Shahid Bahonar University of Kerman

Journal of Development and Capital

Print ISSN: 2008-2428 Online ISSN: 2645-3606

Homepage: https://jdc.uk.ac.ir

Iranian E-Commerce Scientific Association

Monetary Policy-Maker Reaction Function in Oil Exporting Countries: STR Econometric Approach

Asghar Abolhassani Hastiani *

Mohsen Mehrara **

Ali Khajeh Mohammadlou ***

Abstract

Objective: This study is trying to analyze the behavior of monetary policymakers with using Taylor's rule. Policy rules express how monetary policy tools respond to changes in state variables. In recent decades, has been one of the main and mental preoccupations of monetary economists hat how monetary policymakers react to key economic variables and has led to more studies on the formulation and evaluation of monetary policy rules.

Method: Since it is not expected to have a linear relationship between the variables of the model due to the existence of successive structural changes and changes in the political regime, therefore, the smooth transition threshold regression model (STR) has been used for respect to the variables of oil price changes, official exchange rate changes, inflation gap and production gap in the annual period from 2002 to 2019. It should be noted that the variables used in estimating the models are based on the degree of stationarity of the variables. According to the econometric literature, before any estimation, in order to prevent the occurrence of false regressions, it is necessary to ensure that the variables are stationary. For this purpose, the generalized Dickey-Fuller unit root test (ADF) has been used. The results obtained in table (1) show that in all the studied countries, the production gap variables, official exchange rate changes, inflation gap, oil price changes and nominal interest rate changes (for Iran; real interest rate changes) in The surface is static. In the next step, to estimate an STR model, it is necessary to determine the optimal interval for the model variables. After determining the optimal interval for the research variables, the type of model is determined in terms of linearity or non-linearity. For this purpose, the F test statistic was used. In the following, the appropriate transfer variable should be selected for the nonlinear model. To select the transition variable, any potential explanatory variable can be tested, but priority is given to the transition variable that rejects the null hypothesis of the f-test more strongly. Before estimation, model parameters using Newton-Raphsen algorithm are first checked for the existence or non-existence of collinearity between the variables of the model using the collinearity test of the variance inflation factor (Vif). In the following, the mentioned models are estimated and an attempt is made to analyze the models in which the variables have the greatest impact on the monetary policy maker and Taylor's principle is observed in them.

Journal of Development and Capital, Vol. 9, No. 1, pp. 1-29

* Associate Professor of Economics, Payame Noor University (PNU), Tehran, Iran. **Email:** a.bolhasani@pnu.ac.ir

** Professor of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Iran. **Email:** mmehrara@ut.ac.ir

*** **Corresponding Author**, Ph.D. Candidate of Economics, Payame Noor University (PNU), Tehran, Iran.
Email: ali.mohammadlou@student.pnu.ac.ir

Submitted: 29 November 2022 **Revised:** 25 February 2023 **Accepted:** 1 March 2023 **Published:** 7 April 2024
Publisher: Faculty of Management & Economics, Shahid Bahonar University of Kerman.
DOI: 10.22103/jdc.2023.20626.1322

©The Author(s)

Abstract

Results: The results showed that, firstly, the reaction function of monetary policy makers in 16 selected countries is non-linear. Secondly; The findings from the estimation of the specified policy rule based on models (1), (2), (3) and (4) have shown that in all the investigated countries, by entering the variables of oil price changes and the official exchange rate into Taylor's model (model 1), the targeting of monetary policy makers is stable. Meanwhile, for the country of Iran, with the inclusion of the variables of oil price changes and official exchange rate in the Taylor model, inflation targeting is changed to production targeting. Thirdly; Based on the results obtained from the estimation of models, it can be seen that the variable of oil price changes in the countries of Algeria, Qatar, Kazakhstan, Ecuador, Colombia, Malaysia, Mexico, Belarus and Bulgaria affects the reaction function of monetary policy makers through the production gap channel and in Iran, Russia, Angola, Nigeria, Brazil, Tunisia and Azerbaijan through the official exchange rate gap channel.

Conclusion: It is suggested that the central banks of the countries use key and influential variables such as: changes in oil prices, stock prices, housing prices, exchange rates, etc., because the selection of inappropriate policy goals damages the credibility of the central bank and invalidates the targeting framework.

Keywords: *Oil Price, Production Gap, Inflation Rate, Monetary Policy Reaction Function, STR Econometric Approach.*

JEL Classification: E31, E51, C24.

Paper Type: *Research Paper*.

Citation: Abolhassani Hastiani, A., Mehrara, M., & Khajeh Mohammadlou, A. (2024). Monetary policy-maker reaction function in oil exporting countries: STR econometric approach. *Journal of Development and Capital*, 9(1), 1-29 [In Persian].

مجله توسعه و سرمایه
شاپا چاپی: ۲۴۲۸-۲۰۰۸ شاپا الکترونیکی: ۳۶۰۶-۲۶۴۵
Homepage: https://jdc.uk.ac.ir

تابع واکنش سیاست‌گذار پولی در کشورهای صادرکننده نفت: رهیافت رگرسیون انتقال ملایم

اصغر ابوالحسنی هستیانی*
محسن مهرآرا**
علی خواجه محمدلو***

چکیده

هدف: پژوهش حاضر در تلاش است با بهره‌گیری از قاعده تیلور، رفتار سیاست‌گذاران پولی را تحلیل نماید.

روش: از آنجا که با توجه به وجود تغییرات ساختاری پیاپی و تحولات رژیم سیاستی انتظار نمی‌رود یک الگوی خطی بین متغیرها برقرار باشد، از الگوی رگرسیون آستانه‌ای انتقال ملایم (STR) برای دوره زمانی سالانه ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۹، برای بررسی رفتار سیاست‌گذاران پولی نسبت به متغیرهای: تغییرات قیمت نفت، تغییرات نرخ ارز رسمی، شکاف تورم و شکاف تولید استفاده شده است.

یافته‌ها: نتایج نشان داد اولاً: تابع واکنش سیاست‌گذاران پولی در ۱۶ کشور منتخب مورد بررسی غیرخطی است. ثانیاً: برآورد الگوهای (۱)، (۲)، (۳) و (۴)، نشان داد در همه کشورهای مورد بررسی با ورود متغیرهای تغییرات قیمت نفت و نرخ ارز رسمی به الگوی تیلور (الگوی ۱) هدف‌گذاری سیاست‌گذاران پولی ثابت است. این درحالی است که در کشور ایران با ورود متغیرهای تغییرات قیمت نفت و نرخ ارز رسمی به الگوی تیلور، هدف‌گذاری تورمی به هدف‌گذاری تولید تغییر می‌یابد. ثالثاً: متغیرتغییرات قیمت نفت درکشورهای الجزایر، قطر، قزاقستان، اکوادر، کلمبیا، مالزی، مکزیک، بلاروس و بلغارستان از طریق کانال شکاف تولید و در کشورهای ایران، روسیه، آنگولا، نیجریه، برزیل، تونس و آذربایجان از طریق کانال شکاف نرخ ارز بر تابع واکنش سیاست‌گذاران پولی تأثیر می‌گذارند.

نتیجه‌گیری: پیشنهاد می‌شود بانک‌های مرکزی کشورها در برآورد قاعده تیلور از متغیرهای کلیدی و تاثیرگذار همچون: تغییرات قیمت نفت، قیمت سهام، قیمت مسکن، نرخ ارز و غیره استفاده نمایند، چراکه انتخاب اهداف سیاستی نامناسب اعتبار بانک مرکزی را خدشه‌دار کرده و چارچوب هدف‌گذاری را بی‌اعتبار می‌نماید.

واژه‌های کلیدی: *قیمت نفت، شکاف تولید، نرخ تورم، تابع واکنش سیاست‌گذار پولی، رگرسیون آستانه‌ای انتقال ملایم (STR).*

طبقه‌بندی JEL: C24 ،E51 ،E40 ،E31.

نوع مقاله: *پژوهشی.*

استناد: ابوالحسنی هستیانی، اصغر؛ مهرآرا، محسن و خواجه محمدلو، علی (۱۴۰۳). تابع واکنش سیاست‌گذار پولی در کشورهای صادرکننده نفت: رهیافت رگرسیون انتقال ملایم. *مجله توسعه و سرمایه*، ۹(۱)، ۲۹-۱.

مجله توسعه و سرمایه، دوره نهم، ش ۱، صص. ۲۹-۱

* دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. **رایانامه:** a.bolhasani@pnu.ac.ir

** **نویسنده مسئول**، استاد گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران. **رایانامه:** mmehrara@ut.ac.ir

*** دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. **رایانامه:** ali.mohammadlou@student.pnu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۹/۸ **تاریخ بازنگری:** ۱۴۰۱/۱۲/۶ **تاریخ پذیرش:** ۱۴۰۱/۱۲/۱۰ **تاریخ انتشار برخط:** ۱۴۰۳/۱/۱۹

ناشر: دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان.

DOI: 10.22103/jdc.2023.20626.1322

©The Author(s).

مقدمه

امروزه استفاده از قواعد پولی به جای سیاست‌های صلاحدیدی و ارجحیت هدایت سیاست پولی از طریق یک قاعده پولی، تحت شرایطی توسط محققان به اثبات رسیده است. قواعد سیاستی بیانگر نحوه پاسخ ابزارهای سیاست پولی به تغییر در متغیرهای وضعیت هستند. در دهه‌های اخیر، این‌که چگونه سیاست‌گذاران پولی به متغیرهای کلیدی اقتصادی عکس‌العمل نشان می‌دهند، همواره از مشغولیت‌های ذهنی و اصلی اقتصاددانان پولی بوده و موجب انجام مطالعات بیشتری درخصوص تدوین و ارزیابی قوانین سیاست پولی شده است. مطالعات انجام شده بیشتر بر روی برآورد توابع واکنش سیاست پولی و این‌که چگونه بانک‌های مرکزی سیاست پولی خود را تنظیم می‌کنند، متمرکز شده‌اند. اغلب این مطالعات برای توصیف توابع واکنش سیاست پولی، به دلیل فراوانی ادبیات پولی از قاعده تیلور (۱۹۹۳) در شکل رایج خود استفاده نموده و نرخ بهره را به عنوان یک متغیر ابزاری در نظر می‌گیرند. براساس این قاعده، نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت تعیین شده توسط بانک مرکزی، تابعی خطی از تورم و انحراف تولید از سطوح مطلوب یا بالقوه‌شان است. پشتوانه نظری این قاعده سیاستی یک چارچوب خطی درجه دوم است که از ترکیب یک ساختار اقتصادی خطی و ترجیحات متقارن سیاست‌گذار ناشی می‌شود. با این حال، ادبیات رو به رشد اخیراً به ماهیت غیردرجه دوم این تابع اشاره کرده است. در اصل درجه دوم بودن تابع ایجاب می‌کند، سیاست‌گذاران به شکاف‌های مثبت و منفی تولید و تورم از اهداف خود، اهمیت یکسانی بدهند. با این حال، در عمل به ندرت چنین واکنشی را می‌توان مشاهده کرد. ماهیت غیر درجه دوم تابع ممکن است به دلیل ترجیحات نامتقارنی باشد که ناشی ازساختارهای پیچیده اقتصادی است.

یکی از پیچیدگی‌ها، این واقعیت است که بستن شکاف تولید مثبت می‌تواند از بستن شکاف تولید منفی آسان‌تر باشد. علاوه بر این دلایل دیگری هم برای غیرخطی بودن تابع واکنش وجود دارد. همانطورکه بلایندر[1] (۱۹۹۸) بیان می‌کند: «بانک‌های مرکزی در ارتباط با تورم بالاتر، برخورد سیاسی بسیار سخت‌تری نسبت به بیکاری بالاتر دارند» (بلایندر، ۱۹۹۸: ۱۲۳). از این استدلال می‌توان استنباط کرد چارچوب‌های نهادی مانند؛ استقلال بانک مرکزی، نفوذ سیاسی و غیره می‌توانند تأثیر قابل توجهی برتصمیم‌گیری بانک‌های مرکزی بگذارند که به نوبه خود ممکن است به ترجیحات سیاستی نامتقارن و در نتیجه، به توابع واکنش غیرخطی منجر گردد. در ادبیات دو نوع ترجیحات نامتقارن را می‌توان شناسایی کرد؛ یکی اجتناب از تورم و دیگری اجتناب از رکود. ترجیح اجتناب از تورم وضعیتی تعریف می‌شود که در آن سیاست‌گذاران تمایل دارند نسبت به شکاف تورمی مثبت احتیاط بیشتری نسبت به شکاف تورمی منفی داشته باشند، درحالی که در ترجیح اجتناب از رکود، سیاست‌گذاران بیزاری بیشتری از شکاف تولید منفی نسبت به شکاف تولید مثبت دارند (توفیق[2]، ۲۰۱۹؛ ۱۱۲).

براساس مطالب ارائه شده، پژوهش حاضر به بررسی تابع واکنش بانک مرکزی در منتخبی ازکشورهای صادرکننده نفت با استفاده از قاعده تیلور پرداخته است. ماهیت این مطالعه نه تنها رفتار نامتقارن بانک مرکزی کشورها را برجسته می‌کند، بلکه تخمین‌های قوی براساس مدل‌های آستانه انتقال ملایم (STR) نیز ارائه می‌دهد. همچنین از آن‌جاکه اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت همواره از نوسانات قیمت نفت متأثر می‌گردد، تلاش شده با واردکردن تغییرات قیمت نفت به تابع واکنش سیاست‌گذاران پولی، کانال تأثیر آن بر اقتصاد کشورهای مورد مطالعه را شناسایی و در اتخاذ سیاست و هدف‌گذاری صحیح اقدام نماییم. ادامه پژوهش به شرح زیر سازماندهی شده است. در بخش ۲، ادبیات پژوهش، مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته بیان گردیده و در بخش ۳، توصیف داده‌ها و تصریح مدل را مرور می‌کنیم. در بخش ۴، نتیجه‌گیری حاصل از یافته‌ها ارائه می‌شود.

[1] Blinder
[2] Taufeeq

مبانی نظری

پس از وقوع تورم‌های شدید در سال ۱۹۸۰، سیاست هدف‌گذاری تورم از دهه ۱۹۹۰، به وسیله بانک‌های مرکزی کشورها اتخاذ گردید (برنانکه و مشکین[1]، ۱۹۹۷). تصور بر آن بود که این سیاست می‌تواند مزایای متعددی از جمله: (۱): استقلال بانک مرکزی (۲): ایجاد یک سیستم مالی تکامل یافته برای انتقال مناسب و مطلوب سیاست پولی.(۳): چارچوب محکم برای پیش‌بینی تورم. (۴): بهبود ارتباط بین اهداف بانک مرکزی و شفاف شدن سیاست پولی را برای کشورها داشته باشد (سونسون[2]، ۲۰۰۰ و گماول و همکاران[3]، ۲۰۱۱). در کنار آن، سیاست پولی در بسیاری از کشورها هدف ثبات تولید را نیز دنبال می‌کند. توانایی سیاست‌گذاران یا بانک‌های مرکزی برای تحقق اهدافشان به داشتن ابزارهای لازم براکاهش ناپایداری و تغییرپذیری تولید و تورم بستگی دارد. برای بهره‌مندی از این ابزارها در جهت تحقق اهداف نهایی از طریق اهداف میانی دو دیدگاه وجود دارد، یکی سیاست‌های پولی صلاحدیدی و دیگری سیاست‌های پولی قاعده‌مند است. اولین بار تمایز میان قاعده و مصلحت در سیاست پولی توسط سیمونز در سال ۱۹۳۶، مطرح شد.

