

بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی بر تورم و شکاف تولید در ایران: رویکرد حد آستانه‌ای

Asymmetric Effects of the Monetary Policy on Inflation and Output Gap in Iran: A Threshold Approach

Akbar Komijani*, Naser Elahi**

Masoud Salehi Rezveh***

اکبر کمیجانی*، ناصر الهی**

مسعود صالحی رزوه***

Received: 9/Oct/2014 Accepted: 16/Feb/2015

دریافت: ۱۳۹۳/۷/۱۷ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۱/۲۷

چکیده:

Abstract:

This paper investigates the monetary policy reaction of the Central Bank of Iran with threshold effects. The estimation of the nonlinear reaction function is carried out using a two-step procedure. At first step of this procedure, we follow Caner and Hansen's (2004) threshold approach. Using the Taylor empirical rules and threshold variables including inflation and output gap we estimate the relevant threshold values. Then, to infer the monetary policy preferences, we employ these threshold values to estimate the asymmetric policy reaction function specified by Favero and Rovelli (2003) and Komlan (2013). This is done by Generalized Method of Moment (GMM). Experimental results show that the asymmetry parameter of the output gap is statistically significant. Thus, the Central Bank reacts more vigorously to negative than to positive output gaps. Also, the results suggest that Central Bank reacts only when the inflation rate is higher than the threshold. This fact indicates that the monetary authorities seek to improve the output and employment, and the priority of controlling inflation rate is not considered during the study period.

این مقاله عکس‌العمل سیاست پولی با اثرات آستانه‌ای را برای بانک مرکزی ایران بررسی می‌کند. تخمین تابع عکس‌العمل غیرخطی با استفاده از روش دو مرحله‌ای انجام می‌شود. ابتدا از رویکرد آستانه‌ای کنر و هانسن (۲۰۰۴) پیروی می‌کنیم. در چارچوب این روش با استفاده از قواعد تجربی تیلور و دو متغیر آستانه‌ای تورم و شکاف تولید، ارزش‌های آستانه‌ای را تخمین می‌زنیم. سپس این ارزش‌های آستانه‌ای را برای تخمین تابع عکس‌العمل سیاستی غیرمتقارن به پیروی از فاورو و رولی (۲۰۰۳) و کملن (۲۰۱۳) به وسیله روش GMM به کار می‌بریم. نتایج تجربی نشان می‌دهد که پارامتر عدم تقارن مربوط به شکاف تولید از نظر آماری کاملاً معنادار است. بنابراین بانک مرکزی به انحرافات منفی تولید از هدف نسبت به انحرافات مثبت اهمیت بیشتری می‌دهد. همچنین نتایج به دست آمده حاکی از آن است که تنها هنگامی که نرخ تورم بالاتر از حد آستانه قرار گیرد، بانک مرکزی عکس‌العمل نشان می‌دهد. این واقعیت نشان می‌دهد که مقامات پولی بیشتر به دنبال بهبود وضعیت تولید و اشتغال بوده و کنترل تورم در اولویت سیاست‌های بانک مرکزی در طی دوره مورد بررسی قرار ندارد.

Keywords: Asymmetric or Nonlinear Preferences; Output Gap; Threshold Effects.

JEL: C23, E58, E52.

کلمات کلیدی: ترجیحات نامتقارن یا غیرخطی؛ شکاف تولید؛ اثرات آستانه‌ای.

طبقه‌بندی JEL: C23, E58, E52.

* استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

Email: komijani@ut.ac.ir

** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه مفید

Email: elahi@mofidu.ac.ir

*** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مفید (نویسنده مسئول)

Email: m.salehir88@gmail.com

* Professor of Economics, Tehran University, Tehran, Iran.

** Assistant Professor of Economics, Mofid University, Qom, Iran.

*** Ph.D. in Economics, Mofid University, Qom, Iran (Corresponding Author).



۱- مقدمه

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. اگرچه وظیفه اصلی بانک مرکزی کنترل سطح قیمت‌ها است، اما بالا نگه داشتن سطح فعالیت‌های اقتصادی و حمایت از پول ملی نیز از دیگر وظایف اصلی آن محسوب می‌شود. بسیاری از اقتصاددانان حوزه کلان، طی سال‌های اخیر به دنبال طراحی قاعده‌ای به منظور دستیابی به اهداف اقتصادی فوق بوده‌اند. قاعده سیاستی تیلور مثال بارزی از تلاش به منظور تبیین قاعده تصمیم‌گیری سیاست‌گذار پولی است.

بر اساس قاعده تیلور^۱، مقامات پولی یک ترکیب خطی از تابع زیان درجه دوم بانک مرکزی از تورم و تولید را مینیمم می‌کنند و ابزار اصلی اجرای سیاست، نرخ بهره کوتاه‌مدت است (تیلور، ۱۹۹۳: ۲۱۴-۱۹۵). اکثر ادبیات اخیر این دیدگاه را از طریق تخمین قاعده تیلور یا تابع عکس‌العمل که در آن نرخ بهره کوتاه‌مدت یک تابع خطی از ارزش انتظاری در زمان حال و ارزش‌های آتی تورم و شکاف تولید است، تکمیل کرده‌اند. به عنوان یک موضوع تئوریک، زمانی یک چنین توابع عکس‌العمل خطی به دست می‌آیند که ارزش انتظاری تابع زیان یا به عبارت دیگر تابع درجه دوم از تورم و شکاف تولید نسبت به یک ساختار پویای خطی پولی حداقل شوند. از ویژگی‌های اصلی قاعده تیلور آن است که اهمیت شکاف تولید و تورم برای سیاست‌گذاران یکسان است یعنی وزن یکسان به فاصله تورم جاری از تورم هدف و شکاف تولید داده شده است.

اخیراً برخی از ادبیات موضوعی این امکان را در نظر گرفته‌اند که تابع زیان سیاست‌گذاران پولی ممکن است درجه دوم نباشند، در نتیجه قاعده تیلور به دست آمده از چنین توابعی ضرورتاً خطی نیستند. برای مثال، مقامات پولی ممکن است از انحرافات مثبت نرخ تورم نسبت به انحرافات منفی آنها بیشتر بیزار باشند، یا وقتی که به تورم هدف دست یافته

باشند، تلاش بیشتری برای کاهش شکاف تولید کنند. در واقع با وجود راحتی تحلیل، یک تابع زیان درجه دوم که شکاف تولید مثبت و منفی را به یک اندازه جریمه می‌کند، به نظر واقع‌بینانه نمی‌آید.

بنابراین اثرات غیرمقارن در زمینه سیاست پولی به وضعیتی اشاره دارد که در آن اثرات یک سیاست معین ثابت نیست و با توجه به شرایط مختلف تغییر می‌کند. به طور کلی اهداف نامتقارن منجر به توابع عکس‌العمل غیرخطی می‌شوند که این خود به خاطر وزنی است که به انحراف تورم از تورم هدف و انحراف تولید از تولید بالقوه داده می‌شود و این بستگی به شرایط اقتصادی دارد. یک روش ساده جهت دستیابی به روابط غیرخطی یا عدم تقارن در رفتار سیاستی تخمین مدل‌های آستانه‌ای است. روش رگرسیون آستانه‌ای به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا توابع رگرسیونی به طور یکنواخت از همه مشاهدات عبور می‌کنند یا می‌توانند به گروه‌های مجزا شکسته شوند؟

مطالعه حاضر در پی آن است که رفتار بانک مرکزی در فرآیند سیاست‌گذاری پولی را با الهام از قاعده تیلور غیرخطی از نوع آستانه‌ای شناسایی نماید. بدین منظور باید بررسی کنیم که آیا بانک مرکزی قاعده سیاست‌گذاری خود را نسبت به یک سطح آستانه‌ای تورم یا شکاف تولید تعدیل می‌کند یا خیر. به عبارت دیگر باید بررسی کنیم که آیا بانک مرکزی عکس‌العمل شدیدتری به تورم بالا نسبت به تورم پایین نشان می‌دهد. به طور مشابه آیا بانک مرکزی عکس‌العمل شدیدتری به شکاف منفی تولید نسبت به شکاف مثبت تولید نشان می‌دهد یا خیر.

با توجه به اینکه سونسون^۲ (۱۹۹۷) و بال^۳ (۱۹۹۹) با به کارگیری مدل عرضه و تقاضای کل و تابع زیان بانک مرکزی نشان دادند که سیاست بهینه پولی شکلی مانند قاعده تیلور دارد، در این تحقیق نیز جهت آزمون عکس‌العمل سیاست پولی نسبت به تورم و شکاف تولید در ایران، علاوه بر قاعده تجربی تیلور یک تصریح بین دوره‌ای از تابع زیان به کار می‌بریم که از تابع هدف بانک مرکزی استخراج می‌شود.

بر این اساس، ساختار کلی مقاله به شکل زیر است. در

2. Svensson (1997)

3. Ball (1999)

1. Taylor (1993)

برابر شوک‌های غیرمنتظره را برای سیاست‌گذاران از بین می‌برد. بر این اساس، راهبرد قاعده همراه با صلاح‌دید به عنوان راهبرد مناسب شناخته می‌شود. یکی از مهم‌ترین طرفداران این راهبرد، تیلور است که قاعده پولی وی مبنای بسیاری از مطالعات روز دنیا و سیاست‌گذاری‌های بانک‌های مرکزی قرار گرفته است. بر اساس نظر وی، راهبرد قاعده همراه با صلاح‌دید به این صورت خواهد بود که قاعده پولی باید به عنوان یک هدایتگر در اختیار سیاست‌گذاران بوده و خط مشی کلی و جهت حرکت بلندمدت سیاست پولی را مشخص کند، اما برای جلوگیری از انعطاف‌ناپذیری سیاست پولی در مواجهه با شوک‌های غیرمنتظره اقتصادی باید درجه‌ای از اختیار برای سیاست‌گذار پولی وجود داشته باشد تا بتواند در مواقع بحرانی، واکنش مناسب نشان دهد (خورسندی و اسلاملوپیان، ۱۳۹۱: ۱۲۱).

