Computational Economics
ISSN 2821-0433

State Dependent Effects of Monetary Policy on Macroeconomic Dynamics

Mohsen Tooti CHobar[1], Seyed Yahya Abtahi [2]✉, Jalil Totonchi [3], Zohreh Tabatabaei nasab[4]

1. Ph.D. student in Economics, Department of economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran, Email: tooti_mo24@yahoo.com
2.* Assistant professor of Economics, Department of economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran, Corresponding Author, Email: SY.Abtahi@iau.ac.ir
3. Assistant professor of Economics, Department of economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran, Email: ja.totonchi@yahoo.com
4. Assistant professor of Economics, Department of economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran, Email: tabatabaeinasab@iauyazd.ac.ir

Article Info

Received: 14/06/2024
Accepted: 25/09/2024

Pages: 27-51

Keywords:
Asymmetric Effect, Macroeconomic Dynamics, Markov Switching Exponential GARCH with Fixed Transition Probability Model, Monetary Aggregates

JEL Classification:
R31; E52; C22

ABSTRACT

Monetary policy as one of the main means of controlling and regulating the economy, has a significant effect on economic variables such as exchange rates, inflation and economic growth. Based on this, in the present study, the state dependent fffects of monetary aggregates on macroeconomic dynamics during the period of 2001:02-2021:04 have been investigated. For this purpose, the variables of money volume (M1), liquidity (M2) and monetary base (MB) have been considered as monetary aggregates and the reaction of the exchange market pressure index, inflation and economic growth as macroeconomic variables have been investigated in different states. In order to achieve this goal, Markov switching GARCH model with fixed transition probability (MS-FTP-GARCH (1,1)) has been used. The results indicate money volume, liquidity and monetary base in both low and high inflation regimes have a positive and significant effect on inflation, Due to the different coefficients of monetary variables, the asymmetric effect of monetary variables on inflation is evident. The results of examining the reaction of economic growth to monetary aggregates in different states show that in the regimes of low and high economic growth, monetary variables have a negative and significant effect on economic growth and this effect is asymmetric. Also, the results of the estimation of six separate Markov switching GARCH model with fixed transition probability (MS-FTP-GARCH (1,1)) show that among the monetary aggregates, the monetary base variable has the greatest effect on inflation and economic growth. Therefore, controlling the components of monetary aggregates, considering the importance of each in the low and high states of inflation and economic growth regimes can be considered as a strategic point by economic policymakers.

COPYRIGHTS
©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

Extended Abstract

Purpose

Monetary policy as one of the main means of controlling and regulating the economy, has a significant effect on economic variables such as exchange rates, inflation and economic growth. The effect of monetary policy on the trend of macroeconomic variables can cause significant changes in the country's economic situation. Based on this, in the present study, the state dependent effects of monetary aggregates on macroeconomic dynamics during the period of 2001:02-2021:04 have been investigated.

Methodology

The result of the review of past studies indicates that in each of the studies, the effect of one of the monetary variables (money volume, liquidity, monetary base, bank interest rate) on inflation and economic growth has been investigated. One of the differences between the present study and the previous studies is that the variables of money volume, liquidity and monetary base are considered as monetary aggregates and the effect of each of these variables on inflation and economic growth in different regimes is investigated. It has been placed to determine which monetary variable has the greatest effect on macroeconomic variables in different economic regimes, and also to determine the symmetrical or asymmetrical effect of monetary variables on macroeconomic variables. Also, due to changes in economic policies and political crises, there may be a structural failure in the studied time series, which has not been considered in previous studies, so another feature of the present study is that by using Lee and Strazisich's unit root test (2003), structural breakpoints of monetary totals and macroeconomic variables have been identified and after detrending the examined variables according to the method suggested by Lee and Strazisich (2003), the residuals of the studied variables have been extracted and specified in the model; Therefore, due to the occurrence of structural failure, time series models with fixed parameters are not sufficient to describe such changes (Piger, 2007) and the appropriate approach for modeling such behaviors is state-dependent models that have a non-linear structure; In the current study, the macroeconomic variables undergo a change of status or regime change according to the effect of monetary aggregates, that is, in each regime, monetary variables have a different effect on macroeconomic variables; Therefore, in order to include this change in the modeling process, models in the form of Markov regime change regression models have been used, and in order to prevent multiple collinearity between monetary variables, each monetary variable are specified separately in the conditional variance equation. The results of Markov switching GARCH model with fixed transition probability (MS-FTP-GARCH (1,1)) indicate money volume, liquidity and monetary base in both low and high inflation regimes have a positive and significant effect on inflation, Due to the different coefficients of monetary variables, the asymmetric effect of monetary variables on inflation is evident. The results of examining the reaction of economic growth to monetary aggregates in different states show that in the regimes of low and high economic growth, monetary

variables have a negative and significant effect on economic growth and this effect is asymmetric. Also, the results of the estimation of six separate Markov switching GARCH model with fixed transition probability (MS-FTP-GARCH (1,1)) show that among the monetary aggregates, the monetary base variable has the greatest effect on inflation and economic growth.

Finding

According to the results of the present study, in the low and high inflation regime, the monetary base variable plays a significant role in the escalation of inflation because the increase in the monetary base causes the growth of liquidity in the country, and as a result, the speed of demand in the economy exceeds the speed of supply in the economy, and as a result, it leads to inflation in the country; Also, the results show that in both recession and boom regimes, the increase in the monetary base leads to an increase in the amount of money and liquidity. With the increase of banknotes and certificates in the hands of the people, which means the increase in the amount of money, inflation has increased and this factor leads to a decrease in purchasing power, which ultimately causes a decrease in the demand for final goods and services and causes a decrease in economic growth.

Conclusion

Also, as much as the volume of liquidity increases, it causes inflation and a decrease in the value of real assets and ultimately leads to a decrease in GDP and a decrease in economic growth. It leads to inflation, so one of the solutions to achieve inflation reduction is monetary discipline and prevention of liquidity intensification. One of the first steps to prevent the increase in liquidity is to balance the government's expenses and revenues; Also, considering that the increase in the monetary base and the subsequent increase in the volume of money and liquidity lead to a decrease in economic growth, governments encourage investors by measures such as reducing the risk of productive investments, reducing the time of implementing productive investment projects, and increasing the productivity of the production sector. to invest in productive economic sectors and liquidity is directed towards production and economic growth is formed. Therefore, the control of the components of monetary totals, considering the importance of each one in low and high inflation and economic growth situations, can be considered as a strategic point for economic policy makers.

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۲۸۲۱-۰۴۳۳

اثرات وابسته به وضعیت سیاست‌های پولی بر پویایی‌های کلان اقتصادی

محسن طوطی چوبر [۱]، سید یحیی ابطحی [۲*]، جلیل توتونچی [۳]، زهره طباطبایی نسب [۴]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران، پست الکترونیکی: tooti_mo24@yahoo.com
۲.* استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: SY.Abtahi@iau.ac.ir
۳. استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران، پست الکترونیکی: ja.totonchi@yahoo.com
۴. استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران، پست الکترونیکی: tabatabaeinasab@iauyazd.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی
صفحات ۲۷-۵۱

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۳/۳/۲۵
تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۳/۰۷/۰۴

واژگان کلیدی:
اثر نامتقارن، پویایی‌های اقتصاد کلان، کل‌های پولی، مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ با احتمال انتقال ثابت

طبقه‌بندی JEL:
R31; E52; C22

چکیده

سیاست پولی به عنوان یکی از ابزارهای اصلی کنترل و تنظیم اقتصاد، تأثیر قابل‌توجهی بر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر تورم[۱] و رشد اقتصادی[۲] دارد. بر همین اساس، در مطالعه‌ی حاضر اثرات وابسته به وضعیت[۳] کل‌های پولی[۴] بر پویایی‌های کلان اقتصادی طی بازه‌ی زمانی ۱۳۸۰:۰۱- ۱۴۰۰:۰۳ با بهره‌گیری از مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ با احتمال انتقال ثابت ($MS-FTP-GARCH(1,1)$)[۵] مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از بررسی اثرات وابسته به وضعیت کل‌های پولی بر تورم بیانگر آن است که متغیرهای حجم پول (M1)[۶]، نقدینگی (M2)[۷] و پایه پولی (MB)[۸] در هر دو رژیم پایین و بالای تورمی اثر مثبت و معنی‌داری بر تورم دارند و با توجه به متفاوت بودن ضرایب متغیرهای پولی، اثر نامتقارن[۹] متغیرهای پولی بر تورم مشهود است. نتایج حاصل از بررسی واکنش رشد اقتصادی به کل‌های پولی در وضعیت‌های مختلف نشان می‌دهد که در رژیم‌های پایین و بالای رشد اقتصادی، متغیرهای پولی علاوه بر تأثیر منفی و معنی‌دار، اثر نامتقارنی نیز بر رشد اقتصادی دارند. همچنین نتایج حاصل از برآورد شش مدل مجزای

[1] Inflation
[2] Economic Growth
[3] State Dependent Effects
[4] Monetary Aggregates
[5] Markov Switching GARCH with Fixed Transition Probability Model
[6] Money Volume
[7] Liquidity
[8] Monetary Base
[9] Asymmetric Effect

مارکوف سوئیچینگ گارچ با احتمال انتقال ثابت مبین آن است که از بین کل‌های پولی، متغیر پایه پولی بیشترین اثر را بر تورم و رشد اقتصادی دارد. بنابراین کنترل اجزای کل‌های پولی با توجه به اهمیت هر یک در وضعیت‌های پایین و بالای تورم و رشد اقتصادی می‌تواند به عنوان نکته راهبردی مورد توجه سیاستگذاران اقتصادی قرار گیرد..

