون تیلور ماهیت ساده‌ای داشته و در توصیف رفتار سیاست‌گذار پولی واضح‌تر عمل می‌کند، به طور گسترده‌ای به عنوان یک ابزار سیاست برای هدایت، طراحی و ارزیابی رفتار سیاست‌گذار پولی مورد

۱ . Judd and Rudebusch

۲ . McCallum

۳ . Friedman.

۴ . Money stock rules.

۵ . passive.

استفاده قرار گرفته است. تیلور (۱۹۹۳) قانون سیاست پولی زیر را برای فدرال رزرو آمریکا پیشنهاد کرد:

$$r_t = \pi_t + 0.5y_t + 0.5(\pi_t - 2) + 2 \quad (۱)$$

که در آن  $r_t$  نرخ وجوه فدرال است،  $\pi_t$  نرخ تورم در چهار فصل گذشته و  $y_t$  درصد انحراف تولید ناخالص داخلی واقعی از هدف است. این بدان معناست که، اگر تورم بالاتر از هدف ۲ درصد افزایش یابد یا اگر تولید ناخالص داخلی واقعی بالاتر از روند تولید ناخالص داخلی باشد، نرخ بهره افزایش می‌یابد. تیلور (۱۹۹۸) این قانون را با افزودن دو متغیر اضافی، یعنی نرخ تورم هدف بانک مرکزی و تخمین نرخ بهره واقعی تعادلی اصلاح کرد که در رابطه (۲) نشان داده شده است. قاعده وی دو جزء دارد. جزء اول بیانگر این است که در واکنش به افزایش تورم، نرخ بهره اسمی به نسبتی بیش از ۱ افزایش می‌یابد. جزء دوم بیانگر آن است که وقتی تولید بالاتر (پایین‌تر) از سطح نرمال باشد، نرخ بهره افزایش (کاهش) می‌یابد. قاعده پیشنهادی تیلور که ویژگی‌های اصلی بازارهای باز نوظهور را دنبال می‌کند، تابع خطی از تورم و انحراف تولید از سطح طبیعی می‌باشد:

$$i_t = a + \phi_\pi \pi_t + \phi_y (\ln y_t - \ln y_t^n) \quad , \phi_\pi > 0, \phi_y > 0 \quad (۲)$$

اگر  $r_t^n$  نرخ بهره حقیقی درحالتی باشد که  $y_t = y_t^n$  است و اگر فرض کنیم که در طول زمان ثابت است، آنگاه از (۲) خواهیم داشت:

$$a = r^n - \phi_\pi \pi^\circ \quad \text{یا} \quad r^n = a + \phi_\pi \pi^\circ \rightarrow \pi^\circ = \frac{r^n - a}{\phi_\pi}$$

با جای‌گذاری نتیجه‌ی فوق در (۱) و مرتب‌سازی آن، خواهیم داشت:

$$i_t = r^n + \phi_\pi (\pi_t - \pi^\circ) + \phi_y (\ln y_t - \ln y_t^n) \quad (۳)$$

رابطه فوق بیانگر آن است که بانک مرکزی بایستی نرخ بهره‌ی حقیقی را بالاتر از سطح تعادلی بلندمدت آن، در واکنش به تورمی که فراتر از سطح هدف و تولیدی که فراتر از سطح طبیعی است، قرار دهد. قواعد نرخ بهره که به شکل معادلات (۲) و (۳) هستند، معروف به قواعد تیلور می‌باشند. براساس این قاعده، سیاست‌گذار پولی از طریق تغییر در نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت، به عنوان ابزار اولیه سیاست‌گذاری پولی، نسبت به انحرافات تورم و تولید از مقادیر هدف خود واکنش نشان می‌دهد.

## ۲-۱. قانون تیلور تکمیل شده

۱ . The augmented Taylor rule

این امکان وجود دارد که قانون تیلور اولیه، برای اقتصادهای باز که در معرض شوک‌های خارجی قرار دارند نامناسب باشد (سونسون، ۲۰۰۰)، برای این منظور لازم است که متغیرهای دیگری مانند نرخ مبادله را وارد الگو نماییم (بال، ۲۰۰۰؛ اوستفلد و روگوف، ۲۰۰۰؛ قوش و همکاران، ۲۰۱۶). تیلور (۲۰۰۱) و میشکین (۲۰۰۷)؛ به این نتیجه رسیدند که حضور نرخ مبادله در اقتصادهای توسعه‌یافته الزامی نبوده، ولی در کشورهای درحال ظهور الزامی باشد. بال (۱۹۹۹) نشان داده بود که پیروی از یک قاعده سیاست پولی شامل نرخ ارز به جای قانون اصلی تیلور منجر به واریانس کمتر شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) می‌شود. دبل (۱۹۹۹) نیز نشان داد که غیرقابل پیش‌بینی بودن تولید و تورم نیز از این طریق کاهش می‌یابد.

بال (۱۹۹۹) نشان داد که در کانادا از سال ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۳، از چنین قاعده تقویت شده‌ای، پیروی شده است، در حالی که لوبیک و ایسچروفهید (۲۰۰۷) دریافتند که با وجود پیروی بریتانیا و کانادا از قاعده مذکور، کشورهای استرالیا و نیوزلند از قاعده تیلور پیروی نمی‌کنند. علاوه بر این، تیلور (۲۰۰۰)، بحث می‌کند که یک نرخ ارز منعطف همراه با یک قاعده سیاستی مبتنی بر هدف-گذاری تورم، تنها سیاست پولی صحیح برای اقتصادهای درحال توسعه و نوظهور است. براساس مطالب بیان شده، در این مطالعه شکاف نرخ ارز نیز در الگو وارد شده است تا اولاً دیدگاه‌های مقابل در این زمینه مورد آزمون قرار گیرند، ثانیاً اطلاعاتی در مورد نحوه واکنش سیاست پولی به نرخ ارز آشکار شده و ثالثاً؛ کانال انتقال قیمت نفت بر تابع واکنش سیاست‌گذار پولی تعیین گردد.

### ۳-۱. ادبیات تحقیق

بررسی ادبیات مربوط به مطالعات نظری و تجربی انجام شده در این زمینه نشان داده است که، تاکنون تلاش‌های زیادی برای توصیف شیوه‌ای که بانک‌های مرکزی در تنظیم سیاست‌های پولی به کار می‌برند، صورت گرفته است. اغلب مطالعات با روش‌های متفاوتی از قبیل:  $ARDL, VAR$ ،  $GMM, DSGE$  و... انجام شده‌اند. برای این منظور در ادامه، مطالعات صورت گرفته در ایران و سایر کشورها که ارتباط نزدیکی با موضوع مورد بررسی دارند، ارائه می‌شوند.

۱. Obstfeld and Rogoff.

۲. Ghosh et al.

۳. Debelle.

۴. Lubik and Schorfheide

## ۱-۳-۱. مطالعات خارجی

نویسندگان	موضوع و روش	نتیجه‌گیری
هاچیسون و همکاران <sup>۱</sup> (۲۰۱۰)،	برآورد تابع واکنش پولی به روش مارکوف (MSR)	بانک مرکزی هند از شکاف تولید نسبت به شکاف تورم، بیشتر بیزار است.
فیلیز و چاتزیان تونیو <sup>۲</sup> (۲۰۱۴)،	واکنش عوامل پولی و مالی به شوک‌های نفتی به روش (var).	تأثیر پذیری نرخ بهره از شوک‌های نفتی، به نوع رژیم سیاست پولی کشورها بستگی دارد.
بازیز و لابیدی <sup>۳</sup> (۲۰۱۶)،	برآورد تابع واکنش سیاست-گذار پولی به روش (STR)	به بررسی وجود عدم تقارن در بانک‌های مصر و تونس، پرداخته‌اند.
چن و همکاران <sup>۴</sup> (۲۰۱۶)،	پویایی نرخ ارز در چهارچوب قوانین تیلور به روش (svar)	در مقایسه با شوک‌های طرف - عرضه، شوک‌های طرف تقاضا برای پویایی نرخ ارز مهم‌تر است.
آدنوگوا و گلیج <sup>۵</sup> (۲۰۱۹)،	برآورد عملکرد واکنش سیاست پولی به روش (ARDL)	مقامات پولی باید دائماً شکاف - تورم، شکاف تولید و همچنین تفاوت‌های نرخ ارز بین نرخ ارز رسمی، دفاتر صرافی و نرخ وام اولیه را ردیابی کنند.
ماریام و شهید ملیک <sup>۶</sup> (۲۰۲۰)،	نقش سیاست پولی در انتقال قیمت دارایی به روش (var)	انتقال قیمت دارایی‌ها به نرخ تورم، در مقایسه با تولید، بیشتر تحت تأثیر سیاست پولی است.
آوسو <sup>۷</sup> (۲۰۲۰)،	برآورد عملکردهای واکنش سیاست پولی به روش	نرخ بهره کوتاه‌مدت و نرخ ارز واقعی بانک مرکزی اروپا بر سیاست

۱ . Hutchison et al.