۲-۲- انواع قواعد سیاستی

قواعد سیاستی مختلفی وجود دارد. برای مثال قاعده رشد ثابت پول، هدف‌گذاری درآمد اسمی و هدف‌گذاری تورمی. رویکرد سنتی استفاده از قاعده فریدمن^۲ (۱۹۶۰) است. فریدمن قاعده K درصدی را پیشنهاد می‌کند که در آن بانک مرکزی نرخ ثابتی را برای رشد عرضه پول در نظر می‌گیرد. این قاعده بر اساس معادله تئوری مقداری پول است:

$$\Delta m + \Delta v = \pi + \Delta y \quad (1)$$

که در آن همه متغیرها به صورت لگاریتمی هستند. π تورم، m حجم پول، v سرعت گردش پول و y تولید حقیقی است. از معادله بالا، انتخاب نرخ ثابت رشد پول، K درصد، قاعده ساده‌ای را نشان می‌دهد که به طور متوسط به نرخ تورم هدف می‌رسد:

$$\Delta m = \pi + \Delta y - \Delta v \quad (2)$$

یک راه دیگر برای تفسیر این قاعده سیاستی از نظر رشد درآمد اسمی است. اگر سرعت گردش پول ثابت باشد ($\Delta v = 0$)، قاعده‌ای برای رشد ثابت پول به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\Delta m = \pi + \Delta y \quad (3)$$

بخش دوم ادبیات نظری ارائه می‌شود، بخش سوم به مطالعات تجربی اختصاص دارد. تابع عکس‌العمل سیاست پولی در بخش چهارم معرفی و برآورد می‌شود. بحث و نتیجه‌گیری نیز در بخش پنجم ارائه می‌شود.

۲- مروری بر ادبیات

۲-۱- صلاح‌دیدها در برابر قواعد

سیاست پولی می‌تواند به صورت صلاح‌دید یا قاعده سیاستی اجرا شود. در شرایط صلاح‌دید، سیاست به صورت دوره به دوره و بدون پیگیری جهت مسیر آتی تعیین می‌شود. بنابراین سیاست‌گذاران تصمیم می‌گیرند که به کمک قضاوت آنها چه چیزی باید بهترین سیاست باشد. چون ترجیح سیاست‌گذاران طی زمان تغییر می‌کند و تصمیمات ارجح در یک نقطه از زمان ممکن است ناسازگار با نقطه دیگر زمانی باشد، می‌تواند موجب اعتبار کمتری شود و افراد به رفتار سیاست‌گذاران باور نخواهند داشت (مسئله ناسازگاری زمانی).

از سوی دیگر سیاست‌های مبتنی بر صلاح‌دید باعث خواهند شد تا سیاست‌گذار در مواجهه با شرایط مختلف اقتصادی از انعطاف لازم برخوردار بوده و بهترین سیاست را در هر شرایطی اتخاذ کند.

در قواعد سیاستی، سیاست‌گذاران قاعده‌ای را دنبال می‌کنند که می‌تواند مانع از ناکارایی مربوط به مسئله ناسازگاری زمانی شود. دنبال کردن یک قاعده به سیاست‌گذاران کمک می‌کند که اقدامات سیاستی خود را به صورت اثربخش منتقل و شرح دهند. مزیت استفاده از قاعده این است که بانک مرکزی می‌تواند اعتبار کسب کند و پاسخ‌گویی بانک مرکزی نیز تقویت می‌شود. همچنین قواعد، عدم اطمینان را از تصمیم سیاستی کاهش می‌دهد و تصمیمات سیاستی برای مشارکت‌کنندگان بازارهای مالی، کسب و کارها و خانوارها قابل پیش‌بینی‌تر می‌شوند (اورفانیدز^۱، ۲۰۰۷: ۲-۱).

انتقادی که بر قواعد سیاست پولی وارد می‌شود آن است که استفاده از قواعد به صورت خشک و مکانیکی موجب انعطاف‌ناپذیری سیاست پولی شده و امکان واکنش مناسب در

2. Friedman (1960)

1. Orphanides (2007)



که Γ نرخ وجوه دولتی، π نرخ تورم نسبت به چهار فصل قبلی و y درصد انحراف تولید ناخالص داخلی حقیقی از هدف یا روند است. در این مورد، نرخ‌های بهره در پاسخ به افزایش در تورم بالای هدف ضمنی و شکاف مثبت در تولید، افزایش می‌یابد (تیلور، ۱۹۹۳: ۲۰۲).

تیلور استدلال می‌کند که این قاعده شرح خوبی از سیاست پولی آمریکا را در سال ۱۹۸۵ ارائه می‌کند. با این وجود، این قاعده به اطلاعاتی که با تورم جاری و شکاف تولید شناسایی نمی‌شوند، توجه نمی‌کند (سونسون، ۲۰۰۰: ۱۷۸).

تعدادی از نویسندگان با استفاده از این فرم ساده برای سیاست پولی سعی کرده‌اند به جای اینکه مقادیر پیشنهاد شده توسط تیلور را انتخاب کنند، خودشان وزن‌های مربوط به انحرافات تورم و تولید از مقادیر هدف را تخمین بزنند. این مدل‌ها شکل زیر را به خود می‌گیرند:

(۶)

$$i_t = \Gamma^* + \pi_{-1} + a_\pi(\pi_t - \pi^*) + a_y \left(\frac{y_t - y^*}{y^*} \right) + \varepsilon_t$$

که i_t نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت هدف است، a_π و a_y ضرایب عکس‌العمل سیاستی هستند، Γ^* نرخ تعادلی است که فرض می‌شود نزدیک به نرخ رشد وضعیت یکنواخت باشد، π_t^* و π_{-1} به ترتیب نرخ تورم جاری و نرخ تورم هدف می‌باشند، π_{-1} نرخ تورم در طول چهار فصل گذشته است (شاخصی برای تورم انتظاری)، y_t و y_t^* به ترتیب سطح تولید جاری و روند هستند. ε_t جزء خطا است.

قواعد سیاست پولی که در فوق به آنها اشاره شد، فرض می‌کنند که مقامات پولی به صورت متقارن به اهداف سیاستی خود واکنش نشان می‌دهند، اما در مطالعات تجربی در آشکال مختلف از توابع عکس‌العمل سیاست پولی ضرایبی وجود دارد که متناسب با زمان تغییر می‌کنند. یکی از روش‌ها برای بررسی عدم تقارن در قواعد سیاست پولی، روش شکستن نمونه است. در این روش، نمونه را در یک تاریخ شکست احتمالی می‌شکنند و معادلات را برای دو رژیم به طور جداگانه تخمین می‌زنند. کلاریدا و همکاران^۲ با استفاده از این روش اثرات محتمل اجرای سیاست پولی بانک فدرال توسط رؤسای

این قاعده به عنوان هدف‌گذاری رشد درآمد اسمی محسوب می‌شود. فریدمن (۱۹۶۰) استدلال کرد که بانک مرکزی باید رشد حجم پول را با نرخ ثابت سالانه K درصد ثابت در نظر بگیرد تا اقتصاد باثبات باشد (اورفانیدز، ۲۰۰۷: ۳).

با این وجود در بسیاری از کشورها، رابطه بین رشد حجم پول و تقاضای کل در دهه‌های اخیر کمتر شده است. اصلاحات ساده، اجازه برای برخی عکس‌العمل‌های اتوماتیک رشد پول را به توسعه اقتصادی می‌دهد. بدین منظور قواعد ساده‌ای پیشنهاد شده است که موجب بهبود عملکرد اقتصادی می‌شود. از بین ساده‌ترین گزینه‌ها، قاعده مربوط به مک کالم^۱ است:

$$\Delta B = \Delta x^* - \Delta v - \phi_{\Delta x} (\Delta x - \Delta x^*) \quad (۴)$$

که در آن همه متغیرها به صورت لگاریتمی هستند. ΔB رشد پایه پولی، Δv رشد سرعت گردش پول، Δx رشد درآمد اسمی، Δx^* رشد طبیعی درآمد اسمی و $\phi_{\Delta x}$ پارامتر است (مک کالم، ۱۹۹۳: ۶۰-۱). مک کالم نشان داد که اگر قاعده‌ای مانند این قاعده (برای مثال با $\phi_{\Delta x} = 0.5$) استفاده شود، احتمالاً عملکرد اقتصاد آمریکا بهتر از عملکرد واقعی خواهد بود. به خصوص در دهه ۱۹۳۰ و ۱۹۷۰، که دو دوره از بدترین اشتباهات سیاست‌های پولی در تاریخ فدرال رزور بودند (مک کالم، ۱۹۸۸: ۲۰۳-۱۷۳).

مشکل این نوع قواعد این است که سرعت گردش پول ثابت نیست زیرا بی‌ثباتی در تقاضای پول وجود دارد که به دلیل اختلالات موقت یا مقاومت در برابر تغییر است که ناشی از نوآوری مالی است. به همین دلیل، بانک‌های مرکزی اغلب ترجیح می‌دهند که سیاست پولی را با استفاده از ابزار نرخ بهره تعدیل کنند.

ساده‌ترین قاعده پولی توسط تیلور پیشنهاد شده است. این قاعده یک قاعده سیاستی بازخوردی است که در آن نرخ بهره اسمی به انحرافات مشاهده شده در تورم و تولید از مقادیر هدفشان واکنش نشان می‌دهد. فرمول اصلی که تیلور پیشنهاد می‌کند به این صورت است:

$$r = \pi + 2 + 0.5 (\pi - 2) + 0.5y \quad (۵)$$

2. Clarida et al. (2000)

1. McCallum (1993)

وجود دارد و اجتناب ناپذیر است و بنابراین پژوهشگر باید عوامل مسبب در تغییر رژیم را پیدا کند (وسچ^۳، ۲۰۰۳: ۶).

روش دیگر برای مدل‌سازی عدم تقارن در توابع عکس‌العمل سیاستی بانک‌های مرکزی، مدل مارکف سوئیچینگ است (هامیلتون^۴، ۱۹۸۹: ۳۸۴-۳۵۷ و انگل و هامیلتون^۵، ۱۹۹۰: ۷۱۳-۶۸۹). در این مدل تغییر رژیم با قطعیت اتفاق نمی‌افتد، اما با یک احتمال خاص رخ می‌دهد. محقق نه تنها وزن‌های مربوط به تورم و تولید را در مورد بانک مرکزی برآورد می‌کند، بلکه روشی که بر اساس آن این وزن‌ها در طول زمان تغییر می‌کنند را هم مورد بررسی قرار می‌دهد.