سیمونز اعتقاد داشت به منظور دستیابی به اهداف اقتصادکلان مانند تثبیت اقتصادی، مقام پولی باید براساس قواعدی که نهاد تصمیم‌ساز اقتصادی اتخاذ می‌نماید؛ عمل کند (باستانی‌فر و همکاران، ۱۳۹۴). قاعده فریدمن (۱۹۶۰) بر پایه مقاله سیمونز بنا شد و بر نااطمینانی موجود در اثربخشی سیاست پولی تکیه داشت. برای سال‌های متمادی، قاعده فریدمن[4] (۱۹۶۰) اصلی‌ترین قاعده پولی شناخته شده در ادبیات اقتصادی بوده است. براساس دیدگاه فریدمن در شرایطی‌که عدم‌اطمینانی نسبت به طول دوره اثرگذاری سیاست پولی وجود دارد، مدیریت عرضه پول به صورت صلاحدیدی می‌تواند سبب تقویت نوسان‌های اقتصادی شود. کیدلند و پرسکات[5] (۱۹۷۷) با بیان ناسازگاری زمانی ادعا می‌کنند سیاست‌های صلاحدیدی اعمال شده توسط مقام پولی درکوتاه‌مدت منجر به بروز عدم تعادل در اقتصاد می‌شود. بنابراین تعهد داشتن به یک قاعده می‌تواند زیان بانک مرکزی را نسبت به سیاست‌های صلاحدیدی کاهش دهد. نقطه ضعف کیدلند و پرسکات نادیده گرفتن مسئله کنترل است. تیلور(۱۹۹۳)، در نقطه مقابل دیدگاه‌های مذکور، ادعا می‌کند مفهوم حقیقی قاعده باید فراتر از مفهوم قاعده براساس دیدگاه کیدلند و پرسکات باشد. اغلب کشورها تلاش کرده‌اند، تابع واکنش سیاست‌گذار پولی را به کمک مدل‌های مختلف اقتصادسنجی تحلیل نمایند.

با این حال، بخش بزرگی از تحقیقات تابع واکنش سیاست پولی از قاعده تیلور (۱۹۹۳) پیروی می‌کنند. اکثر محققان، مدل‌های کینزی جدید (NKM) را به جای مدل‌های کلاسیک جدید(NCM) که در آن سیاست پولی اساساً نسبت به فعالیت‌های واقعی اقتصادی خنثی است به کار می‌برند. تعیین توابع سیاست پولی در اقتصاد کلان کینزی جدید با استفاده از دو رویکرد اصلی؛ قاعده سیاستی بهینه و قاعده ابزاری صورت می‌گیرد. در قاعده سیاستی بهینه، قاعده پولی از تحلیل رفتار بانک مرکزی در چارچوب توابع هدف به‌دست می‌آید. در حالی که در قاعده ابزاری، قاعده پولی به صورت برونزا به کار گرفته می‌شود و متغیرهای سیاستی نسبت به متغیرهایی از جمله تورم، شکاف تولید و نرخ ارز واکنش نشان می‌دهند. قواعد تیلور و مک‌کالم دو قاعده‌ای هستند که به روش دوم به کار گرفته می‌شوند (همتی و جلائی نائینی، ۱۳۹۵). با پیروی از وودفورد[6] (۲۰۰۱)، می‌توان مدل کینزی جدید را با استفاده از سه معادله ساختاری مدل عرضه کل (منحنی فیلیپس)، مدل تقاضای کل (معادله IS) و مدل برابری نرخ بهره که پایه و اساس تیلور است؛ مشخص کرد. در مدل عرضه کل، تورم مستقیماً با شکاف تولید مرتبط است. معادله

[1] Bernanke and Mishkin
[2] Svensson
[3] Gemayel
[4] Friedman
[5] Kydland & Prescott
[6] Woodford

منحنی فیلیپس در رابطه (۱) به صورت زیر آورده شده است:

$$\pi_t = \delta + \alpha\pi_{t-1} + \beta y_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

در معادله (۱)، متغیرهای π؛ بیانگر نرخ تورم، π_{t-1}؛ نرخ تورم با یک دوره تأخیر، Y؛ شکاف تولید، δ، α و β ؛ پارامترهای مجهول و ε_t ؛ بیانگر عبارت خطا است. در مدل تقاضای کل، شکاف تولید با نرخ لنگر اسمی، تورم و نرخ بهره اسمی مرتبط است. معادله تقاضای کل به صورت زیر در رابطه (۲) بیان می‌شود:

$$Y_t = \delta + \alpha i + \sigma\pi_t + \theta R_t + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

در معادله (۲) متغیرهای Y؛ بیانگر شکاف تولید، i ؛ نرخ سیاستی، π؛ نرخ تورم و R؛ نرخ بهره اسمی است. در مدل برابری نرخ بهره بر رابطه بین نرخ بهره اسمی و نرخ بهره هدف، تفاوت نرخ بهره داخلی و خارجی و شکاف نرخ ارز تأکید می‌گردد. مدل برابری نرخ بهره در رابطه (۳) به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\mathrm{R_t} = \delta + \alpha\mathrm{R_t^*} + \sigma(\varphi_t - \varphi_{t-1}) + \mu_t \qquad (۳)$$

در معادله (۳) متغیرهای R؛ بیانگر نرخ بهره اسمی، R*؛ نرخ بهره پیش بینی شده، φ؛ نرخ ارز و $(\varphi_t - \varphi_{t-1})$؛ شکاف نرخ ارز است. با این حال، نسخه اصلی قانون تیلور، نرخ بهره اسمی را به نرخ بهره واقعی تعادلی مفروض، انحراف بین تورم واقعی و نرخ تورم هدف و همچنین تفاوت بین تولید واقعی و تولید بالقوه مرتبط می‌کند. براساس تیلور (۱۹۹۳)، بانک‌های مرکزی بایستی سیاست پولی را بر حسب قواعد نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت تنظیم نمایند. اگرچه هیچ قاعده 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 قاعده 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 استفاده قرار گرفته است. تیلور (۱۹۹۳) قانون سیاست پولی زیر را برای فدرال رزرو آمریکا پیشنهاد کرد:

$$r_t = \pi_t + 0.5y_t + 0.5(\pi_t - 2) + 2 \qquad (۴)$$

که در آن متغیرهای، r_t؛ بیانگر نرخ وجوه فدرال، π_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 ۲درصد 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 (۵) نشان داده شده است. قاعده وی دو جزء دارد. جزء اول بیانگر این است‌که 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 است:

$$i_t = a + \emptyset_\pi\pi_t + \emptyset_y(In\, y_t - In\, y_i^n) \quad ، \emptyset_\pi > 0 \, ، \emptyset_y > 0 \qquad (۵)$$

اگر r_i^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 معادله(۵)، خواهیم داشت:

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

با قرار دادن رابطه بالا در معادله (۴)، خواهیم داشت:

$$i_t = r^n + \emptyset_\pi(\pi_t - \pi^*) + \emptyset_y(In\, y_t - In\, y_t^n) \quad (۶)$$

در معادله (۶)، متغیرهای i ؛ نرخ بهره سیاستی کوتاه‌مدت تعیین شده به وسیله بانک مرکزی، r؛ نرخ بهره تعادلی بلندمدت، $\emptyset_\pi$ و $\emptyset_y$؛ ضرایب تابع واکنش سیاست‌گذار پولی، $(\pi_t - \pi^*)$؛ بیانگر شکاف تورمی که به عنوان انحراف تورم واقعی از تورم هدف و $(In\, y_t - In\, y_t^n)$؛ بیانگر شکاف تولید که به عنوان انحراف «تولید واقعی» از سطح تولید بالقوه تعریف می‌شود. اگرچه به طور گسترده پذیرفته شده است که یک سیاست پولی مبتنی بر قاعده منجر به تثبیت تولید و ثبات قیمت می‌شود، اما هیچ توافقی در مورد وزن ضرایب تثبیت وجود ندارد. به عبارت دیگر در مورد وزن تولید و شکاف تورم اتفاق نظر وجود ندارد.وزن‌ها به ترجیحات بانک‌های مرکزی بستگی دارد که به مجموعه‌ای از عوامل بستگی دارد. معادله فوق بیانگر آن است که بانک مرکزی بایستی در واکنش به تورم و تولیدی که فراتر از سطح هدف و طبیعی است، نرخ بهره حقیقی را بالاتر از سطح تعادلی بلندمدت آن، قرار دهد. قواعد نرخ بهره که به شکل معادلات (۵) و (۶) هستند، معروف به قواعد تیلور هستند. 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.

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[1]، ۲۰۰۰ و قوش[2] و همکاران، ۲۰۱۶). تیلور (۲۰۰۱) و میشکین (۲۰۰۷) به این نتیجه رسیدند حضور نرخ مبادله در اقتصادهای توسعه‌یافته الزامی نبوده ولی درکشورهای درحال ظهور الزامی باشد. بال (۱۹۹۹) نشان داد 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[3] (۱۹۹۹) نیز نشان داده است که غیرقابل پیش‌بینی بودن تولید و تورم نیز از این طریق کاهش می‌یابد.

بال (۱۹۹۹) نشان داد در کانادا از سال ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۳، از چنین قاعده تقویت شده‌ای، پیروی شده است. در حالی که لوبیک و ایسچروفهید[4] (۲۰۰۷) دریافتند 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 یک نرخ ارز منعطف همراه با یک قاعده سیاستی مبتنی بر هدف‌گذاری 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.

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 این مطالعات با روش‌های متفاوتی از قبیل: VAR، ARDL، DSGE، GMM و غیره انجام شده‌اند. برای این منظور در ادامه، برخی از مطالعات صورت گرفته در ایران و سایر کشورها که ارتباط نزدیکی با موضوع مورد بررسی دارند، ارائه می‌شوند.

[1] Obstfeld and Rogoff
[2] Ghosh
[3] Debelle
[4] Lubik and Schorfheide

مطالعات خارجی

هاچیسون[1] و همکاران (۲۰۱۰) یک تابع واکنش پولی را برای کشور هند تخمین زدند که امکان تغییر رژیم بین قبل و بعد از آزادسازی را با استفاده از روش مارکوف فراهم می‌نمود. نتایج مطالعه آنان نشان داد به نظر می‌رسد بانک مرکزی هند نسبت به شکاف تولید بیشتر از تورم بیزار است. این مطالعه نشان داد به نظر می‌رسد عملیات سیاست‌گذاری بانک مرکزی هند پس از ۱۹۹۸ دستخوش تغییر شده است. در مرحله اول، یعنی قبل از سال ۱۹۹۸، نرخ تورم بیشتر مورد توجه بانک مرکزی هند بوده، در حالی که در دوره اخیر، نرخ ارز و شکاف تولید به عنوان هدف انتخاب می‌شود.

فیلیز و چاتزیان تونیو[2] (۲۰۱۴) به بررسی واکنش عوامل پولی و مالی به شوک‌های نفتی برای گروهی از کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت خام با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری (var) و داده‌های فصلی ۲۰۱۰:۰۴–۱۹۹۱:۰۱ پرداخته‌اند. نتایج بررسی آن‌ها نشان داده تأثیرپذیری نرخ بهره از شوک‌های نفتی به نوع رژیم سیاست پولی کشورها بستگی دارد.

بازیز و لابیدی[3] (۲۰۱۶) به برآورد تابع واکنش سیاست‌گذار پولی به روش رگرسیون انتقال ملایم (STR) طی دوره زمانی فصلی q4: ۲۰۱۳– q1: ۱۹۹۸ پرداخته‌اند. نتایج به‌دست آمده وجود عدم تقارن در بانک‌های مصر و تونس را تأیید می‌کند.

چن[4] و همکاران (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای با موضوع «پویایی نرخ ارز در چهارچوب قوانین تیلور» با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری برای سال‌های ۲۰۱۵–۱۹۸۵به بررسی یک مدل تعیین نرخ ارز پویا پرداخته‌اند. این تحقیق نشان می‌دهد که شوک تقاضا به جای شوک عرضه نقش مهمی در تعیین ارزش واقعی ارز دارد. سیاست پولی تأثیر کمی دارد، اما مداخله بانک مرکزی در حفظ نرخ پایداری نرخ ارز برای ین و یورو نقش دارد. نتایج برآورد شده نشان می‌دهد که در مقایسه با شوک عرضه، شوک تقاضا به نظر می‌رسد برای پویایی نرخ ارز مهمتر است.

کریستو[5] و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی «توابع واکنش سیاست پولی در کشورهای تایوان، هند، چین و کره: رویکرد رگرسیون چندگانه» پرداخته‌اند. نتایج نشان داده است که در چندک‌های با نرخ‌های بهره پایین واکنش سیاست‌گذاران پولی به تورم ملایم‌تر بوده و درچندک‌های بالاتر نرخ بهره واکنش به تورم افزایش یافته است. این در حالی است که واکنش سیاست‌گذاران پولی درکشور هند به تورم تنها در چندک‌های بالاتر نرخ بهره معنادار است.

آدنوگوا و گلیچ[6] (۲۰۱۹)، به بررسی موضوع «برآورد عملکرد واکنش سیاست پولی: مورد نیجریه» پرداخته‌اند. در این پژوهش از الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برای دوره زمانی فصلی طی سال‌های ۲۰۰۰:۱– ۲۰۱۸:۴ استفاده شده است. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که مقامات پولی باید دائماً در اداره تحقیقات بانک مرکزی نیجریه، شکاف تورم، شکاف تولید و همچنین تفاوت‌های نرخ ارز بین نرخ ارز رسمی، دفتر صرافی (BDC) و نرخ وام اولیه را ردیابی کنند. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد بانک نسبت به افزایش شکاف در حق بیمه نرخ ارز واکنش نشان می‌دهد، که بیانگر آن است که بانک در هنگام طراحی سیاست‌های پولی، نرخ ارز را در نظر می‌گیرد تا از ناهماهنگی نرخ ارز جلوگیری کند و ثبات ارز را تضمین کند.