۲ . Filis &amp; Chatziantoniou.

۳ . Baaziz &amp; labidi.

۴ . Chen et al.

۵ . Adenuga &amp; Gylych.

۶ . Mariyam &amp; Shahid Malik.

۷ . Owusu.



پولی بانک سوئد تأثیر می‌گذارد.	(GMM).	
در دوره‌های رکود، بانک مرکزی هند نسبت به شکاف تولید واکنش تهاجمی نشان می‌دهد.	برآورد تابع واکنش سیاست-گذار پولی به روش (MSR, TR, STR)	احمد شاه <sup>۱</sup> (۲۰۲۱)

## ۱-۳-۲. مطالعات داخلی

نویسندگان	موضوع و روش	نتیجه‌گیری
توکلیان (۱۳۹۴)	بررسی سیاست‌گذاری پولی بهینه به روش (DSGE).	تنها در اواخر دهه ۷۰ و ابتدای دهه ۸۰ به نحوی قاعده‌ای در سیاست‌گذاری پولی وجود داشته است.
جندق‌میبدی و همکاران (۱۳۹۸)	برآورد حالت هیبریدی قاعده بهینه سیاست پولی ایران به روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب (SUR).	بانک مرکزی باید ابتدا انحراف رشد حجم نقدینگی و بعد از آن، شکاف - تولید را مد نظر قرار دهد.
قلی‌زاده کناری و همکاران (۱۳۹۸)	برآورد شاخص کارایی سیاست پولی به روش بهینه‌یابی.	نرخ رشد نقدینگی در کوتاه‌مدت با شکاف تولید یک ارتباط مثبت دارد.
جعفری لیلاب و حقیقت (۱۳۹۹)	بررسی اولویت‌های راهبردی سیاست‌های پولی و مالی به روش (DSGE).	برای یک سیاست‌گذار متعهد تثبیت تورم از تثبیت تولید مهم‌تر است، در حالی که برای یک سیاست‌گذار مصلحت‌اندیش، تثبیت تولید بر تثبیت تورم مقدم است.
داودی و باستان‌نژاد (۱۳۹۹)	بررسی شمول سیاست-گذاری پولی با مقوله	سیاست پولی نامتعارف توانسته در شرایط بحران علاوه بر ثبات نسبی برای

۱ . Ahmadshah.

	ثبات مالی به روش (DSGE).	بخش حقیقی، عملکرد بهتری برای بر طرف نمودن بی‌ثباتی مالی داشته باشد.
داوودی و همکاران (۱۴۰۰)	معرفی و برآورد شاخص شرایط پولی برای اقتصاد ایران با استفاده از روش همجمعی.	نتایج بدست آمده نشان داده است که با فرض هدف گذاری تورم توسط بانک مرکزی، معادله قیمت برای پیش‌بینی تورم، معادله مناسب‌تری جهت تعیین شاخص شرایط پولی برای اقتصاد ایران می‌باشد.

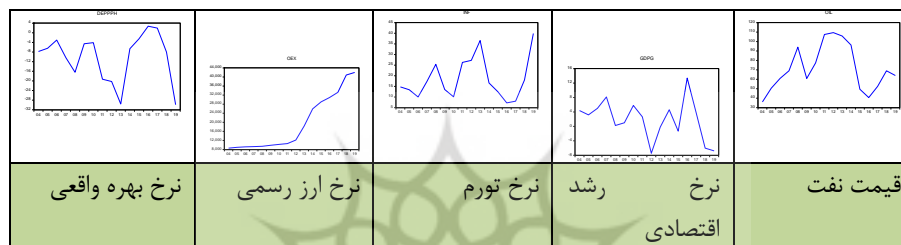
### ۳-۳-۱. جمع‌بندی مطالعات و نوآوری پژوهش حاضر

بررسی مطالعات انجام شده در این زمینه نشان می‌دهد که، پژوهش حاضر از چند نوآوری برخوردار است: (۱) انتخاب یک ابزار سیاستی که تا حد قابل قبولی تحت کنترل سیاست‌گذار پولی است، اولین گام در جهت تصریح تابع واکنش می‌باشد. در اغلب مطالعات صورت گرفته در کشور ایران، از متغیر حجم پول به عنوان متغیر ابزاری استفاده شده است. با توجه به وجود تورم‌های دو تا سه رقمی در دهه‌های اخیر، این امر نشان‌دهنده عدم توانایی سیاست‌گذار پولی در کنترل این متغیر می‌باشد. بنابراین در این پژوهش همانند مطالعات خارجی از نرخ بهره به عنوان متغیر ابزاری استفاده شده است. (۲) اغلب مطالعات صورت گرفته در کشور ایران، به روش DSGE می‌باشند. نکته حائز اهمیت دیگر در این پژوهش، استفاده از روش رگرسیون آستانه‌ای انتقال ملایم (STR) می‌باشد. علت انتخاب این روش اقتصادسنجی به شرح زیر می‌باشد: الف) ضعف مدل‌های متعارف DSGE در عدم توانایی لحاظ کردن انتظارات تغییر رژیمی شکل گرفته در عوامل اقتصادی. ب) وجود تغییرات گسترده در سطح کلان اقتصاد کشور از جمله؛ دوره‌های تورمی شدید، تغییرات گسترده سیاست‌های نرخ ارز، هدفمندسازی یارانه‌ها و تحریم‌های مؤثر اقتصادی. پ) این روش تجربی اجازه می‌دهد تا مشخص گردد که آیا تغییر رژیم سیاست پولی در رفتار بانک مرکزی کشورها مطابق با تغییر در پارامترهای قانون تیلور با توجه به نرخ تورم و یا شکاف تولید است یا خیر. (۳) از آنجا که اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت متأثر از قیمت نفت می‌باشد و در اغلب مطالعات، این موضوع مورد غفلت واقع شده است، در این پژوهش با وارد کردن متغیر تغییرات قیمت نفت در تابع واکنش سیاست‌گذار پولی، شیوه هدف‌گذاری سیاست‌گذاران پولی و در نهایت کانال تاثیر قیمت نفت بر تابع واکنش سیاست‌گذار پولی در کشور مورد بررسی نیز مشخص می‌گردد.