۱. مقدمه

بحث در مورد اینکه آیا سیاست‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی تأثیر می‌گذارند یا خیر، به گذشته‌های دور باز می‌گردد. چنین بحث‌هایی بین اقتصاددانان پول‌گرا و کینزی‌گرا بیشتر قابل توجه بوده است. به عقیده پول‌گرایان دلیل بحران اقتصادی در سال ۱۹۲۹ کاهش عرضه پول بوده است. با این حال، کینزین‌های سنتی دلیل اصلی بحران را کاهش سرمایه‌گذاری‌ها در نتیجه‌ی کاهش اعتماد سرمایه‌گذاران می‌دانستند. هدف از اعمال سیاست‌های پولی، دستیابی به ثبات نسبی در روند فعالیت‌های اقتصادی هر کشوری است؛ به طور کلی، بانک مرکزی سیاست‌های پولی را به منظور رسیدن به تعادل اشتغال کامل، رشد سریع اقتصادی، ثبات قیمت و تعادل خارجی اعمال می‌نماید (Folawewo and Osinubi, 2006). تا اواخر دهه ۱۹۹۰ اقتصاددانان اعتقاد داشتند که اثر سیاست‌های پولی بر متغیرهای اقتصادی متقارن است و سیاستگذاران می‌توانند از ابزارهای سیاست پولی برای کاهش یا افزایش متغیرهای اقتصادی به صورت یکسان استفاده کنند؛ اما اخیراً اقتصاددانان نئوکینزی شواهد تجربی ارائه کردند که نشان می‌داد سیاست پولی دارای اثرات نامتقارن بر روی متغیرهای کلان اقتصادی است. لذا مطالعه‌ی حاضر درصدد است با در نظر گرفتن متغیرهای حجم پول (M1)، نقدینگی (M2) و پایه پولی (MB) به عنوان ابزارهای سیاست پولی، اثر هر کدام از متغیرهای مذکور را بر تورم و رشد اقتصادی در رژیم‌های مختلف به دو منظور مورد بررسی قرار دهد: ۱- مشخص شود در وضعیت‌های مختلف اقتصادی کدام متغیر پولی بیشترین اثر را بر متغیرهای کلان اقتصادی دارد. ۲- اثر متقارن یا نامتقارن متغیرهای پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی مشخص گردد.

مروری بر مطالعات گذشته حاکی از آن است که فطرس و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی اثر تکانه پولی بر رشد اقتصادی و تورم با رهیافت تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)[1] پرداخته‌اند. فلاحی (۱۳۹۳) رابطه‌ی علی بین پول و تولید را با روش مارکوف سوئیچینگ (MS)[2] بررسی کرده است. حاجی‌قاسمی و همکاران (۱۳۹۶) با بهره‌گیری از یک سیستم معادلات همزمان و با استفاده از روش

[1] Dynamic Stochastic General Equilibrium Model
[2] Markov Switching Model

گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)[1] به بررسی اثر نرخ بهره بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران پرداخته‌اند. نیازی و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی اثر نرخ سود بانکی، نرخ ذخیره قانونی و درآمدهای نفتی بر تورم و رشد اقتصادی ایران با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) پرداخته‌اند.

نتیجه حاصل از بررسی مطالعات گذشته حاکی از آن است که در هر کدام از مطالعات، تأثیر یکی از متغیرهای پولی (حجم پول، نقدینگی، پایه پولی، نرخ سود بانکی و نرخ ذخیره قانونی) بر تورم و رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است لذا یکی از وجوه تمایز مطالعه‌ی حاضر با مطالعات گذشته در این است که متغیرهای حجم پول، نقدینگی و پایه پولی به عنوان کل‌های پولی در نظر گرفته شده‌اند و به بررسی اثر متغیرهای مذکور بر پویایی‌های کلان اقتصادی پرداخته شده است.

به دلیل تغییر سیاست‌های اقتصادی و بحران‌های سیاسی ممکن است در سری‌های زمانی مورد مطالعه شکست ساختاری وجود داشته باشد که در مطالعات گذشته به این موضوع توجه نشده است لذا رهیافت مناسب برای مدل‌سازی چنین رفتارهایی، مدل‌های وابسته به وضعیت می‌باشند که دارای ساختار غیرخطی هستند؛ بنابراین جهت لحاظ نمودن این تغییر وضعیت در فرآیند مدل‌سازی، از مدل‌های GARCH[2] در قالب مدل‌های رگرسیونی تغییر رژیم مارکوف[3] بهره گرفته شده است. در ادامه، مقاله به صورت ذیل سازماندهی شده است؛ در بخش دوم، ادبیات نظری بیان شده است. در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق ارائه گردیده است؛ در ادامه و در بخش چهارم به برآورد مدل پرداخته شده و در نهایت در پخش پنجم، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی لحاظ شده است.

۲. ادبیات نظری

۲-۱. سیاست پولی و تورم

وضعیت اقتصادی و مالی یک کشور عمدتاً مبتنی بر سیاست‌های پولی است که توسط بانک مرکزی کشور اجرا می‌شود. سیاست پولی می‌تواند با حفظ ثبات قیمت به رشد پایدار کمک کند. بنا به نظر کریستیانو و فیتزجرالد[4] (۲۰۰۳) زمانی که نرخ تورم به اندازه کافی پایین است، خانوارها و صاحبان کسب و کار هنگام تصمیم‌گیری‌های روزمره آن را در نظر نمی‌گیرند. دولت نیز اقتصاد کشور را از طریق اقدامات ترکیبی سیاست‌های مالی و پولی مدیریت می‌کند. عنصر قابل توجه و مشهود در سیاست‌گذاری مالی که مستقیماً تحت تأثیر مخارج و سرمایه‌گذاری دولت است این است که دولت سطوح مخارج خود را به منظور نظارت و تأثیرگذاری بر اقتصاد کشور تنظیم می‌کند. سیاست پولی فرآیندی است که توسط

[1] Generalized Method of Moments Model
[2] Generalized Autoregressive Conditional Hetroskedastic Models
[3] Markov Regime-Switching Regression Models
[4] Christiano and Fitzgerald (2003)

آن مقام پولی یک کشور عرضه پول را کنترل می‌کند و اغلب نرخ بهره را به منظور ارتقای رشد و ثبات اقتصادی هدف قرار می‌دهد. این معمولاً به معنای کاهش نرخ اولیه برای افزایش عرضه پول است. در واقع سیاست‌های پولی مقدار ارز پایه در گردش را اصلاح می‌کنند. این فرآیند تغییر نقدینگی ارز پایه از طریق خرید و فروش باز ابزارهای بدهی و اعتباری را عملیات بازار باز می نامند. معاملات ثابت بازار توسط مقام پولی، عرضه ارز را تعدیل می‌کند و این امر بر سایر متغیرهای بازار مانند نرخ بهره کوتاه‌مدت و نرخ ارز تأثیر می‌گذارد. نگرش تئوری پولی در مورد نحوه ایجاد سیاست پولی بهینه به این صورت است که سیاست پولی انبساطی، عرضه کل پول در اقتصاد را سریع‌تر از حد معمول افزایش می‌دهد و سیاست پولی انقباضی، عرضه پول را ملایم‌تر گسترش می‌دهد (Lipsey et al, 2001). اقتصاددانان معتقد هستند که تورم افزایش سطح عمومی قیمت است؛ پیگو[1] (۱۹۴۷) نظر اقتصاددانان را با تعریف تورم به عنوان تمایل مستمر برای افزایش سطح قیمت‌ها تطبیق می‌دهد؛ همچنین تورم را می‌توان به عنوان افزایش مداوم و محسوس در سطح عمومی قیمت‌ها نیز تعریف کرد (اکلی[2]،۱۹۶۰). تورم افزایش کلی قیمت‌ها یا افزایش هزینه‌های زندگی در یک کشور است. بنا به نظر مک ماهون[3] (۲۰۰۷) تورم افزایش قیمتی است که شخص برای کالاها می‌پردازد؛ در حالیکه آمادئو[4] (۲۰۱۲) تورم را به عنوان زمانی که قیمت اکثر کالاها و خدمات همچنان رو به بالا است، در نظر می‌گیرد و معتقد هست با وقوع تورم، استاندارد سطح زندگی افراد پایین می‌آید. به هر حال در هر شرایطی، تورم نشان می‌دهد که مجموعه کالاها و یا خدمات مربوطه در یک دوره‌ی معین، معمولاً در یک سال، چقدر گران‌تر شده اند.

۲-۱-۱. وضعیت تورم ایران (۱۳۹۹-۱۳۸۰)

براساس خلاصه تحولات اقتصادی کشور که توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران انتشار یافته است، اثرات مثبت افزایش درآمدهای ارزی بر وضع مالی دولت، ادامه روند بهبود وضعیت ترازپرداخت‌ها، افزایش واردات و عرضه کالاها و خدمات، رعایت انضباط مالی از سوی دولت و همچنین افزایش اعتماد عمومی نسبت به ثبات وضعیت اقتصادی کشور و بنابراین کاهش انتظارات تورمی جامعه از جمله عوامل اصلی کاهش نرخ تورم در سال ۱۳۸۰ نسبت به سال ۱۳۷۹ بوده است. افزایش نرخ تورم در سال ۱۳۸۱ عمدتاً ناشی از اثرات تأخیری رشد بالای نقدینگی در سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰ و تأثیر رشد نقدینگی در سال ۱۳۸۱ می‌باشد. بررسی روند قیمت‌ها در سال ۱۳۸۲ حاکی از آن است که بخش قابل توجهی از افزایش قیمت‌ها ناشی از اتکاء شدید بودجه دولت به عواید نفت، انتظارات تورمی، رشد نقدینگی و

[1] Pigou (1947)
[2] Ackley (1960)
[3] McMahon (2007)
[4] Amadeo (2012)