ماریام و شهید ملیک[7] (۲۰۲۰) به بررسی موضوع «نقش سیاست پولی در انتقال قیمت دارایی به قیمت کالا» پرداخته‌اند. در این پژوهش از الگوی خود رگرسیونی برداری (var) برای دوره زمانی ماهانه طی سال‌های ۲۰۰۰:۱–۲۰۱۹:۶ استفاده شده است. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد تورم ناشی از قیمت دارایی به طور مثبت به تورم قیمت کالا منتقل می‌شود و اگر

[1] Hutchison
[2] Filis & Chatziantoniou
[3] Baaziz & labidi
[4] Chen
[5] Christou
[6] Adenuga & Gylych
[7] Mariyam & Shahid Malik

نرخ بهره به سایر متغیرهای مدل پاسخ ندهد، این انتقال تشدید می‌شود. علاوه بر این، انتقال قیمت دارایی‌ها به نرخ تورم، در مقایسه با تولید، بیشتر تحت تأثیر سیاست پولی است. در نهایت متوجه می‌شویم که انتقال نرخ ارز و قیمت مسکن به نرخ تورم بسیار تحت‌تاثیر سیاست‌های پولی است در حالی که در مورد قیمت سهام تأثیر سیاست متوسط است.

آوسو[1] (۲۰۲۰) به بررسی موضوع « برآورد عملکردهای واکنش سیاست پولی: مقایسه بین بانک مرکزی اروپا و بانک مرکزی سوئد» پرداخته است. در این پژوهش از الگوی گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برای دوره زمانی ماهانه طی سال‌های ۲۰۰۳:۱- ۲۰۱۸:۱۲ استفاده شده است. نتایج نشان داده است که نرخ بهره خارجی، به ویژه نرخ وجوه فدرال، تا حدی بر سیاست پولی بانک مرکزی اروپا تأثیر می‌گذارد. علاوه بر این، نرخ بهره کوتاه‌مدت و نرخ ارز واقعی بانک مرکزی اروپا بر سیاست پولی بانک سوئد تأثیر می‌گذارد.

احمد شاه[2] (۲۰۲۱)، به برآورد تابع واکنش سیاست‌گذار پولی با استفاده از الگوهای (MSR,TR,STR) طی دوره زمانی فصلی q4: ۲۰۱۸- q1: ۱۹۹۶ پرداخته است. نتایج نشان داده است که در دوره‌های رکود، بانک مرکزی هند نسبت به شکاف تولید واکنش تهاجمی نشان می‌دهد.

اونو[3] (۲۰۲۱) به بررسی اثرات سیاست پولی در روسیه تحت رویکرد FAVAR برای دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۴ پرداخته است. نتایج نشان داده است که پاسخ شاخص قیمت مصرف کننده به شوک سیاست پولی انقباضی مثبت است و بالعکس.

وینسنت و مک میلان[4](۲۰۲۱) به بررسی واکنش بانک‌های مرکزی به تورم، شکاف تولید و نرخ ارز در نیجریه و آفریقای جنوبی تحت رویکرد FMOLS برای دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۷۰ پرداخته‌اند. نتایج نشان داده است که، بانک مرکزی آفریقای جنوبی تأکید زیادی بر هدف گذاری تورم در تعیین نرخ بهره دارد، در حالی که بانک مرکزی نیجریه این کار را نمی‌کند . علاوه بر این، برای آفریقای جنوبی، شکاف تولید قابل توجه است، در حالی که برای نیجریه قابل توجه نیست.

دین و اسچوح[5] (۲۰۲۲) به بررسی موضوع «آیا قانون تیلور هنوز بازنمایی مناسبی از سیاست پولی در مدل‌های کلان اقتصادی است؟» تحت رویکردهای خود رگرسیون برداری و تعادل عمومی تصادفی برای دوره زمانی فصلی ۲۰۱۵-۲۰۰۹ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد با وجود سیاست‌های پولی نامتعارف جدید (UMP) و نرخ سیاستی نزدیک به صفر در سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۰۹، یک قانون تیلور به عنوان مشخصه اجماع در مدل‌های اقتصاد کلان باقی می‌ماند. نتایج برای مدل‌های تخمین زده شده با استفاده از نرخ وجوه فدرال با محدودیت کران پایین صفر (ZLB) و با استفاده از نرخ وجوه سایه‌ای برای پروکسی برای UMP مشابه است. براساس الگوی خود رگرسیون برداری ضریب شکاف تورم و براساس الگوی تعادل عمومی تصادفی ضریب شکاف تولید بیشترین تأثیر را بر سیاست‌گذار پولی دارد. نتیجه اصلی مربوط به قانون تیلور براساس الگوی تعادل عمومی تصادفی، کاهش قدرت واکنش فدرال رزرو به نرخ تورم نسبت به واکنش آن به تولید است که باعث می‌شود قانون تیلور تا حدودی شبیه به آن باشد.

مطالعات داخلی

توکلیان (۱۳۹۴)، به بررسی سیاست‌گذاری پولی بهینه، مبتنی بر قاعده و صلاحدیدی در جهت رسیدن به اهداف تورمی برنامه‌های پنج ساله توسعه: یک رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته است. این پژوهش برای دوره زمانی ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۲ صورت گرفته و نتایج آن بیانگر این است که تنها در اواخر دهه ۷۰ و ابتدای دهه ۸۰ به نحوی قاعده‌ای در

[1] Owusu
[2] Ahmadshah
[3] Ono
[4] Vincent & McMillan
[5] Dean & Schuh

سیاست‌گذاری پولی وجود داشته و در عمده مواقع تورم هدف ضمنی بالاتر از تورم هدف برنامه‌های پنج‌ساله بوده است.

بیات و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی «هدف‌گذاری تورم و تولید در دو قاعده نرخ رشد حجم پول و تیلور برای اقتصاد ایران» با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی طی بازه زمانی سالانه ۱۳۹۳-۱۳۶۷ پرداخته‌اند. نتایج سناریوها نشان داده نرخ بهره ابزارمناسب‌تری نسبت به نرخ رشد حجم پول برای اثرگذاری بر روی متغیرهای بخش واقعی اقتصاد است.

الهی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی قاعده‌مندی سیاست پولی در ایران با الهام از قاعده مک‌کالم تحت رویکرد شبیه‌سازی با استفاده از داده‌های ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۳:۴ پرداخته‌اند. نتایج به‌دست آمده نشان داده پیروی از قاعده می‌تواند به طور قابل ملاحظه‌ای نوسانات تولید ناخالص داخلی اسمی را کاهش دهد.

جندقی‌میبدی و همکاران (۱۳۹۸) به «برآورد حالت هیبریدی قاعده بهینه سیاست پولی ایران با بهره‌گیری از روش کنترل بهینه» پرداخته‌اند. در این تحقیق از روش‌های حداقل مربعات معمولی (ols) و رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (sur) برای دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۷ استفاده شده است. نتایج بیانگر این است که، بانک مرکزی باید ابتدا انحراف رشد حجم نقدینگی و بعد از آن، شکاف تولید را مدنظر قرار دهد.

قلی‌زاده کناری و همکاران (۱۳۹۸) به برآورد شاخص کارایی سیاست پولی در یک اقتصاد منتخب: پاکستان پرداخته‌اند. در این پژوهش از روش بهینه‌یابی برای دو دوره ۱۹۶۰-۱۹۹۴ و ۲۰۱۷-۱۹۹۵ استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که در هر دو دوره، رابطه نرخ رشد نقدینگی در کوتاه‌مدت با شکاف تولید مثبت است.

برومند و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی هزینه رفاه شوک‌های خارجی و قاعده بهینه سیاست پولی برای اقتصاد ایران پرداخته‌اند. در این پژوهش از الگوی تعادل عمومی تصادفی برای دوره فصلی ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۵ استفاده شده است. نتایج حاصل نشان داده قاعده تورم هسته، بهترین قاعده پولی برای ایجاد ثبات هم در تولید و هم در تورم است.

داودی و باستان نژاد (۱۳۹۹)، به بررسی شمول سیاستگذاری پولی با مقوله ثبات مالی دراقتصاد ایران با استفاده از الگوی DSGE در دوره زمانی سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۶۷ پرداخته‌اند. نتایج به‌دست آمده نشان داده سیاست پولی نامتعارف توانسته در شرایط بحران علاوه بر ثبات نسبی برای بخش حقیقی، عملکرد بهتری برای بر طرف نمودن بی‌ثباتی مالی در اقتصاد ایران از خود نشان دهد و این مهم را در سطوح پایین‌تری از تورم و نرخ بهره دنبال نماید.

جعفری لیلاب و حقیقت (۱۳۹۹) به بررسی «اولویت‌های راهبردی سیاست‌های پولی و مالی در ایران» پرداخته‌اند. در این پژوهش از روش تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای دوره زمانی فصلی ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۴:۴ استفاده شده است. بر مبنای یافته‌های تحقیق، سیاست‌گذاری مبتنی بر قاعده و رهبری سیاست‌گذار پولی منجر به افزایش ثبات اقتصادی می‌شود. اهمیت تثبیت تولید و تورم برای سیاست‌گذاران متعهد در مقایسه با سیاست‌گذاران مصلحت‌اندیش بیشتر است. در حالیکه برای یک سیاست‌گذار متعهد تثبیت تورم از تثبیت تولید مهم‌تر است، برای یک سیاست‌گذار مصلحت اندیش، تثبیت تولید بر تثبیت تورم مقدم است.

بیابانی و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی قاعده سیاست‌گذاری پولی در ایران با تأکید بر نرخ ارز و پایه پولی پرداخته‌اند. در این پژوهش از رویکرد انتقال رژیم مارکف برای استخراج قاعده سیاست پولی در دوره زمانی ۱۳۹۷:۱-۱۳۸۴:۱ استفاده شده است. براساس نتایج به‌دست آمده رژیم یک در هر دو الگو بر رژیم صفر اولویت داشته است. به عبارت دیگر اگرچه ضرایب برآوری ناچیز هستند ولی هدف‌گذاری تورم بر هدف‌گذاری تولید اولویت دارد.

داوودی و همکاران (۱۴۰۱)، به معرفی و برآورد شاخص شرایط پولی برای اقتصاد ایران طی دوره زمانی سالانه ۱۳۹۸-۱۳۶۳ با استفاده از روش تصحیح خطای‌برداری جوهانسون– جوسیلیوس پرداخته‌اند. نتایج به‌دست 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 است.

ذریه محمدعلی و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی تحلیل تأثیر شوک‌های کلان اقتصادی بر متغیرهای سیاستی پولی و مالی در ایران با رویکرد قاعده تیلور: روش BVAR پرداخته‌اند. در این پژوهش از روش خودرگرسیون برداری بیزین (BVAR) و داده‌های سری زمانی سالانه ۱۳۹۹-۱۳۵۵ استفاده شده است. نتایج نشان داده رفتارسیاست گذاران پولی نسبت به تکانه شکاف تولید در کوتاه‌مدت سیاست انبساطی بوده و در بلندمدت اثرتکانه از بین خواهد رفت. همچنین سیاست گذاران مالی نسبت به تکانه شکاف تولید در کوتاه مدت و بلندمدت سیاست انبساط را اجراکرده‌اند. بانک مرکزی نسبت به تکانه‌های تورم درکوتاه مدت رفتار انقباضی ازخود نشان داده و در بلندمدت اثرتکانه از بین خواهد رفت. سیاست‌گذاران دولتی نسبت به تکانه شاخص قیمت مصرف‌کننده در کوتاه‌مدت رفتار انقباضی و در بلندمدت سیاست انبساطی اجرا کرده است. همچنین با ایجاد تکانه درنرخ ارز حقیقی اثر تکانه بر نرخ رشد پایه پولی و مخارج دولت به ترتیب درکوتاه مدت منفی و مثبت و در بلندمدت اثرتکانه ماندگار نبوده و از بین خواهد رفت. نتایج تجزیه واریانس نشان داده در کوتاه مدت و بلندمدت شکاف تولید بیشترین تغییرات نرخ رشد پایه پولی ومخارج دولت را توضیح می‌دهد.

جمع‌بندی مطالعات و نوآوری پژوهش حاضر

بررسی مطالعات انجام شده نشان داده اغلب کشورها تلاش کرده‌اند، تابع واکنش سیاست‌گذار پولی را تحت رویکرد خطی و به کمک مدل‌های مختلف اقتصادسنجی بخصوص روش DSGE، تحلیل نمایند. این مطالعات در حالی صورت گرفته‌اند که اولاً؛ براساس شواهد، علاوه بر تعاریف متغیرها، ماهیت خطی و پایداری پارامترها در قوانین تیلور به طور جدی در ادبیات تجربی به چالش کشیده شده است. ثانیاً؛ جدا از بی‌ثباتی ناشی از تغییر سیاست‌ها، شواهد نشان دهنده، واکنش‌های نامتقارن بانک‌های مرکزی به شکاف‌های تورم و تولید است. به طوری که اغلب کشورها نسبت به شکاف‌های تورمی منفی، وزن بیشتری بر شکاف‌های تورمی مثبت می‌دهند. در این پژوهش از رویکرد غیرخطی رگرسیون آستانه‌ای انتقال ملایم (STR) که تناسب بیشتری با قانون تیلورغیرخطی دارد برای تعیین تابع واکنش سیاست‌گذار پولی استفاده شده است. بدیهی است که مکانیسم تغییر رژیم از نوع آستانه می‌تواند با لحاظ ویژگی تغییر زمانی مقادیر آستانه، اطلاعات مفیدی را در مورد پویایی‌های اساسی قوانین سیاست پولی به دست آورد و همچنین چارچوبی بهتر برای توضیح رفتار نامتقارن مقامات پولی ارائه دهد. از دیگر دلایل انتخاب این روش اقتصادسنجی به شرح زیر است: الف) ضعف مدل‌های متعارف DSGE درعدم توانایی لحاظ کردن انتظارات تغییر رژیمی شکل گرفته در عوامل اقتصادی. ب) وجود شکست‌های ساختاری و 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. از دیگر نوآوری‌های پژوهش حاضر، واردکردن متغیر نوسانات قیمت نفت به الگوی تیلوربه منظور تعیین کانال تاثیرگذاری آن بر رفتار سیاست‌گذاران پولی و شیوه هدف‌گذاری سیاست‌گذاران پولی با در نظر گرفتن این متغیر است.