## ۲. حقایق آشکار شده آماری

مسئولیت اصلی بانک‌های مرکزی در همه کشورها، تصویب و اجرای سیاست پولی، با هدف اصلی حفظ قیمت‌های پایدار به منظور ایجاد رشد اقتصادی متعادل و پایدار، ترویج و حفظ ثبات پولی و نرخ ارز و همچنین اطمینان از یک سیستم مالی پایدار و صحیح می‌باشد، که به طور سنتی، این شامل دستیابی به اشتغال کامل، اصلاح چرخه کسب و کار، جلوگیری از بحران‌های مالی و تثبیت نرخ بهره دراز مدت است. بررسی اقتصاد کشور ایران نشان می‌دهد که، از سال ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۲ قیمت نفت روند صعودی داشته و از سال ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۶، به دلایلی چون؛ اختشاشات در نیجریه، مذاکرات بر سر پرونده هسته‌ای ایران، بحران‌های مالی و غیره، این روند کاهشی شده و در نتیجه قیمت نقطه نفت خام به میزان ۶۲/۷ درصد، از ۱۰۹/۴۵ دلار به ازای هر بشکه در پایان دسامبر ۲۰۱۲ به ۴۰/۶۸ دلار به ازای هر بشکه تا پایان دسامبر ۲۰۱۶، کاهش یافته است. در کشورهای صادرکننده، کاهش قیمت نفت، یک فشار پایین بر ذخایر خارجی و یک فشار رو به بالا در عدم تعادل ساختاری اقتصاد این کشورها ایجاد نموده است. کاهش قیمت نفت در کشورهای صادرکننده، کاهش در ذخائر ارزی و نیاز به پول‌های خارجی در مبادلات تجاری را منجر شد. به طوری که، هزینه واردات از کشورهای دیگر افزایش یافته و ارزش داخلی پول کشورها تضعیف و در نهایت سرمایه‌گذاری‌ها و رشد اقتصادی کاهش یافت. در نتیجه، با توجه به چالش‌های ناشی شده، بانک مرکزی، به منظور ترویج توسعه اقتصادی پایدار، اقدامات لازم برای ثبات قیمت‌ها و سیستم‌های مالی را تشدید نمود. سیاست پولی اتخاذی در کشورهای صادرکننده نفت در یک چارچوب هدفمند پولی و ثبات قیمتی قرار دارد و نشان‌دهنده هدف اصلی سیاست پولی است. به نحوی که بسیاری از این کشورها به منظور کاهش و ثبات قیمت، اقدام به حذف صفر از پول ملی نمودند. اما برخی از این کشورها در اجرای سیاست حذف صفر موفقیت کسب نکردند. بنابراین برای رهایی از نرخ‌های تورم بالا، نرخ بهره داخلی را افزایش داده و بسیاری نیز از سیاست نرخ ارز شناور که به منظور تشویق به صادرات، سرمایه‌گذاری و افزایش رشد اقتصادی انجام می‌شود، در راستای کاهش تورم استفاده کردند. روند نرخ تورم در کشور مورد بررسی کاملاً صعودی بوده و روند شکاف تولید نیز نشان داده است که، این شکاف در بازه زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۹ کاهش یافته، به طوری که از سال ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۶ شکاف تولید مثبت بوده و از ۲۰۱۶ تا ۲۰۱۹ منفی شده است. به منظور بررسی روند نرخ بهره، ذکر این نکته ضروری می‌باشد که در کشور ایران، انواع نرخ‌های بهره همچون؛ نرخ بهره کوتاه-مدت، کوتاه‌مدت ویژه، یک ساله، دوساله، سه ساله، چهار ساله و پنج ساله وجود دارد. بررسی روند

هر کدام از نرخ‌های بیان شده نشان داد که، این نرخ‌ها در برخی از سال‌ها ثابت، در برخی هم‌جهت با نرخ تورم و نرخ ارز و گاهی در خلاف جهت آنان حرکت کرده است. بررسی روند نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت (در پژوهش حاضر از مقادیر واقعی آن استفاده گردیده)، نشان داده است که این نرخ از سال ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۶ در مقدار ۷ درصد ثابت بوده و پس از دو سال افزایش (۹ درصد)، در سال ۱۳۸۹ به مقدار ۶ درصد کاهش یافته و پس از آن دوباره از سال ۱۳۹۰ تا سال ۱۳۹۸ افزایش یافته و در نرخ ۱۰ درصد تثبیت شده است. لازم به ذکر است که این نرخ در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ بین دامنه ۷ درصد (حداقل) تا ۱۸ درصد (حداکثر) نوسان داشته است. همانطور که در نمودار (۱) نشان داده شده است، نرخ بهره واقعی در ایران منفی بوده و از سال ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۸ روندهای نزولی و صعودی را طی کرده است.



نمودار (۱)، روند متغیرهای الگو در دوره سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۱۹.

منبع: یافته‌های پژوهش

### ۳. تصریح مدل و روش تحقیق

#### ۳-۱. تصریح مدل رگرسیونی انتقال ملایم با تابع انتقال لاجستیک (LSTR)

یک مدل STR استاندارد با تابع انتقال لاجستیک<sup>۱</sup> در حالت کلی به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$i_t = \pi Z_t + (\theta Z_t) F(\gamma, c, s_t) + U_t \quad (4)$$

که در آن  $\pi$  بردار ضرایب قسمت خطی و  $\theta$  بردار ضرایب قسمت غیرخطی می‌باشد.  $Z_t$  نیز برداری از متغیرهای برون‌زای مدل شامل وقفه‌هایی از متغیر درون‌زا و متغیرهای برون‌زا می‌باشد.

<sup>۱</sup> . Logistic Function

تابع  $F$ ، تابع انتقال لاجستیک و نحوه‌ی انتقال از رژیم‌ی به رژیم‌ی دیگر را نشان می‌دهد. در ادبیات موجود، شکل تابعی معمول که برای این تابع در نظر گرفته شده به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$F(\gamma, c, s_t) = (1 + \text{EXP}\{-\gamma \prod_{k=1}^k (s_t - c)\})^{-1}, \gamma > 0 \quad (5)$$

تابع انتقال  $F$  یک تابع پیوسته و کران‌دار بین صفر و یک می‌باشد که شامل پارامتر شیب  $\gamma$  و پارامتر موقعیت  $c$  است. پارامتر شیب، سرعت انتقال را بین دو الگوی حدی مشخص می‌کند و پارامتر موقعیت، تعیین کننده حد آستانه‌ای بین این رژیم‌ها است. به منظور بررسی ویژگی‌های مدل  $STR$  با تابع انتقال لاجستیک براساس ون‌دیک (۱۹۹۹)، فرض می‌شود که متغیر وابسته  $Y$  تنها تابعی از مقادیر وقفه خودش باشد. در این صورت با فرض یک تابع انتقال دو رژیم‌ی خواهیم داشت:

$$Y_t = (\pi_0 + \pi_1 Y_{t-1} + \dots + \pi_p Y_{t-p}) + (\theta_0 + \theta_1 Y_{t-1} + \dots + \theta_p Y_{t-p}) F(\gamma, c, s_t) + U_t \quad (6)$$

$$F(\gamma, c, s_t) = \frac{1}{1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\}} \quad (7)$$

نتایج این مدل یک مدل  $LSTR$  دو رژیم‌ی نامیده می‌شود که پارامتر موقعیت  $c$  نقطه‌ای از انتقال بین دو رژیم حدی  $G: F(\gamma, c, s_t) = 0$  و  $G: F(\gamma, c, s_t) = 1$  را نشان می‌دهد که  $F(\gamma, c, s_t) = 0$  می‌باشد.  $\gamma$  نشانگر سرعت انتقال بین رژیم‌ها بوده و مقادیر بیشتر  $\gamma$  بیانگر تغییر سریع‌تر رژیم می‌باشد. هنگامی که  $\gamma \leftarrow \infty$  و  $s_t > c$  آنگاه  $F=1$  بوده و زمانی که  $s_t < c$  است  $F=0$  خواهد بود. بنابراین رابطه‌ی (۴) به یک مدل آستانه‌ای (TR) تبدیل می‌شود. هنگامی که  $\gamma \leftarrow 0$  رابطه‌ی (۱) به یک مدل خطی تبدیل می‌شود. در مورد یک مدل سه رژیم‌ی که در آن دو بار تغییر رژیم اتفاق می‌افتد تابع لاجستیک به فرم زیر توسط جانسن و تراسورتا (۱۹۹۶) پیشنهاد شده است:

$$F(\gamma, c, s_t) = \frac{1}{1 + \exp\{(s_t - C_1)(s_t - C_2)\}}, C_1 \leq C_2, \gamma > 0 \quad (8)$$

در این حالت، اگر  $\gamma \leftarrow 0$  آنگاه مدل به یک مدل خطی تبدیل می‌شود. اگر  $\gamma \leftarrow \infty$ ، برای  $s_t < C_1$  و  $s_t > C_2$  داریم  $F(\gamma, c, s_t) = 1$  و اگر  $C_1 < s_t < C_2$  آنگاه

داریم  $F(\gamma, c, s_t) = 0$  قابل ذکر است که  $F$  اطراف نقطه‌ی  $\frac{c_1+c_2}{2}$  متقارن است و هرگز برابر صفر نمی‌شود و مقادیر مینیمم آن بین صفر و یک است.