در نهایت به نظر می‌رسد مدل‌های آستانه‌ای نقش مهمی در تصریح‌های غیرخطی از توابع عکس‌العمل نرخ بهره ایفا کنند. بر طبق این مدل‌ها واکنش مقامات پولی به این مسئله بستگی دارد که متغیر آستانه‌ای کمتر یا بیشتر از یک مقدار خاص تخمین زده شده باشد (هانسن^۶، ۲۰۰۰: ۶۰۳-۵۷۵ و کور و هانسن^۷، ۲۰۰۴: ۸۴۳-۸۱۳). در این روش متغیرهای درون‌زا و برون‌زا و یک متغیر برون‌زای آستانه‌ای در نظر گرفته می‌شود. کورتلوس و همکاران^۸ روش قبلی را از طریق لحاظ کردن یک متغیر آستانه‌ای درون‌زا توسعه می‌دهند (کورتلوس و همکاران، ۲۰۰۸: ۲۷-۱). بر اساس رویکردهای گفته شده در مدل‌سازی آستانه‌ای، قاعده سیاست پولی به شکل زیر برآورد می‌شود:

(۷)

$$i_t = \begin{cases} r^* + \pi_{-1} + a_\pi(\pi_t - \pi^*) + a_y \left(\frac{y_t - y^*}{y^*} \right) + \varepsilon_t & \text{if } I(q_t \leq \gamma) \\ r^* + \pi_{-1} + a_\pi(\pi_t - \pi^*) + a'_y \left(\frac{y_t - y^*}{y^*} \right) + \varepsilon_t & \text{if } I(q_t > \gamma) \end{cases}$$

در رابطه بالا q متغیر آستانه‌ای و γ ارزش آستانه‌ای است. علاوه بر قاعده تجربی تیلور جهت آزمون عکس‌العمل سیاست پولی نسبت به تورم و شکاف تولید، یک تصریح بین دوره‌ای از تابع زیان نیز استفاده می‌شود. در حالت کلی می‌توان تابع زیان را به شکل زیر نوشت:

$$L = \sum_{t=1}^T \omega_\pi (\pi_t - \pi_t^*)^2 + \omega_y (y_t - y_t^*)^2 + \omega_i (i_t - i_{t-1})^2 \quad (۸)$$

مختلف بانک مرکزی را بررسی می‌کنند (کلاریدا و همکاران، ۲۰۰۰: ۱۸۰-۱۴۷). نیومن و فون‌هاگن^۱ نیز تغییرات در قاعده تیلور را که ناشی از معرفی سیاست هدف‌گذاری تورم است، در شش کشور بررسی می‌کنند (نیومن و فون‌هاگن، ۲۰۰۲: ۱۹-۱).

برخی از روش‌ها نیز از متغیرهای مجازی استفاده می‌کنند. توضیح اینکه ویژگی مشترک رژیم‌های با سیاست هدف‌گذاری تورم، انعطاف‌پذیری است. با فرض مشکل بودن پیش‌بینی الگوهای آینده تورم و این واقعیت که بسیاری از شوک‌های اقتصادی ممکن است اثرات موقت بر تورم داشته باشند، تمام رژیم‌های هدف‌گذاری تورم به بانک مرکزی اجازه عدول از هدف را در یک محدوده مشخص می‌دهند. بنابراین، این طبیعی است که باور کنیم زمانی که شکاف تولید منفی و نرخ بیکاری بالا است، بیشتر رژیم‌های مبتنی بر سیاست هدف‌گذاری تورم، این اجازه را می‌دهند که تورم موقتاً از هدف خود بالاتر رود. تحت این شرایط، به ویژه هنگامی که اقتصاد در وضعیت رکود است، واضح است که قواعد سیاست پولی که پاسخ‌های نامتقارنی به شکاف تولید و یا انحرافات تورم می‌دهند، باید در نظر گرفته شوند (دولادو و همکاران^۲، ۲۰۰۰: ۳). به همین دلیل، برخی از روش‌ها از متغیرهای مجازی استفاده می‌کنند تا بتوانند ضرایب مختلف را بسته به اینکه تورم و یا تولید در بالا یا پایین مقدار هدف قرار دارد، تخمین بزنند.

عیب اصلی این دو روش - یعنی روش شکستن نمونه و روش متغیر مجازی - این است که محقق باید اطلاعات برون‌زایی پیدا کند که نشان دهد یک رژیم تغییر وضعیت اتفاق افتاده است. به طور کلی تخمین فرض می‌کند که تورم بلندمدت و نرخ بهره حقیقی بلندمدت با مقدار تعادلی خود برابر می‌شوند. این فرض تنها در صورتی برقرار است که دوره نمونه به اندازه کافی بلند باشد. بنابراین از آنجا که شکستن نمونه، مجموعه داده‌های موجود را کوتاه می‌کند، ممکن است فروض نقض شوند. این مشکل در روش متغیر مجازی هم

3. Wesche (2003)

4. Hamilton (1989)

5. Engel & Hamilton (1990)

6. Hansen (2000)

7. Kourtellis et al. (2008)

1. Neumann & Von Hagen (2002)

2. Dolado et al. (2000)



۵۵۶-۵۴۵).

پترسون^۳ به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا فدرال رزرو قاعده سیاست‌گذاری خود را نسبت به یک سطح آستانه‌ای تورم یا شکاف تولید تعدیل می‌کند یا خیر. بدین منظور یک مدل رگرسیون انتقال هموار را برآورد کرده و به این نتیجه می‌رسد که فدرال رزرو از یک مدل خطی در دوره ۱۹۷۹-۱۹۶۰ به یک مدل غیرخطی از نوع آستانه‌ای در دوره ۲۰۰۵-۱۹۸۵ حرکت کرده است. همچنین زمانی که نرخ تورم به یک حد آستانه‌ای خاص می‌رسد، فدرال رزرو نرخ بهره کوتاه مدت خود را تغییر می‌دهد (پترسون، ۲۰۰۷: ۲۱-۱).

کملن عکس‌العمل نامتقارن سیاست پولی بر تورم و شکاف تولید را برای کشور کانادا مطالعه کرده است. در این مقاله به طور تجربی رفتار نرخ بهره مقامات پولی کانادا با در نظر گرفتن عدم تقارن‌های احتمالی در تابع زیان تجزیه و تحلیل می‌شود. نتایج حاکی از آن است که مقامات پولی کانادا ترجیحات غیرمتقارن را نشان داده‌اند. بنابراین تابع عکس‌العمل به عنوان یک مدل غیرخطی بهتر می‌تواند مدل سازی شود (کملن، ۲۰۱۳: ۹۲۳-۹۱۱).

۲-۳ مطالعات داخلی

خلیلی عراقی و همکاران با استفاده از روش‌های کنترل بهینه، قاعده سیاست بهینه پولی را برای اقتصاد ایران استخراج می‌کنند که در آن فرض شده که سیاست‌گذار از نرخ بهره به عنوان ابزار سیاستی استفاده می‌کند. در این راستا یک مدل دینامیک تصادفی؛ شامل انتظارات عقلایی برای اقتصاد کشور ارائه و پارامترهای آن با توجه به مقادیر ضرایب به دست آمده در مطالعات قبلی کالیبره می‌شود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رفتار بهینه سیاست‌گذار فرآیندی است که نرخ بهره را در پاسخ به نوسان مثبت در تورم، تولید و حجم پول، افزایش و در پاسخ به شوک تکنولوژی، کاهش می‌دهد. همچنین لازم است سیاست‌گذار نسبت به افزایش حجم پول به صورت تهاجمی واکنش نشان دهد (خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۸۸: ۹۴-۶۹).

وقتی ω_i و ω_y برابر با صفر باشند، نشان می‌دهد که تورم تنها عامل تأثیرگذار است و تغییرپذیری در دیگر متغیرها در نظر گرفته نمی‌شود. این شرایط مربوط به کشوری است که هدف‌گذاری تورم آن اکید^۱ است. وقتی تورم از هدف خود منحرف می‌شود، هدف‌گذاری اکید را به سرعت از بین می‌برد. در مورد ω_π و ω_y که برابر صفر نیستند، اشاره به هدف‌گذاری تورمی انعطاف‌پذیر^۲ دارد. در این حالت هدف سیاست‌گذار پولی نه تنها ایجاد ثبات در تورم بلکه ایجاد ثبات در تولید نیز است. برخی محققان عملکرد اقتصادی را بر اساس شکاف تورم و شکاف تولید ارزیابی می‌کنند در حالی که دیگران آن را بر اساس شکاف تورم، شکاف تولید و هموارسازی نرخ بهره ارزیابی می‌کنند. سیاست مناسب اغلب غیرفعال است به این معنی که ابزارها اغلب در برابر یک شوک معین تعدیل نمی‌شوند و تورم باید به تدریج همراه با تورم هدف حرکت کند. بنابراین کشورهای با هدف‌گذاری تورمی انعطاف‌پذیر، افق زمانی بلندمدت‌تری نسبت به کشورهای با هدف‌گذاری تورمی اکید دارند.

۳- مطالعات تجربی

۱-۳ مطالعات خارجی

فاورو و رولی ثبات اقتصاد کلان و ترجیحات فدرال را بررسی کرده‌اند. نرخ تورم آمریکا از یک میانگین ۴/۵ درصد در دوره ۱۹۶۰-۷۹ به یک میانگین ۳/۶ درصد در ۱۹۸۰-۹۸ کاهش یافته است. بین این دو دوره، انحراف معیار تورم و شکاف تولید نیز کاهش یافته است. این حقایق می‌تواند به تعامل سه عامل احتمالی نسبت داده شود: تغییر در ترجیحات بانک مرکزی، کاهش در تغییرپذیری شوک‌های عرضه کل و کارایی بیشتر در رفتار سیاست پولی. در این مقاله نقش‌های نسبی این عوامل را شناسایی کرده‌اند. در مجموع نتایج نشان می‌دهد که ترجیحات سیاستی فدرال و به ویژه تورم هدف، به طور قابل ملاحظه‌ای طی دوره ولکر-گرینسپن تغییر کرده است. به علاوه واریانس شوک‌های عرضه پایین‌تر بوده و سیاست پولی به طور کاراتری طی این دوره عمل کرده است (فاورو و رولی، ۲۰۰۳:

1. Strict Inflation Targeting
2. Flexible Inflation Targeting

3. Petersen(2007)

عنوان ابزار سیاست پولی استفاده نمود. به همین دلیل نرخ رشد حجم پول به عنوان ابزار سیاست پولی مورد استفاده قرار می‌گیرد. با این تغییر اعمال شده به تشریح مدل می‌پردازیم. فرض کنیم تابع هدف بانک مرکزی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$E_t = \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i L_{t+i} \quad (9)$$

$$(10)$$

$$L = \left\{ \frac{1}{2} [(\pi_t - \pi_1^*)^2 + \lambda_1 X_t^2 + \mu_1 (\dot{M}_t - \dot{M}_{t-1})^2] I(q_t \leq \gamma) + \frac{1}{2} [(\pi_t - \pi_2^*)^2 + \lambda_2 X_t^2 + \mu_2 (\dot{M}_t - \dot{M}_{t-1})^2] I(q_t > \gamma) \right\}$$

X_t شکاف تولید (انحراف سطح تولید از مقدار بالقوه)، π_t نرخ تورم، M_t ابزار سیاستی (حجم پول)، E_t انتظاراتی که تحت تأثیر اطلاعات موجود در زمان t قرار می‌گیرد. λ وزن یا اهمیت شکاف تولید، μ وزن یا اهمیت تغییرات نرخ رشد حجم حقیقی پول در تابع زیان، π^* سطح تورم هدف، δ عامل تنزیل بین دوره‌ای است و $0 < \delta < 1$ است. $(\dot{M}_t - \dot{M}_{t-1})$ بیانگر آن است که تا چه حد بانک مرکزی در تنظیم عرضه پول در دوره جاری وابسته به میزان عرضه پول در دوره گذشته است. $I(\cdot)$ تابع شاخصی است که ارزش مساوی با یک می‌گیرد اگر شرط داخل پراتز صحیح باشد و در غیر این صورت ارزش صفر می‌گیرد. q_t متغیر آستانه‌ای و γ شرط آستانه‌ای است که تخمین زده می‌شود.