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 است، که به طور سنتی، این شامل دستیابی به اشتغال کامل، اصلاح چرخه کسب و کار، جلوگیری از بحران‌های مالی و تثبیت نرخ بهره درازمدت است. در دهه‌های اخیر، هدف‌گذاری پولی در اغلب کشورهای صادرکننده نفت بیشتر در جهت تضمین ثبات قیمت‌ها سوق یافته و منجر شده است بانک‌های مرکزی اهداف دیگر را فدای این هدف نمایند. انتخاب این هدف ممکن است بیانگر ناچیز بودن شکاف تولید در کشورها یا مشکلاتی در پیش‌بینی شکاف تولید باشد. بررسی روند شکاف تولید برای کشورهای منتخب صادرکننده نفت نشاد داد که این شکاف مثبت بوده و برای کشورهای ایران، الجزایر چین، روسیه، قزاقستان، آنگولا، اکوادر، برزیل، کلمبیا، بلاروس، تونس، بلغارستان و آذربایجان روند کاهشی و برای کشورهای نیجریه، مالزی و مکزیک روند افزایشی داشته است. به عبارت دیگر در نیجریه، مالزی و مکزیک توجه به تولید کمتر شده و درآمدهای نفتی در جهت تثبیت و افزایش تولید در واحدهای تولیدی هزینه نشده‌اند. همچنین بررسی اقتصادکشورهای صادرکننده نفت نشان داد 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 ...، 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. پس از سال ۲۰۱۶، قیمت نفت تا سال ۲۰۱۸، افزایش یافت اما دوباره در سال ۲۰۱۹ قیمت آن کاهش یافته و به ۶۴/۰۴ دلار به ازای هر بشکه رسیده است. درکشورهای 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 درکشورهای صادرکننده، کاهش در ذخائر ارزی و نیاز به پول‌های خارجی در مبادلات تجاری را منجر می‌شود. به طوری‌که، 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 این کشورها، به منظور ترویج توسعه اقتصادی پایدار، اقدامات لازم برای ثبات قیمت‌ها و سیستم‌های مالی را تشدید نمودند. 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 دادند و بسیاری از کشورها (ایران، برزیل و غیره) نیز از سیاست نرخ ارز شناور که به منظور تشویق به صادرات، سرمایه‌گذاری و افزایش رشد اقتصادی انجام می‌شود، به منظور کاهش تورم استفاده کردند. مرور روند شکاف تورم در همه کشورهای منتخب نشان داد که این شکاف درکشورهای الجزایر، قطر، چین، قزاقستان و مالزی تا سال ۲۰۰۹، ابتدا افزایش و پس از آن کاهش یافته است. این در حالی است که در کشورهای آنگولا، نیجریه، اکوادر، کلمبیا و مکزیک تا سال ۲۰۰۹، ابتدا کاهش و پس از آن افزایش یافته است. همچنین در کشورهای ایران و تونس روند شکاف تورمی صعودی به ترتیب در سال ۲۰۱۹ به میزان ۲۲/۴۰ و ۶/۳۴ درصد و درکشورهای بلاروس، برزیل، روسیه و بلغارستان به ترتیب در سال ۲۰۱۹ به میزان ۶/۳۸، ۴/۷۳، ۴/۴۵ و ۱/۱۷ درصد روند نزولی داشته است. روند نرخ بهره اسمی برای کشورها نشان می‌دهد این نرخ در برخی از کشورها ثابت بوده و در برخی، هم جهت با نرخ تورم و نرخ ارز و گاهی

در خلاف جهت آنان حرکت می‌کند. در حالت کلی در دوره‌های رونق اقتصادی، نرخ بهره افزایش یافته و و در دوره‌های رکود میزان آن کاهش یافته است.

تصریح الگو و روش تحقیق

تصریح الگوی رگرسیونی انتقال ملایم با تابع انتقال لاجستیک (LSTR)

یک مدل STR استاندارد با تابع انتقال لاجستیک[1] در حالت کلی به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$i_t = \pi Z_t + (\theta Z_t)\ F(\gamma, c, s_t) + U_t \qquad (۷)$$

که در آن π بردار ضرایب قسمت خطی و θ بردار ضرایب قسمت غیرخطی است. Z_t نیز برداری از متغیرهای برون‌زای مدل شامل وقفه‌هایی از متغیر درون‌زا و متغیرهای برون‌زا است. تابع F، تابع انتقال لاجستیک و نحوه 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:

$$F(\gamma, c, s_t) = \left(1 + EXP\{-\gamma \prod_{k=1}^{k}(S_t - c)\}\right)^{-1}, \gamma > 0 \qquad (۸)$$

تابع انتقال F یک تابع پیوسته و کران‌دار بین صفر و یک است که شامل پارامتر شیب γ 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[2] (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:

$$Y_t = (\pi_0 + \pi_1 Y_{t-1} + \ldots + \pi_p Y_{t-p}) + (\theta_0 + \theta_1 Y_{t-1} + \cdots . + \theta_p Y_{t-p})\ F(\gamma, c, s_t) + U_t \qquad (۹)$$

$$F(\gamma, c, s_t) = \frac{1}{1+\exp\{-\gamma(s_t - c)\}} \qquad (۱۰)$$

نتایج این مدل یک مدل LSTR دو رژیمی نامیده می‌شود که پارامترموقعیت 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 $F(\gamma, c, s_t)=0/5$ است. γ نشانگر سرعت انتقال بین رژیم‌ها بوده و مقادیر بیشتر γ بیانگر تغییر سریع‌تر رژیم است. 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 رابطه (۷) به یک مدل آستانه‌ای (TR)[3] تبدیل می‌شود. هنگامی که $\gamma \leftarrow 0$ رابطه (۷) 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 تراسورتا[4] (۱۹۹۸) پیشنهاد شده است:

$$F(\gamma, c, s_t) = \frac{1}{1+\exp\{(s_t - C_1)(s_t - C_2)\}}, \quad C_1 \le C_2, \gamma > 0 \qquad (۱۱)$$

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 نقطه $\frac{C_1+C_2}{2}$ متقارن است و هرگز برابر صفر نمی‌شود و مقادیر مینیمم آن بین صفر و یک است.

تحلیل داده‌ها

در پژوهش حاضر که از نوع تحلیلی- کاربردی است، فرضیه ناخطی بودن تابع واکنش سیاست‌گذاران پولی با استفاده از روش رگرسیون آستانه‌ای انتقال ملایم[5] (str) آزمون می‌گردد. متغیرهای شکاف تولید، نرخ تورم، تغییرات نرخ ارز رسمی و تغییرات قیمت نفت به عنوان متغیر مستقل و متغیر نرخ بهره کوتاه‌مدت به عنوان متغیر وابسته در الگوها به کار

[1] Logestic Function
[2] Van Dijk
[3] Threshold Regression
[4] Ter¨asvirta
[5] Smooth Transition Auto Regression

گرفته شده‌اند. لازم به ذکر است که با توجه به قانون بانکداری بدون ربا درکشور ایران از متغیر تغییرات نرخ بهره حقیقی به عنوان یک پروکسی از متغیر نرخ بهره اسمی، استفاده شده است. قیمت نفت برای کشورهای صادرکننده عضو اوپک، قیمت نفت اوپک و برای سایر کشورها براساس مطالعه تقی‌زاده حصاری و همکاران[1] (۲۰۱۹)، متوسط قیمت نفت برنت و وست تگزاس استفاده شده است. داده‌های مورد نیاز از بانک جهانی، صندوق بین‌المللی پول و بانک مرکزی کشورها تهیه شده و به صورت سری زمانی سالانه طی دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۹ هستند. با توجه به این‌که مهرا[2] (۱۹۹۹)، هسینگ[3] (۲۰۰۴)، شورتلند و استاسویچ[4] (۲۰۰۴)، سانچز-فانگ[5] (۲۰۰۵)، کندلیک[6] (۲۰۰۵)، دی‌بروور و گیلبرت[7] (۲۰۰۵) و چانگ[8] (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- پریسکات که یک معیار استاندارد در این زمینه است استفاده شده است. شکل تابعی و قابل برآورد این مدل را می‌توان براساس معادله (۱۲)، به صورت زیر ارائه کرد:

$$\Delta Dep_t = F\,(gdpg_t.\ inf_t.\ \Delta oex_t\ .\ \Delta poil_t\,) \qquad (۱۲)$$

در این مدل، متغیرهای ΔDep_t: نشان‌دهنده تغییرات نرخ بهره اسمی در سال t (در کشور ایران نشان‌دهنده تغییرات نرخ بهره حقیقی)، $gdpg_t$: نشان‌دهنده شکاف تولید در سال t، inf_t: نشان‌دهنده شکاف نرخ تورم در سال t، Δoex_t: نشان‌دهنده تغییرات نرخ ارز رسمی در سال t و متغیر $\Delta poil_t$: نشان‌دهنده تغییرات قیمت نفت در سال t است.

متغیرهای به‌کار رفته در برآورد الگوها براساس درجه پایایی متغیرها است. مدل اتخاذ شده، با پیروی از مطالعات بازیز و لابیدی (۲۰۱۶)، توفیق و همکاران (۲۰۱۹) و احمدشاه (۲۰۲۱) با کمی تفاوت، رابطه میان متغیرهای مورد مطالعه را با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی (STR) و رویکرد غیرخطی مدل‌سازی می‌کند. شکل‌های تابعی و قابل برآورد این مدل را می‌توان با ورود تغییرات قیمت نفت و نرخ ارز رسمی و بدون در نظر گرفتن پیشرانه و تاخیرهای تغییرات نرخ بهره (برای کشور ایران از تغییرات نرخ بهره حقیقی) به الگو، به صورت زیر ارائه کرد:

(۱۳)

الگوی(۱) $(\Delta DEP)_t = \mu + \alpha_0(GDPG)_t + \beta_0(INF) + [\ \alpha_1(GDPG)_t + \beta_1(INF)_t\ ]\ F(\gamma\ .\ c.\ s_t) + U_t$

الگوی(۲) $(\Delta DEP)_t = \mu + \alpha_0(GDPG)_t + \beta_0(INF)_t + \delta_0(\Delta POIL)_t + [\alpha_1(GDPG)_t + \beta_1(INF)_t + \delta_1(\Delta POIL)_t] F(\gamma\ .\ c.\ s_t) + U_t$

الگوی(۳) $(\Delta DEP)_t = \mu + \alpha_0(GDPG)_t + \beta_0(INF)_t + \theta_0(\Delta EOX)_t + [\ \alpha_1(GDPG)_t + \beta_1(INF)_t + \theta_1(\Delta EOX)_t]\ F(\gamma\ .\ c.\ s_t) + U_t$

الگوی(۴) $(\Delta DEP)_t = \mu + \alpha_0(GDPG)_t + \beta_0(INF)_t + \theta_0(\Delta EOX)_t + \delta_0(\Delta POIL)_t + [\ \alpha_1(GDPG)_t + \beta_1(INF)_t + \theta_1(\Delta EOX)_t + \delta_1(\Delta POIL)_t\ ]\ F(\gamma\ .\ c.\ s_t) + U_t$

برای برآورد الگوهای فوق از متغیر نرخ رشد اقتصادی به عنوان متغیر انتقال استفاده شده است. ذکر این نکته ضروری است که، مقادیر ذکر شده در جداول (۳) و (۴) براساس الگوهایی است که در آن‌ها متغیرها بیشترین تأثیر را بر رفتار سیاست‌گذار پولی دارند. به طوری‌که برای کشورهای؛ (برزیل، اکوادر، روسیه، قطر) الگو(۲)، برای کشور الجزایر الگو(۳) و برای کشورهای؛ (ایران، مکزیک، آنگولا، بلاروس، تونس، بلغارستان، آذربایجان، مالزی، کلمبیا و قزاقستان) الگو(۴) است. لازم به ذکر است که برای برآورد الگوها از نرم افزار Eviews10 استفاده شده است.

[1] Taghizadeh-Hesary
[2] Mehra
[3] Hsing
[4] Shortland & Stasavage
[5] Sanchez-Fung
[6] Knedlik
[7] De Brouwer & Gilbert
[8] Chang

برآورد مدل با متغیر انتقال نرخ رشد اقتصادی

آزمون ایستایی متغیرها

مطابق ادبیات اقتصادسنجی، قبل از هرگونه برآورد و به منظور جلوگیری از بروز رگرسیون‌های کاذب، باید ابتدا از ایستا بودن متغیرها اطمینان حاصل شود. برای این منظور از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده در جدول (۱) نشان دهنده آن است که در تمام کشورهای مورد مطالعه، متغیرهای شکاف تولید، تغییرات نرخ ارز رسمی، شکاف تورم، تغییرات قیمت نفت و تغییرات نرخ بهره اسمی (برای کشور ایران؛ تغییرات نرخ بهره حقیقی) در سطح ایستا هستند.

جدول ۱. نتایج آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) در سطح متغیرهای موجود در الگوها بین سال‌های ۲۰۱۹-۲۰۰۲ در منتخبی از کشورهای صادرکننده نفت

کشورها	درجه مانایی	سطح				
	متغیرها	POIL	INF	GDPG	DEP	EOX
الجزایر	t-Statistic	-۳/۵۱	-۳/۵۴	-۸/۶۰	-۳/۵۹	-۲/۶۸
	Prob	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۱)
ایران	t-Statistic	-۳/۵۱	-۲/۹۷	-۴/۴۲	-۴/۲۷	-۱/۷۳
	Prob	(۰/۰۰)	(۰/۰۴)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۱)
قطر	t-Statistic	-۳/۵۱	-۳/۹۳	-۳/۹۸	-۳/۹۶	-۲/۵۲
	Prob	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
روسیه	t-Statistic	-۳/۵۱	-۴/۸۰	-۵/۱۲	-۴/۱۷	-۲/۹۲
	Prob	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۱)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
آنگولا	t-Statistic	-۳/۵۱	-۳/۲۳	-۴/۶۹	-۳/۹۰	-۴/۳۷
	Prob	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
قزاقستان	t-Statistic	-۳/۵۱	-۳/۱۷	-۴/۶۰	-۶/۰	-۲/۸۴
	Prob	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
نیجریه	t-Statistic	-۳/۵۱	-۳/۵۱	-۳/۰۲	-۴/۲۲	-۲/۳۴
	Prob	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
اکوادر	t-Statistic	-۳/۵۱	-۳/۴۳	-۵/۶۵	-۵/۷۳	-۳/۹۲
	Prob	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
برزیل	t-Statistic	-۳/۵۱	-۶/۹۷	-۴/۵۷	-۵/۶۱	-۲/۷۷
	Prob	(۰/۰۲)	(۰/۰۰)	(۰/۰۳)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
کلمبیا	t-Statistic	-۳/۵۱	-۳/۱۹	-۳/۸۶	-۳/۹۸	-۳/۱۹
	Prob	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۱)
مالزی	t-Statistic	-۳/۵۱	-۴/۵۴	-۴/۶۹	-۴/۱۹	-۲/۷۵
	Prob	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
مکزیک	t-Statistic	-۳/۵۱	-۳/۹۹	-۴/۰۱	-۲/۴۶	-۲/۸۶
	Prob	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
بلاروس	t-Statistic	-۳/۵۱	-۳/۹۴	-۵/۷۴	-۳/۲۰	-۴/۰۱
	Prob	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۱)
تونس	t-Statistic	-۳/۵۱	-۷/۳۵	-۴/۶۸	-۱/۹۳	-۴/۸۸
	Prob	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۱)	(۰/۰۰)

کشورها	درجه مانایی	سطح				
	متغیرها	POIL	INF	GDPG	DEP	EOX
بلغارستان	t-Statistic	-۳/۵۱	-۴/۹۸	-۴/۶۷	-۳/۲۸	-۳/۷۷
	Prob	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۴)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
آذربایجان	t-Statistic	-۳/۵۱	-۴/۵۰	-۳/۲۰	-۳/۳۶	-۲/۱۷
	Prob	(۰/۰۰)	(۰/۰۱)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش (آزمون دیکی فولر، معناداری در سطح اطمینان ۹۵٪)

تعیین وقفه بهینه برای الگوی تحقیق

برای برآورد یک مدل STR[1] تعیین وقفه بهینه برای متغیرهای الگو امری ضروری است. برای این منظور با توجه به سالانه بودن دوره زمانی تحقیق، وقفه بهینه متغیرها با استفاده از الگوی (ARMA) و معیار شوارتز محاسبه و در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. تعداد وقفه بهینه متغیرهای موجود در الگوها بین سال‌های ۲۰۱۹-۲۰۰۲ در منتخبی از کشورهای صادرکننده نفت