### ۲-۳. تحلیل داده‌ها

در این پژوهش که از نوع تحلیلی-کاربردی می‌باشد با استفاده از روش رگرسیون آستانه‌ای انتقال ملایم (ST) که یک روش ناخطی می‌باشد، فرضیه ناخطی بودن تابع واکنش سیاست‌گذاران پولی آزمون خواهد گردید. با توجه به این که مهرا<sup>۲</sup> (۱۹۹۹)، هسینگ<sup>۳</sup> (۲۰۰۴)، شورتلند و استاسویج<sup>۴</sup> (۲۰۰۴)، سانچز-فانگ<sup>۵</sup> (۲۰۰۵)، کندلیک<sup>۶</sup> (۲۰۰۵)، دی‌بروور و گیلبرت<sup>۷</sup> (۲۰۰۵) و چانگ<sup>۸</sup> (۲۰۰۵)، متغیرها را از طریق فیلتر هودریک-پرسکات (HP) برازش داده‌اند، در این پژوهش نیز، به منظور تعیین شکاف‌های تولید، نرخ ارز رسمی و نرخ تورم از فیلتر هودریک-پرسکات که یک معیار استاندارد در این زمینه می‌باشد، استفاده شده است. داده‌های مورد نیاز از بانک جهانی، صندوق بین‌المللی پول و بانک مرکزی تهیه شده و به صورت سری زمانی سالانه طی دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۹ می‌باشند. الگوی پیشنهادی، به صورت زیر ارائه می‌گردد:

$$\Delta DEP = F(\text{GDPG}, \text{INF}, \Delta \text{OEX}, \Delta \text{POIL}) \quad (9)$$

که در آن،  $\Delta DEP$ : تغییرات نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت (تغییرات نرخ بهره واقعی)،  $\Delta \text{POIL}$ : تغییرات قیمت نفت،  $\Delta \text{EOX}$ : تغییرات نرخ ارز رسمی،  $\text{GDPG}$ : نرخ رشد اقتصادی و  $\text{INF}$ : نرخ تورم می‌باشد. ذکر این نکته ضروری است که، متغیرهای به کار رفته در تخمین الگو براساس درجه پایایی متغیرها می‌باشد. مدل اتخاذ شده، با پیروی از مطالعات بازیز و لاییدی (۲۰۱۶) و شاه احمد (۲۰۲۱) با کمی تفاوت، رابطه میان متغیرهای مورد مطالعه را با استفاده از

۱. Smooth Transition Auto Regression.

۲. Mehra.

۳. Hsing.

۴. Shortland & Stasavage

۵. Sanchez-Fung.

۶. Knedlik.

۷. De Brouwer & Gilbert.

۸. Chang.

تکنیک اقتصادسنجی (STR) و رویکرد غیرخطی مدل‌سازی می‌کند. شکل تابعی و قابل برآورد این مدل را می‌توان با ورود متغیر قیمت نفت و بدون در نظر گرفتن پیش‌رانه و تاخیرهای نرخ بهره به الگو، به صورت زیر ارائه کرد:

$$(\Delta DEP)_t = \mu + \alpha_0(GDPG)_t + \beta_0(INF)_t + \theta_0(\Delta EOX)_t + \delta_0(\Delta POIL)_t + [\alpha_1(GDPG)_t + \beta_1(INF)_t + \theta_1(\Delta EOX)_t + \delta_1(\Delta POIL)_t] F(\gamma \cdot c \cdot s_t) + U_t \quad (10)$$

برای برآورد مدل فوق از متغیر نرخ رشد اقتصادی به عنوان متغیر انتقال که عامل ایجاد رابطه غیرخطی است، استفاده شده است. در واقع فرض می‌شود که در سطوح مختلف رشد اقتصادی، رابطه میان نرخ بهره و سایر متغیرهای موجود از یک الگوی غیرخطی تبعیت کند و این فرض در پژوهش حاضر مورد آزمون قرار می‌گیرد. لازم به ذکر است که برای تخمین مدل از نرم‌افزار Eviews10 استفاده شده است.

### ۳-۳. برآورد مدل با متغیر انتقال نرخ رشد اقتصادی

#### ۳-۳-۱. آزمون ایستایی متغیرها

مطابق ادبیات اقتصادسنجی، به منظور جلوگیری از بروز رگرسیون‌های کاذب، قبل از هرگونه تخمینی باید ابتدا از ایستا بودن متغیرها اطمینان حاصل کرد. به منظور بررسی ایستایی متغیرها از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) استفاده شده است. نتایج نشان داد که همه متغیرها پس از یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند. با این حال، این سری‌ها ممکن است در شرایط وجود تغییرات ساختاری و تغییر رژیم،  $I(0)$  در نظر گرفته شوند. از آنجا که برای تعیین تابع واکنش سیاست‌گذار پولی، این متغیرها بایستی در سطح ایستا باشند، در برآورد الگوهای (۱)، (۲)، (۳)، (۴)، (۵) و (۶)، متغیرهای شکاف تولید، شکاف نرخ ارز رسمی، شکاف تورم، تغییرات قیمت نفت و تغییرات نرخ بهره اسمی که در سطح ایستا می‌باشند، استفاده شده‌اند.

#### ۳-۳-۲. تعیین وقفه بهینه برای الگوی تحقیق

اولین گام در تخمین یک مدل (STR)، تعیین وقفه بهینه برای متغیرهای مدل می‌باشد. برای این منظور با توجه به سالانه بودن دوره زمانی تحقیق، وقفه بهینه متغیرها با استفاده از الگوی ARMA و معیار شوارتز محاسبه شده است. وقفه بهینه برای متغیرهای الگو، صفر در نظر گرفته شده است.

## ۳-۳-۳. آزمون غیرخطی و انتخاب متغیر انتقال

مرحله بعدی در برآورد یک الگوی (STR)، انتخاب نوع الگو از نظر خطی یا غیرخطی بودن می‌باشد، که برای این منظور از آماره آزمون F استفاده می‌شود. در صورت نپذیرفتن فرضیه صفر این آزمون مبنی بر خطی بودن الگو، باید براساس آماره آزمون‌های  $F_1, F_2, F_3$  و  $F_4$ ، تعداد رژیم‌های الگوی غیر خطی و متغیر انتقال مناسب مشخص گردد. با توجه به ارزش احتمال آماره آزمون F نشان داده شده در جدول (۱)، فرضیه غیرخطی بودن تابع واکنش سیاست‌گذار پولی در کشور ایران تأیید می‌شود.

$$H_{04}: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$$

$$H_{03}: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$$

$$H_{02}: \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_{01} \beta_1 = 0$$

(۱۱)

جدول (۱): انتخاب نوع مدل و متغیر انتقال برای کشور ایران طی دوره زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۹.

متغیر انتقال	ارزش احتمال آماره F	ارزش احتمال آماره $F_2$	ارزش احتمال آماره $F_3$	ارزش احتمال آماره $F_4$	مدل پیشنهادی
<i>GDPG*</i>	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	Star

منبع: یافته‌های پژوهش (\* مناسب‌ترین متغیر انتقال پیشنهادی را نشان می‌دهد)

گام بعدی این است که، برای مدل غیرخطی، متغیر انتقال مناسب انتخاب گردد. برای انتخاب متغیر انتقال می‌توان هر متغیر توضیحی بالقوه‌ای را مورد آزمون قرار داد، اما اولویت با متغیر انتقالی است که فرضیه صفر آزمون f آن به طور قوی‌تری رد شود. بر این اساس متغیر *GDPG\** با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۱)، به عنوان متغیر انتقال تعیین می‌شود. گام بعدی این است که، با توجه به آماره‌های  $F_2, F_3$  و  $F_4$  الگوی مناسب (از میان دو نوع ESTAR و LSTAR) برای متغیر انتقال *GDPG\** انتخاب گردد.

$$H_{04}: \beta_3 = 0$$

$$H_{03} = \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$$

$$H_{02} = \beta_2 = 0 | \beta_2 = | \beta_3 = 0 \quad (۱۲)$$

بر این اساس، اگر  $H_{03}$  رد و دو فرضیه‌ی دیگر پذیرفته شود، مدل ESTAR و اگر  $H_{04}$  یا  $H_{02}$  رد شود، مدل LSTAR انتخاب می‌شود. با توجه به این که شش (۶) معادله برآورد می‌شود، نوع



مدل STR براساس نتایج بدست آمده، در جدول (۲) اشاره شده است. الگوی مناسب پیشنهادی برای الگوهای (۱)، (۳)، (۴)، (۵) و (۶) با متغیر انتقال  $GDPG^*$  مدل رگرسیون انتقال ملایم با تابع انتقال خطی (LSTAR) انتخاب می‌شود، زیرا ارزش احتمال آماره  $F_2$  برابر ۰/۰۰ می‌باشد که از ۵ درصد کمتر است.

جدول (۲): نوع الگوی متغیرانتقال برای کشور ایران طی دوره زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۹.