مشاهدات بر اساس اینکه متغیر آستانه q_t کمتر یا بیشتر از γ آستانه‌ای باشد، به دو رژیم تقسیم می‌شوند. این رژیم‌ها توسط تفاوت شیب‌های رگرسیون مشخص می‌شوند. بردار متغیرهای آستانه‌ای در این مدل شامل دو متغیر شکاف تولید (X_t) و انحراف تورم (π_t) است.

بانک مرکزی به منظور تعیین قاعده بهینه سیاست پولی باید مسئله بهینه سازی بین دوره‌ای را نسبت به قیود عرضه و تقاضای کل حل نماید. رفتار اقتصادی در چارچوب مدل نئوکینزین گذشته نگر^۱ و قیمت‌های چسبده مشخص می‌شود که در آن تورم و شکاف تولید تابعی از ارزش‌های آتی انتظاری آن متغیرها می‌باشند. معادلات عرضه و تقاضای کل به صورت

درگاهی و شربت اوغلی با در نظر گرفتن نرخ رشد نقدینگی به عنوان ابزار سیاست گذاری بانک مرکزی و برآورد رابطه بین نرخ رشد نقدینگی، تورم و رشد اقتصادی با استفاده از روش کنترل بهینه، به قاعده سیاست‌گذاری بهینه بانک مرکزی دست می‌یابند (درگاهی و شربت اوغلی، ۱۳۸۹: ۲۷-۱).

توکلیان در رساله دکتری خود سیاست‌گذاری پولی در اقتصاد ایران را با استفاده از سه مدل مارکوف سوئیچینگ، فیلتر کالمن و مدل DSGE مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج این سه رویکرد بیانگر آن است که تنها در اواخر دهه هفتاد و ابتدای دهه ۸۰ به نحوی قاعده‌ای در سیاست‌گذاری پولی وجود داشته و در عمده مواقع تورم هدف ضمنی (تورم هدف اعلام نشده برای عموم مردم) بالاتر از تورم هدف برنامه‌های پنج ساله بوده است. در ادامه مدل DSGE برای سیاست‌گذاری پولی صلاح‌دید و سیاست‌گذاری پولی بهینه حل می‌شود. نتایج این رویکرد بیانگر آن است که در عمده مواقع سیاست‌گذاری پولی به صورت صلاح‌دید صورت گرفته است. همچنین نتایج سیاست‌گذاری پولی بهینه نشان دهنده آن است که بهره‌گیری از این رویکرد در سیاست‌گذاری پولی، تنها راه برای رسیدن به هدف تورمی برنامه‌های توسعه پنج ساله بوده است (توکلیان، ۱۳۹۲: ۲۱۶-۲۱۵).

۴- معرفی و برآورد مدل

در این مقاله تخمین تابع عکس‌العمل غیرخطی با استفاده از روش دو مرحله‌ای انجام می‌شود. ابتدا از رویکرد آستانه‌ای کنز و هانسن پیروی می‌کنیم (کنز و هانسن، ۲۰۰۴: ۸۴۳-۸۱۳). در چارچوب این روش با استفاده از قواعد تجربی تیلور ارزش‌های آستانه‌ای را تخمین می‌زنیم. سپس این ارزش‌های آستانه‌ای را برای تخمین تابع عکس‌العمل سیاستی غیرمقارن پیرو فاوورو و رولی و کملن به وسیله روش GMM به کار می‌بریم (فاوورو و رولی، ۲۰۰۳: ۵۵۶-۵۴۵ و کملن، ۲۰۱۳: ۹۲۳-۹۱۱). با توجه به اینکه این افراد در مدل‌های مورد استفاده، نرخ بهره را به عنوان ابزار سیاست پولی به کار برده‌اند، در ایران بر اساس بانکداری بدون ربا نمی‌توان از نرخ بهره به



زیر تصریح می‌گردند:

$$X_{t+1} = C_1 X_t - C_2 (\dot{M}_t - \pi_t) + U_{t+1}^d \quad (11)$$

معادله (۱۱) نشان می‌دهد که شکاف تولید وابسته به شکاف تولید دوره قبل، آن قسمت از نرخ رشد پولی که توسط تورم خنثی نشده باشد و شوک تقاضا است.

$$\pi_{t+1} = C_3 \pi_t + C_4 X_t + U_{t+1}^s \quad (12)$$

معادله (۱۲) یک منحنی فیلیپس گذشته‌نگر از نوع نایرو (NAIRU) است که تغییر در تورم تابع مثبت از شکاف تولید با وقفه و شوک تورم است. انحراف نرخ بیکاری از نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان در ارتباط منفی با انحراف سطح تولید واقعی از تولید بالقوه است. به این ترتیب به لحاظ نظری، چنانچه سیاست‌گذاران در برقراری نرخ واقعی بیکاری در سطحی برابر با نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان موفق باشند، سطح تولید اقتصاد در حداکثر مقدار خود خواهد بود، بدون آنکه فشارهای تورمی ایجاد شود. حضور اینرسی تورم (پایداری تورم) در معادله تورم حاکی از آن است که تورم‌زدایی بر حسب مقدار تولید از دست رفته پرهزینه خواهد بود یعنی طی دوره انتقال به نرخ تورم پایین، هزینه‌ای را که سیستم اقتصادی باید از این بابت متحمل شود، بالا خواهد بود. پس یک رابطه معکوس بین تورم و تولید در کوتاه‌مدت وجود دارد. اما وقتی که تورم با وقفه با ضریب واحد در معادله (۱۲) وارد می‌شود، این مدل دلالت بر یک منحنی فیلیپس بلندمدت عمودی دارد. معادله (۱۲) هیچ نقشی را برای تورم انتظاری آتی در معادله تعدیل تورم در نظر نمی‌گیرد. پارامتر C_4 یک ثابت مثبت است که حساسیت تورم به تقاضای اضافی را اندازه‌گیری می‌کند.

قبل از طرح کامل مدل لازم است به چند مبحث اقتصادسنجی بپردازیم:

۱) مسئله بهینه‌سازی بین دوره‌ای عبارت است از مینیمم کردن معادلات (۹) و (۱۰) نسبت به قیود (۱۱) و (۱۲). همان‌طور که توسط سونسون نشان داده شد، معادله اولری که این مسئله را حل می‌کند، می‌تواند بر حسب قاعده تیلور نوشته شود (سونسون، ۱۹۹۷: ۱۱۴۶-۱۱۱۱):

$$\dot{M}_t = \pi_t + B(\pi_t + \pi^*) + CX_t$$

که:

$$C = \frac{1 - \Gamma + c_1}{c_2}, B = \frac{1 - \Gamma}{c_2 c_3}, K = K(\lambda, \delta, c_3) \geq 1, 0 \leq \Gamma = (\lambda / (\lambda + \delta K (c_3^2))) < 1$$

واضح است که رویکرد تک معادله‌ای برای تخمین قاعده تیلور، شناسایی پارامترهای ترجیحات سیاستی (λ, δ, π^*) و ساختار اقتصادی (C_1, C_2, C_4) را امکان پذیر نخواهد ساخت که این یک مسئله جدی بر حسب تخمین یک قاعده پولی به صورت تک معادله‌ای را بیان می‌کند. استفاده از روش‌های تک معادله‌ای برای تخمین قواعد تیلور توسط فاورو و رولی نیز مورد نقد قرار گرفت زیرا با استفاده از این روش پارامترهای ترجیحات بانک مرکزی و پارامترهای ساختار اقتصادی قابل شناسایی نمی‌باشند. مسئله پیچیدگی پارامترها با تخمین یک سیستم سه معادله‌ای و با استفاده از روش GMM حل می‌شود (فاورو و رولی، ۲۰۰۳: ۵۵۶-۵۴۵).

۲) به علت پایداری در معادلات ساختاری اقتصاد، معادله اولر یک افق زمانی بی‌نهایت دارد و در نتیجه نمی‌تواند به طور مستقیم در کار تجربی به کار گرفته شود. برای برآورد این معادله لازم است در برخی دوره‌های مناسب زمانی چند جمله‌ای‌های آینده‌نگر معادله را حذف کنیم. مانند تحقیق فاورو و رولی (۲۰۰۳)، ما نیز از یک دوره سبقت^۲ چهار فصلی استفاده می‌کنیم. کوتاه‌سازی و خلاصه کردن معادله اولر به دو دلیل انجام می‌گیرد: اول اینکه همان‌طور که فاورو و رولی (۲۰۰۳) در کار خود بحث کرده‌اند، در هر صورت یک نقطه برش طبیعی برای افق آینده معادله اولر پدیدار می‌شود، حتی اگر یک تابع زیان با افق زمانی نامحدود در نظر بگیریم. در واقع، وزن مربوط به انتظارات در مورد شکاف‌ها و تورم در آینده با گذشت زمان کاهش می‌یابد. دوم اینکه، گسترش افق زمانی در معادله اولر آن را پیچیده و هم‌خطی در سیستم ایجاد می‌کند و در نتیجه مشکلات جدی در تخمین‌ها به وجود می‌آورد.

۳) اثر متقابل بین ساختار اقتصاد و تابع عکس‌العمل سیاستی یک مسئله شناسایی را ایجاد می‌کند، مسئله‌ای که ما آن را با فرض عدم وجود بازخورد همزمان بین متغیرهای کلان

نرخ ارز در قاعده سیاست پولی در مقایسه با قاعده اولیه تیلور می‌یابد (سونسون، ۲۰۰۹: ۴۴-۵). در روشی مشابه تیلور شواهد ضعیفی برای کانال نرخ ارز می‌یابد (تیلور، ۲۰۰۱: ۲۶۶-۲۶۳). کلاریدا و همکاران تلاش می‌کنند تا دوباره قواعد تیلور را برای اقتصادهای کوچک با استفاده از متغیرهای خارجی تصریح کنند. آنها برای کشور ژاپن و آلمان نرخ بهره آمریکا و نرخ‌های ارز را در قاعده نرخ بهره به کار برده و نشان می‌دهند که ضرایب ممکن است کوچک و قابل ملاحظه باشد اما در برخی موارد مثل آلمان، ضریب تورم منفی است (کلاریدا و همکاران، ۲۰۰۰: ۱۸۰-۱۴۷). در اینجا نقش نرخ ارز به طور صریح در بخش تجربی منحنی فیلیپس لحاظ می‌شود. بنابراین Δw نوسانات نرخ ارز می‌باشد که به عنوان یک متغیر اضافی وارد مدل می‌کنیم.