افزایش قیمت تمام شده محصولات داخلی بوده است. بخش قابل توجهی از تورم سال ۱۳۸۳ ریشه در تنگناهای ساختاری اقتصاد کشور دارد. در سال ۱۳۸۴ افزایش واردات کالاهای مصرفی، اجرای طرح تثبیت قیمت‌ها، کاهش رشد اجاره بهای منازل مسکونی به علت رکود بازار مسکن، کاهش رشد نرخ مؤثر تعرفه و رشد عرضه محصولات کشاورزی به دلیل شرایط مساعد جوی، کاهش انتظارات تورمی به دلیل ثبات نرخ ارز باعث کاهش نرخ تورم شد. بخش قابل توجهی از افزایش شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در سال ۱۳۸۵ ریشه در تنگناهای ساختاری اقتصاد کشور دارد. متوسط شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در سال ۱۳۸۶ نسبت به سال ۱۳۸۵ رشد داشته است و این روند افزایشی در نیمه‌ی اول سال ۱۳۸۷ نیز قابل مشاهده است. اما از آبان ماه سال ۱۳۸۷ با در پیش گرفتن سیاست‌های کنترلی که به سه قفله کردن خزانه شهرت یافت، شاخص تورم شروع به کاهش نموده است. در سال ۱۳۸۹ با اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها شاخص تورم با شدت بیشتری افزایش یافت و روند افزایشی مذکور در سال ۱۳۹۰ نیز ادامه یافت. تشدید فشارهای تورمی در اقتصاد که ناشی از اعمال سیاست‌های انبساطی چند سال اخیر، افزایش نرخ ارز و اعمال تحریم‌های شدید اقتصادی بود، باعث شد که نرخ رشد سالانه شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در پایان سال ۱۳۹۱ افزایش یابد. روند صعودی سطح عمومی قیمت‌ها در سال ۱۳۹۲ نیز ادامه یافت. نرخ مذکور از آبان ماه ۱۳۹۲ روند نزولی یافت. در سال‌های ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ عواملی نظیر ثبات بازار ارز، کاهش انتظارات تورمی، تقویت انضباط پولی و کاهش قیمت‌های جهانی دلایل کاهش نرخ تورم در دو سال مذکور بودند. در پایان سال ۱۳۹۵ به دلیل ثبات بازار ارز، کاهش انتظارات تورمی، تقویت انضباط پولی و مالی و کاهش قیمت‌های جهانی نرخ تورم تک رقمی گردید. در سال ۱۳۹۶ عواملی نظیر تخلیه تدریجی آثار رشد نقدینگی در سال‌های اخیر، افزایش قیمت‌های جهانی کالاهای پایه، افزایش قیمت مسکن و تأثیر آن بر نرخ اجاره‌بها و همچنین افزایش نرخ ارز که متأثر از نااطمینانی به وجود آمده در خصوص تداوم توافقنامه برجام بود، موجب شد تا نرخ تورم افزایش یابد. با افزایش نرخ ارز، نرخ تورم در سال ۱۳۹۷ روند افزایشی به خود گرفت و پس از دو سال متمادی از کانال تک رقمی خارج شد. به دنبال تحریم‌های اقتصادی علیه بخش‌های کلیدی اقتصاد ایران، نرخ تورم شاخص قیمت مصرف کننده در سال‌های ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹ روند افزایشی به خود گرفت.

۲-۲. سیاست پولی و رشد اقتصادی

در زمینه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر بخش حقیقی اقتصاد، متغیر تولید از اهمیت خاصی برخوردار است. صاحبنظران اقتصادی در زمینه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر تولید اختلاف نظر دارند. تعدادی از اقتصاددانان معتقدند اعمال سیاست‌های پولی تنها تولید اسمی را تغییر می‌دهد و تأثیری در تولید حقیقی نخواهد داشت. عده‌ای دیگر از اقتصاددانان اعتقاد دارند که سیاست‌های پولی در شرایط خاصی علاوه بر

تولید اسمی تولید حقیقی را در کوتاه‌مدت و حتی در بلندمدت تغییر می‌دهد. در زیر نظر برخی از مکاتب اقتصادی به طور خلاصه بیان می‌شود.

اقتصاددانان مکتب کلاسیک و چرخه‌های تجاری حقیقی اعتقاد دارند پول خنثی است و سیاست‌های پولی تأثیری بر متغیرهای حقیقی اقتصاد نظیر تولید ندارد، اعمال سیاست پولی انبساطی تنها متغیرهای اسمی اقتصاد را افزایش می‌دهد. در سایر مکاتب اقتصادی اعمال سیاست‌های اقتصادی به نحوی بر متغیرهای حقیقی تأثیر دارد (برانسون، ۱۳۷۶ ;Long and Plosser, 1983, 1982)

اقتصاددانان مکتب کینزی مکانیزم اثرگذاری سیاست پولی را در راستای مدل‌های ساختاری[1] مطرح نمودند. بر این اساس، افزایش عرضه پول نرخ بهره را کاهش داده و سرمایه‌گذاری و درآمد ملی را افزایش می‌دهد (شاکری، ۱۳۸۴). اقتصاددانان کلاسیک جدید اعتقاد دارند که سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده بر متغیرهای حقیقی تأثیری ندارند، اما سیاست‌های پولی پیش‌بینی نشده در کوتاه‌مدت بر متغیرهای حقیقی اثر می‌گذارد (Mishkin, 1982).

از دیدگاه کینزین‌های جدید پول خنثی نیست و تأثیر تکانه‌های پولی بر تولید به دلایلی همانند انعطاف‌ناپذیری قیمت‌ها و دستمزدها نامتقارن است (Mankiw and Romer, 1991). نگاه کینزین‌های جدید عناصری مانند محدودیت‌های اطلاعاتی، دستمزدهای کارایی، قراردادهای ضمنی و محدودیت‌های اعتباری باعث می‌گردند که طی فرایندی اثرات تکانه‌های پولی مثبت و منفی متقارن نبوده و در دوره‌های رونق و رکود به نحو یکسانی مؤثر واقع نگردند.

۲-۲-۱. وضعیت رشد اقتصادی ایران (۱۴۰۰-۱۳۸۰)

بررسی رشد اقتصادی کشور در بازه‌ی زمانی ۱۴۰۰-۱۳۸۰ نشان از آن دارد که در سال ۱۳۸۰ تنظیم و اجرای سیاست‌های معطوف به نقدینگی بخش‌های باعث شد تا اقتصاد ایران از رشد برخوردار شود. در سال ۱۳۸۱ روند ملایم افزایش قیمت نفت در بازارهای بین‌المللی همراه با اجرای سیاست‌های پولی باعث شد که اقتصاد ایران در مسیر رشد مثبت و متعادل قرار گیرد. در سال ۱۳۸۲ اتخاذ سیاست‌های مناسب اقتصادی به همراه افزایش قیمت نفت در بازارهای جهانی، باعث شد اقتصاد ایران از عملکرد مثبت و نسبتاً متعادلی برخوردار باشد؛ اما در این سال میزان رشد اقتصادی نسبت به سال ۱۳۸۱ کاهش یافت. در سال ۱۳۸۳ اقتصاد ایران با کاهش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی روبرو شد. در سال‌های ۱۳۸۴ و ۱۳۸۵ تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه بدون نفت از رشد برخوردار شد که دلیل اصلی این افزایش، رشد نسبتاً پایین گروه نفت و گاز نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی در سال مورد بررسی بوده است. در سال ۱۳۸۶ تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه (قیمت‌های ثابت سال ۷۶) با رشد مواجه شد. در سال‌های

[1] Structural Models

۱۳۸۷، ۱۳۸۸ و ۱۳۸۹ تولید ناخالص داخلی با رشد روبرو بوده است. در سال ۱۳۹۰ نسبت به سال ۱۳۸۹ نرخ رشد اقتصادی کاهش یافت. در سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ رشد اقتصادی منفی بوده است؛ اما در سال ۱۳۹۳ پس از دوسال سخت، اقتصاد ایران به رشد مثبت اقتصادی دست یافت؛ در پی کاهش قابل ملاحظه قیمت نفت در سال ۱۳۹۳ در بازارهای جهانی، رشد اقتصادی در سال ۱۳۹۴ منفی شد که ادامه روند نزولی قیمت نفت آن را تشدید نمود. تولید ناخالص داخلی در سال ۱۳۹۵ (به قیمت‌های ثابت ۱۳۹۰) افزایش و تولید ناخالص داخلی در سال‌های ۱۳۹۶، ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ (به قیمت‌های ثابت ۱۳۹۰) کاهش یافت. تولید ناخالص داخلی کشور در سال‌های ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰ (به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۵) نسبت به سال‌های قبل افزایش یافت.

۲-۳. پیشینه مطالعات

پیشینه مطالعات داخلی و خارجی در رابطه با اثر سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی در جدول (۱)، به طور خلاصه ذکر شده است.

جدول (۱): پیشینه مطالعات داخلی و خارجی

نویسندگان	عنوان تحقیق/ روش تحقیق	نتیجه تحقیق
آقانیا و همکاران (۱۴۰۱)	بررسی تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر رشد اقتصادی و تورم در اقتصاد ایران/ TVP-SFAVAR-SV	شوک‌های متغیرهای سیاست پولی اثر منفی بر رشد اقتصادی و اثر مثبت بر تورم داشته‌اند.
ریحانی و همکاران (۱۴۰۰)	توسعه مالی و اثربخشی سیاست‌های پولی ضد تورمی در ایران / ARDL	تغییر پایه پولی و تغییر نرخ بهره اثر کمتری بر نرخ تورم خواهند داشت.
نیازی و همکاران (۱۳۹۹)	بررسی اثر شوک‌های سیاست پولی و درآمدهای نفتی بر تورم و رشد اقتصادی در ایران / SVAR	با افزایش نرخ سود بانکی، نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی کاهش یافته است. نرخ ذخیره قانونی اثر منفی بر رشد اقتصادی ایران و اثر مثبت بر نرخ تورم داشته است.
ایزدخواستی (۱۳۹۷)	تحلیل تأثیر سیاست‌های پولی در الگوی تعادل عمومی پویا بر تورم و رفاه: رویکرد پول در تابع مطلوبیت / DSGE	با کاهش نرخ رشد عرضه پول، نرخ تورم کاهش می‌یابد و مانده‌های واقعی پول افزایش می‌یابد و رفاه در وضعیت یکنواخت افزایش می‌یابد.
حاجی‌قاسمی و همکاران (۱۳۹۶)	ارزیابی اثرات نرخ بهره واقعی و نرخ ذخیره قانونی بر متغیرهای منتخب کلان اقتصاد ایران / GMM	افزایش نرخ بهره واقعی باعث کاهش تولید ناخالص داخلی، تورم و بیکاری و افزایش نرخ ذخیره قانونی نیز موجب کاهش تورم و افزایش تولید ناخالص داخلی می‌شود.
فطرس و معبودی (۱۳۹۵)	اثر تکانه‌های پولی و مالی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد ایران: رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا /DSGE	تکانه‌های نفتی و پایه پولی باعث افزایش تولید غیرنفتی و افزایش تورم می‌شوند. همچنین، تکانه فناوری و نفتی باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شوند، اما تکانه پولی بر