الگو	مدل - پیشنهادی	ارزش احتمال آماره $F_4$	ارزش احتمال آماره $F_3$	ارزش احتمال آماره $F_2$	متغیرانتقال
۱	LSTAR	۰/۱۱	۰/۳۹	۰/۰۰	$GDPG^*$
۲	ESTAR	۰/۰۰	۰/۹۴	۰/۰۰	$GDPG^*$
۳	ESTAR	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	$GDPG^*$
۴	LSTAR	۰/۰۸	۰/۰۳	۰/۰۰	$GDPG^*$
۵	LSTAR	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۰	$GDPG^*$
۶	LSTAR	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	$GDPG^*$

منبع: یافته‌های پژوهش (خروجی نرم‌افزار ایویوز)

### ۳-۳-۴. تخمین مدل تحقیق

به منظور تخمین مدل تحقیق، ابتدا برای متغیرهای پارامتری یکنواختی (شیب)  $\gamma$  و مقدار آستانه‌ای C، مقادیر اولیه انتخاب شده و سپس تخمین نهایی الگوی تحقیق صورت می‌گیرد. در این مرحله پارامترهای مدل با استفاده از الگوریتم نیوتن-رافسن برآورد می‌شود که نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده است. براساس نتایج گزارش شده همه ضرایب برآورد شده در سطح اعتماد ۹۵ درصد معنی‌دار و مطابق با مبانی نظری بیان شده هستند. همچنین مقدار عامل تورم واریانس (Vif) کمتر از ۵ بوده و براساس تئوری‌های اقتصادسنجی نشان‌دهنده عدم وجود هم‌خطی بین متغیرهای الگو می‌باشد. براساس نتایج به‌دست آمده، می‌توان دو رژیم را متصور شد؛ رژیم اول؛ با رشد اقتصادی پایین‌تر از سطح آستانه (رکود) و رژیم دوم؛ با رشد اقتصادی بالاتر از سطح آستانه (رونق). الگوهای برآوردی به صورت زیر می‌باشند:

(۱۳)

$$(\Delta DEP)_t = \mu + \beta_0(INF)_t + [\beta_1(INF)_t] F(\gamma \cdot c \cdot s_t) + U_t \quad \text{الگوی ۱}$$

$$(\Delta \text{DEP})_t = \mu + \alpha_0(\text{GDPG})_t + [\alpha_1(\text{GDPG})_t] F(\gamma \cdot c \cdot s_t) + U_t \quad \text{الگوی ۲}$$

$$(\Delta \text{DEP})_t = \mu + \alpha_0(\text{GDPG})_t + \beta_0(\text{INF})_t + [\alpha_1(\text{GDPG})_t + \beta_1(\text{INF})_t] F(\gamma \cdot c \cdot s_t) + U_t \quad \text{الگوی ۳}$$

$$(\Delta \text{DEP})_t = \mu + \alpha_0(\text{GDPG})_t + \beta_0(\text{INF})_t + \delta_0(\Delta \text{POIL})_t + [\alpha_1(\text{GDPG})_t + \beta_1(\text{INF})_t + \delta_1(\Delta \text{POIL})_t] F(\gamma \cdot c \cdot s_t) + U_t \quad \text{الگوی ۴}$$

$$(\Delta \text{DEP})_t = \mu + \alpha_0(\text{GDPG})_t + \beta_0(\text{INF})_t + \theta_0(\Delta \text{EOX})_t + [\alpha_1(\text{GDPG})_t + \beta_1(\text{INF})_t + \theta_1(\Delta \text{EOX})_t] F(\gamma \cdot c \cdot s_t) + U_t \quad \text{الگوی ۵}$$

$$(\Delta \text{DEP})_t = \mu + \alpha_0(\text{GDPG})_t + \beta_0(\text{INF})_t + \theta_0(\Delta \text{EOX})_t + \delta_0(\text{POIL})_t + [\alpha_1(\text{GDPG})_t + \beta_1(\text{INF})_t + \theta_1(\Delta \text{EOX})_t + \delta_1(\Delta \text{POIL})_t] F(\gamma \cdot c \cdot s_t) + U_t \quad \text{الگوی ۶}$$

جدول (۳): نتایج برآورد الگوها برای دوره زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۹ در اقتصاد ایران

بخش	بخش خطی					
	الگوی ۱	الگوی ۲	الگوی ۳	الگوی ۴	الگوی ۵	الگوی ۶
متغیرها						
INF	-۰/۵۰*		-۰/۸۳*	-۰/۸۱*	-۱/۴۰*	-۱/۲۰*
GDP		۵/۰۴*	-۰/۶۷*	-۰/۵۵*	-۱/۴۷*	-۱/۵۵*
ΔPOIL				-۰/۰۰۶*		-۰/۰۰۸*
ΔEOX					-۰/۰۰۰۱۰*	-۰/۰۰۰۱۰*
بخش	بخش غیر خطی					
INF	۱/۰۱*		۱/۵۷*	۱/۵۶*	۲/۶۸*	۲/۲۹*
GDP		-۴/۹۶*	۱/۲۷*	۱/۰۹*	۲/۸۱*	۲/۹۵*
ΔPOIL				۰/۰۱۳*		۰/۰۱*
ΔEOX					۰/۰۰۰۱۹*	۰/۰۰۰۲*
C	۰/۲۱*	-۰/۵۰*	-۰/۳۷*	-۰/۵۸*	۰/۱۱*	-۰/۰۸*
R <sup>2</sup>	۰/۹۹	۰/۶۰	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹
معیار شوارتز (SC)	-۲/۳۵	۳/۵۱	-۵/۴۸	-۵/۹۰	-۶/۹۳	-۷/۹۱
پارامتر یکنواختی (γ)	۰/۲۰	۱/۴۵	۰/۱۲	۰/۱۳	۰/۰۶	۰/۰۷
آستانه (C)	۰/۳۲*	۲/۹۲*	-۱/۳۶*	-۱/۱۶*	-۱/۰۹*	-۱/۴۰*

مدل	LSTAR	ESTAR	ESTAR	LSTAR	LSTAR	LSTAR
-----	-------	-------	-------	-------	-------	-------

منبع: یافته‌های پژوهش (\* نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۹۵ درصد)

جدول (۴): اهداف سیاست‌گذار پولی طی دوره زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۹.

	الگوی ۶		الگوی ۵		الگوی ۴	
	کانال اثرگذاری قیمت نفت	پایین‌تر از آستانه	پایین‌تر از آستانه	بالتر از آستانه	پایین‌تر از آستانه	بالتر از آستانه
شکاف‌ارزی	شکاف تولیدی+	شکاف تولیدی-	شکاف تولیدی+	شکاف تولیدی-	شکاف تورمی+	شکاف تورمی-
	الگوی ۳		الگوی ۲		الگوی ۱	
	پایین‌تر از آستانه	پایین‌تر از آستانه	بالتر از آستانه	پایین‌تر از آستانه	بالتر از آستانه	پایین‌تر از آستانه
کانال اثرگذاری قیمت نفت	پایین‌تر از آستانه	پایین‌تر از آستانه	بالتر از آستانه	پایین‌تر از آستانه	بالتر از آستانه	پایین‌تر از آستانه
شکاف‌ارزی	شکاف تورمی+	شکاف تورمی-	شکاف تولیدی-	شکاف تولیدی+	شکاف تورمی+	شکاف تورمی-

منبع: یافته‌های پژوهش (معنی‌داری در سطح ۹۵ درصد، علامت‌های + و - در مقابل اهداف، نشان‌دهنده علامت ضرایب است)

بنابراین تابع انتقال با توجه به مقدار پارامتر یکنواختی ( $\gamma$ ) و مقدار آستانه‌ای  $C$  به صورت زیر خواهد بود:

$$F(C, \gamma, dGDPG) = (1 + EXP\{\gamma \prod_{k=1}^k (dGDPG - C)\})^{-1} \quad (14)$$

با توجه به مباحث ذکر شده در بخش روش‌شناسی و تصریح مدل، در اولین رژیم (پایین‌تر از سطح آستانه)،  $G=0$  و در دومین رژیم (بالتر از سطح آستانه)،  $G=1$  می‌باشد. بنابراین برای رژیم اول ضرایب تخمینی بخش خطی را لحاظ می‌نماییم و برای رژیم دوم، حاصل جمع ضرایب تخمینی بخش خطی و غیرخطی را خواهیم داشت. در جدول (۴) اهداف نهایی سیاست‌گذاران پولی در سطوح آستانه بالا و پایین متغیر رشد اقتصادی نشان داده شده است. همچنین در جدول (۳) عوامل اصلی تعیین‌کننده رفتار مقام پولی در مورد قاعده تیلور با متغیر سیاستی نرخ بهره مشخص شده است که البته این ضرایب به صورت متغیر در طول زمان هستند. نتایج حاصل از برآورد الگوهای (۱)، (۲)، (۳)، (۴)، (۵) و (۶) نشان می‌دهند که، تاثیرپذیری سیاست‌گذار پولی در دو رژیم دارای

علامت متفاوت بوده و بایستی در دوره‌های رکود و رونق، سیاست‌گذاری متفاوتی را اتخاذ نمایند. بر مبنای قاعده تیلور، افزایش در تولید ناخالص داخلی (یا شکاف تولید) نرخ بهره را به اندازه ۰/۵ واحد و افزایش در نرخ تورم (یا شکاف نرخ تورم)، نرخ بهره را به اندازه‌ی بیشتر از یک واحد افزایش می‌دهد. نتایج برآورد شده از نظر علامت با اصل بیان شده مطابقت دارد. هر چند که پیترسن<sup>۱</sup> (۲۰۰۷: ۵۴) بیان کرده است، که اگر تابع واکنش سیاست‌گذاران پولی غیرخطی باشد، اثر بخشی سیاست‌های پولی نیازی به رعایت اصل تیلور ندارند. ذکر این نکته حائز اهمیت است که علامت ضریب آستانه، برای همه الگوها به جز الگوی (۱) و (۲)، منفی معنی‌دار می‌باشد.