پس تخمین توأم معادلات (۱۳) و (۱۴) به همراه معادله (۱۵) شناسایی پارامترهای ترجیحات بانک مرکزی $\mu_1, \mu_2, \lambda_1, \lambda_2, \pi_1^*, \pi_2^*$ و نیز پارامترهای ساختاری C_1 تا C_9 را امکان پذیر می‌سازد.

به منظور تخمین ارزش‌های آستانه‌ای از قاعده تجربی تیلور استفاده می‌کنیم. قبل از بیان قاعده تجربی تیلور به دو نکته اشاره می‌کنیم:

۱) در ادبیات تجربی مدل آستانه‌ای، دو گروه از مدل‌ها وجود دارد: مدل‌هایی با اثرات آستانه‌ای برون‌زا و مدل‌هایی با اثرات آستانه‌ای درون‌زا. مدل‌های با اثرات آستانه‌ای برون‌زا مستقل از هر ساختار یا وضعیت اقتصادی هستند در حالی که مدل‌های آستانه‌ای درون‌زا ساختار و شرایط سیستم اقتصادی را مورد توجه قرار می‌دهند. طبق قاعده تیلور (۱۹۹۳) نرخ بهره اسمی وابسته به شکاف تولید و تورم است. پیرو فروض استاندارد در ادبیات نئوکینزین شکاف تولید و تورم، عرضه و تقاضای کل را توصیف می‌کنند که هر دو در چارچوب ساختار اقتصادی تعریف می‌شوند. پس ما در اینجا با مدل آستانه‌ای درون‌زا مواجه هستیم که برای تخمین این مدل آستانه‌ای از متغیر ابزاری استفاده می‌کنیم. این روش توسط کور و هانسن پیشنهاد شده است (کور و هانسن، ۲۰۰۴: ۸۴۳-۸۱۳). به کارگیری متغیر ابزاری به منظور اجتناب از مسئله درون‌زایی و نیز بررسی

اقتصادی و سیاست پولی، یعنی از طریق کنار گذاشتن اثر سیاست پولی همزمان در معادله تقاضای کل حل کردیم. این قید به لحاظ تجربی قابل قبول است و اغلب در مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) در مورد مکانیزم انتقال پولی اتخاذ شده است.

با توجه به نکات فوق، سیستم تخمینی که بر مبنای یک مدل سه معادله‌ای است به شرح زیر است:

(۱۳)

$$X_t = C_1 + C_2 X_{t-1} + C_3 X_{t-2} + C_4 (\dot{M}_{t-2} - \pi_{t-2}) + C_5 (\dot{M}_{t-3} - \pi_{t-3}) + U^d \quad (14)$$

$$\pi_t = C_6 \pi_{t-1} + C_7 \pi_{t-2} + C_8 X_{t-1} + C_9 \Delta W_{t-1} + U^s \quad (15)$$

$$0 = \left[\mu_1 (\dot{M}_t - \dot{M}_{t-1}) - \mu_1 \delta E_{t-1} (\dot{M}_t - \dot{M}_{t-1}) + \delta^3 E_{t-1} [C_8 C_4 (\pi_{t+3} - \pi_1^*) + \delta (C_6 C_8 C_4 + C_8 (C_5 + C_2 C_4) (\pi_{t+4} - \pi_1^*)) + \lambda_1 \delta^2 E_{t-1} [C_4 X_{t+2} + \delta (C_5 + C_2 C_4) X_{t+3} + \delta^2 (C_2 (C_5 + C_2 C_4) + C_3 C_4) X_{t+4}]] I(q_t \leq \gamma) + \left[\mu_2 (\dot{M}_t - \dot{M}_{t-1}) - \mu_2 \delta E_{t-1} (\dot{M}_t - \dot{M}_{t-1}) + \delta^3 E_{t-1} [C_8 C_4 (\pi_{t+3} - \pi_2^*) + \delta (C_6 C_8 C_4 + C_8 (C_5 + C_2 C_4) (\pi_{t+4} - \pi_2^*)) + \lambda_2 \delta^2 E_{t-1} [C_4 X_{t+2} + \delta (C_5 + C_2 C_4) X_{t+3} + \delta^2 (C_2 (C_5 + C_2 C_4) + C_3 C_4) X_{t+4}]] I(q_t > \gamma) \right]$$

معادله (۱۵) شرط مرتبه اول حل مسئله بهینه بین دوره‌ای است. با استفاده از روش کنترل بهینه، شرط مرتبه اول را برای حداقل سازی تابع زیان محاسبه می‌کنیم که منجر به معادله اولر فوق می‌شود.

پیرو چارچوب تحلیل سیاست پولی فعلی، یک نقص احتمالی معادلات (۱۱) و (۱۲) ارتباطشان در زمینه اقتصاد باز است در حالی که تجارت بین الملل یک بخش مهم از فعالیت‌های اقتصادی است و بنابراین نرخ ارز باید به عنوان یک متغیر مهم در توابع سیاستی اقتصادهای باز مورد توجه قرار گیرد. بال با استفاده از شکل اصلاح شده معادلات (۱۱) و (۱۲)، تغییرات مهمی در تغییرات نرخ ارز برای اقتصادهای باز و بسته نمی‌یابد (بال، ۱۹۹۹: ۸۳-۶۳). از سوی دیگر سونسون با استفاده از یک چشم انداز آینده‌نگر فواید متنوعی از ورود



می‌دهد. برآورد ضرایب به منظور پی بردن به این موضوع است که تأکید سیاست‌گذاران در هدایت سیاست پولی در دوره مورد مطالعه بیشتر بر انحراف تورم بوده است یا انحراف تولید.

جهت تخمین پارامترهای مدل از داده‌های فصلی ایران شامل شاخص بهای مصرف‌کننده (CPI)، لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی، حجم پول و نرخ ارز بازار آزاد به ترتیب برای به دست آوردن نرخ تورم، شکاف تولید، نرخ رشد حجم پول و نرخ رشد نرخ ارز طی دوره ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۱ استفاده خواهد شد. برای محاسبه شکاف تولید نیز از فیلتر هودریک-پرسکات استفاده شده است.

قبل از پرداختن به تخمین مدل دو نکته را در نظر می‌گیریم. نخست آمار خلاصه در مورد رژیم‌های مختلف در جدول ۱ آورده شده است. از این جدول یافته‌های جالبی را می‌توان استخراج کرد. آمار توصیفی نشان می‌دهد که شکاف تولید پایین‌تر است اگر تورم و شکاف تولید بالاتر از مقادیر آستانه‌ای خود باشند. همچنین تورم کمتر است اگر شکاف تولید پایین‌تر و تورم بالاتر از مقدار آستانه‌ای باشد. بنابراین بر این اساس ما کمترین میانگین برای تورم را زمانی به دست می‌آوریم که تورم پایین‌تر از حد آستانه‌ای باشد و بالاترین میانگین برای تورم زمانی است که شکاف تولید بالاتر از مقدار آستانه‌ای خود باشد. علاوه بر این کمترین میزان برای شکاف تولید زمانی است که تورم در پایین و شکاف تولید در بالای مقادیر آستانه‌ای خود قرار دارند. بنابراین در این شرایط ما همواره پایین‌ترین و بالاترین تحقق از نرخ تورم و شکاف تولید را پیدا می‌کنیم. در نهایت، اگر دو متغیر تورم و شکاف تولید بالاتر از مقادیر آستانه‌ای خود باشند، نرخ رشد حجم پول در بالاترین سطح است. این امر با پیشنهادهای قاعده تیلور مبنی بر اینکه نرخ رشد حجم پول باید در دوره‌هایی که تورم بالاتر از میزان هدف خود هست، پایین باشد و نیز نرخ رشد حجم پول در حالتی که تورم در زیر مقدار آستانه‌ای خود هست، بیشترین میزان را دارد، ناسازگار است. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که حجم پول به انحراف تورم عکس‌العمل نشان نداده و بنابراین بانک مرکزی ایران بر حجم پول اثرگذار نمی‌باشد.

اثر آستانه‌ای است. در این تحقیق ارزش‌های با وقفه تورم و شکاف تولید را به عنوان ابزار استفاده می‌کنیم.

(۲) در هنگام تخمین توابع عکس‌العمل سیاست پولی باید به خود همبستگی مشاهده شده در حجم پول توجه شود. این مسئله به طور کلی با این فرض انجام می‌شود که بانک مرکزی حجم پول را فوراً در سطح مطلوب خود تنظیم نمی‌کند، اما به هموارسازی حجم پول توجه دارد. اگر بانک مرکزی حجم پول را به تدریج به سمت حجم پول مطلوب تنظیم کند، تنظیم سطح واقعی حجم پول به سمت حجم پول هدف توسط رابطه زیر ارائه می‌شود:

$$M_t = (1 - \rho)M_t^* + \rho M_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

پارامتر ρ درجه هموارسازی حجم پول را نشان می‌دهد. تصادفی بودن سیاست یا پیش‌بینی ناقص تقاضا برای ذخایر به دست آمده توسط بانک مرکزی را می‌توان در شوک تصادفی ε_t منعکس کرد. بر اساس این رفتار تعدیل جزئی، بانک مرکزی تمایل دارد ابزار خود را برای از بین بردن تنها یک بخش $(1 - \rho)$ از شکاف بین سطح جاری هدف و ترکیب خطی از مقادیر گذشته آن تعیین کند. برخی دلایل بانک مرکزی برای هموار کردن تغییرات حجم پول، اجتناب از اختلال در بازار سرمایه، حداقل کردن زیان اعتباری ناشی از حرکات معکوس ناگهانی سیاست‌ها و ایجاد اتفاق نظر برای حمایت از تغییرات سیاستی است.

با توجه به نکات فوق به تشریح قاعده تجربی تیلور از نوع آستانه‌ای می‌پردازیم: دو نظام ممکن برای رفتار بانک مرکزی بسته به اینکه آیا q_t پایین (نظام نخست) یا بالای (نظام دوم) ارزش آستانه‌ای باشد، در نظر می‌گیریم: وقفه شکاف تولید و وقفه انحراف تورم. مدل رگرسیون آستانه‌ای به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\dot{M}_t = (\alpha_1 \pi_t + \alpha_2 X_t + \theta_1 \dot{M}_{t-1})I(q_t \leq \gamma) + (\beta_1 \pi_t + \beta_2 X_t + \theta_2 \dot{M}_{t-1})I(q_t > \gamma) + U_t \quad (17)$$

که در آن علامت ضرایب α_i و β_i منفی هستند. یعنی با افزایش نرخ تورم بانک مرکزی به صورت کاهش نرخ رشد حجم پول عکس‌العمل نشان می‌دهد و با کاهش شکاف تولید بانک مرکزی به صورت افزایش نرخ رشد حجم پول واکنش نشان

جدول (۱): آمارهای توصیفی

نام متغیر	خطی	$\pi \leq \gamma_\pi$	$\pi > \gamma_\pi$	$X \leq \gamma_X$	$X > \gamma_X$
\bar{M}	۰/۰۵۱	۰/۰۲۷	۰/۰۷۴	۰/۰۲۱	۰/۱۳۶
σ_M	۰/۰۷۲	۰/۰۷۳	۰/۰۶۷	۰/۰۵۲	۰/۰۵۳
\dot{M}_{max}	۰/۲۱۷	۰/۱۶۹	۰/۲۱۷	۰/۱۳۱	۰/۲۱۷
\dot{M}_{min}	-۰/۰۱۱۳	-۰/۱۱۳	-۰/۰۷۷	-۰/۱۱۳	-۰/۰۴۸
$\bar{\pi}$	۴/۶۲	۴/۰۱۵	۵/۲۳	۴/۰۲	۶/۳۴
σ_π	۳/۲۶	۲/۳۲	۳/۸۲	۲/۷۸	۳/۹۱
π_{max}	۱۹/۵	۱۰/۳	۱۹/۵	۱۴/۹	۱۹/۵
π_{min}	-۳	-۲/۳	-۳	-۳	-/۴
\bar{X}	-۲/۷۳	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۳	۰/۰۳۶	-۰/۱۰۵
σ_X	۰/۱۱۳	۰/۱۰۸	۰/۱۱۸	۰/۱۰۵	۰/۰۵۵
X_{max}	۰/۲۲۰	۰/۲۲۰	۰/۲۰۷	۰/۲۲۰	۰/۰۶۱
X_{min}	-۰/۲۱۷	-۰/۱۳۸	-۰/۲۱۷	-۰/۱۶۶	-۰/۲۱۷
\bar{W}	۷۱۳۵	۷۲۴۵/۸	۷۶۳۱/۸	۷۱۵۰/۲	۷۵۴۵/۸
σ_W	۵۵۰۲/۳	۳۶۵۵/۱	۶۷۲۹/۶	۴۹۰۳/۹	۶۹۷۶/۴
W_{max}	۳۵۲۱۴	۱۷۷۸۱/۵	۳۵۲۱۴	۳۰۷۱۲	۳۵۲۱۴
W_{min}	۹۰۷/۵	۱۲۱۹	۱۱۱۵/۱	۹۰۷/۵	۱۰۲۶/۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به نظر می‌رسد عدم توانایی بانک مرکزی در کنترل اجزای پایه پولی به دلایلی همچون سلطه مالی دولت و عدم استقلال در کنترل تغییرات حجم پول باعث عدم دستیابی به وظایف خود از جمله کنترل رشد نقدینگی و تورم می‌گردد. جهت روشن شدن این مسئله اجزای پایه پولی را مورد بررسی قرار می‌دهیم. جدول ۲ متوسط نرخ رشد پایه پولی و سهم اجزای پایه پولی را طی برنامه‌های مختلف توسعه اقتصادی نشان می‌دهد.

جدول (۲): متوسط نرخ رشد پایه پولی و سهم اجزای پایه پولی

سال	سهم خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	سهم خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی	سهم بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی	نرخ رشد پایه پولی
۱۳۶۸	۰/۰۱	۰/۱۱	۰/۰۰	۸/۳
۱۳۶۹	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۱	۳/۹
۱۳۷۰	-۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۰۹	۱۵

۱۳۷۱	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۸	۱۷/۴
۱۳۷۲	۰/۲۰	۰/۶۴	-۰/۰۷	۲۴/۵
متوسط برنامه اول توسعه	۰/۰۵	۰/۱۸	۰/۰۲	۱۳/۸
۱۳۷۳	۰/۱۰	۰/۳۰	۰/۲۰	۳۲/۹
۱۳۷۴	۰/۲۰	۰/۳۴	۰/۲۳	۴۳/۷
۱۳۷۵	۰/۱۳	۰/۱۱	-۰/۰۱	۳۷/۶
۱۳۷۶	-۰/۲۰	۰/۱۲	۰/۱۰	۱۰/۹
۱۳۷۷	-۰/۰۷	۰/۱۷	-۰/۰۳	۱۸
۱۳۷۸	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۱۲	۱۵/۹
متوسط برنامه دوم توسعه	۰/۰۳	۰/۱۷	۰/۱۰	۲۶/۵
۱۳۷۹	۰/۰۴	-۰/۱۸	۰/۰۴	۱۷/۵
۱۳۸۰	۰/۰۵	۰/۰۸	-۰/۱۴	۱۵/۲
۱۳۸۱	۰/۷۲	۰/۳۳	۰/۱۳	۲۳/۱
۱۳۸۲	۰/۳۱	-۰/۰۲	-۰/۰۱	۷/۶
۱۳۸۳	۰/۵۱	-۰/۰۹	-۰/۰۲	۱۷/۵
متوسط برنامه سوم توسعه	۰/۳۲	۰/۰۲	۰/۰۰	۱۶/۲
۱۳۸۴	۰/۴۹	-۰/۳۸	۰/۱۰	۴۵/۹
۱۳۸۵	۰/۵۲	-۰/۱۲	۰/۰۹	۲۶/۹
۱۳۸۶	۰/۲۴	-۰/۰۹	۰/۳۰	۳۰/۵
۱۳۸۷	۰/۳۴	۰/۱۸	۰/۲۸	۴۷/۶
۱۳۸۸	۰/۱۷	۰/۱۱	-۰/۱۳	۱۱/۹
متوسط برنامه چهارم توسعه	۱۰/۳۵	-۰/۱۳	۰/۱۳	۳۲/۶

مأخذ: محاسبات تحقیق بر اساس آمارهای بانک مرکزی جمهوری

اسلامی ایران

در سال‌هایی که با افزایش درآمدهای نفتی مواجه بوده‌ایم، دولت مخارج جاری و عمرانی خود را افزایش داده و برای

جدول (۳): آزمون پایایی متغیرهای مدل

روش آزمون / متغیر	ADF	PP	KPSS
\dot{M}	-۳/۶۹۴	-۱۸/۷۳۰	۰/۰۹۸
π	-۶/۵۴۲	-۶/۵۴۲	۰/۱۳۶
gap	-۴/۰۳۸	-۲/۶۰۷	۰/۰۵۳
Δw	-۹/۱۸۱	-۹/۲۰۵	۰/۱۶۳
1% critical value	-۳/۵۰۲	-۳/۴۹۸	۰/۲۱۶
5% critical value	-۲/۸۹۲	-۲/۸۹۱	۰/۱۴۶
10% critical value	-۲/۵۸۳	-۲/۵۸۲	۰/۱۱۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

آزمون خطی بودن مدل (یعنی فرضیه $H_0: \alpha = \beta$ در برابر فرضیه $H_1: \alpha \neq \beta$) با استفاده از آماره SUPW انجام می‌گیرد. از آنجا که تحت فرضیه صفر مقدار آستانه‌ای نامعلوم است، این آماره یک توزیع غیرمتمعارف دارد که می‌تواند از طریق خود راه‌انداز^۴ تکرار شود. آماره SUPW از طریق یافتن مقدار آستانه‌ای γ که آماره والد را برای فرضیه H_0 حداکثر می‌کند، به دست آمده است:

(۱۸)

$$W_n(\gamma) = [\hat{\alpha}(\gamma) - \hat{\beta}(\gamma)][\hat{V}_1(\gamma) - \hat{V}_2(\gamma)]^{-1}[\hat{\alpha}(\gamma) - \hat{\beta}(\gamma)]$$

$\hat{V}_1(\gamma)$ و $\hat{V}_2(\gamma)$ ماتریس واریانس-کواریانس $\hat{\alpha}(\gamma)$ و $\hat{\beta}(\gamma)$ هستند. آماره SUPW با نتایجی از داده‌های فرضی SUPW* برای به دست آوردن ارزش P آزمون، مقایسه می‌شود:

$$\frac{1}{B} I_{PV}(SUPW^* > SUPW)$$

که B تعداد تکرارهای خود راه‌انداز و I_{PV} تابع شاخصی است که ارزش یک می‌گیرد اگر شرط غالب باشد و در غیر این صورت ارزش صفر می‌گیرد. توزیع مجانبی این آماره آزمون به خاطر حضور پارامتر مزاحم γ (تحت فرضیه صفر تعریف نمی‌شود) غیراستاندارد است. ارزش P از طریق شبیه سازی (خود راه‌انداز) به دست می‌آید (کنر و هانسن، ۲۰۰۴: ۸۴۳-

تأمین این مخارج، ارز حاصل از فروش نفت خام را به بانک مرکزی می‌فروشد. این باعث افزایش منابع بانک مرکزی از طریق افزایش خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و لذا افزایش پایه پولی می‌گردد. به عنوان مثال طی برنامه سوم و چهارم توسعه اقتصادی با افزایش درآمدهای نفتی سهم خالص دارایی‌های خارجی در پایه پولی نسبت به سایر برنامه‌های توسعه بالاتر است. همچنین در سال‌هایی که درآمدهای نفتی به دلایلی همچون کاهش قیمت نفت و یا تشدید تحریم‌های اقتصادی کاهش داشته است، دولت برای جبران کسری بودجه اقدام به استقراض از بانک مرکزی نموده که این باعث افزایش خالص بدهی دولت به بانک مرکزی و لذا افزایش منابع پایه پولی و تورم شده است. این سهم در سال پایانی برنامه اول توسعه و طی برنامه دوم توسعه بالاترین میزان را دارا است. از سوی دیگر افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به دلیل تعیین تسهیلات بانکی فراتر از منابع بانکی توسط دولت عامل دیگری در جهت افزایش پایه پولی بوده است. به عنوان مثال متوسط سهم بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در برنامه چهارم ۰/۱۳ می‌باشد که نسبت به سایر برنامه‌های توسعه بیشتر می‌باشد. به دلیل محدود بودن ظرفیت تولید، رشد حجم پول منجر به تورم شده است.

دوم، ضروری است که متغیرهای مشتمل در مدل تخمینی پایا باشند. جدول ۳ نتایج این آزمون را بر اساس سه آماره دیکسی فولر تعمیم یافته^۱ (ADF)، فیلپس-پرون^۲ (P-P) و KPSS^۳ نشان می‌دهد. تفاوت آزمون KPSS با دو آزمون دیگر این است که فرضیه صفر آن مانا بودن متغیر است در حالی که در دو آزمون ADF و P-P فرضیه صفر، نامانای بودن متغیر است. آزمون KPSS قادر به فراهم آوردن شواهدی از پایایی برای همه متغیرها است. نتایج آزمون‌های فوق حاکی از آن است که ریشه واحد برای همه متغیرها در سطح یک درصد رد می‌شود و تنها ریشه واحد برای متغیر شکاف تولید با آزمون فیلپس-پرون در سطح اطمینان ده درصد رد می‌شود. بنابراین همه متغیرها پایا هستند.

1. Augmented Dickey-Fuller
2. Phillips-Perron
3. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

(رژیم دو)، تنها یک افزایش معنادار در واکنش بانک مرکزی نسبت به شکاف تولید را نشان می‌دهد اما تغییر قابل ملاحظه‌ای در واکنش بانک مرکزی نسبت به تورم دیده نمی‌شود. در مجموع نتایج نشان می‌دهد که وزن‌های اختصاص داده شده توسط سیاست‌گذاران به شکاف تولید در هر دو رژیم بیش از وزن اختصاص یافته به انحراف تورم است.

جدول (۴): نتایج تخمین برای تابع عکس‌العمل تجربی با استفاده از تورم سه دوره قبل به عنوان متغیر آستانه‌ای

تخمین آستانه‌ای	۴/۰۱	
	رژیم ۱	رژیم ۲
ضرایب		
$\pi(-2)$	۰/۰۰۰۸ (۰/۰۰۰۱)	-۰/۰۰۱ (۰/۰۰۰۵)
$X(-3)$	-/۴ (۰/۰۱۱)	-۰/۶۳ (۰/۰۰۲)
$\dot{M}(-2)$	/۷۵ (۰/۰۰۲)	۰/۷۰ (۰/۰۰۳)
$H_0: \alpha = \beta$ SUPW(statistic) SUPW(p-value)	-۲/۸۹ (۰/۰۰۴)	

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار پارامترها هستند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۵): نتایج تخمین برای تابع عکس‌العمل تجربی با استفاده از شکاف تولید دوره قبل به عنوان متغیر آستانه‌ای

تخمین آستانه‌ای	۰/۰۷	
	رژیم ۱	رژیم ۲
ضرایب		
$\pi(-2)$	۰/۰۰۰۱ (۰/۰۰۰۳)	-۰/۰۰۶ (۰/۰۰۲)
X	۰/۱۹ (۰/۰۱۷)	-۰/۳۱۱ (۰/۰۷۵)
$\dot{M}(-4)$	۰/۷۵ (۰/۰۱۴)	۰/۸۳ (۰/۰۹۸)
$H_0: \alpha = \beta$ SUPW(statistic) SUPW(p-value)	۱۲/۴۵ (۰/۰۰۰۱)	

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار پارامترها هستند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

(۸۱۳). بدین منظور نخست مجموع باقیمانده‌های تخمینی را تحت مدل غیر مقید برای هر γ به دست می‌آوریم. یعنی $(\hat{\epsilon}_i(\gamma))$ و تعریف می‌کنیم: $y_i^* = \hat{\epsilon}_i(\gamma)\eta_i$ که η_i گام تصادفی i.i.d با $N(0,1)$ است. دوم با استفاده از این شبه متغیر وابسته به جای y_i با تکرار محاسبه بالا، آماره $SUPW^*$ به دست آمده، توزیع مجانبی شبیه $SUPW$ دارد. پس با تکرار شبیه سازی طراحی شده، ارزش P مجانبی آماره آزمون $SUPW$ می‌تواند با دقت دلخواه محاسبه شود.

نتایج آزمون خطی بودن نشان می‌دهد که تابع عکس‌العمل تجربی را می‌توان توسط یک مدل غیرخطی مدل سازی کرد. آزمون‌های $SUPW$ صورت گرفته در مورد هر متغیر آستانه‌ای، مدل خطی را در سطح معناداری یک درصد رد می‌کنند و بنابراین ترجیحات سیاستی نامتقارن را نشان می‌دهند.

جدول ۴ تخمین‌های به دست آمده را وقتی که تورم سه دوره قبل متغیر آستانه‌ای مربوطه است، نشان می‌دهد. مقدار آستانه‌ای تخمین زده شده برابر با ۴/۰۱ درصد است که از طریق فرآیند خود راه‌انداز به دست آمده است. به دلیل محدودیت‌های ساختاری و اطلاعاتی، سیاست‌گذار پولی نسبت به تورم، شکاف تولید و حجم پول با تأخیر عکس‌العمل نشان می‌دهد. به عنوان مثال نرخ رشد حجم پول در دوره t متأثر از نرخ رشد حجم پول از دو دوره قبل می‌باشد. عکس‌العمل بانک مرکزی نسبت به انحراف تورم نیز با دو دوره وقفه انجام پذیرفته و همچنین نسبت به شکاف تولیدی نیز با سه دوره وقفه عکس‌العمل نشان داده است. در رژیم یک، ضریب تورم به لحاظ آماری معنادار ولی مثبت است در حالی که ضریب شکاف تولید معنادار و منفی است. در این حالت انتظار داریم که بانک مرکزی عکس‌العمل شدیدتری را نسبت به شکاف تولید داشته باشند، که ضرایب تخمینی نیز حاکی از عکس‌العمل قوی‌تر بانک مرکزی نسبت به شکاف تولید است. این بدین معناست که در دوره رکود افزایش فعالیت‌های اقتصادی برای بانک مرکزی اهمیت بیشتری دارد به گونه‌ای که برای رسیدن به این هدف، حاضر است هدف کنترل تورم را نادیده بگیرد.

وقتی انحراف تورم بالاتر از حد آستانه‌ای قرار می‌گیرد



زمانی که تورم پایین مقدار آستانه‌ای است، λ_1 و μ_1 مثبت و معنی‌دار هستند و دلالت بر این موضوع دارند که تابع عکس‌العمل در شکاف تولید و هموارسازی نرخ رشد حجم پول محدب است. این یافته در صورت وجود با ترجیحات اجتناب از رکود اقتصادی (RAP) سازگار می‌باشد. با این حال اگر تورم بالاتر از مقدار آستانه‌ای خود باشد، λ_2 و μ_2 همچنان منفی و معنادار است که بیانگر این است که تابع عکس‌العمل در شکاف تولید و هموارسازی نرخ رشد حجم پول مقعر است و این امر نشان‌دهنده وجود ترجیحات اجتناب از تورم (IAP) است. علاوه بر این تخمین ضریب π^* به وضوح نشان می‌دهد که مقامات پولی به انحرافات تورم عکس‌العمل نشان می‌دهند. به عنوان مثال، وقتی انحراف نرخ تورم واقعی مثبت باشد، مقدار پارامتر π^* پایین‌تر از میزان تخمین زده شده تحت رژیم اول است (۳/۹۴٪ در مقابل ۰/۶۲٪).

جدول ۷، برآوردهای به دست آمده زمانی که شکاف تولید به عنوان متغیر آستانه‌ای در نظر گرفته شده را نشان می‌دهد. زمانی که شکاف تولید پایین مقدار آستانه‌ای است، λ_1 و μ_1 مثبت و معنی‌دار هستند و دلالت بر این موضوع دارند که تابع عکس‌العمل در شکاف تولید و هموارسازی نرخ رشد حجم پول محدب است. این یافته در صورت وجود با ترجیحات اجتناب از تورم (IAP) سازگار می‌باشد. اگر شکاف تولید بالاتر از مقدار آستانه‌ای خود باشد، λ_2 و μ_2 منفی و معنی‌دار هستند و دلالت بر این موضوع دارند که تابع عکس‌العمل در شکاف تولید و هموارسازی نرخ رشد حجم پول مقعر است. این یافته در صورت وجود با ترجیحات اجتناب از رکود اقتصادی (RAP) سازگار می‌باشد.

به طور خلاصه بانک مرکزی نسبت به شکاف‌های منفی تولید بیش از شکاف‌های مثبت عکس‌العمل نشان می‌دهد. این نوع عدم تقارن، ترجیحات اجتناب از رکود اقتصادی نامیده می‌شود.

جدول ۵ برآوردهای به دست آمده را زمانی که شکاف تولید به عنوان متغیر آستانه‌ای در نظر گرفته شده است، ارائه می‌دهد. تخمین‌ها حاکی از آن است که وقتی شکاف تولید بالاتر از مقدار آستانه‌ای است، بانک مرکزی با شدت بیشتری به آن پاسخ می‌دهد. یعنی در شرایط رکود اقتصادی نگران شکاف تولید است در حالی که در وضعیت مخالف عکس‌العملی نسبت به انحراف تورم ندارد.

در مجموع نتایج تخمین‌های آستانه‌ای فوق نشان می‌دهند که مقامات پولی عکس‌العمل شدیدتری به انحراف تولید در شرایط رکودی نسبت به شرایط تورمی از خود نشان می‌دهند. در حالی که در شرایط تورمی عکس‌العمل بانک مرکزی در کنترل تورم بسیار ضعیف است. این واقعیت نشان می‌دهد که مقامات پولی بیشتر به دنبال بهبود وضعیت تولید و اشتغال بوده و کنترل تورم در اولویت سیاست‌های بانک مرکزی قرار ندارد.

جدول ۶ و ۷ ترجیحات غیرمتقارن سیاستی بانک مرکزی را نشان می‌دهند. جدول ۶ تخمین‌های مربوط به ترجیحات غیرمتقارن سیاست پولی را زمانی که تورم به عنوان متغیر آستانه‌ای در نظر گرفته شده است، نشان می‌دهد. چنانچه λ_1 و μ_1 مثبت و معنادار باشند، بدین معناست که تابع عکس‌العمل بانک مرکزی در مورد شکاف تولید و هموارسازی نرخ رشد حجم پول به صورت محدب است و اگر λ_2 و μ_2 منفی و معنادار باشند، نشانگر این است که بانک مرکزی ترجیحات مقعر در مورد شکاف تولید و هموارسازی نرخ رشد حجم پول دارد. این نتایج بیانگر این است که وقتی تورم پایین مقدار آستانه‌ای قرار دارد، سیاست پولی تحت سلطه ترجیحات اجتناب از رکود اقتصادی (RAP)^۱ بوده است یعنی سیاست پولی توسط یک قاعده محدب مشخص شده است. در حالی که اگر تورم بالاتر از حد آستانه‌ای باشد، سیاست پولی توسط یک قاعده مقعر که حمایتگر ترجیحات اجتناب از تورم (IAP)^۲ است، مشخص شده است (کوکرمین و موسکاتلی^۳، ۲۰۰۸: ۱۲).

1. Recession Avoidance Preferences
2. Inflation Avoidance Preferences
3. Cukierman & Muscatelli

جدول (۶): تخمین پارامتر ترجیحات سیاست پولی با استفاده از تورم به عنوان متغیر آستانه‌ای

ضرایب	رژیم ۱	رژیم ۲
C_1	-۰/۰۲۷ (۰/۰۰۱)	۰/۰۶۳ (۰/۰۰۴)
C_2	-۰/۰۶۳ (۰/۰۱۰)	-۰/۰۳۶۱ (۰/۰۱۶)
C_3	-۱/۰۲۷ (۰/۰۱۵)	-۰/۰۸۴۷ (۰/۰۱۲)
C_4	۰/۰۰۷ (۰/۰۰۰۳)	۰/۰۰۶ (۰/۰۰۰۵)
C_5	-۰/۰۲۰ (۰/۰۰۰۸)	۰/۰۰۱ (۰۰۰۳)
C_6	۰/۰۸۱۶ (۰/۰۲۱)	۰/۱۹۸ (۰/۰۱۴)
C_7	-۴/۰۶۷ (۰/۰۵۸۸)	۲/۰۳۰ (۰/۰۶۱۲)
C_8	۰/۰۳۲۶ (۰/۰۱۱)	۰/۰۶۰۱ (۰/۰۲۲)
C_9	۰/۰۳۳ (۰/۰۰۸)	۰/۰۶۱ (۰۱۰)
δ	۰/۰۹۷۵	۰/۰۹۷۵
π^*	۴/۰۶۲ (۰/۰۱۶۶)	۳/۰۹۴۵ (۰/۰۱۰۱)
λ	۷/۰۰۴ (۹/۰۱)	-۱/۰۳۷ (۶/۰۷۴)
μ	۰/۰۲۵۲ (۰/۰۰۹۳)	-۱/۰۱۲۸ (۰/۰۱۵۹)
j-statistics	۱۹/۰۳	۲۱/۰۸

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار پارامترها هستند. عامل تنزیل ۰/۹۷۵ فرض شده است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۷): تخمین پارامتر ترجیحات سیاست پولی با استفاده از شکاف تولید به عنوان متغیر آستانه‌ای

ضرایب	رژیم ۱	رژیم ۲
C_1	-۰/۰۱۹ (۰/۰۰۳)	۰/۰۱۱۳ (۰/۰۰۳۱)
C_2	-۰/۰۲۷۸ (۰/۰۱۶)	۰/۰۲۳۹ (۰/۰۱۳۲)
C_3	-۱/۰۴۳ (۰/۰۲۲)	-۱/۰۳۳ (۰/۰۱۶۷)
C_4	۰/۰۱۱ (۰/۰۰۰۸)	-۰/۰۰۰۹ (۰/۰۰۰۸)
C_5	-۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۳



	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰۵)
C_6	۰/۳۸۵ (۰/۰۱۴)	۰/۴۱۹ (۰/۰۱۴)
C_7	-۲/۸۷ (۰/۰۵۹۸)	۶۳/۷۳ (۴/۹۱)
C_8	۰/۴۶۴ (۰/۰۱۷)	۰/۳۰۶ (۰/۰۲۲)
C_9	۰/۰۲۳ (۰/۰۰۷)	۰/۱۷۵ (۰/۰۰۶)
δ	۰/۹۷۵	۰/۹۷۵
π^*	-۴/۴۲ (۱/۹۸۵)	۳/۷۸۷ (۰/۴۱۲)
λ	۰/۰۰۰۲ (۳/۱۶)	-۵/۵۸ (۱/۴۸)
μ	۹/۴۴۷ (۱/۰۸۵)	-۰/۵۷۷ (۰/۲۳۱)
j-statistics	۱۹/۶	۱۸/۴۷

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار پارامترها هستند. عامل تنزیل ۰/۹۷۵ فرض شده است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

دنبال بهبود وضعیت تولید و اشتغال بوده و کنترل تورم در اولویت سیاست‌گذار پولی در دوره مورد مطالعه قرار ندارد. همچنین بررسی سهم اجزای پایه پولی در طول برنامه‌های مختلف توسعه کشور نشان از عدم تأثیرگذاری بانک مرکزی بر حجم پول می‌باشد.

با توجه به مباحث فوق، از آنجا که نتایج مثبت پابندی سیاست‌گذار پولی به نسل جدید قواعد پولی که درجاتی از انعطاف‌پذیری و صلاح‌دیدگی در آن وجود دارد، بر کسی پوشیده نیست، توصیه می‌شود که این نحوه تصمیم‌گیری سیاستی در کشور نهادینه شود. پیش شرط‌های این نوع سیاست‌گذاری، انضباط مالی دولت از طریق کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی و توجه به توسعه نظام مالیاتی در جهت کاهش تسلط بخش مالی بر بخش پولی کشور می‌باشد. همچنین بانک مرکزی نیز از بین اهداف مختلف اقتصادی، ثبات قیمت‌ها که وظیفه اصلی آن است را دنبال کند.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

این مقاله با استفاده از روش رگرسیون آستانه‌ای به جای تابع درجه دوم استاندارد، ترجیحات نامتقارن بانک مرکزی ایران را با توجه به شکاف تورم و شکاف تولید مورد بررسی قرار می‌دهد. تابع عکس‌العمل سیاست پولی غیرخطی از بهینه‌سازی رفتار بانک مرکزی به دست آمده است. تابع عکس‌العمل و پارامترهای ترجیحات نامتقارن را برای شکاف تورم و تولید در دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۱ برآورد نمودیم. نتایج تجربی نشان می‌دهد که پارامتر عدم تقارن مربوط به شکاف تولید از نظر آماری کاملاً معنادار است. بنابراین سیاست‌گذار پولی به انحرافات منفی تولید از هدف نسبت به انحرافات مثبت وزن بیشتری می‌دهد. همچنین نتایج به دست آمده حاکی از آن است که تنها هنگامی که نرخ تورم بالاتر از حد آستانه قرار گیرد، سیاست‌گذار پولی عکس‌العمل نشان می‌دهد. این واقعیت نشان می‌دهد که مقامات پولی بیشتر به

منابع

- توکلیان، حسین (۱۳۹۲). قاعده یا صلاح‌دید در رفتار سیاستی بانک مرکزی: رویکرد مارکوف سوئیچینگ، فیلتر کالمن و مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. رساله دکتری، به راهنمایی دکتر اکبر کمیجانی، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
- خلیلی عراقی، منصور؛ شکوری، حامد و زنگنه، محمد (۱۳۸۸). تعیین قاعده بهینه سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از تئوری کنترل بهینه. *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۴، شماره ۸۸، ۶۹-۹۴.
- Hansen, B. E. (2000). Sample Splitting and Threshold Estimation. *Econometrica*, 68(3), 575-603
- Komlan, F. (2013). The Asymmetric Reaction of Monetary Policy to Inflation and the Output Gap: Evidence from Canada. *Economic Modelling*, 30, 911-923.
- Kourtellos, A., Stengos, T., & Tan, C. M. (2008). Threshold Regression with Endogenous Threshold Variables. *Working Papers*, University of Guelph, 1-27.
- McCallum, B. T. (1988). Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy. *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*, 29, 173-204.
- McCallum, B. T. (1993). Specification and Analysis of a Monetary Policy Rule for Japan. *NBER Working Paper*, No. 4449
- Neumann, M. J., & Von Hagen, J. (2002). Does Inflation Targeting Matter? Zentrum für Europäische Integrationsforschung, *Working Paper*, No. B01.
- Orphanides, A. (2007). Taylor Rules', Finance and Economics Discussion Series, Federal Reserve Board, 18.
- Petersen, K. (2007). Does the Federal Reserve Follow a Nonlinear Taylor Rule? University of Connecticut, Department of Economics, 1-27.
- Svensson, L. E. (1997). Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets. *Forthcoming in European Economic Review*, 41, 1111-1146.
- Svensson, L. E. (2000). Open Economy Inflation
- خورسندی، مرتضی و اسلاملوپیان، کریم (۱۳۹۱). سیاست پولی قاعده‌مند یا صلاح‌دید؟ تحلیلی نظری در انتخاب راهبرد مناسب. *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، شماره اول، ۱۰۷-۱۲۴
- درگاهی، حسن و شربت اوغلی، رؤیا (۱۳۸۹). تعیین قاعده سیاست پولی در شرایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه. *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۵، شماره ۹۳، ۱-۲۷.
- Ball, L. (1999). Efficient Rules for Monetary Policy. *International Finance*, 2(1), 63-83.
- Caner, M., & Hansen, B. E. (2004). Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model. *Econometric Theory*, 20(5), 813-843.
- Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (2000). Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. *Quarterly Journal of Economics*, 115(1), 147-180.
- Cukierman, A., & Muscatelli, A. (2008). Nonlinear Taylor Rules and Asymmetric Preferences in Central Banking: Evidence from The United Kingdom and the United States. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 8(1), 1-31.
- Dolado, J., Dolores, R., & Naveira, M. (2000). Asymmetries in Monetary Policy: Evidence for Four Central Banks. *CEPR Discussion Paper Series*, Discussion Paper No. 2441.
- Engel, C., & Hamilton, J. (1990). Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know it?. *American Economic Review*, 80(4), 689-713.
- Favero, C., & Rovelli, R. (2003). Macroeconomic Stability and the Preferences of the Fed: A Formal Analysis, 1961-98. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35(4), 545-556.
- Friedman, M. (1960). A Program for Monetary Stability. New York, Fordham University Press.
- Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57(2), 357-384.



- Targeting. *Journal of International Economics*, 50(1), 155–183.
- Svensson, L. E. (2009). Transparency Under Flexible Inflation Targeting: Experiences and Challenges. *Sveriges Riksbank Economic Review*, 1, 5–44.
- Taylor, J. (1993). Discretion Versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195–214.
- Taylor, J. (2001). The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules. *American Economic Review*, 91(2), 263–266.
- Wesche, K. (2003). Monetary Policy in Europe: Evidence from Time Varying Taylor Rules. *Bonn Econ Discussion Papers*, Discussion Paper, 21.