نویسندگان	عنوان تحقیق/ روش تحقیق	نتیجه تحقیق
		رشد اقتصادی بی‌اثر است.
ستیاواتی و همکاران[1] (۲۰۲۴)	تحلیل تاثیر سیاست پولی بر نرخ تورم و رشد اقتصادی در اندونزی/کتاب‌های الکترونیکی	اثر سیاست پولی بر تورم و رشد اقتصادی در اندونزی بسیار معنی‌داری است
ویتالی و آلینا[2] (۲۰۲۰)	تأثیر سیاست پولی بر رشد اقتصادی در اوکراین / VAR	در بلندمدت تولید ناخالص داخلی واقعی به شدت به عرضه پول، نرخ مبادله در برابر یورو و نرخ بهره پایه بستگی دارد.
سانگ۳ (۲۰۱۹)	تأثیر سیاست پولی بر رشد اقتصادی در ویتنام / VAR	عرضه پول در سطح بالایی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد و نرخ بهره تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد.
آکلپلر و دهوک[4] (۲۰۱۸)	آیا سیاست پولی بر رشد اقتصادی تأثیر می گذارد: شواهدی از مالزی / OLS	رابطه بین رشد اقتصادی و تورم مثبت است. رابطه بین رشد اقتصادی و نرخ بهره مثبت است. رابطه بین رشد اقتصادی و عرضه پول مثبت است.
سایبو و موسبودن[5] (۲۰۱۷)	چرخه سیاست پولی، تولید صنعتی و تعاملات رشد اقتصادی در نیجریه / FMOLS	سیکلی بودن سیاست پولی تأثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد.
فیترا[6] (۲۰۱۴)	وابستگی متقابل بین ابزارهای سیاست پولی و رشد اقتصادی اندونزی / DSGEVAR	عملیات بازار باز، نرخ ذخیره قانونی و نرخ بهره یک رابطه‌ای با رشد اقتصادی در اندونزی دارند
ترافیکنت[7] (۲۰۱۲)	تولید بالقوه نامشخص: پیامدهای سیاست پولی در اقتصاد باز کوچک / DSGE	در بررسی اثرگذاری سیاست پولی، واکنش داخلی تورم داخلی و نرخ ارز در نظر گرفته می‌شود.
چوکو[8] (۲۰۱۱)	آزمایش گزاره های بلندمدت بی طرفی در اقتصاد در حال توسعه: مورد نیجریه / SVAR	پول در بلندمدت خنثی بوده و هیچ اثری بر تولید ندارد و در کوتاه‌مدت آثار ضعیفی بر تولید دارد.

۳. روش تحقیق

۳-۱. مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ (MS-GARCH)

[1] Setiawati et al (2024)
[2] Vitalii and Alina (2020)
[3] Sang (2019)
[4] Akalpler and Duhok (2018)
[5] Saibu and Musbauden (2017)
[6] Fitra (2014)
[7] Traficante (2012)
[8] Chuku (2011)

با در نظر گرفتن y_t مدل GARCH (1,1) به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^{k} \theta\, X_t + u_t \quad (۱)$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0,1) \quad (۲)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (۳)$$

با استفاده از معادلات (۱) تا (۳) میانگین شرطی و واریانس شرطی y_t بدست می‌آید. X_t متغیر برونزا یا درونزا در معادله‌ی میانگین شرطی است. با توجه به رویکرد گری[1] (۱۹۹۶) و دیوکر[2] (۱۹۹۷)، معادلات (۱) تا (۳) می‌توانند به صورت زیر نوشته شوند:

$$y_t = \mu^{(i)} + \sum_{i=1}^{k} \theta^{(i)}\, X_t{}^{(i)} + u_t \quad (۴)$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0,1) \quad (۵)$$

$$\sigma_t^2(S_t, S_{t-1}, \dots, S_0) = \omega(S_t) + \alpha(S_{t-1}) u_{t-1}^2 + \beta(S_{t-1}) \sigma_{t-1}^2(S_{t-1}, \dots, S_0) \quad (۶)$$

مقدار ثابت $\mu^{(i)}$ در معادله‌ی میانگین شرطی بین دو رژیم چرخش می‌کند:

$$\mu_t = \mu_1 S_t + \mu_0 (1 - S_t) \quad (۷)$$

$$S_t \in \{0, 1\}, \quad \forall t \quad (۸)$$

$$\Pr(S_t = 0 | S_{t-1} = 0) = p \quad (۹)$$

$$\Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) = q \quad (۱۰)$$

S_t زنجیره‌ی پنهان مارکوف از مرتبه‌ی یک می‌باشد. واریانس شرطی σ_t^2 تابعی از متغیر وضعیت است زیرا پارامتر خودرگرسیونی S_{t-1} در معادله واریانس شرطی است (Dueker, 1997; Cai, 1994; Hamilton and Susmel, 1994). بطور واضح و مشخص، محاسبه‌ی تمام مقادیر گذشته‌ی متغیر وضعیت دشوار است. برونتی و همکاران[3] (۲۰۰۸) مطابق با نظر دیوکر (۱۹۹۷) یک روش تقریبی را اتخاذ کرده‌اند تا مشکلی در ارزیابی تابع درستنمایی ایجاد نشود. این فرآیند دلالت بر این دارد که واریانس شرطی، تابعی از جدیدترین مقادیر متغیر وضعیت است. دیوکر (۱۹۹۷) نشان می‌دهد که در یک مدل

[1] Gray (1996)
[2] Dueker (1997)
[3] Brunetti et al. (2008)

GARCH (1,1) فقط باید دو مقدار از جدیدترین متغیر وضعیت در نظر گرفته شود. بنابراین واریانس شرطی σ_t^2 تابعی از S_t و S_{t-1} می‌باشد: $\sigma_t^2(i,j) = \sigma_t^2(S_t = i, S_{t-1} = j)$. با ادغام S_{t-1}، واریانس شرطی می‌تواند به صورت زیر باشد:

$$\sigma_t^2(i,j) = \omega(S_t = i) + \alpha[u_{t-1}^2] + \beta[\sigma_{t-1}^2(j)] \quad (۱۱)$$

که $u_{t-1}(j)$ به خطا در زمان $t-1$ در رژیم j اشاره دارد و بطور مشابه $\sigma_{t-1}^2(j)$، واریانس شرطی در زمان $t-1$ در رژیم j می‌باشد.

معادله‌ی (۱۱) دلالت بر این امر دارد که مقدار ثابت در معادله‌ی واریانس شرطی می‌تواند چرخش کند. در مدل GARCH (1,1) واریانس غیرشرطی به صورت $\frac{\omega}{1-\alpha-\beta}$ محاسبه می‌شود.

۳-۲. الگوی تحقیق

جهت تحلیل اثرات وابسته به وضعیت سیاست‌های پولی بر پویایی‌های اقتصاد کلان، کل‌های پولی یعنی حجم پول (M1)، نقدینگی (M2) و پایه پولی (MB) به عنوان ابزارهای سیاست پولی در نظر گرفته شده‌اند و تأثیر متغیرهای مذکور بر تورم (INF) و رشد اقتصادی (EG) مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور داده‌های فصلی متغیرهای حجم پول (M1)، نقدینگی (M2)، پایه پولی (MB) و تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه سال ۱۳۸۳ (GDP) با بهره‌گیری از پایگاه آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران به قیمت پایه سال ۲۰۱۰ (CPI) با بهره‌گیری از صندوق بین‌المللی پول (IMF) طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۰:۰۱–۱۴۰۰:۰۳ استخراج شده‌اند. متغیرهای کل‌های پولی یعنی حجم پول (M1)، نقدینگی (M2) و پایه پولی (MB) به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند. تورم (INF) با در نظر گرفتن شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران به قیمت پایه سال ۲۰۱۰ (CPI) با استفاده از رابطه (۱۲) محاسبه شده است:

$$\mathrm{INF} = \frac{\mathrm{CPI_t} - \mathrm{CPI_{t-1}}}{\mathrm{CPI_{t-1}}} * 100 \quad (۱۲)$$

رشد اقتصادی با توجه به متغیر تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه سال ۱۳۸۳ (GDP) با استفاده از رابطه (۱۳) محاسبه شده است:

$$\mathrm{EG} = \frac{\mathrm{GDP_t} - \mathrm{GDP_{t-1}}}{\mathrm{GDP_{t-1}}} * 100 \quad (۱۳)$$

در طول دوره‌ی مورد بررسی، متغیرهای مورد مطالعه به دلیل برخی تغییرات در ساختار اقتصاد دچار شکست ساختاری می‌شوند که این شکست ساختاری بر نتایج آزمون‌های ریشه واحد متعارف تأثیر می‌گذارد؛ لذا از آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ[1] (۲۰۰۳) با لحاظ یک نقطه‌ی شکست ساختاری در عرض از مبدأ و شیب بهره گرفته شده است و تمام متغیرها به صورت مجزا در سیستم معادله‌ی (۱۴) تصریح و روندزدایی شده‌اند.

$$j = f\left[Constant, TB_i^j, DT\left(TB_i^j, time\ trend, e_t^j\right)\right] \quad (۱۴)$$