بنابراین در چارچوب رعایت قاعده تیلور، سطح آستانه مناسب برای همه الگوها، سطوح بالاتر از آستانه رشد اقتصادی می‌باشد. در اغلب مطالعات بیشتر به برآورد الگوی (۳) (شکاف تورم و شکاف تولید)، به صورت یک رابطه خطی پرداخته‌اند. در حالی که با توجه به تغییرات ساختاری پیاپی و تحولات رژیم سیاستی انتظار نمی‌رود که این اثرات خطی و باثبات باشند. براساس نتایج حاصل از برآورد الگوی (۱) (هدف‌گذاری تورم)، متغیر شکاف تورم در شرایط رکود اقتصادی، به میزان ۰/۵۰ درصد تاثیر منفی معنی‌دار و در شرایط رونق اقتصادی، به میزان ۰/۵۱ درصد به صورت مثبت معنی‌دار، تابع واکنش سیاست‌گذار پولی را تحت تاثیر قرار می‌دهد. با برآورد الگوی (۲) (هدف-گذاری تولید)، شرایط رکود اقتصادی، شکاف تولید به میزان ۵/۰۴ درصد اثر مثبت معنی‌دار و در شرایط رونق اقتصادی، به میزان ۰/۰۸ درصد به صورت مثبت معنی‌دار، تابع واکنش سیاست‌گذار پولی را تحت تاثیر قرار می‌دهد. برآورد الگوی (۳) (هدف‌گذاری تورم و تولید) نشان داده است که، در شرایط رکود اقتصادی، متغیرهای شکاف تولید و شکاف تورم به ترتیب به میزان ۰/۶۷ و ۰/۸۳ درصد اثر منفی معنی‌دار و در شرایط رونق اقتصادی، به ترتیب ۰/۶ و ۰/۷۴ درصد به صورت مثبت معنی‌دار، تابع واکنش سیاست‌گذار پولی را تحت تاثیر قرار می‌دهد. با برآورد الگوی (۴) (یا ورود متغیر تغییرات قیمت نفت به الگوی (۳))، در شرایط رکود اقتصادی، متغیرهای تغییرات قیمت نفت، شکاف تولید و شکاف تورم به ترتیب به میزان ۰/۰۶، ۰/۵۵ و ۰/۸۱ درصد اثر منفی معنی‌دار و در شرایط رونق اقتصادی، به ترتیب ۰/۰۶۵، ۰/۵۴ و ۰/۷۵ درصد تاثیر مثبت معنی‌دار بر تابع واکنش سیاست‌گذار پولی دارند. براساس نتایج بدست آمده مشاهده می‌شود که با ورود متغیر قیمت نفت، از شدت تاثیر شکاف تولید بر تابع واکنش سیاست‌گذار پولی کاسته شده است.

تیلور (۱۹۹۹)، بال (۱۹۹۸) و کلریدا و گالی (۱۹۹۸)، بحث می‌کنند که در یک اقتصاد باز، نرخ ارز یک بخش مهمی از تابع واکنش سیاست‌گذاری پولی و مکانیسم انتقال به حساب می‌آید، بنابراین با برآورد الگوی (۵) (یا ورود متغیر شکاف نرخ ارز رسمی به الگوی (۳))، در شرایط رکود

<sup>۱</sup> Petersen.

اقتصادی، متغیرهای شکاف نرخ ارز رسمی، شکاف تولید و شکاف تورم به ترتیب به میزان ۰/۰۰۰۱۰، ۱/۴۷ و ۱/۴۰ درصد اثر منفی معنی‌دار و در شرایط رونق اقتصادی، به ترتیب ۰/۰۰۰۰۹، ۱/۳۴ و ۱/۲۸ درصد تاثیر مثبت معنی‌دار بر تابع واکنش سیاست‌گذار پولی دارند. نتایج نشان داده است که با ورود شکاف نرخ ارز رسمی، از شدت تاثیر شکاف تولید و شکاف تورم بر تابع واکنش سیاست‌گذار پولی به یک میزان کاسته شده است. با برآورد الگوی (۶) (یا ورود متغیر قیمت نفت و متغیر شکاف نرخ ارز رسمی به الگوی (۳))، در شرایط رکود اقتصادی، متغیرهای تغییرات قیمت نفت، شکاف نرخ ارز رسمی، شکاف تولید و شکاف تورم به ترتیب به میزان ۰/۰۰۰۱۰، ۱/۵۵ و ۱/۲۰ درصد اثر منفی معنی‌دار و در شرایط رونق اقتصادی، به ترتیب ۰/۰۰۰۰۹، ۱/۴۰ و ۱/۰۹ درصد تاثیر مثبت معنی‌دار بر تابع واکنش سیاست‌گذار پولی دارد. براساس نتایج بدست آمده مشاهده می‌شود که با ورود شکاف نرخ ارز رسمی، از شدت تاثیر شکاف تورم بر تابع واکنش سیاست‌گذار پولی کاسته شده است. از سوی دیگر مشاهده می‌شود که با ورود متغیر تغییرات قیمت نفت به الگوی (۵)، از شدت تاثیر شکاف تورم بر تابع واکنش سیاست‌گذار پولی کاسته شده است. همانطور که بیان گردید، سطح آستانه مناسب برای همه الگوها، سطوح بالاتر از آستانه رشد اقتصادی می‌باشد. بنابراین نتایج حاصل از برآورد الگوهای (۱)، (۳) و (۴) با مطالعات داوودی و همکاران (۱۴۰۰) و جعفری لیلاب و حقیقت (۱۳۹۹)، که برای یک سیاست‌گذار متعهد تثبیت تورم مهم می‌باشد، مطابقت دارد. همچنین نتایج حاصل از برآورد الگوهای (۲)، (۵) و (۶) از مطالعه حاضر با مطالعه جعفری لیلاب و حقیقت (۱۳۹۹) که برای یک سیاست‌گذار مصلحت‌اندیش، تثبیت تولید بر تثبیت تورم مقدم است، مطالعه فیلیز و چانزین تونیو (۲۰۱۴) که در کشورهای صادرکننده نفت، شوک‌های نفتی واکنش مثبت به نرخ بهره می‌دهند و مطالعه آسو (۲۰۲۰) که نرخ ارز بر سیاست‌گذار پولی تاثیر می‌گذارد، مطابقت دارد.