کشورها	معیارهای برازش	متغیرها				
		POIL	INF	GDPG	DEP	EOX
الجزایر	ARMA	۰	۰	۰	۰	۰
	Schwarz criterion	(۸/۹۵)	(۴/۱۷)	(۳/۵۲)	(۱/۴۴)	(۶/۸۰)
ایران	ARMA	۰	۰	۰	۰	۰
	Schwarz criterion	(۸/۹۵)	(۷/۵۲)	(۶/۳۶)	(۴/۰۲)	(۱۸/۷۱)
قطر	ARMA	۰	۱	۱	۰	۰
	Schwarz criterion	(۸/۹۵)	(۶/۴۴)	(۶/۹۶)	(۲/۱۹)	(۳/۴۶)
روسیه	ARMA	۰	۰	۲	۰	۰
	Schwarz criterion	(۸/۹۵)	(۵/۵۷)	(۵/۷۷)	(۳/۷۵)	(۶/۷۵)
آنگولا	ARMA	۰	۱	۰	۰	۰
	Schwarz criterion	(۹/۱۱)	(۶/۷۹)	(۵/۷۲)	(۵/۱۹)	(۹/۵۲)
قزاقستان	ARMA	۰	۰	۱	۰	۰
	Schwarz criterion	(۸/۹۵)	(۵/۳۴)	(۴/۸۴)	(۴/۹۷)	(۹/۹۶)
نیجریه	ARMA	۰	۰	۰	۰	۱
	Schwarz criterion	(۸/۹۵)	(۵/۴۱)	(۵/۴۸)	(۴/۴۲)	(۹/۰۴)
اکوادر	ARMA	۰	۰	۲	۰	۰
	Schwarz criterion	(۸/۹۵)	(۴/۷۸)	(۵/۰۴)	(۱/۴۰)	(۴/۵۳)
برزیل	ARMA	۰	۰	۰	۰	۱
	Schwarz criterion	(۸/۹۵)	(۴/۰۷)	(۵/۲۱)	(۴/۸۷)	(۱/۲۲)
کلمبیا	ARMA	۰	۰	۰	۰	۱
	Schwarz criterion	(۸/۹۵)	(۳/۹۲)	(۴/۸۳)	(۴/۴۰)	(۱۴/۵۵)
مالزی	ARMA	۰	۰	۰	۰	۰
	Schwarz criterion	(۸/۹۵)	(۳/۴۷)	(۴/۲۷)	(۰/۳۹)	(۰/۳۷)
مکزیک	ARMA	۰	۰	۰	۰	۰
	Schwarz criterion	(۸/۹۵)	(۲/۷۰)	(۴/۶۸)	(۱/۸۹)	(۳/۱۳)
بلاروس	ARMA	۰	۰	۰	۰	۰
	Schwarz criterion	(۸/۹۵)	(۸/۳۶)	(۶/۳۶)	(۵/۶۷)	(۰/۵۹)
تونس	ARMA	۱	۰	۰	۰	۰
	Schwarz criterion	(۸/۹۵)	(۳/۰۸)	(۵/۳۳)	(۲/۰۹)	(۱/۹۶)

[1] Smooth Transition Auto Regression

کشورها	معیارهای برازش	متغیرها				
		POIL	INF	GDPG	DEP	EOX
بلغارستان	ARMA	۰	۰	۰	۰	۱
	Schwarz criterion	(۸/۹۵)	(۵/۳۷)	(۵/۰۹)	(۳/۰۸)	(۱/۳۲)
آذربایجان	ARMA	۰	۰	۰	۰	۰
	Schwarz criterion	(۹/۱۱)	(۶/۵۱)	(۷/۰۱)	(۲/۹۷)	(۰/۴۳)

منبع: یافته‌های پژوهش (خروجی نرم‌افزار ایویوز)

آزمون غیرخطی و انتخاب متغیر انتقال

پس از تعیین وقفه بهینه برای متغیرهای تحقیق، به تعیین نوع الگو از نظر خطی یا غیرخطی بودن پرداخته می‌شود. برای این منظور از آماره آزمون F استفاده شده است. با توجه به ارزش احتمال آماره آزمون F نشان داده در جدول ۳ فرضیه غیرخطی بودن تابع واکنش سیاست‌گذار پولی در کشورهای صادرکننده نفت 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 ۳. انتخاب نوع مدل و متغیر انتقال برای منتخبی از کشورهای صادرکننده نفت

کشورها	متغیر انتقال	ارزش احتمال آماره F	ارزش احتمال آماره F_2	ارزش احتمال آماره F_3	ارزش احتمال آماره F_4	مدل پیشنهادی
الجزایر	GDPG*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	Star
ایران	GDPG*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	Star
قطر	GDPG*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	Star
روسیه	GDPG*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	Star
آنگولا	GDPG*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	Star
قزاقستان	GDPG*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	Star
نیجریه	GDPG*	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۳۳	۰/۰۱۴	Star
اکوادر	GDPG*	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۳	۰/۰۰۳	Star
برزیل	GDPG*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	Star
کلمبیا	GDPG*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	Star
مالزی	GDPG*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	Star
مکزیک	GDPG*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	Star
بلاروس	GDPG*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	Star
تونس	GDPG*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	Star
بلغارستان	GDPG*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	Star
آذربایجان	GDPG*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	Star

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

در ادامه بایستی برای مدل غیرخطی، متغیر انتقال مناسب انتخاب شود. 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 ۳ به عنوان متغیر انتقال تعیین می‌شود. گام بعدی این‌است‌که، با توجه به آماره‌های F_2، F_3 و F_4 الگوی مناسب (از میان‌دو نوع ESTAR و LSTAR) برای متغیر انتقال GDPG* انتخاب گردد.

$$H_{04}: \beta_3 = 0$$
$$H_{03} = \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$$
$$H_{02} = \beta_2 = 0 | \beta_2 = | \beta_3 = 0 \quad (۱۲)$$

اگر H_{03} رد و دو فرضیه دیگر پذیرفته شود، مدل ESTAR انتخاب می‌شود. اگر H_{04} یا H_{02} رد شود، مدل LSTAR است. همچنین اگر هر سه فرضیه صفر شوند، با توجه به مقدار P-Value، قوی‌ترین رد فرضیه صفر را در نظر می‌گیریم. مطابق قاعده پیشنهادی اگر فرضیه H_{04} یا H_{02} به قوی‌ترین شکل رد شود، مدل LSTAR است، در غیر این‌صورت مدل ESTAR خواهد بود. با توجه به این‌که برای هر کشور، ۴ معادله برآورد می‌شود، نوع مدل STR براساس نتایج به‌دست آمده، در جدول زیر آورده شده است. اما برای اغلب کشورها همانند جدول (۴)، الگوی مناسب پیشنهادی با متغیر انتقال $GDPG^*$، مدل رگرسیون انتقال ملایم با تابع انتقال خطی (LSTAR) انتخاب می‌شود، زیرا ارزش احتمال آماره F_2 برابر ۰/۰۰ است که از ۵ درصد کمتر است.

جدول ۴. نوع الگوی متغیر انتقال برای منتخبی از کشورهای صادرکننده نفت

کشورها	متغیر انتقال	ارزش احتمال آماره F_2	ارزش احتمال آماره F_3	ارزش احتمال آماره F_4	مدل پیشنهادی
ایران	$GDPG^*$	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰۲	LSTAR
مکزیک	$GDPG^*$	۰/۰۰۰	۰/۰۵	۰/۱۱	LSTAR
آنگولا	$GDPG^*$	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	LSTAR
بلاروس	$GDPG^*$	۰/۰۰۰	۰/۰۳	۰/۱۵	LSTAR
روسیه	$GDPG^*$	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	ESTAR
الجزایر	$GDPG^*$	۰/۰۰۰	۰/۰۳۰	۰/۰۱۰	LSTAR
قزاقستان	$GDPG^*$	۰/۰۰۰	۰/۰۲۰	۰/۰۰۰	LSTAR
نیجریه	$GDPG^*$	۰/۰۰۰	۰/۲۷	۰/۲۸	LSTAR
اکوادر	$GDPG^*$	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۳	LSTAR
برزیل	$GDPG^*$	۰/۰۰۰	۰/۴۱	۰/۰۰۰	LSTAR
کلمبیا	$GDPG^*$	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	LSTAR
مالزی	$GDPG^*$	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	LSTAR
قطر	$GDPG^*$	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	ESTAR
تونس	$GDPG^*$	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	LSTAR
بلغارستان	$GDPG^*$	۰/۰۰۱	۰/۰۰۸	۰/۰۰۰	LSTAR
آذربایجان	$GDPG^*$	۰/۰۰۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	LSTAR

منبع: یافته‌های پژوهش (خروجی نرم‌افزار ایویوز)

برآورد الگو

در این بخش، قبل از برآورد پارامترهای مدل با استفاده از الگوریتم نیوتن- رافسن که نتایج آن در جداول ۵ و ۶ آورده شده است، ابتدا وجود یا عدم وجود هم‌خطی بین متغیرهای الگو با استفاده از آزمون هم‌خطی عامل تورم واریانس (Vif) بررسی می‌شود. نتایج نشان داد مقدار برآورد شده کمتر از ۵ بوده و براساس تئوری‌های اقتصادسنجی نشان‌دهنده عدم وجود هم‌خطی بین متغیرهای الگوها است. در ادامه به برآورد الگوهای مذکور پرداخته و سعی می‌شود به تحلیل الگوهایی پرداخته شود که متغیرها در آن بیشترین تأثیر را بر سیاست‌گذار پولی داشته و اصل تیلور در آن‌ها رعایت شده است. لازم به ذکر است که بر مبنای اصل 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 اندازه‌ای بیشتر از واحد افزایش می‌دهد. بنابراین برای کشورهای؛ (برزیل، اکوادر، روسیه، قطر) الگوی (۲)، برای کشور الجزایر، الگوی (۳) و برای کشورهای؛ (ایران، مکزیک، آنگولا، بلاروس، تونس، بلغارستان، آذربایجان، مالزی،

کلمبیا و قزاقستان) الگوی (۴) مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. براساس نتایج، می‌توان دو رژیم را متصور شد؛ رژیم اول با رشد اقتصادی پایین‌تر از سطح آستانه (رکود اقتصادی) و رژیم دوم با رشد اقتصادی بالاتر از سطح آستانه (رونق اقتصادی).

جدول ۵. اهداف حاصل از برآورد الگوی STR برای منتخبی از کشورهای صادرکننده نفت

کشورها	مدل‌های تحقیق								
	الگو ۱		الگو ۲		الگو ۳		الگو ۴		
	پایین از آستانه	بالاز آستانه	پایین از آستانه	بالاز آستانه	پایین از آستانه	بالاز آستانه	پایین از آستانه	بالاز آستانه	کانال اثرگذاری قیمت نفت
الجزایر	هدفگذاری تورم	هدفگذاری تورم	-----	-----	هدفگذاری تورم	هدفگذاری تورم	-----	-----	شکاف تولیدی
ایران	هدفگذاری تورم	هدفگذاری تورم	هدفگذاری تورم	هدفگذاری تورم	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	شکاف نرخ ارز
قطر	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	-----	-----	-----	-----	شکاف تولیدی
روسیه	هدفگذاری تورمی	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری‌تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تورم	هدفگذاری تورم	شکاف نرخ ارز
آنگولا	هدفگذاری تورم	هدفگذاری تورم	هدفگذاری تورم	هدفگذاری‌تورم	هدفگذاری تورم	هدفگذاری تورم	هدفگذاری تورم	هدفگذاری تورم	شکاف نرخ ارز
قزاقستان	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تورم	هدفگذاری‌تورم	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	شکاف تولیدی
نیجریه	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولیدی	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	شکاف نرخ ارز
اکوادر	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	-----	-----	-----	-----	شکاف تولیدی
برزیل	هدفگذاری تورم	هدفگذاری تورم	هدفگذاری تورم	هدفگذاری تورم	هدفگذاری تورم	هدفگذاری تورم	هدفگذاری تورم	هدفگذاری تورم	شکاف نرخ ارز
کلمبیا	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تورم	هدفگذاری‌تورم	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	شکاف تولیدی
مالزی	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری‌تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	شکاف تولیدی
مکزیک	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری‌تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	شکاف تولیدی
بلاروس	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری‌تولید	هدفگذاری ارزی	هدفگذاری ارزی	هدفگذاری ارزی	هدفگذاری ارزی	شکاف تولیدی
تونس	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری‌تولید	هدفگذاری ارزی	هدفگذاری ارزی	هدفگذاری ارزی	هدفگذاری ارزی	شکاف ارزی
بلغارستان	هدفگذاری تورم	هدفگذاری تورم	هدفگذاری تورم	هدفگذاری‌تورم	هدفگذاری ارزی	هدفگذاری ارزی	هدفگذاری ارزی	هدفگذاری ارزی	شکاف تولیدی
آذربایجان	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تولید	هدفگذاری تورم	هدفگذاری ارزی	هدفگذاری ارزی	هدفگذاری ارزی	هدفگذاری ارزی	شکاف ارزی

منبع: یافته‌های پژوهش (معناداری در سطح ۹۵ درصد)

جدول ۶. نتایج برآورد الگوی STR برای منتخبی از کشورهای صادرکننده نفت

کشورها	قطر		روسیه		اکوادر		برزیل	
متغیرها	غیرخطی	خطی	غیرخطی	خطی	غیرخطی	خطی	غیرخطی	خطی
DOIL	-۰/۰۰۴*	۰/۰۰۶*	۰/۰۱*	-۰/۰۱*	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۴
HINF	۰/۱۶۱*	-۰/۰۰۹*	-۰/۰۸*	۰/۰۸*	۰/۰۳	-۰/۱۱	۰/۵۵*	-۱/۳۷*
HINF(-1)	-۰/۱۵۳*	-۰/۰۰۳*						
HGDPG	۰/۱۱*	-۰/۳۳*	-۱۴/۸*	۷/۵۲*	۲/۷۵*	-۱/۶۳*	-۰/۴۷*	۰/۵۴*
HGDPG(-1)	-۰/۲۳*	۰/۴۲*	۲۹/۱۴*	-۱۵/۶۶*	-۶/۳۱*	۴/۸۲*		
HGDPG(-2)			-۱۴/۶۲*	۸/۳۳*	۳/۷۲*	-۳/۳۰*		
C	۰/۰۱*		۰/۰۳*		۴/۳۴*		۱/۶۴*	
آستانه	۱/۱۶*		۲/۳۰*		۴/۱۴*		-۰/۴۸*	
شیب	۰/۵۱*		۰/۱۳*		۲/۱۶*		۰/۴۹*	
R^2	۰/۹۹		۰/۹۹		۰/۹۷		۰/۹۶	
کشورها	ایران		آنگولا		قزاقستان		نیجریه	
متغیرها	غیرخطی	خطی	غیرخطی	خطی	غیرخطی	خطی	غیرخطی	خطی
DOIL	۰/۰۰۹*	-۰/۰۰*	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۵*	۰/۵۱*	-۰/۱۱*	۰/۰۳	-۰/۰۱
HINF	۱/۰۹*	-۱/۲۰*	۲/۰۷*	-۱/۱۵*	-۰/۳۴*	۰/۱۲*	-۰/۰۶*	۰/۰۴*
HINF(-1)			-۱/۸۴*	۱/۰۳*				
DGDPG					-۲/۸۳*	۰/۶۷*		
DGDPG(-1)					-۴/۱۲*	۱/۰۳*		
HGDPG	۱/۴۰*	-۱/۵۵*	۱/۵۳*	-۰/۸۶*			۴/۳۲*	-۲/۵۵*
HOEX	۰/۰۰۱*	-۰/۰۰۱*	۰/۰۰۴*	-۰/۰۰*	۰/۱۱*	-۰/۰۲*	۰/۰۲*	-۰/۰۰۸
C	-۰/۰۸*		۵/۸۸*		-۰/۱۰*		-۱/۳۲*	
آستانه	-۱/۴۰*		۷/۶۰*		۵/۵۳*		-۱/۳۱*	
شیب	۰/۰۷*		۰/۳۶*		۰/۲۴*		۰/۸۱*	
R^2	۰/۹۶		۰/۹۶		۰/۹۸		۰/۹۸	
کشورها	کلمبیا		مالزی		مکزیک		آذربایجان	
متغیرها	غیرخطی	خطی	غیرخطی	خطی	غیرخطی	خطی	غیرخطی	خطی
DOIL	۰/۰۱*	-۰/۰۶*	-۶/۲۱	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۱*	۰/۰۰۱*	-۰/۰۱*	۰/۳۰*
HINF	-۰/۲۳*	۰/۵۶*	۰/۳۱*	-۰/۳۹*	۱/۵۵*	-۱/۴۰*	۰/۰۲*	-۰/۱۸*
HGDPG	۰/۹۹*	-۲/۴۲*	۰/۶۹*	-۱/۲۸*	۳/۱۹*	-۲/۸۲*	۰/۰۱*	۰/۱۶*
HOEX	۰/۰۰۱*	-۰/۰۰۲*	-۰/۲۰*	۰/۴۹*	-۰/۰۷*	۰/۰۵*	-۱/۷۲*	۴۲/۵۸*
HOEX(-1)	۰/۰۰۱*	-۰/۰۰۲*						
C	-۰/۱۸		-۰/۰۲*		-۰/۱۶*		-۰/۵۸*	
آستانه	-۱/۹۶*		-۰/۲۶*		۰/۲۶*		۱/۴۷*	
شیب	۰/۵۳*		۲/۶۳*		۰/۲۳*		۲/۱۷*	
R^2	۰/۹۸		۰/۹۸		۰/۹۸		۰/۹۸	
کشورها	بلاروس		تونس		بلغارستان		الجزایر	
متغیرها	غیرخطی	خطی	غیرخطی	خطی	غیرخطی	خطی	غیرخطی	خطی
DOIL	۰/۰۶*	-۰/۰۴*	۰/۰۰۱*	-۰/۰۰۵*	-۰/۰۰۰۴*	۰/۰۰۰۳*		
DOIL(-1)			۰/۰۱*	-۰/۰۲*				
HINF	۱/۷۲*	-۱/۰۸*	-۶/۴۴*	۱۳/۵۰*	۰/۷۷*	-۰/۸۹*	-۰/۳۴*	-۱۱۰/۵۹*

HGDPG	۳/۵۱*	-۲/۰۶*	۱/۷*	-۳/۵۰*	-۰/۰۲*	۰/۰۱*	۰/۰۱*	۲/۲۶*
HOEX	۲۴/۳۷*	-۱۴/۷۴*	۱۱/۳۲*	-۲۴/۱۲*	۴۰/۳۲*	-۰/۵۹*	-۴۶/۹۵*	۱/۷۹*
HOEX(-1)					۲۳/۰۴*		۴۳/۰۲*	
C	-۸/۹۰*		۰/۲۴*		-۰/۰۳	-۳/۰۴*		
آستانه	۳/۸۱*		-۰/۲۴*		-۰/۶۹*	-۰/۱۷*		
شیب	۰/۰۳*		۱/۸۶*		۰/۲۳*	۳۳/۳۳*		
R^2	۰/۹۹		۰/۹۹		۰/۹۹	۰/۹۸		

منبع: یافته‌های پژوهش (معناداری در سطح ۹۵ درصد)

بنابراین تابع انتقال با توجه به مقدار پارامتر یکنواختی (γ) و مقدار آستانه‌ای C با متغیر انتقال s_t برای منتخبی از کشورهای صادرکننده نفت به صورت زیر خواهد بود که در جدول (۷)، نتایج آن بیان شده است:

$$F(C, \gamma, GDPG) = \left(1 + EXP\{\gamma \prod_{k=1}^{k}(GDPG - C)\}\right)^{-1} \quad (۱۳)$$

جدول ۷. توابع انتقال با توجه به مقدار پارامتر یکنواختی (γ) ، مقدار آستانه‌ای C و متغیر انتقال s_t

کشورها	الگوی ۱	الگوی۲	الگوی۳	الگوی۴
الجزایر	$\frac{1}{1+\exp\{0.13(s_t-15.32)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.19(s_t-16.3)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{0.17(s_t-33.33)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{0.09(s_t-22.41)\}}$
ایران	$\frac{1}{1+\exp\{1.36(s_t-0.12)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.12(s_t+1.16)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.08(s_t+1.09)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.07(s_t+1.40)\}}$
قطر	$\frac{1}{1+\exp\{-1.26(s_t-0.44)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.51(s_t-1.16)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.68(s_t-1.23)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.56(s_t-1.12)\}}$
روسیه	$\frac{1}{1+\exp\{3.67(s_t-0.05)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.13(s_t-2.30)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.30(s_t+0.29)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.33(s_t-1.74)\}}$
آنگولا	$\frac{1}{1+\exp\{-7.70(s_t-0.35)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.25(s_t-7.78)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.32(s_t-7.48)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.36(s_t-7.60)\}}$
قزاقستان	$\frac{1}{1+\exp\{-1.60(s_t-0.24)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.08(s_t+2.41)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.56(s_t-1.30)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.24(s_t-5.53)\}}$
نیجریه	$\frac{1}{1+\exp\{-0.61(s_t+1.45)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.66(s_t+1.36)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.81(s_t+1.31)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.89(s_t+0.98)\}}$
اکوادر	$\frac{1}{1+\exp\{-2.7(s_t-4.10)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-2.16(s_t-4.14)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-2.30(s_t-1.98)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-2.21(s_t-1.90)\}}$
برزیل	$\frac{1}{1+\exp\{-0.51(s_t+0.49)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.49(s_t+0.48)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.42(s_t+0.48)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.55(s_t+0.57)\}}$
کلمبیا	$\frac{1}{1+\exp\{-0.58(s_t+1.43)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.48(s_t+0.68)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.53(s_t+1.96)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.65(s_t+1.49)\}}$
مالزی	$\frac{1}{1+\exp\{-2.06(s_t+0.20)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-1.94(s_t+0.20)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-2.63(s_t+0.26)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-2.44(s_t+0.27)\}}$
مکزی ک	$\frac{1}{1+\exp\{-0.26(s_t+0.28)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.25(s_t+0.22)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.23(s_t-0.26)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.24(s_t-0.27)\}}$
بلاروس	$\frac{1}{1+\exp\{-3.76(s_t+4.42)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.09(s_t-2.79)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.02(s_t-4.62)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.03(s_t-3.81)\}}$
تونس	$\frac{1}{1+\exp\{0.11(s_t-0.43)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-1.50(s_t+0.10)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-1.01(s_t+0.12)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-1.86(s_t+0.24)\}}$
بلغارستان	$\frac{1}{1+\exp\{0.42(s_t+0.21)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-1.69(s_t+0.72)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.22(s_t+0.74)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-0.23(s_t+0.69)\}}$
آذربایجان	$\frac{1}{1+\exp\{-6.92(s_t-1.37)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-2.55(s_t-1.34)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-1.54(s_t-2.16)\}}$	$\frac{1}{1+\exp\{-2.17(s_t-1.47)\}}$

منبع: یافته‌های پژوهش (خروجی نرم افزار ایویوز)

با توجه به مباحث بیان شده در بخش روش‌شناسی و تصریح مدل، در اولین رژیم (پایین‌تر از سطح آستانه)، G=0 و در دومین رژیم (بالاتر از سطح آستانه)، G=1 است. 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. نتایج حاصل در جداول ۵ و ۶ نشان داده شده و در جدول ۵ اهداف نهایی سیاست‌گذاران پولی در سطوح آستانه بالاو پایین متغیر رشد اقتصادی نشان داده شده است. براساس

نتایج گزارش‌شده همه ضرایب برآورد شده در سطح اعتماد ۹۵ درصد معنادار و مطابق با مبانی نظری بیان شده هستند. هرچند که پیترسن[1] (۲۰۰۷) بیان کرده است اگر تابع واکنش سیاست‌گذاران پولی غیرخطی باشد، اثر بخشی سیاست‌های پولی نیازی به رعایت اصل تیلور ندارند. برآوردهای حاصل از الگوهای (۱)، (۲)، (۳) و (۴)، نشان داد هدف‌گذاری سیاست‌گذاران پولی در هر دو رژیم یکسان است و در دوره‌های رکود و رونق، بایستی سیاست‌گذاری یکسانی اتخاذ شود. ذکر این نکته ضروری است که تفاوت اصلی رژیم‌ها در شدت تأثیر متغیرها است. همچنین نتایج حاصل نشان داد در همه کشورهای مورد بررسی با ورود متغیرهای تغییرات قیمت نفت و نرخ ارز رسمی به الگوی تیلور (مدل ۱)، هدف‌گذاری سیاست‌گذاران پولی ثابت است. این در حالی است که برای کشور ایران با ورود متغیرهای تغییرات قیمت نفت و نرخ ارز رسمی به الگوی تیلور، هدف‌گذاری تورمی به هدف‌گذاری تولید تغییر می‌کند.

در بیشتر مطالعات به برآورد الگوی (۱) (با دو متغیر شکاف تورم و شکاف تولید)، به شکل یک رابطه خطی پرداخته شده است. در حالی‌که 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)، در سطوح آستانه پایین رشد اقتصادی، برای کشورهای قطر، قزاقستان، نیجریه، آذربایجان، کلمبیا، مالزی، مکزیک، بلاروس، تونس و اکوادر، سناریوی هدف‌گذاری تولید و برای کشورهای الجزایر، ایران، روسیه، آنگولا، برزیل و بلغارستان، سناریوی هدف‌گذاری تورمی پیشنهاد می‌شود. همچنین در سطوح آستانه‌ای بالاتر رشد اقتصادی، برای کشورهای قطر، قزاقستان، نیجریه، آذربایجان، کلمبیا، مالزی، مکزیک، بلاروس، تونس، روسیه و اکوادر، سناریوی هدف‌گذاری تولید و برای کشورهای الجزایر، ایران، آنگولا، برزیل و بلغارستان، سناریوی هدف‌گذاری تورمی پیشنهاد می‌شود. برآورد الگوی (۲) (یا ورود متغیر قیمت نفت به الگوی (۱)) نشان داد که همچنان در سطوح آستانه پایین رشد اقتصادی، برای کشورهای قطر و اکوادر، سناریوی هدف‌گذاری تولید و برای کشورهای روسیه و برزیل سناریوی هدف‌گذاری تورمی پیشنهاد می‌شود. همچنین در سطوح آستانه بالاتر رشد اقتصادی، برای کشورهای قطر، روسیه و اکوادر، سناریوی هدف‌گذاری تولید و برای کشور برزیل سناریوی هدف‌گذاری تورمی پیشنهاد می‌گردد.

تیلور (۱۹۹۹c)، بال (۱۹۹۸) و کلریدا و گالی[2] (۱۹۹۸) ادعا می‌کنند در یک اقتصاد باز، نرخ ارز بخش مهمی از تابع واکنش سیاستگذاری پولی و مکانیسم انتقال به حساب می‌آید. برآورد الگوی (۳) (یا ورود متغیر شکاف نرخ ارز رسمی به الگوی (۱)) نشان داد که در سطوح آستانه پایین و بالای رشد اقتصادی، ضریب متغیر تورم برای کشور الجزایر از سایر متغیرها بیشتراست، بنابراین سناریوی هدف‌گذاری تورمی پیشنهاد می‌شود. همچنین برای سایر کشورها، نتایج نشان داد که با ورود متغیر تغییرات نرخ ارز رسمی به مدل، از شدت تأثیر متغیرها کاسته شده است. به عبارت دیگر، گنجاندن نرخ ارز در قانون تیلور به تنهایی خواص معادله را بهبود نمی‌بخشد. برآورد الگوی (۴) (یا ورود متغیر قیمت نفت و متغیر تغییرات نرخ ارز رسمی به الگوی (۱)) نشان داد که در سطوح آستانه‌ای پایین و بالای رشد اقتصادی، با توجه به بزرگ‌تر بودن ضریب متغیر تولید در کشورهای ایران، قزاقستان، نیجریه،کلمبیا، مالزی ومکزیک، سناریوی هدف‌گذاری تولید، برای کشور آنگولا با توجه به بزرگ‌تر بودن ضریب متغیر نرخ تورم سناریوی هدف‌گذاری تورمی و برای کشورهای آذربایجان، تونس، بلغارستان و بلاروس، با توجه به بزرگ‌تر بودن ضریب متغیر تغییرات نرخ ارز رسمی سناریوی هدف‌گذاری نرخ ارز رسمی حاصل شده است.

[1] petersen
[2] Clarida & Galí

برای تفسیر نتایج، توجه به این نکته لازم است که در شرایطی که تولید واقعی اقتصاد از سطح بالقوه کمتر 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 در حال نوسان است، سیاست پولی بایستی رویکرد مقابله با تورم و ممانعت از تحریک تقاضا همراه با محدودتر شدن اختلالات مالی را اتخاذ نماید. همچنین مقام پولی برای کنترل تورم طی دوره‌ای نرخ سود سپرده‌های بانکی را افزایش دهد تا از این طریق از یک طرف نقدینگی‌های سرگردان در بازار را جمع آوری کند و از طرف دیگر با تزریق نقدینگی جمع‌آوری شده به بخش تولید، هزینه‌های تأمین مالی سرمایه‌گذاری بخش تولید را کاهش دهد. این سیاست سبب خواهد شد تورم روند کاهشی در پیش گرفته و به سمت مقدار هدف‌گذاری شده حرکت کند. همچنین با افزایش شکاف تورم و شکاف تولید، شرایط اقتصادی دچار نااطمینانی می‌شود که برای کنترل آن باید سود بانکی افزایش یابد این در حالی است که در قاعده تیلور نرخ ارز می‌تواند تأثیر مثبت یا منفی داشته باشد. ضریب منفی برای نرخ ارز نشان می‌دهد که، با افزایش قیمت نرخ ارز، شکاف نرخ ارز افزایش یافته و صادرات به صرفه‌تر و واردات گران می‌شود که، هر دو موجب افزایش تولید می‌شوند. از آنجا 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.

در ادامه به تشریح این‌که چگونه سیاست‌گذاران پولی به تغییرات قیمت نفت واکنش نشان می‌دهند، پرداخته می‌شود. برای سادگی، فرض کنید که یک بار شوک قیمت نفت رخ می‌دهد، در حالی که همه چیز ثابت نگه داشته شده است. در کشورهای صادرکننده نفت، با افزایش قیمت نفت، درآمدهای ارزی این کشورها افزایش می‌یابد. بنابراین دولت‌ها با تبدیل دلارهای نفتی به پول ملی برای تأمین مخارج خود، حجم پول را در جامعه افزایش می‌دهند. همچنین در کشورهای صادرکننده نفت، شوک‌های نفتی با توجه به نوع نظام ارزی، می‌توانند اثرات متفاوتی بر متغیرهای پولی اقتصاد این کشورها بگذارد. در یک کشور صادرکننده نفت، از آن‌جا که درابتدا درآمد این کشور افزایش می‌یابد، انتظار می‌رود اثرات افزایش قیمت نفت مثبت باشد (بجورلند[1]، ۲۰۰۹). 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 اثرگذار 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 در اغلب کشورها 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. نتایج حاصل از برآورد الگوها نشان داد که در کشورهای ایران، مکزیک، برزیل، قزاقستان، نیجریه و الجزایر شوک‌های طرف تقاضا و برای کشورهای قطر، روسیه، اکوادر، آنگولا، کلمبیا، مالزی، بلاروس، تونس، بلغارستان و آذربایجان شوک‌های طرف عرضه عمل می‌کنند. درواقع، می‌توان گفت که سیاست‌گذاران باید نرخ‌های بهره

[1] Bjornland

را کاهش دهند تا تأثیر رکود را کاهش دهند. همچنین براساس نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل‌های (۱)، (۲)، (۳) و (۴)، مشاهده می‌شود که متغیرتغییرات قیمت نفت درکشورهای الجزایر، قطر، قزاقستان، اکوادر، کلمبیا، مالزی، مکزیک، بلاروس و بلغارستان از طریق کانال شکاف تولید و درکشورهای ایران، روسیه، آنگولا، نیجریه، برزیل، تونس و آذربایجان از طریق کانال شکاف نرخ ارز بر تابع واکنش سیاست‌گذاران پولی تأثیر می‌گذارد.

ارزیابی مدل

پس از برآورد الگوها، نتایج به‌دست آمده برای کشورهای منتخب صادرکننده نفت مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. این بخش با بررسی خطاهای احتمالی که به ترتیب عبارت‌اند از: آزمون عدم وجود خطای خودهمبستگی، آزمون باقی نماندن رابطه غیرخطی در پسماندهای الگو و ثابت بودن عوامل در رژیم‌های مختلف، آغاز می‌شود. در آزمون عدم وجود خطای خودهمبستگی، ارزش احتمال آزمون F برای این آزمون (بین ۰/۳۵ تا ۰/۱۵) به‌دست‌آمده 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} (بین ۰/۶۵ تا ۰/۱۵) است که نشان می‌دهد الگو در تصریح رابطه غیرخطی بین متغیرها موفق است. درآزمون ثابت بودن عوامل در رژیم‌های مختلف، ارزش احتمال برآوردی برای آماره F برابر با ۰/۰۰ ، بوده و فرضیه یکسان بودن ضرایب در قسمت خطی و غیرخطی در سطح احتمال ۹۹ درصد رد می‌شود. از دیگر آزمون‌هایی که خطاهای احتمالی در مرحله برآورد الگوی STR را ارزیابی می‌کنند، آزمون‌های بررسی خطاهای وجود ناهمسانی واریانس‌ها و نرمال بودن باقیمانده‌ها است. نتایج حاصل نشان داد که فرضیه صفر آزمون‌ها مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس و نرمال بودن پسماندها در سطح معنادار یک درصد قابل پذیرش است. ازاین‌رو می‌توان گفت مدل داری ناهمسانی واریانس نبوده و پسماندهای مدل نیز دارای توزیع نرمال هستند.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر تلاش گردید با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه طی دوره ۲۰۱۹-۲۰۰۲ و مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR)، تابع واکنش سیاست‌گذاران پولی در کشورهای منتخب صادرکننده نفت مورد ارزیابی قرار گیرد. برای این منظور، از یک قاعده سیاست پولی که در آن، تغییرات نرخ بهره اسمی (برای کشور ایران از تغییرات نرخ بهره حقیقی)، به عنوان ابزار اولیه سیاست‌گذاری پولی، در واکنش به شکاف تورم و شکاف تولید تعدیل می‌شود، استفاده گردید. یافته‌های حاصل از برآورد الگوها نشان داد که اولاً تصریح تابع واکنش سیاست‌گذاران پولی در کشورهای مورد مطالعه به صورت خطی، یک تصریح نامناسب بوده و بایستی از یک مدل غیرخطی استفاده شود. ثانیاً براساس الگوهای (۱)، (۲)، (۳) و (۴)، هدف‌گذاری سیاست‌گذاران پولی در هر دو رژیم یکسان بوده و بایستی در دوره‌های رکود و رونق، سیاست‌گذاری یکسانی اتخاذ شود.

ذکر این نکته ضروری است که تفاوت اصلی رژیم‌ها در شدت تأثیر متغیرها است. همچنین نتایج حاصل نشان داد در همه کشورهای مورد بررسی با ورود متغیرهای تغییرات قیمت نفت و نرخ ارز رسمی به الگوی تیلور (الگوی ۱)، هدف‌گذاری سیاست‌گذاران پولی ثابت است. این در حالی است که برای کشور ایران با ورود متغیرهای تغییرات قیمت نفت و نرخ ارز رسمی به الگوی تیلور، هدف‌گذاری تورمی به هدف‌گذاری تولید تغییر می‌یابد. براساس نتایج به‌دست آمده از برآورد الگوهای (۱)، (۲)، (۳) و (۴)، مشاهده می‌شود که متغیرتغییرات قیمت نفت درکشورهای الجزایر، قطر، قزاقستان، اکوادر،

کلمبیا، مالزی، مکزیک، بلاروس و بلغارستان از طریق کانال شکاف تولید و در کشورهای ایران، روسیه، آنگولا، نیجریه، برزیل، تونس و آذربایجان از طریق کانال شکاف نرخ ارز رسمی بر تابع واکنش سیاست‌گذاران پولی تأثیر می‌گذارد.

یافته‌های تجربی نشان داده است که پاسخ مقامات پولی به انحراف تورم از سطح هدف، شکاف تولید یا حرکت نرخ ارز از نظر بزرگی، علامت و اهمیت در کشورهای منتخب متفاوت است. همانطور که بیان گردید، سطح آستانه مناسب برای همه الگوها، سطوح بالاتر از آستانه رشد اقتصادی است. بنابراین نتایج حاصل از برآورد الگوی (۲) برای کشورهای؛ (برزیل، اکوادر، روسیه، قطر) و الگوی (۴) برای کشورهای؛ (ایران، مکزیک، آنگولا، بلاروس، تونس، بلغارستان، آذربایجان، مالزی، کلمبیا و قزاقستان) از مطالعه حاضر با مطالعات؛ بیات و همکاران (۱۳۹۶) که نرخ بهره یک ابزار مناسب برای سیاست‌گذار پولی است، مطالعه جعفری لیلاب و حقیقت (۱۳۹۹) که برای یک سیاست‌گذار مصلحت اندیش، تثبیت تولید بر تثبیت تورم مقدم است، مطالعه لوبیک و اچورفیده (۲۰۰۷)، در مورد این که سیاست‌های پولی واکنش معناداری را به نوسان‌های نرخ ارز ندارند، مطالعه فیلیز و چاتزیان تونیو (۲۰۱۴) که در کشورهای صادر کننده نفت، شوک‌های نفتی واکنش مثبت به نرخ بهره می‌دهند، مطالعه بازیر و لابیدی (۲۰۱۶) که بر وجود عدم تقارن بانک‌های مرکزی تأکید دارند، مطالعه اونو (۲۰۲۱) که در آن شاخص قیمت مصرف‌کننده اغلب به شوک‌های سیاست پولی واکنش مثبت می‌دهد، مطابقت و همسویی دارد.

این در حالی است که نتایج به‌دست آمده از پژوهش حاضر برای کشورایران برخلاف مطالعات؛ برومند و همکاران (۱۳۹۸)، داودی و همکاران (۱۴۰۱) و بیابانی و همکاران (۱۴۰۰) است، زیرا در مطالعات ذکر شده، هدف‌گذاری تورم بهترین قاعده سیاستی انتخاب گردیده است. تفاوت در نتایج به‌دست آمده اولاً؛ به علت استفاده از ابزارهای متفاوتی همچون نرخ ارز غیر رسمی و نرخ رشد پایه پولی و عدم لحاظ متغیر تغییرات قیمت نفت در الگوهای برآورد شده است. ثانیاً؛ به علت استفاده از رویکردهای اقتصادسنجی خطی بدون در نظر گرفتن تغییرات ساختاری در اقتصاد است. با توجه به این‌که برای کشور الجزایر در الگوی (۳) متغیرها بیشترین تأثیر را بر سیاست‌گذار پولی می‌گذارند، نتایج به‌دست آمده از پژوهش حاضر با مطالعه آسو (۲۰۲۰) که نرخ ارز بر رفتار سیاست‌گذار پولی تأثیر می‌گذارد، مطابقت و همسویی دارد.

پیشنهادهای سیاستی

با توجه به نتایج به‌دست آمده، از آن جا که در سطوح آستانه‌ای بالاتر از آستانه رشد اقتصادی، امکان بهره‌برداری از سیاست‌های پولی برای تحریک رشداقتصادی و فعالیت‌های بخش حقیقی با اثرات تورمی پایین فراهم است، می‌توان پیشنهادات زیر را مطرح نمود:

۱) به عنوان یک توصیه سیاستی از آنجاکه در یک اقتصاد باز، نرخ ارز بخش مهمی از تابع واکنش سیاست‌گذار پولی و مکانیسم انتقال به حساب می‌آید، نتایج به‌دست‌آمده سیاست‌گذاران پولی در کشورهای منتخب صادرکننده نفت را قادر می‌سازد تا به نقش تغییرات نرخ ارز رسمی در کنار تغییرات قیمت نفت در انتقال تابع واکنش سیاست‌گذار پولی توجه نمایند، تا بتوانند ضمن بهره‌برداری از متغیرهای سیاستی مناسب، به اهداف مورد نظر دست پیدا کنند.

۲) پیشنهاد می‌گردد، بانک‌های مرکزی کشورها در برآورد قاعده تیلور از متغیرهای کلیدی و تاثیرگذار همچون؛ تغییرات قیمت نفت، قیمت سهام، قیمت مسکن، نرخ ارز و غیره استفاده نمایند، چرا که انتخاب اهداف سیاستی نامناسب اعتبار بانک مرکزی را خدشه‌دار کرده و چارچوب هدف‌گذاری را بی‌اعتبار می‌نماید.

۳) پیشنهاد می‌گردد،سیاست‌گذاران پولی (در کشورهای منتخب صادرکننده نفت) هنگام برنامه‌ریزی و تصمیم‌گیری جهت اعمال سیاست پولی دوره‌های رونق و رکود اقتصاد و همچنین وضعیت بازارهای نفتی را در نظر بگیرند.

۴) همچنین از آنجا که برای کشور ایران، الگوی (۴) معتبر است، به عنوان یک توصیه سیاستی پیشنهاد می‌گردد، با تلاش در جهت افزایش رشد اقتصادی و انتقال درآمدهای حاصل از افزایش قیمت ارز و فروش نفت به سمت تولید، می‌توان هزینه‌های تأمین مالی سرمایه‌گذاری بخش تولید، نرخ بیکاری و نرخ تورم را در جامعه کاهش داد.

۵) پیشنهاد می‌گردد، با توجه به این‌که شوک‌های طرف تقاضا درکشورهای ایران، مکزیک، برزیل، قزاقستان، نیجریه و الجزایر فعال هستند، بنابراین هیچ دلیلی برای سیاست‌گذاران پولی برای افزایش نرخ بهره وجود ندارد و با کاهش نرخ بهره می‌توانند تأثیر رکودها را در کشورها کاهش دهند.

تقدیر و تشکر

بدینوسیله از معاونت محترم پژوهشی دانشگاه پیام نور مرکز تهران به خاطر حمایت معنوی در اجرای پژوهش حاضر تقدیر به عمل می‌آید.

منابع

الهی، ناصر؛ کیاءالحسینی، سیدضیاءالدین و صالحی رزوه، مسعود (۱۳۹۷). قاعده‌مندی سیاست پولی در ایران با الهام از قاعده مک‌کالم. *سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۶(۲۴)، ۳۱-۷ http://qjfep.ir/article-1-429-fa.html.

باستانی‌فر، ایمان؛ حیدری، محمدرضا و برزانی، محمدواعظ (۱۳۹۴). طراحی و برآورد تابع زیان مقام پولی مبتنی بر اهداف بانکداری اسلامی. *جستارهای اقتصادی ایران*، ۱۲(۲۴)، ۶۱-۷۸ https://iee.rihu.ac.ir/article_958.html.

بیات، ندا؛ بهرامی، جاوید و محمدی، تیمور (۱۳۹۶). هدف‌گذاری تورم و تولید در دو قاعده نرخ رشد حجم پول و تیلور برای اقتصاد ایران. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۴(۱)، ۲۹-۵۸ https://journals.tabrizu.ac.ir/article_6102.html.

برومند، سجاد؛ محمدی، تیمور؛ پژویان، جمشید؛ فرزین وش، اسداله و معمارنژاد، عباس (۱۳۹۸). هزینه رفاه شوک‌های خارجی و قاعده بهینه سیاست پولی برای اقتصاد ایران. *اقتصاد مالی*، ۱۳(۴۸)، ۷۵-۱۱۰ https://sanad.iau.ir/journal/ecj/Article/670593?jid=670593.

بیابانی، جهانگیر ؛ ندری، کامران و طاهری، حامد (۱۴۰۰). قاعده سیاست‌گذاری پولی در ایران با تأکید بر نرخ ارز و پایه پولی. *پژوهش‌های پولی- بانکی*، ۴۷، ۳۵-۶۸ https://www.sid.ir/paper/1060943/fa.

توکلیان، حسین (۱۳۹۴). سیاست گذاری پولی بهینه، مبتنی بر قاعده و صلاحدیدی در جهت رسیدن به اهداف تورمی برنامه‌های پنجساله توسعه: یک رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی. *پژوهش‌های پولی- بانکی*، ۸(۲۳)، ۱-۳۸ https://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-225-fa.html.

جندقی میبدی، فرشته؛ فلاحی، محمدعلی و فیضی، مهدی (۱۳۹۸). برآورد قاعده بهینه سیاست پولی ایران در چارچوب مدل‌های هیبریدی. *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۱(۳)، ۳۰-۱ http://ecor.modares.ac.ir/article-18-20810-fa.html.

جعفری لیلاب، پری و حقیقت، جعفر (۱۳۹۹). بررسی اولویت‌های راهبردی سیاست‌های پولی و مالی در ایران. *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۸(۱)، ۸۸-۱۱۹ https://www.jmsp.ir/article_102390.html.

داوودی، پرویز؛ سزاوار، محمدرضا و اسلامیان، مجتبی (۱۴۰۱). معرفی و برآورد شاخص شرایط پولی برای اقتصاد ایران با استفاده از روش تصحیح خطای‌برداری جوهانسون–جوسیلیوس. *نشریه اقتصاد و بانکداری اسلامی*، ۱۱(۳۸)، ۳۱-۷ https://mieaoi.ir/article-1-1117-fa.html.

داودی، پدارم و باستان نژاد، حسین (۱۳۹۹). بررسی شمول سیاست گذاری پولی با مقوله ثبات مالی دراقتصاد ایران با استفاده از الگوی DSGE. *اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۱۷(۲)، ۴۳-۸۷ https://jqe.scu.ac.ir/article_14894.html.

ذریه محمدعلی، فائزه؛ ناهیدی امیرخیر، محمدرضا؛ پایتختی اسکویی، سیدعلی و رنج‌پور، رضا (۱۴۰۱). تحلیل تأثیر شوک‌های کلان اقتصادی بر متغیرهای سیاستی پولی و مالی در ایران با رویکرد قاعده تیلور: روش BVAR. *مجله توسعه و سرمایه*، ۷(۲)، ۴۸-۲۱ https://jdc.uk.ac.ir/article_3299.html.

قلیزاده کناری، صدیقه؛ پورفرج، علیرضا و جعفری صمیمی، احمد (۱۳۹۸). برآورد شاخص کارایی سیاست پولی در یک اقتصاد منتخب: پاکستان. *پژوهش‌های پولی- بانکی*، ۱۲(۴۰)، ۳۷۶-۳۴۳ https://www.sid.ir/paper/395471/fa.

همتی، مریم و جلائی نائینی، سید احمدرضا (۱۳۹۵). برآورد تابع واکنش بانک مرکزی ایران: رویکرد ضرایب وابسته به زمان. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۶(۴۹)، ۲۳۹-۲۰۵ https://ijer.atu.ac.ir/article_3017.html.

References

Adenuga, A.O., & Gylych, J. (2019). Estimating Monetary Policy Reaction Function: The Case of Nigeria. *International Journal of Social Sciences Uluslararası Sosyal Bilimler Dergisi*, 16, 311-339 https://www.ceeol.com/search/article-detail?id=785415.

Ahmad Shah, I. & Kundu, S. (2021). Asymmetries in the monetary policy reaction function: evidence from India. *Journal of Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, https://doi.org/10.1515/snde-2019-0121.

Baaziz, Y., & Labidi, M. (2016). Nonlinear monetary policy rules: An essay in the comparative study on Egyptian and Tunisian central banks. University of Sousse, *Economic Modelling*, 35, 272-282 https://doi.org/10.3390/economies4020006.

Ball, L. (1999). Policy rules for open economic. *NBER, Working Paper*, 6760, 1-30 https://www.nber.org/system/files/chapters/c7415/c7415.pdf.

Ball, L. (2000). Policy rules and external shocks. *National Bureau of Economic Research Working Pape*r, 7910 https://www.nber.org/papers/w7910.

Bastani Far, I., Heidari, M.R., & Vaez Barzani, M. (2015). Designing and estimating the loss function of the monetary authority based on Islamic banking. *Journal of Iran's Economic Essays (JIEE)*, 12(24), 61-78 https://iee.rihu.ac.ir/article_958.html?lang=en [In Persian].

Bayat, N., Bahrami, J., & Mohammadi, T. (2016). Targeting inflation and production in the two rules of growth rate of money volume and Taylor for Iran's economy. *Applied Theories of Economics*, 4(1), 29-58 https://journals.tabrizu.ac.ir/article_6102.html [In Persian].

Bernanke, B.S., & Mishkin, F.S. (1997). Inflation targeting: A new framework for monetary policy? *National Bureau of Economic Research*, 11(2), 97-116 DOI: 10.1257/jep.11.2.97.

Biabani, J., Nederi, K., & Taheri, H. (1400). The rule of monetary policy in Iran with emphasis on exchange rate and monetary base. *Monetary and Banking Research*, 47, 35-68 https://www.sid.ir/paper/1060943/fa [In Persian].

Bjornland, H.C. (2009). Oil price shocks and stock market booms in an oil exporting country. *Scottish Journal of Political Economy*, 2, 232-254 https://doi.org/10.1111/j.1467-9485.2009.00482.x.

Blinder, A.S. (1998). Central Banking in Teory and Practice. *Cambridge*, MA, MIT Press https://mitpress.mit.edu/9780262522601/central-banking-in-theory-and-practice.

Broumand, S., Mohammadi, T., Pejuyan, J., Farzin Vash, E., & Mimarnjad, A. (2018). The welfare cost of external shocks and the optimal rule of monetary policy for Iran's economy. *Financial Economics*, 13(48), 75-110 https://sanad.iau.ir/journal/ecj/Article/670593?jid=670593 [In Persian].

Chang, H.S. (2005). Estimating the monetary policy reaction function for Taiwan: A VAR model. *International Journal of Applied Economics*, 2(1), 50-61 https://ideas.repec.org/a/ija/ancoec/v2y2005i1p50-61.html.

Chen, C., Yao, S., & Ou, J. (2016). Exchange rate dynamics in a Taylor rule framework. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 46, 158-173 https://doi.org/10.1016/j.intfin.2016.07.008.

Christou, C., Naraidoo, R., Rangan, G., & Kim, W.J. (2018). Monetary policy reaction functions of the TICKs: A quantile regression approach. *Journal of Emerging Markets Finance and Trade*. 54, 3552-3565

Clarida, R., Galí, J., & Gertler, M. (1998). Monetary policy rules in practice: Some international evidence. *European Economic Review*, 4, 1033–1067 https://doi.org/10.1016/S0014-2921(98)00016-6.

Davoodi, P., Sezavar, M., Eslamian, M. (2022). Introduction and estimation of monetary conditions index for Iran's economy using Johansson-Josilius error correction method. *Journal Title: Islamic Economics and Banking*, 11(38), 7-31 http://mieaoi.ir/article-1-1117-fa.html [In Persian].

Davoudi, P., & Bastanzad, H. (2020). Monetary policy and financial stability in Iran (DSGE approach). *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 17(2), 43-87 https://jqe.scu.ac.ir/article_14894.html?lang=en [In Persian].

De Brouwer, G., & Gilbert, J. (2005). Monetary policy reaction functions in Australia. *The Economic Society of Australia, the Economic Record*, 81(253), 124-134 https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.2005.00238.x.

Dean, J., & Schuh, S. (2022). Is the Taylor rule still an adequate representation of monetary policy in Macroeconomic models? *Working Paper*, 1-66 https://ideas.repec.org/p/wvu/wpaper/21-05.html.

Debelle, G. (1999). Inflation targeting and output stabilisation. *Reserve Bank of Australia*, https://www.rba.gov.au/publications/rdp/1999/pdf/rdp1999-08.pdf.

Elahi, N., Kiaalhoseini, S.Z., Salehi Rezveh, M. (2019). Rule-based of Monetary Policy in Iran Inspired by McCallum Rule. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 6(24), 7-31 http://qjfep.ir/article-1-429-fa.html [In Persian].

Filis, G., & Chatziantoniou, J. (2014). Financial and monetary policy responses to oil price shocks: Evidence from oil-importing and oilexporting countries. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 42, 409-429 https://ideas.repec.org/a/kap/rqfnac/v42y2014i4p709-729.html.

Friedman, M. (1960). A program for monetary stability. *New York: Fordham University Press*. https://www.amazon.com/Program-Monetary-Stability-Milton-Friedman/dp/0823203719.

Gemayel, E., Jahan, S., & Peter, A. (2011). What can low-income countries expect from adopting inflation targeting? *IMF Working Papers*, 1–44 https://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/2011-276.html.

Ghosh, A.R., Ostry, J.D., & Chamon, M. (2016). Two targets, two instruments: monetary and exchange rate policies in emerging market economies'. *Journal of International Money Finance*, 60, 172–196 https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2015.03.005.

Hematy, M., & Jalali Naini, A.R. (2012). Analyzing the effect of monetary shocks on 12 main categories of consumer price index (FAVAR approach). *Iranian Journal of Economic Research*, 16(49), 205-239 https://ijer.atu.ac.ir/article_3017.html?lang=en [In Persian].

Hsing, Y. (2004). Estimating the monetary policy reaction function for Canada: A VAR model. *Canadian Business Economics, CABE Journal*, 3(2).

Hutchison, M.M., Sengupta, R., & Singh, N. (2010). Estimating a monetary policy rule for India. *Economic and Political Weekly*, 45(38), 67-96 https://www.jstor.org/stable/25742096.

Jaafarielilab, P., & Haghighat, J. (2020). A study of strategic scenarios of monetary and fiscal policies in Iran. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies*, 8(1), 88-119 https://www.jmsp.ir/article_102390.html?lang=en [In Persian].

Jandaghi Meybodi, F., Falahi, M.A., Feizi, M. (2019). Estimating optimal monetary policy rule in Iran based on Hybrid models. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 19(3), 1-30 http://ecor.modares.ac.ir/article-18-20810-fa.html [In Persian].

Knedlik T. (2005). Estimating monetary policy rules for South Africa. *South Africa Journal of Economics*, https://doi.org/10.1111/j.1813-6982.2006.00091.x.

Kydland, F.E., & Prescott. E.C. (1977). Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, 85(3), 473-491 https://www.jstor.org/stable/1830193.

Lubik, T., & Schorfheide, F. (2007). Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation *Journal of Monetary Economics*, 54(4), 1069-1087 https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2006.01.009.

Mariyam, S. & Shahid Malik, W. (2020). The role of monetary policy in transmission of asset prices. DOI: https://doi.org/10.34260/jaebs.417.

Mehra Y.P. (1999). A forward looking monetary policy reaction function. *Federal Reserve of Richmond Economic Quarterly*, 85(2), 33-53 https://ssrn.com/abstract=2129902.

Mishkin, F.S., (2007). The dangers of exchange-rate pegging in emerging market countries. *Monetary Policy Strategy*, https://doi.org/10.1111/1468-2362.00005.

Obstfeld, M., Rogoff, K. (2000). New directions for stochastic open economy models. *Journal of International Economics*, 50(1), 117–153 https://doi.org/10.1016/S0022-1996(99)00034-3.

Ono, Sh. (2021). The effects of monetary policy in Russia: A factor-augmented VAR approach. *Economic Systems*, 45(3), 100904 https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2021.100904.

Owusu, B. (2020). Estimating Monetary Policy Reaction Functions: Comparison between the European Central Bank and Swedish Central Bank. *Journal of Economic Integration*, 2020 September;35(3) :396-425.

Qolizade Konari, S., Porfaraj, A., & Jafari Samimi, A. (2018). Estimating the efficiency index of monetary policy in a selected economy: Pakistan. *Journal of Monetary and Banking Research*, 12(40), 343-376 https://www.sid.ir/paper/395471/fa [In Persian].

Sanchez-Fung, J.R. (2005). Estimating a monetary policy reaction function for thedominican republic. *International Economic Journal*, 19(4), 563-577 DOI: 10.1080/10168730500382121.

Shortland A., & Stasavage, D. (2004). What determines monetary policy in the franc zone? Estimating a Reaction Function for the BCEAO. Centre for the Study of African Economies. *Journal of African Economies*, 13(4), 518-535 https://ideas.repec.org/a/oup/jafrec/v13y2004i4p518-535.html.

Svensson, L.E. (2000). What is wrong with Taylor rules? Using judgment in monetary policy through targeting rules. *Journal of Economic Literature*, 41(2), 426-477 https://www.jstor.org/stable/3216965.

Taghizadeh Hesary, F., Yoshino, N., Rasoulinezhad, E., & Chang, Y. (2019). Trade linkages and transmission of oil price fluctuations. *Energy Policy*, 133, 110872 https://doi.org/10.1016/j.enpol.2019.07.008.

Taufeeq, A. (2019). Nonlinear reaction functions: Evidence from India. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 1, 111-132 http://www.cbcg.me/repec/cbk/journl/vol8no1-6.pdf.

Tavakolian, H. (2014). Optimal, rule-based and discretionary monetary policy to achieve the inflation targets of five-year development plans: a stochastic dynamic general equilibrium approach. *Journal of Monetary and Banking Research*, 8(23), 1-38 https://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-225-fa.html [In Persian].

Taylor, J.B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *CarnegieRochester Series on Public Policy*, 39, 195-214 https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-L.

Taylor, J.B. (1998). Monetary policy and the long boom. Review, *Federal Reserve Bank St.* Louis 3–12 https://ideas.repec.org/a/fip/fedlrv/y1998inovp3-12n6.html.

Taylor, J.B. (1999). The robustness and efficiency of monetary policy rules as guidelines for interest rate setting by the European Central Bank. *Journal of Monetary Economics*, 43(3), 655–679 https://doi.org/10.1016/S0304-3932(99)00008-2.

Taylor, J.B. (2000). Using monetary policy rules in emerging market economies. https://web.stanford.edu/~johntayl/Onlinepaperscombinedbyyear/2001/Using_Monetary_Policy_Rules_in_Emerging_Market_Economies.pdf.

Taylor, J.B. (2001). The role of the exchange rate in monetary-policy rules. *The American Economic Review*, 91(2), 263–267 https://www.jstor.org/stable/2677771.

Ter¨asvirta, T. (1998). Modeling economic relationships with smooth transition regressions. In A. Ullah & D. E. Giles (eds.), Handbook of applied economic statistics, Dekker, New York, 507–552 https://ideas.repec.org/p/hhs/hastef/0131.html.

Van Dijk, D. (1999). Smooth transition models: Extensions and outlier robust inference. *Ph.D. Dissertation*, Erasmus University Rotterdam. https://repub.eur.nl/pub/1856/fewdis20020501113139.pdf.

Vincent, O., & McMillan, D. (2021). Central banks' response to inflation, output gap, and exchange rate in Nigeria and South Africa. *Cogent Business & Management*, 8(1), 1-19 https://doi.org/10.1080/23311975.2021.1964689.

Woodford, M. (2001). Interest rate and prices. *Princeton University Press.* https://www.amazon.com/Interest-Prices-Foundations-Theory-Monetary/dp/0691010498.

Zorriyeh Mohammad Ali, F., Nahidi Amirkhiz, M.R., Paytakhti Oskooe, S.A., & Ranjpour, R. (2022). Impact analysis of macroeconomic shocks on monetary and fiscal policy variables in Iran with Taylor rule approach: BVAR method. *Journal of Development and Capital*, 7(2), 21-48 https://jdc.uk.ac.ir/article_3299.html?lang=en [In Persian].