که در آن، TB_i^j و $DT(TB_i^j)$ به ترتیب نشان‌دهنده‌ی متغیرهای دامی در عرض از مبدأ و شیب می‌باشند که تا قبل از نقطه‌ی شکست ساختاری مقدار صفر و بعد از آن مقدار یک می‌گیرند. i نشان‌دهنده‌ی نقاط شکست ساختاری و $j = [\mathrm{LM1, LM2, LMB, INF, EG}]$ و e_t^j پسماندهای استخراج شده برای هر j می‌باشند. به دلیل وقوع شکست ساختاری، مدل‌های سری زمانی با پارامتر ثابت برای توصیف اینگونه تغییرات از کفایت لازم برخوردار نمی‌باشند (Piger, 2007) و یک رهیافت مناسب برای مدل‌سازی چنین رفتارهایی، مدل‌های وابسته به وضعیت می‌باشند که دارای ساختار غیرخطی هستند. مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ از جمله مدل‌های وابسته به وضعیت می‌باشد که در مطالعه‌ی حاضر جهت بررسی اثرات وابسته به وضعیت سیاست‌های پولی بر پویایی‌های اقتصاد کلان مورد استفاده قرار گرفته است و در قالب روابط (۱۵) تا (۱۷) تصریح شده است:

$$DETY_t^{(i)} = \mu^{(i)} + \theta^{(i)}\, DETLMaggregate_t^{(i)} + u_t\ , \qquad i = 0\ ,1 \quad (۱۵)$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t\ , \qquad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0,1) \quad (۱۶)$$

$$\sigma_t^{2(i)} = \omega^{(i)} + \alpha^{(i)} u_{t-1}^2 + \beta^{(i)} \sigma_{t-1}^2 \quad (۱۷)$$

در معادله‌ی (۱۵)، به عنوان معادله میانگین شرطی، $DETY_t^{(i)}$ نشان دهنده متغیرهای کلان اقتصادی می‌باشد که بین رژیم‌های پایین و بالا چرخش می‌کند. مقدار ثابت $\mu^{(i)}$ نیز بین رژیم پایین و بالای متغیرهای کلان اقتصادی چرخش می‌کند و $DETLMaggregate_t^{(i)}$ برداری از کل‌های پولی می‌باشد.

تصریح همزمان متغیرهای کل‌های پولی در معادله‌ی میانگین شرطی منجر به بروز همخطی چندگانه می‌شود لذا متغیرهای پولی به صورت مجزا در معادله‌ی میانگین شرطی وارد می‌شوند.

جهت بررسی اثرات وابسته به وضعیت سیاست‌های پولی بر تورم، مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ به صورت روابط (۱۸) تا (۲۶) تصریح شده‌اند:

[1] Lee and Strazicich (2003)

$$\mathrm{MS}-\mathrm{FTP}-\mathrm{GARCH}-\mathrm{DETLM1}\ (1,1)$$

$$DETINF_t^{(i)} = \mu^{(i)} + \theta^{(i)}\, DETLM1_t^{(i)} + u_t\ , \qquad i = 0\ ,1 \tag{۱۸}$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t\ , \qquad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0,1) \tag{۱۹}$$

$$\sigma_t^{2(i)} = \omega^{(i)} + \alpha^{(i)} u_{t-1}^2 + \beta^{(i)} \sigma_{t-1}^2 \tag{۲۰}$$

$$\mathrm{MS}-\mathrm{FTP}-\mathrm{GARCH}-\mathrm{DETLM2}\ (1,1)$$

$$DETINF_t^{(i)} = \mu^{(i)} + \theta^{(i)}\, DETLM2_t^{(i)} + u_t\ , \qquad i = 0\ ,1 \tag{۲۱}$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t\ , \qquad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0,1) \tag{۲۲}$$

$$\sigma_t^{2(i)} = \omega^{(i)} + \alpha^{(i)} u_{t-1}^2 + \beta^{(i)} \sigma_{t-1}^2 \tag{۲۳}$$

$$\mathrm{MS}-\mathrm{FTP}-\mathrm{GARCH}-\mathrm{DETLMB}\ (1,1)$$

$$DETINF_t^{(i)} = \mu^{(i)} + \theta^{(i)}\, DETLMB_t^{(i)} + u_t\ , \qquad i = 0\ ,1 \tag{۲۴}$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t\ , \qquad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0,1) \tag{۲۵}$$

$$\sigma_t^{2(i)} = \omega^{(i)} + \alpha^{(i)} u_{t-1}^2 + \beta^{(i)} \sigma_{t-1}^2 \tag{۲۶}$$

جهت بررسی اثرات وابسته به وضعیت سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی، مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ به صورت روابط (۲۷) تا (۳۵) تصریح شده‌اند:

$$\mathrm{MS}-\mathrm{FTP}-\mathrm{GARCH}-\mathrm{DETLM1}\ (1,1)$$

$$DETEG_t^{(i)} = \mu^{(i)} + \theta^{(i)}\, DETLM1_t^{(i)} + u_t\ , \qquad i = 0\ ,1 \tag{۲۷}$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t\ , \qquad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0,1) \tag{۲۸}$$

$$\sigma_t^{2(i)} = \omega^{(i)} + \alpha^{(i)} u_{t-1}^2 + \beta^{(i)} \sigma_{t-1}^2 \tag{۲۹}$$

$$\mathrm{MS}-\mathrm{FTP}-\mathrm{GARCH}-\mathrm{DETLM2}\ (1,1)$$

$$DETEG_t^{(i)} = \mu^{(i)} + \theta^{(i)}\, DETLM2_t^{(i)} + u_t\ , \qquad i = 0\ ,1 \tag{۳۰}$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t\ , \qquad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0,1) \tag{۳۱}$$

$$\sigma_t^{2(i)} = \omega^{(i)} + \alpha^{(i)} u_{t-1}^2 + \beta^{(i)} \sigma_{t-1}^2 \tag{۳۲}$$

$$\mathrm{MS}-\mathrm{FTP}-\mathrm{GARCH}-\mathrm{DETLMB}\ (1,1)$$

$$DETEG_t^{(i)} = \mu^{(i)} + \theta^{(i)}\, DETLMB_t^{(i)} + u_t\ , \qquad i = 0\ ,1 \tag{۳۳}$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t\ , \qquad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0,1) \tag{۳۴}$$

$$\sigma_t^{2(i)} = \omega^{(i)} + \alpha^{(i)} u_{t-1}^2 + \beta^{(i)} \sigma_{t-1}^2 \tag{۳۵}$$

٤. برآورد مدل

٤-١. آزمون ریشه واحد

در صورتیکه در سری‌های زمانی مورد مطالعه به دلیل وقوع شوک‌های اقتصادی و سیاسی، شکست ساختاری رخ دهد، استفاده از آزمون‌های ریشه واحد متعارف باعث از دست رفتن اطلاعات ارزشمند در نقاط شکست ساختاری می‌شود لذا پایایی سری‌های زمانی با در نظر گرفتن یک نقطه‌ی شکست ساختاری در عرض از مبدأ و شیب سری‌های زمانی با بهره‌گیری از آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) بررسی شده است.

جدول (۲): آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ

متغیرها	K	TB	آماره
INF	۹	۱۳۹۸:۰۳	−۴/۰۵*
EG	۷	۱۳۹۰:۰۱	−۵/۶۹**
LM1	۸	۱۳۹۳:۰۲	−۵/۷۹**
LM2	۸	۱۳۹۲:۰۴	−۵/۳۹**
LMB	۸	۱۳۸۹:۰۲	−۴/۱۰*

منبع: یافته‌های پژوهش

K حداکثر تعداد وقفه‌های بهینه و TB نقطه شکست ساختاری در عرض از مبدأ و شیب است.
**،* به ترتیب نشان‌دهنده‌ی سطح معنی‌داری ۵٪ و ۱۰٪

نتایج جدول (۲) حاکی از آن است که متغیرهای تورم، رشد اقتصادی، حجم پول، نقدینگی و پایه پولی با وجود یک شکست ساختاری در عرض از مبدأ و شیب، پایا هستند، لذا با توجه به روند شکست پایا بودن سری‌های زمانی، در پرتوی سیستم رابطه‌ی (۱۴) سری‌های زمانی روندزدایی شده و پسماند آنها استخراج گردیده است؛ پس از آن با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی– فولر تعمیم‌یافته، پایایی پسماندها بررسی شده است.

جدول (۳): آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم‌یافته

متغیرها	آماره	مقادیر بحرانی
DETINF	−۴/۶۶	−۱/۹۴**
DETEG	−۲/۹۳	−۱/۹۴**
DETLM1	−۴/۰۲	−۱/۹۴**
DETLM2	−۲/۲۳	−۱/۹۴**
DETLMB	−۳/۶۱	−۱/۹۴**

منبع: یافته‌های پژوهش

**نشان‌دهنده‌ی سطح معنی‌داری ۵٪

با توجه به نتایج جدول (۳)، مقادیر آماره‌ی آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته بزرگتر از مقادیر بحرانی جدول در سطح پنج درصد می‌باشند لذا پسماندهای سری‌های زمانی مورد مطالعه در سطح پایا می‌باشند.

٤-٢. برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ

٤-٢-١. تورم به عنوان متغیر وابسته

یکی از اهداف مطالعه، تحلیل اثرات وابسته به وضعیت کل‌های پولی بر تورم در اقتصاد ایران می‌باشد، جهت جلوگیری از بروز همخطی چندگانه بین کل‌های پولی، هر کدام از متغیرهای پولی (DETLM1، DETLM2، DETLMB) به صورت مجزا در معادله‌ی میانگین شرطی تصریح و سه مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ با احتمال انتقال ثابت ($MS-FTP-GARCHX(1,1)$) که در قالب الگوهای (۱۸) تا (۲۶) تصریح شده‌اند، برآورد شده و نتایج در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول (٤): نتایج برآورد مدل

مدل $MS-FTP-GARCH-DETLM1\ (1,1)$				مدل $MS-FTP-GARCH-DETLM2\ (1,1)$				مدل $MS-FTP-GARCH-DETLMB\ (1,1)$			
رژیم صفر		رژیم یک		رژیم صفر		رژیم یک		رژیم صفر		رژیم یک	
$\mu^{(0)}$	۰/۳۷** (۰/۰۹)	$\mu^{(1)}$	۰/۲۸** (۰/۰۶)	$\mu^{(0)}$	۰/۰۶** (۰/۰۲)	$\mu^{(1)}$	۰/۰۸** (۰/۰۲)	$\mu^{(0)}$	۰/۲۳ (۰/۲۳)	$\mu^{(1)}$	۰/۵۵** (۰/۱)
$\theta^{(0)}$	۰/۱۱** (۰/۰۵)	$\theta^{(1)}$	۰/۰۸** (۰/۰۴)	$\theta^{(0)}$	۰/۴۳** (۰/۱۲)	$\theta^{(1)}$	۰/۳۴** (۰/۱۲)	$\theta^{(0)}$	۰/۷۳** (۰/۲۶)	$\theta^{(1)}$	۰/۶** (۰/۲)
$\omega^{(0)}$	۰/۸۹** (۰/۱۷)	$\omega^{(1)}$	۰/۴۱** (۰/۱۳)	$\omega^{(0)}$	۰/۰۳** (۰/۰۱)	$\omega^{(1)}$	۰/۰۲** (۰/۰۱)	$\omega^{(0)}$	۰/۸۲** (۰/۱۶)	$\omega^{(1)}$	۰/۴** (۰/۱۱)
$\alpha^{(0)}$	۰/۷۲ (۰/۶۲)	$\alpha^{(1)}$	۰/۱۱** (۰/۰۴)	$\alpha^{(0)}$	۰/۶۸** (۰/۳)	$\alpha^{(1)}$	۰/۱۱ (۰/۰۵)	$\alpha^{(0)}$	۰/۷۶** (۰/۳۵)	$\alpha^{(1)}$	۰/۱۱ (۰/۰۵)
$\beta^{(0)}$	۰/۱۹** (۰/۰۹)	$\beta^{(1)}$	۰/۱۳ (۰/۱۱)	$\beta^{(0)}$	۰/۳۱ (۰/۳۰)	$\beta^{(1)}$	۰/۱۴** (۰/۰۵)	$\beta^{(0)}$	۰/۲۱** (۰/۰۷)	$\beta^{(1)}$	۰/۳۳** (۰/۱۳)
P_{00}	۰/۹۰	P_{11}	۰/۷۶	P_{00}	۰/۹۱	P_{11}	۰/۸۷	P_{00}	۰/۹۰	P_{11}	۰/۷۹
Log Likelihood	۱۹۲/۲۹	AIC	۴/۸۰	Log Likelihood	۱۸۳/۵۸	AIC	۴/۶۱	Log Likelihood	۱۸۱/۷۰	AIC	۴/۵۷
HQ	۴/۸۸	SC	۵/۰۰۶	HQ	۴/۷۱	SC	۴/۸۴	HQ	۴/۶۶	SC	۴/۸۰

منبع: یافته‌های پژوهش (اعداد داخل () و [] به ترتیب نشان‌دهنده‌ی انحراف معیار و ارزش احتمال است).
(*، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده‌ی سطح معنی‌داری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ است.)

مدل $MS-FTP-GARCH-DETLM1\ (1,1)$ به منظور بررسی اثر حجم پول بر تورم برآورد شده است:

$$INF_t^{(0)} = 0.37 + 0.11\ DETLM1_t^{(0)}$$
$$\sigma_t^{2(0)} = 0.89 + 0.72\ u_{t-1}^{2(0)} + 0.19\sigma_{t-1}^{2(0)}$$

$$INF_t^{(1)} = 0.28 + 0.08\ DETLM1_t^{(1)}$$
$$\sigma_t^{2(1)} = 0.41 + 0.11\ u_{t-1}^{2(1)} + 0.13\ \sigma_{t-1}^{2(1)}$$

عرض از مبدأ معادله‌ی واریانس شرطی در دو رژیم صفر و یک به ترتیب برابر ۰/۸۹ و ۰/۴۱ می‌باشد، لذا رژیم صفر، رژیم بالای تورمی محسوب می‌گردد.

نتایج حاصل از برآورد مدل بیان می‌کند که در رژیم پایین و بالای تورمی، ارتباط مثبت و معنی‌داری بین حجم پول و تورم وجود دارد؛ همچنین به دلیل اینکه ضریب $DETLM1_t^{(0)}$ بزرگتر از ضریب $DETLM1_t^{(1)}$ است، لذا حجم پول اثر نامتقارنی بر تورم دارد.

جهت تشخیص اینکه کدام رژیم از پایداری بالاتری برخوردار است از احتمالات انتقال (P_{00} و P_{11}) بهره گرفته شده است. نتایج احتمالات انتقال برای هر دو رژیم پایین و بالای تورمی حاکی از آن است که احتمال ماندن در رژیم بالای تورمی (P_{00} در حدود ۰/۹۰) بیشتر از احتمال ماندن در رژیم پایین تورمی (P_{11} در حدود ۰/۷۶) است.

متغیر نقدینگی از جمله عوامل مؤثر بر تورم است و در قالب مدل $MS-FTP-GARCH-DETLM2\ (1,1)$ به صورت زیر برآورد شده است:

$$INF_t^{(0)} = 0.06 + 0.43\ DETLM2_t^{(0)}$$
$$\sigma_t^{2(0)} = 0.03 + 0.68\ u_{t-1}^{2(0)} + 0.31\ \sigma_{t-1}^{2(0)}$$
$$INF_t^{(1)} = 0.08 + 0.34\ DETLM2_t^{(1)}$$
$$\sigma_t^{2(1)} = 0.02 + 0.11\ u_{t-1}^{2(1)} + 0.14\ \sigma_{t-1}^{2(1)}$$

با توجه به نتایج مدل، رژیم صفر، رژیم بالای تورمی در نظر گرفته شده است و نتایج حاکی از آن است که متغیر نقدینگی اثر مثبت و معنی‌دار و همچنین نامتقارنی بر تورم دارد.

همچنین نتایج احتمالات انتقال حاکی از آن است که احتمال ماندن در رژیم پایین تورمی (P_{11} در حدود ۰/۸۷) کمتر از احتمال ماندن در رژیم بالای تورمی (P_{00} در حدود ۰/۹۱) است.

جهت بررسی اثر پایه پولی بر تورم مدل $MS-FTP-GARCH-DETLMB\ (1,1)$ به صورت زیر برآورد شده است:

$$INF_t^{(0)} = 0.23 + 0.73\ DETLMB_t^{(0)}$$
$$\sigma_t^{2(0)} = 0.83 + 0.76\ u_{t-1}^{2(0)} + 0.21\ \sigma_{t-1}^{2(0)}$$

$$\mathrm{INF}_t^{(1)} = 0.55 + 0.6\,\mathrm{DETLMB}_t^{(1)}$$
$$\sigma_t^{2(1)} = 0.4 + 0.11\,u_{t-1}^{2(1)} + 0.33\,\sigma_{t-1}^{2(1)}$$

نتایج حاصل از برآورد مدل $\mathrm{MS}-\mathrm{FTP}-\mathrm{GARCH}-\mathrm{DETLMB}\ (1,1)$ حاکی از آن است که عرض از مبدأ معادله‌ی واریانس شرطی در رژیم صفر بیشتر از رژیم یک است لذا رژیم صفر، رژیم بالای تورمی و رژیم یک، رژیم پایین تورمی در نظر گرفته می‌شوند.

در هر دو رژیم پایین و بالای تورمی، پایه پولی اثر مثبت و معنی‌داری بر تورم دارد. همچنین به دلیل اینکه ضریب $\mathrm{DETLMB}_t^{(0)}$ در رژیم بالا بزرگتر از ضریب $\mathrm{DETLMB}_t^{(1)}$ در رژیم پایین است، لذا پایه پولی اثر نامتقارنی بر تورم داشته است.

با توجه به اینکه یکی از اهداف مطالعه‌ی حاضر، بررسی این موضوع است که کدامیک از متغیرهای پولی (حجم پول، نقدینگی و پایه پولی) در تشدید تورم نقش بسزایی دارد، همانطور که در جدول (۴) مشاهده می‌شود، مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ با احتمال انتقال ثابت در قالب سه الگو تصریح شده است و نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که در رژیم پایین تورمی، متغیر پایه پولی با ضریب ۰/۶ بیشترین نقش را در بروز تورم ایفا می‌کند و پس از آن متغیرهای نقدینگی و حجم پول به ترتیب با ضرایب ۰/۳۴ و ۰/۰۸ بر تورم تأثیر می‌گذارند. با چرخش رژیم و قرار گرفتن در رژیم بالای تورمی، اگر پایه پولی یک درصد افزایش یابد، تورم ۰/۷۳ درصد افزایش می‌یابد؛ پس از آن به ترتیب متغیرهای نقدینگی و حجم پول با ضرایب ۰/۴۳ و ۰/۱۱ بر تورم مؤثر هستند.

٤-۲-۲. رشد اقتصادی به عنوان متغیر وابسته

با توجه به اینکه تحلیل اثرات وابسته به وضعیت کل‌های پولی بر رشد اقتصادی ایران، یکی دیگر از اهداف مطالعه‌ی حاضر می‌باشد لذا جهت جلوگیری از بروز همخطی چندگانه بین کل‌های پولی، هر کدام از متغیرهای پولی (DETLM1، DETLM2، DETLMB) به صورت مجزا در معادله‌ی میانگین شرطی تصریح و سه مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ با احتمال انتقال ثابت $(\mathrm{MS}-\mathrm{FTP}-\mathrm{GARCHX}(1,1))$ که در قالب الگوهای (۲۷) تا (۳۵) تصریح شده‌اند، برآورد شده و نتایج در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول (۵): نتایج برآورد مدل

مدل $MS-FTP-GARCH-DETLM1\ (1,1)$				مدل $MS-FTP-GARCH-DETLM2\ (1,1)$				مدل $MS-FTP-GARCH-DETLMB\ (1,1)$			
رژیم صفر		رژیم یک		رژیم صفر		رژیم یک		رژیم صفر		رژیم یک	
$\mu^{(0)}$	۰/۱۴**	$\mu^{(1)}$	۰/۰۵**	$\mu^{(0)}$	۰/۰۵**	$\mu^{(1)}$	/۱۷**	$\mu^{(0)}$	۰/۰۸**	$\mu^{(1)}$	۰/۱۸**
	(۰/۰۵)		(۰/۰۲)		(۰/۰۲)		۰		(۰/۰۱)		(۰/۰۵)
							(۰/۰۴)				
$\theta^{(0)}$	۰/۶۳**	$\theta^{(1)}$	۰/۲۸**	$\theta^{(0)}$	۰/۲۷**	$\theta^{(1)}$	۰/۲**	$\theta^{(0)}$	۰/۷۷**	$\theta^{(1)}$	۰/۱۲**
	–		–		–		–		–		–
	(۰/۰۸)		(۰/۰۷)		(۰/۱۳)		(۰/۰۵)		(۰/۱۹)		(۰/۰۱)
$\omega^{(0)}$	۰/۷۶**	$\omega^{(1)}$	۰/۲۹**	$\omega^{(0)}$	۰/۷۳**	$\omega^{(1)}$	/۲۹**	$\omega^{(0)}$	۰/۳**	$\omega^{(1)}$	۰/۱۷**
	(۰/۱)		(۰/۱۰)		(۰/۱۷)		۰		(۰/۱)		(۰/۰۲)
							(۰/۱)				
$\alpha^{(0)}$	۰/۱۰	$\alpha^{(1)}$	۰/۱۰**	$\alpha^{(0)}$	۰/۱**	$\alpha^{(1)}$	۰/۱۰	$\alpha^{(0)}$	۰/۰۹**	$\alpha^{(1)}$	۰/۰۹**
	(۰/۰۹)		(۰/۰۴)		(۰/۰۲)		(۰/۰۷)		(۰/۲)		(۰/۰۳)
$\beta^{(0)}$	۰/۰۹	$\beta^{(1)}$	۰/۱۱**	$\beta^{(0)}$	۰/۱۳**	$\beta^{(1)}$	۰/۱۰	$\beta^{(0)}$	۰/۰۹**	$\beta^{(1)}$	۰/۱**
	(۰/۱۶)		(۰/۰۲)		(۰/۰۳)		(۰/۰۸)		(۰/۰۲)		(۰/۰۲)
P_{00}	۰/۷۲	P_{11}	۰/۸۷	P_{00}	۰/۸۷	P_{11}	۰/۷۲	P_{00}	۰/۸۷	P_{11}	۰/۷۲
Log Likelihood	۱۰۹/۹۴	AIC	۲/۸۷	Log Likelihood	۱۰۹/۳۸	AIC	۲/۸۶	Log Likelihood	۱۱۰/۲۳	AIC	۲/۸۸
HQ	۲/۹۷	SC	۳/۱۱	HQ	۲/۹۵	SC	۳/۰۹	HQ	۲/۹۷	SC	۳/۱۱

منبع: یافته‌های پژوهش(اعداد داخل () و [] به ترتیب نشان‌دهنده‌ی انحراف معیار و ارزش احتمال است.)
(*، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده‌ی سطح معنی‌داری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ است.)

جهت بررسی اثر حجم پول بر رشد اقتصادی مدل $MS-FTP-GARCH-DETLM1\ (1,1)$ به صورت زیر برآورد شده است:

$$EG_t^{(0)} = 0.14 - 0.63\ DETLM1_t^{(0)}$$
$$\sigma_t^{2(0)} = 0.76 + 0.1\ u_{t-1}^{2(0)} + 0.09\ \sigma_{t-1}^{2(0)}$$

$$EG_t^{(1)} = 0.05 - 0.28\ DETLM1_t^{(1)}$$
$$\sigma_t^{2(1)} = 0.29 + 0.1\ u_{t-1}^{2(1)} + 0.11\ \sigma_{t-1}^{2(1)}$$

نتایج حاصل از برآورد مدل $MS-FTP-GARCH-DETLM1\ (1,1)$ حاکی از آن است که عرض از مبدأ معادله‌ی واریانس شرطی در رژیم صفر بیشتر از رژیم یک است لذا رژیم صفر، رژیم بالای رشد اقتصادی (رونق) و رژیم یک، رژیم پایین رشد اقتصادی (رکود) در نظر گرفته می‌شوند.

در هر دو رژیم رکود و رونق، حجم پول اثر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. همچنین به دلیل اینکه ضرایب متغیر حجم پول در هر دو رژیم پایین و بالای رشد اقتصادی متفاوت است لذا حجم پول اثر نامتقارنی بر رشد اقتصادی داشته است.

نتایج احتمالات انتقال برای هر دو رژیم پایین و بالای رشد اقتصادی حاکی از آن است که احتمال ماندن در رژیم بالای رشد اقتصادی (P_{00} در حدود ۰/۷۲) کمتر از احتمال ماندن در رژیم پایین رشد اقتصادی (P_{11} در حدود ۰/۸۷) است.

جهت بررسی اثر نقدینگی بر رشد اقتصادی مدل $MS-FTP-GARCH-DETLM2\ (1,1)$ به صورت زیر برآورد شده است:

$$EG_t^{(0)} = 0.05 - 0.27\ DETLM1_t^{(0)}$$
$$\sigma_t^{2(0)} = 0.73 + 0.1\ u_{t-1}^{2(0)} + 0.13\ \sigma_{t-1}^{2(0)}$$

$$EG_t^{(1)} = 0.17 - 0.2\ DETLM1_t^{(1)}$$
$$\sigma_t^{2(1)} = 0.29 + 0.1\ u_{t-1}^{2(1)} + 0.1\ \sigma_{t-1}^{2(1)}$$

نتایج حاصل از برآورد مدل $MS-FTP-GARCH-DETLM2\ (1,1)$ حاکی از آن است که عرض از مبدأ معادله‌ی واریانس شرطی در رژیم صفر بیشتر از رژیم یک است لذا رژیم صفر، رژیم بالای رشد اقتصادی (رونق) و رژیم یک، رژیم پایین رشد اقتصادی (رکود) در نظر گرفته می‌شوند.

در هر دو رژیم پایین و بالای رشد اقتصادی، نقدینگی اثر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. همچنین به دلیل اینکه ضرایب $DETLM2_t$ در رژیم پایین و بالای رشد اقتصادی متفاوت هستند لذا نقدینگی اثر نامتقارنی بر رشد اقتصادی دارد.

نتایج احتمالات انتقال برای هر دو رژیم پایین و بالای رشد اقتصادی حاکی از آن است که احتمال ماندن در رژیم بالای رشد اقتصادی (P_{00} در حدود ۰/۸۷) بیشتر از احتمال ماندن در رژیم پایین رشد اقتصادی (P_{11} در حدود ۰/۷۲) است.

مدل $MS-FTP-GARCH-DETLMB\ (1,1)$ به منظور بررسی اثر پایه پولی بر رشد اقتصادی به صورت زیر برآورد شده است:

$$EG_t^{(0)} = 0.08 - 0.77\ DETLMB_t^{(0)}$$
$$\sigma_t^{2(0)} = 0.3 + 0.09\ u_{t-1}^{2(0)} + 0.09\ \sigma_{t-1}^{2(0)}$$

$$EG_t^{(1)} = 0.18 - 0.12\ DETLMB_t^{(1)}$$
$$\sigma_t^{2(1)} = 0.17 + 0.09\ u_{t-1}^{2(1)} + 0.1\ \sigma_{t-1}^{2(1)}$$

عرض از مبدأ معادله‌ی واریانس شرطی در دو رژیم صفر و یک به ترتیب برابر ۰/۳ و ۰/۱۷ می‌باشد، لذا رژیم صفر، رژیم بالای رشد اقتصادی (رونق) محسوب می‌گردد.

نتایج حاصل از برآورد مدل بیان می‌کند که در رژیم رکود و رونق اقتصادی، پایه پولی اثر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. متفاوت بودن ضرایب پایه پولی در هر دو رژیم پایین و بالای رشد اقتصادی حاکی از اثر نامتقارن متغیر پایه پولی بر رشد اقتصادی است.

همچنین براساس نتایج احتمالات انتقال، احتمال ماندن در رژیم پایین رشد اقتصادی (P_{11} در حدود ۰/۷۲) کمتر از احتمال ماندن در رژیم بالای رشد اقتصادی (P_{00} در حدود ۰/۸۷) است.

با توجه به اینکه از اهداف مطالعه‌ی حاضر بررسی این موضوع است که کدامیک از متغیرهای پولی سهم مهمی در کاهش یا افزایش رشد اقتصادی دارد، همانطور که در جدول (۵) مشاهده می‌شود، نتایج حاصل از برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ با احتمال انتقال ثابت در قالب سه مدل مجزا حاکی از آن است که در هر دو رژیم رکود و رونق، افزایش پایه پولی منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

۵. نتیجه‌گیری

سیاست‌های پولی فرآیندهایی می‌باشند که توسط مقام پولی هر کشور، غالباً بانک مرکزی آن کشور اتخاذ می‌گردند و دولت‌ها با بهره‌گیری از ابزارهای مختلف پولی می‌توانند به اهداف اقتصادی خود از جمله کنترل سطح تورم و رشد اقتصادی دست یابند. در این مطالعه کل‌های پولی یعنی حجم پول (M1)، نقدینگی (M2) و پایه پولی (MB) به عنوان ابزارهای سیاست پولی در نظر گرفته شده و به بررسی اثر متغیرهای مذکور بر تورم و رشد اقتصادی ایران طی بازه‌ی زمانی ۱۳۸۰:۰۱–۱۴۰۰:۰۳پرداخته شده است. بدین منظور داده‌های فصلی متغیرهای حجم پول (M1)، نقدینگی (M2)، پایه پولی (MB) و تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه سال ۱۳۸۳ (GDP) با بهره‌گیری از پایگاه آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران به قیمت پایه سال ۲۰۱۰ (CPI) با بهره‌گیری از صندوق بین‌المللی پول (IMF) استخراج شده‌اند. سپس با استفاده از آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) که یک شکست ساختاری را در عرض از مبدأ و شیب سری‌های زمانی لحاظ می‌کند، نقاط شکست تمام متغیرهای مورد بررسی مشخص و با بهره‌گیری از رویکرد پیشنهادی لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳)، سری‌های زمانی، روندزدایی شده و پسماند متغیرها استخراج شده است؛ براساس آزمون ریشه واحد دیکی– فولر تعمیم یافته (ADF)، پسماندهای استخراج شده در سطح پایا می‌باشند. در ادامه جهت بررسی اثر متغیرهای پولی (حجم پول، نقدینگی و پایه پولی) بر تورم و رشد اقتصادی از مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ با احتمال انتقال ثابت ($MS-FTP-EGARCH(1,1)$) که تصریح بهتری از پویایی‌های کلان اقتصادی را نشان می‌دهد، بهره گرفته شده است؛ اما جهت جلوگیری از بروز همخطی چندگانه بین کل‌های پولی، هر کدام از متغیرهای پولی (DETLM1، DETLM2، DETLMB) به صورت مجزا در معادله‌ی میانگین شرطی تصریح و شش مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ با احتمال انتقال ثابت ($MS-FTP-GARCHX(1,1)$) برآورد شده است.

نتایج حاصل از بررسی اثرات وابسته به وضعیت کل‌های پولی بر تورم بیانگر آن است که متغیرهای حجم پول (M1)، نقدینگی (M2) و پایه پولی (MB) در هر دو رژیم پایین و بالای تورمی اثر مثبت و معنی‌داری بر تورم دارند و با توجه به متفاوت بودن ضرایب متغیرهای مذکور، اثر نامتقارن متغیرهای پولی بر تورم مشهود است. همچنین نتایج مبین آن است که از بین کل‌های پولی، متغیر پایه پولی بیشترین اثر را بر تورم دارد زیرا افزایش پایه پولی موجب رشد نقدینگی در کشور شده و در نتیجه، تقاضای اقتصاد از بخش عرضه اقتصاد، پیشی گرفته و در نتیجه منجر به بروز تورم در کشور می‌گردد لذا از جمله راهکارهای دستیابی به کاهش تورم، انضباط پولی و پیشگیری از تشدید نقدینگی است.

نتایج حاصل از بررسی واکنش رشد اقتصادی به کل‌های پولی در وضعیت‌های مختلف نشان می‌دهد که در رژیم‌های پایین و بالای رشد اقتصادی، متغیرهای پولی به دلیل متفاوت بودن ضرایب، اثر نامتقارنی بر رشد اقتصادی دارند، همچنین متغیرهای پولی تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند زیرا با افزایش کل‌های پولی، تورم افزایش یافته و کاهش قدرت خرید را در پی دارد که در نهایت باعث کاهش تقاضا برای کالاها و خدمات نهایی شده و سبب کاهش رشد اقتصادی می‌شود لذا دولت‌ها با اقداماتی مانند کاهش ریسک سرمایه‌گذاری‌های مولد، کم شدن زمان اجرای پروژه‌های سرمایه‌گذاری مولد و افزایش بازدهی بخش تولید، می‌توانند سرمایه‌گذاران را ترغیب نمایند که در بخش‌های مولد اقتصادی، سرمایه‌گذاری کنند تا با هدایت کل‌های پولی به سمت تولید، رشد اقتصادی شکل بگیرد.

٦. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

References

- Ackley, G, (1960). Macroeconomic theory. New York, NY: Macmillan.
- Aghania, P., Heidari, H., Jahangiri, Sh., (2023), Investigating the Impact of Monetary Policy Shocks on Economic Growth and Inflation in the Iranian Economy: Empirical Evidence Based on the TVP-TVP-SFAVAR-SV Model, applied theories of economic, 9(4), 61-96. [In Persian].
- Akalpler, E. and Duhok, D, (2018), Does monetary policy aλect economic growth: evidence from Malaysia, Journal of Economic and Administrative Sciences, 34(1), 2-20. DOI:101108/JEAS-03-2017-0013
- Amadeo, K, (2012). Obamacare Bill: A Summary of the Bill's 10 Titles.
- Branson, W.H.,(2002). Macroeconomic Theory and Policy. Tehran, nashr nei.
- Brunetti, C, Scotti, Ch, Mariano, R.S., and Tan, A.H.H, (2008). Markov switching GARCH models of currency turmoil in Southeast Asia, Emerging Markets Review. DOI:10.17016/IFDP.2007.889
- Christiano, L.J., and Fitzgerald, T.J. (2003). The Band Pass Filter. International Economic Review, 44, 435-465.

- Chuku, A. (2011). Testing Long-Run Neutrality Propositions in a Developing Economy: The Case of Nigeria, Journal of Economic Research, 16, 291-308.
- Dueker, M.J, (1997). Markov switching in GARCH processes and mean-reverting stock market volatility, Journal of Business and Economic Statistics.
- Fotros, M.H, Maboodi, R., (2016). Impact of Monetary and Fiscal Shocks on Iranian Economic Growth and Income Distribution–A Dynamic Stochastic General Equilibrium, Journal Of Applied Economics Studies In IRAN, 5(19), 59-82. doi.org/10.22067/pm.v21i8.45774 [In Persian]
- Fotros, M., H, Tavakolyian, H., Maboodi, R., (2015). Impact of Monetary Shocks on Economic Growth and Inflation in Iran –The Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach, Monetary & Financial Economics, 21(8),1-29. doi.org/10.22067/pm.v21i8.45774 [In Persian]
- Fitra, W. (2014). Interdependency between monetary policy instruments and Indonesian economic growth, In Journal of Economics and International Finance, 6 (9), 203–210. DOI:105897/JEIF2014.0595
- -Folawewo, A.O., and Osinubi, T.S, (2006). Monetary Policy and Macroeconomic Instability in Nigeria (A Rational Expectation Approach), Social Science12(2), 93-100 DOI:10.1080/09718923.2006.1178375
- -Gray, S.F, (1996). Modeling the Conditional Distribution of Interest Rates as a Regime-Switching Process, Journal of Econometrics, 42(1), 27-62 doi.org/10.1016/0304-405X(96)00875-6.
- Haji Ghasemi, Sh, Nejati, M, Salehi Asfeji, N, (2017). Evaluating the Effects of Real Interest Rate and Reserve Requirements on the Selected Macro Variables of the Iranian Economy, Quarterly Journal of Applied Theories of Economics, Faculty of Economics, Management and Business, 4(3), 117-142. [In Persian]
- Izadkhasti H., (2018). Analyzing the Impact of Monetary Policy in a Dynamic General Equilibrium Model: Money in Utility Function Approach. Journal of Economic Modeling Research, 9 (31), 71-101. [In Persian]
- Lee, J. and Strazicich, MC. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. Review of Economics and Statistics, 85(4), 1082-1089.
- Lipsey, M. W. & Wilson, D. B, (2001). Practical meta-analysis. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Long, J. B. and Plosser, C. I, (1983), Real Business Cycle, Journal of Political Economy, Published By: The University of Chicago Press, 91(1), 39-69. doi.org/10.1086/261128
- McMahon, G, (2007). Measuring short-run inflation for Central Bankers. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 79, 3-8.
- Mankiw, G. and Romer, D, (1991). New Keynesian Economics, Cambridge, MIT Press.
- Mishkin, F. S, (1982). Does Anticipate Policy Matter? An Econometric Investigation,, Journal of Political Economy, 90(2).

- Niazimohseni, M, Shahrestani, H, Hojabr Kiani, K, Ghafari, F, (2021). Examination of the Effect of the Shock Caused by Monetary Policy and Oil Revenue on Inflation and Economic Growth in Iran, Monetary & Financial Economics, 27(19), 29-46 doi.org/10.22067/pm.v27i19.85109.[In Persian]
- Piger, J. (2007). Econometrics: Models of Regime Changes, In Encyclopedia of Complexity and Systems Science, 2744-2757.
- Pigou, A.C. (1947). Economic progress in a stable environment. Economica, 14, 180-188. doi.org/10.2307/2549787
- Reihani Moheb Seraj, N., Falahi, M.A., Ahmadi Shadmehri, M.,T. (2022). Financial Development and Effectiveness of Anti-Inflationary Monetary Policies in Iran, journal of iranian economic issues, 8(2), 189-223. doi.org/10.30465/ce.2022.7346 [In Persian] -Robinson, T, (2013). Estimating and Identifying Empirical BVARDSGE Models for Small Open Economies, Research Discussion Paper, RDP 2013-06.
- Saibu, O. and Musbauden, A, (2018). Monetary Policy Cyclicality, Industrial Output and Economic Growth Interactions in Nigeria, 22(2), 457-470.
- Sang, T.M, (2019). Impact of Monetary Policy on Economic Growth: Empirical Evidence in Vietnam, International Journal of Social Science and Economics Invention, 05(10) doi.org/10.23958/ijssei/vol05-i10/169
- Setiawati, E., Wijayanti, O.A., Yuma Khosyi, A. Afifah., Anggraini, L.W., Divananda, H, (2024). Analysis Of The Influence Of Monetary Policy On Inflation Rates And Economic Growth In Indonesia, Jurnal Ekonomi, Manajemen dan Akuntansi, 2(1).
- Shakeri, A., (2008). Changes in liquidity growth in Iran's economy, Tehran, Islamic Parliament Research Center. [In Persian]
- Traficante, G, (2012). Uncertain Potential Output: implications for monetary policy in small open economy, Working Paper No. 22. DOI: 101007. /s11079-021-19650-6
- Italii, B. and Alina, R. (2020). The Impact of Monetary Policy on Economic Growth in Ukraine, Ekonomista, 1, 94-115. DOI:10.52335/dvqp.te151