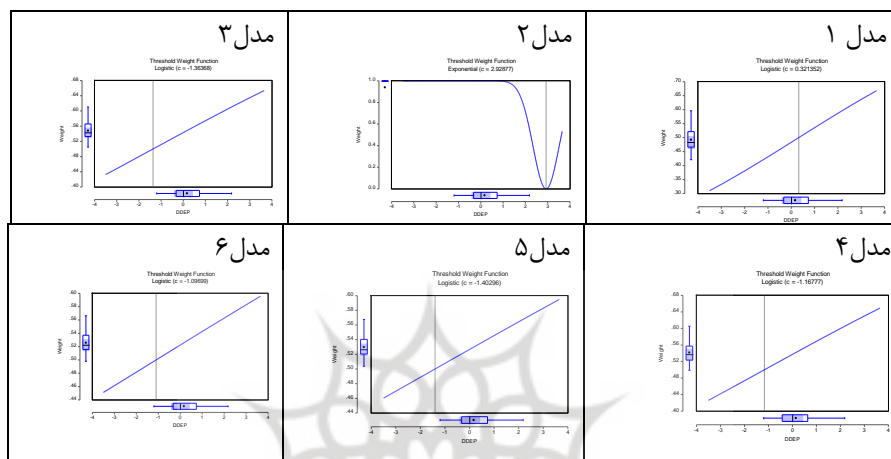
بر این اساس و با ارزیابی ورود متغیرها به الگوها می‌توان به تشریح این‌که، سیاست‌گذار پولی چگونه باید به قیمت نفت واکنش نشان دهد، پرداخت. برای سادگی، فرض کنید که یکبار شوک قیمت نفت رخ می‌دهد، در حالی که همه چیز ثابت نگه داشته شده است. در کشورهای صادرکننده نفت نیز، با افزایش قیمت نفت، درآمدهای ارزی این کشورها افزایش می‌یابد. بنابراین دولت‌ها با تبدیل دلارهای نفتی به پول ملی برای تامین مخارج خود، حجم پول را در جامعه افزایش می‌دهند. همچنین در کشورهای صادرکننده نفت، شوک‌های نفتی با توجه به نوع نظام ارزی، می‌تواند اثرات متفاوتی بر متغیرهای پولی اقتصاد این کشورها بگذارد. در یک کشور صادرکننده نفت، از آن جا که در ابتدا درآمد این کشور افزایش می‌یابد، انتظار می‌رود اثرات افزایش قیمت نفت مثبت باشد

(بوجورلند، ۲۰۰۹: ۵۴). در نتیجه، انتظار می‌رود هم مصرف و هم سرمایه‌گذاری افزایش یافته و آن نیز به نوبه خود منجر به افزایش تولید خدمات و کالاها و همچنین کاهش بیکاری شود. بنابراین شوک‌های نفتی در اقتصاد از یک سو در نتیجه تبدیل درآمدهای ارزی نفت به معادل ریالی آن از سوی بانک مرکزی منجر به ایجاد سیاست انبساطی پولی و از سوی دیگر از طریق درآمدهای نفتی سبب ایجاد سیاست انبساطی مالی می‌گردد. در کشورهایی که دارای درآمد نفتی هستند این شوک‌ها می‌توانند بر تغییرات نرخ بهره اثر گذار باشند. براساس شوک‌های طرف تقاضا، تورم و تولید در یک جهت و براساس شوک‌های طرف عرضه، تورم و تولید در خلاف جهت هم عمل می‌نمایند. شواهد تجربی نشان می‌دهد که کانال عرضه انتقال ضعیف بوده و کانال تقاضای انتقال در عمل غالب است. بر این اساس می‌توان انتظار داشت که هیچ دلیلی برای سیاست‌گذاران پولی برای افزایش نرخ بهره وجود ندارد. در واقع، می‌توان گفت که سیاست‌گذاران باید نرخ‌های بهره را کاهش دهند تا تأثیر رکود را کاهش دهند. براساس نتایج بدست آمده مشاهده می‌شود که کانال تأثیرگذاری متغیر تغییرات قیمت نفت بر تابع واکنش سیاست‌گذار پولی، شکاف نرخ ارز رسمی بوده و همچنین تغییرات قیمت نفت و شکاف نرخ ارز رسمی تأثیر معنی‌دار بر نرخ بهره دارند. برای تفسیر نتایج باید به این نکته توجه شود که در شرایطی که تولید واقعی اقتصاد به طور چشم‌گیر کمتر از سطح بالقوه آن باشد، سیاست پولی انبساطی با هدف تهییج تقاضا و تقویت رشد واقعی غیرتورمی و مدیریت اختلالات مالی توصیه می‌شود. در مقابل، در شرایطی که تولید واقعی پیرامون تولید هدف نوسان دارد، سیاست پولی می‌باید رویکرد مقابله با تورم و ممانعت از تحریک تقاضا همراه با محدودتر شدن اختلالات مالی را اتخاذ نماید. در قاعده تیلور نرخ ارز می‌تواند تأثیر مثبت یا منفی داشته‌باشد. ضریب منفی برای نرخ ارز نشان می‌دهد که، با افزایش قیمت ارز، شکاف نرخ ارزی افزایش و صادرات به صرفه‌تر و واردات گران می‌شود که، هر دو موجب افزایش تولید می‌شوند. از آن جا که برای افزایش تولید به سرمایه‌گذاری بیشتر نیاز است، یکی از راه‌های افزایش اشتیاق بنگاه‌ها به سرمایه‌گذاری بیشتر، کاهش نرخ سود تسهیلات اعطایی است. همچنین عدم تقارن مثبت در شکاف تورمی بیانگر دوری و اجتناب بانک مرکزی کشورها نسبت به شتاب دادن به تورم است.

### ۳-۳-۵. ارزیابی مدل

پس از برآورد مدل، باید نتایج به دست آمده را مورد ارزیابی قرار دهیم. این بخش را می‌توان با تحلیل نموداری آغاز کرد. با توجه به این که تابع انتقال لاجستیک می‌باشد، می‌توان زمان تغییر

رژیم را برای مدل‌های برآورد شده در قالب نمودار (۲) مشاهده نمود. براساس مباحث بیان شده در بخش روش‌شناسی پژوهش، همان‌طور که نمودار (۲) نشان می‌دهد، زمانی که میزان رشد اقتصادی به سطح آستانه می‌رسد، محل وقوع تغییر رژیم  $G = 0.5$  از رژیم نخست که حالت حدی آن  $G = 0$  است به رژیم دوم که حالت حدی آن  $G = 1$  است به آرامی انتقال می‌یابد. به عبارت دیگر، توابع انتقال نمایش داده شده، بیانگر وجود یک فرآیند تعدیل ملایم دو رژیمی در مدل برآورد شده تحقیق است.



نمودار (۲): نمودار تابع انتقال لاجستیک مربوط به تغییر رژیم برای کشور ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

در مرحله بعدی خطاهای احتمالی که عبارت‌اند از: آزمون عدم وجود خطای خودهمبستگی، آزمون باقی نماندن رابطه غیرخطی در پسماندهای الگو و ثابت بودن عوامل در رژیم‌های مختلف، مورد بررسی قرار می‌گیرند. در آزمون عدم وجود خطای خودهمبستگی، ارزش احتمال آزمون  $F$  برای این آزمون بین  $0/25$  تا  $0/12$  به دست آمده است که براساس آن، فرضیه صفر (وجود نداشتن خودهمبستگی) در سطح اطمینان مناسبی پذیرفته می‌شود. در آزمون باقی نماندن رابطه غیرخطی در پسماندهای الگو، ارزش احتمال آزمون  $F$  برای تابع انتقال  $H_{02}$  برآورد شده بین  $0/45$  تا  $0/12$  می‌باشد که نشان می‌دهد الگو در تصریح رابطه غیرخطی بین متغیرها موفق بوده است. در آزمون ثابت بودن عوامل در رژیم‌های مختلف، ارزش احتمال به دست آمده برای آماره  $F$  برابر با  $0/0$  است که براساس آن، یکسان بودن ضرایب در قسمت خطی و غیرخطی در سطح احتمال  $99$  درصد رد



می‌شود. همچنین براساس نتایج بدست آمده، مدل فاقد ناهمسانی واریانس بوده و پسماندهای مدل نیز دارای توزیع نرمال هستند.

#### ۴. نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر، با هدف بررسی تابع واکنش سیاست‌گذار پولی صورت گرفته است. بدین منظور با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه طی دوره ۲۰۰۲-۲۰۱۹ و با به کارگیری مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) به بررسی این رابطه در اقتصاد ایران پرداخته شده است. در این پژوهش از یک قاعده سیاست پولی استفاده شده است که در آن، با توجه به وجود قانون عملیات بانکی بدون ربا و عدم به کارگیری نرخ بهره به عنوان ابزار اولیه سیاست‌گذاری پولی، تغییرات نرخ بهره سود سپرده‌ها به جای نرخ بهره اسمی، در واکنش به شکاف تورم و شکاف تولید تعدیل می‌گردد. نتایج بدست آمده نشان داده است که: الف) تابع واکنش سیاست‌گذار پولی، غیرخطی می‌باشد. ب) براساس مدل‌های (۱)، (۲)، (۳)، (۴)، (۵) و (۶)، برآورد شده، تاثیر متغیرها بر تابع واکنش سیاست‌گذار پولی در شرایط رکود اقتصادی؛ منفی معنی‌دار و در شرایط رونق اقتصادی؛ مثبت معنی‌دار است. پ) در همه سناریوها، در سطوح آستانه‌ای بالاتر رشد اقتصادی، کانال تقاضا انتقال عمل کرده و سیاست‌گذار می‌تواند برای از بین بردن دوره‌های رکود، نرخ بهره را تغییر دهد. ت) ادعای لوبیک و اچورفیده (۲۰۰۷)، در مورد این که سیاست‌های پولی واکنش معنی‌داری را به نوسان‌های نرخ ارز ندارند، در کشور ایران رد می‌شود. ث) اگر بانک مرکزی، در تنظیم سیاست پولی، دو هدف تورم و شکاف تولید را در نظر داشته باشد، براساس سناریوی (۳)، نتایج بدست آمده گویای این واقعیت است که با افزایش ضریب تورم نسبت به ضریب شکاف تولید، هدف‌گذاری تورم اولویت دارد. این درحالی است که براساس سناریوی (۶)، یعنی با ورود متغیرهای تغییرات نرخ ارز رسمی و تغییرات قیمت نفت به مدل، با افزایش ضریب شکاف تولید نسبت به ضریب تورم، سناریوی هدف‌گذاری از تورم به تثبیت تولید تغییر پیدا می‌کند. با توجه به این که اقتصاد کشور ایران از نوسانات نرخ ارز و تغییرات قیمت نفت متاثر می‌شود، به سیاست‌گذاران اقتصادی پیشنهاد می‌شود، برای کاهش و از بین بردن شکاف تولید، رفتاری معنادار و براساس قاعده، از خود نشان داده و در برآورد قاعده تیلور از متغیرهای کلیدی و تاثیرگذار بر اقتصاد همچون؛ قیمت نفت، قیمت سهام، قیمت مسکن، نرخ ارز و... استفاده نمایند، چرا که انتخاب اهداف سیاستی نامناسب اعتبار بانک مرکزی را خدشه‌دار کرده و چارچوب هدف‌گذاری را بی‌اعتبار می‌نماید. همچنین پیشنهاد می‌شود بانک مرکزی، در راستای هماهنگی نسبی سیاست‌های پولی با سیاست‌های ارزی، مالی و اعتباری در جهت افزایش اثرگذاری



سیاست پولی، اعمال سیاست پولی مناسب با دوران رکود و رونق و بسترسازی جهت استفاده از نرخ بهره به عنوان ابزار سیاست پولی، اقدام نماید.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی

## منابع

۱. توکلیان، حسین (۱۳۹۴) "سیاست‌گذاری پولی بهینه، مبتنی بر قاعده و صلاح‌دیدی در جهت رسیدن به اهداف تورمی برنامه‌های پنجساله توسعه: یک رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی"، فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی، شماره ۲۳، صص ۱-۳۸.
۲. جندق‌میبدی، فرشته؛ فلاحی، محمدعلی و مهدی فیضی (۱۳۹۸) "برآورد قاعده بهینه سیاست پولی ایران در چارچوب مدل‌های هیبریدی"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، شماره ۱۱، صص ۱-۳۰.
۳. جعفری لیلاب، پری و جعفر حقیقت (۱۳۹۹) "بررسی اولویت‌های راهبردی سیاست‌های پولی و مالی در ایران"، فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، شماره ۱، صص ۸۸-۱۱۹.
۴. داودی، پدارم و حسین باستان نژاد (۱۳۹۹) "بررسی شمول سیاست‌گذاری پولی با مقوله ثبات مالی در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی DSGE"، فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری، شماره ۲، صص ۴۳-۸۷.
۵. داوودی، پرویز؛ سزاوار، محمدرضا و مجتبی‌اسلامیان (۱۴۰۰) "معرفی و برآورد شاخص شرایط پولی برای اقتصاد ایران با استفاده از روش تصحیح خطای برداری جوهانسون - جوسیلیوس"، فصلنامه علمی اقتصاد و بانکداری اسلامی، شماره ۳۸، صص ۸-۳۱.
۶. قلی‌زاده کناری، صدیقه؛ پورفرج، علیرضا و احمد جعفری صمیمی (۱۳۹۸) "برآورد شاخص کارایی سیاست پولی در یک اقتصاد منتخب: پاکستان"، فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی، شماره ۴۰، صص ۳۷۶-۳۴۳.
7. Ahmad Shah, I. & Kundu, S. (2021), "Asymmetries in the monetary policy reaction function: evidence from India". *Journal Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, pp.1-27.
8. Adenuga. Adeniyi Olatunde & Gylych. Jelilov (2019), "Estimating Monetary Policy Reaction Function: The Case of Nigeria". *International Journal of Social Sciences Uluslararası Sosyal Bilimler Dergisi*. Vol. 42. No. 17. PP; 311-339.
9. Ball, L., (1999), "Policy rules for open economies. In: Taylor, J.B. (Ed.)", *Monetary Policy Rules*. University of Chicago Press, pp. 127-156.
10. Baaziz, Y. & Labidi, M. (2016), "Nonlinear Monetary Policy Rules: An Essay in the Comparative Study on Egyptian and Tunisian Central Banks". *Economies; Basel* Vol. 4, Iss. 2, pp. 1-18.
11. Blinder. A. (1998), "Central Banking in Theory and Practice". Cambridge. MA. MIT Press.

12. Bernanke, B.S., Mishkin, F.S.,(1997), "Inflation Targeting: a New Framework for Monetary Policy?", National Bureau of Economic Research, No. W5893.
13. Clarida. R; Galí. J & Gertler. M. (1998), "Monetary policy rules in practice: Some international evidence". *EurRev.* Vol. 42. No. 6. pp; 1033–1067.
14. Chen. Chuanglian. Yao. Shujie & Ou. Jinghua (2016), "Exchange Rate Dynamics in a Taylor Rule Framework". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money.* Vol. 46. No. 3. pp:158-173.
15. Debelle, G., (1999), "Inflation Targeting and Output Stabilisation", Reserve Bank of Australia. Dickey, D.A., Fuller, W.A., Likelihood ratio statistics for autoregressive time series
16. Hutchison. M.; Sengupta. R. and Singh. N. (2010), "Estimating a monetary policy rule for India", *Economic and Political Weekly.* Vol. 45. No. 38. pp; 67-96.
17. Filis. G.& Chatziantoniou. I,(2014), "Financial and monetary policy responses to oil price shocks: Evidence from oil-importing and oil-exporting countries", *Review of Quantitative Finance and Accounting.* Vol. 42. No. 10. pp; 709-729.
18. Friedman. M (1960), "A program for monetary stability", New York: Fordham University Press.
19. Ghosh, A.R., Ostry, J.D., Chamon, M., (2016), "Two targets, two instruments: monetary and exchange rate policies in emerging market economies", *J. Int. Money Finance*, No.60, 172–196..
20. Lubik. T. & Schorfheide. F (2007), "Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54. No. 4. pp; 1069-1087.
21. McCallum, B.T., (1999), "Issues in the design of monetary policy rules". *Handb. Macroecon*, No.1, 1483–1530.
22. Mariyam. S. & Shahid Malik. W (2020). "The Role of Monetary Policy in Transmission of Asset Prices". Vol. 4. No. 1. pp;143-167.
23. Mishkin, F.S.,(2007). *The Dangers of Exchange-rate Pegging in Emerging Market Countries.* *Monetary Policy Strategy*, p. 445.
24. Owusu. B,(2020). "Estimating Monetary Policy Reaction Functions: Comparison between the European Central Bank and Swedish Central Bank". *Journal of Economic Integration* ,Vol. 35. No. 3. pp; 396-425.
25. Orphanides, A., (2002). "Activist Stabilization Policy and Inflation: the Taylor Rule in the 1970s". *CFS Working Paper*, No. 2002/15.
26. Obstfeld, M., Rogoff, K., (2000). "New directions for stochastic open economy models". *J. Int.Econ.* 50 (1), 117–153..

27. Rudebusch, G.D., (2002). "Assessing nominal income rules for monetary policy with model and data uncertainty". *Econ. J.* 112 (479), 402–432.
28. Svensson. Lars (2003). "What is wrong with Taylor rules? Using judgment in monetary policy through targeting rules". *Journal of Economic Literature*. Vol. 41. No. 2. pp; 426-477.
29. Taylor. J,(1993). "Discretion versus policy rules in practice". *CarnegieRochester Series on Public Policy*. Vol. 39. No. 17. pp; 195-214.
30. *Taufeeq, A.* (2019), Nonlinear Reaction functions:Evidence from India , *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 2019, 1, pp. 111-132.





پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی