Journal website : https://pse.razi.ac.ir

Razi University

Public Sector Economics Studies 8
Qurterly PSE
Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Economics and Entrepreneurship, Razi University
Vol. 3, Issue 8, Summer 2024 | Online ISSN: 2821-2681

Government Debt to Commercial Banks and Inflation Volatility in Iran

Derakhshani Darabi, K.[1]

Type of Article: **Research**
10.22126/PSE.2024.10173.1093
Received: 18 January 2024; Accepted: 23 April 2024
P.P: 189-216

Abstract

In recent years, Iran has experienced a significant increase in government debt to commercial banks. Therefore, it is crucial to understand the impact of increase in the government's debts to Commercial banks on the macroeconomic environment. Therefore, the main purpose of this article is to find an answer to the question of what is the relationship between the government's debt to commercial banks and inflation volatility in Iran's economy. For this purpose, we used seasonal data of inflation, government debt to banks, GDP gap, money, exchange rate and import from the period of 1989-2022, and the data were extracted from the data bank of the Central Bank of Iran. Inflation volatilities were calculated by employing the TVP-SVM model and the coefficients were estimated using the ARDL model. The findings derived from calculating the volatility of inflation show that the model with time-varying coefficients offers a suitable explanation for estimating inflation volatilities. The results show that there is a significant direct relationship between the change in government debt to commercial banks and inflation volatilities, both in the short and long run. Also, the changes in the GDP gap, exchange rate and the money exhibit a direct and significant relationship with inflation volatilities, however, the money coefficient is not statistically significant in the long run. In addition, importing decreases inflation volatilities in the short run, but it has no significant relationship with inflation volatilities in the long run. Based on the results, it is proposed to impose limiting laws on the government's debt and the debt of state-owned companies to commercial banks, particularly focusing on short-term debt within the current account framework.

Keywords: Government Debt, Inflation Volatility, Uncertainty, Time-varying Coefficients, Bank.

JEL Classification: H63, E37, C22.

1. Assistant Professor of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Arak University, Arak, Iran.
Email: derakhshani.kaveh@gmail.com

Citations: Derakhshani Darabi, K. (2024). "Government Debt to Commercial Banks and Inflation Volatility in Iran". *Public Sector Economics Studies*, 3 (8), 189-216.
Homepage of this Article: https://pse.razi.ac.ir/article_3006.html?lang=en

1. Introduction

In recent years, the government's debt to commercial banks has been steadily increasing, with its share in the total government debt growing day by day. This debt creates an crowding out effect, limiting bank resources available for private sectors and leading banks to overdraw from the central bank. Between 2018 and 2021, the government's debt to commercial banks increased by an average of 26% annually, resulting in an increase in banks' debt to the Central Bank of Iran.

Recognizing the significance of the government's debt to commercial banks and its impact on changes in the monetary base of Iran's economy, it is crucial to investigate and analyze its effects on key economic variables, particularly fluctuations in inflation. Therefore, the main objective of this research is to explore the correlation between government debt to commercial banks and inflation fluctuations in Iran's economy.

2. Theoretical framework

Post-Keynesians indicate on the endogenous of the money supply, where the money supply is determined by the real flow of the economy. This approach focuses on the asset (credit) side of the banking system rather than the debt (deposit) side. Liquidity is analyzed by examining the credit of the banking system to the private and government sectors. Some economists argue that solely focusing on the central bank is insufficient to control inflation, and it is important to consider the ability of commercial banks to manage the money supply.

Government debt to commercial banks impacts price fluctuations in two main channels: first, it raises financing costs for the private sector, resulting in price changes; second, by reducing private sector activities, it weakens production foundations, leading to decreased supply and creating conditions for price and inflation increases. Additionally, during inflationary periods, the yield rate of government debt bonds rises, making government financing more expensive.

Furthermore, increased government debt to the banking system reduces available resources, increasing banks' risk. This heightened risk can lead to monetary and credit instability, creating uncertainty in the banking system and the overall economy, ultimately increasing fluctuations in economic variables, particularly inflation.

3. Methodology

In this study, the following equation is used to examine the factors that affect inflation.

$$infvol_t = \alpha_0 + \alpha_1 inf_t + \alpha_2 Ddob_t + \alpha_3 Dygp_t + \alpha_4 Dm_t + \alpha_5 Der_t + \alpha_6 imp_t + \varepsilon_t$$

Where, $infvol$ represents inflation volatility. To calculate this variable, monthly inflation data based on the consumer production index was used, and its volatilities were calculated using the Time-Varying Parameters with Stochastic Volatility in Mean (TVP-SVM) model. inf represents inflation based on the consumer price index. $Ddob$ is the change in government debt to commercial banks. $Dygp$ is the change in the GDP gap and estimated using the Hodrick-Prescott filter. Dm is the growth of money. Der is nominal exchange rate changes. imp is the ratio of imports to GDP.

The research period for seasonal data is from 1989-2022, with data for all variables extracted from the central bank of Iran database, and coefficients are estimated using ARDL approach.

4. Discussion

In this research, the TVP-SVM model has been used to estimate inflation volatilities. The estimation results show that the average inflation volatility index μ is equal to 3.155, with a 90% confidence level, falling within the range of 2.313 to 3.947.

The coefficient α represents the relationship between inflation volatility and inflation in each period. The average estimated for this coefficient is positive, at 20.402, indicating that, in general, inflation volatility has increased during periods when inflation has also increased. This confirms Friedman and Okan's hypothesis regarding the positive relationship between inflation and inflation volatility in Iran.

The results of estimating short-run coefficients show that inflation volatility in the current period has a significant relationship with previous lags. Inflation also has a significant relationship with inflation volatility up to three lags.

The change in government debt to commercial banks in the same season and with a one-season delay has a positive relationship with inflation volatilities. These results show that changes in government debt to commercial banks through changes in the amount of demand have an immediate effect on inflation, and its effects manifest in the same season and the next season.

The change in the production gap in the same season and with two season's lags has a direct and significant relationship with inflation volatilities.

Exchange rate changes in the same season and up to the next three seasons have a positive relationship with inflation volatilities, but the coefficient of simultaneous interruption is not statistically significant. These results show the strong influence of exchange rate changes on inflation volatility in Iran's economy.

The estimated coefficients for import in a simultaneous season and first lag are negative and statistically significant. These results confirm the efficiency of the import anchor in controlling the price level in the short run for the Iranian economy.

The estimated coefficient for the long-run relationship between inflation and inflation volatility is positive and statistically significant. This indicates that higher inflation levels are associated with larger inflation fluctuations in the long term. Conversely, when inflation levels decrease, so do its fluctuations.

In the long run, changes in government debt to commercial banks show a positive and statistically significant relationship with inflation volatility. According to theoretical literature, an increase in government debt to commercial banks leads to higher inflation fluctuations. In Iran, an increase in government debt to commercial banks impacts inflation volatility by increasing banks' debt to

the Central Bank. This, in turn, affects changes in the monetary base and money supply.

5. Conclusion and Suggestions

The results show a direct and significant relationship between changes in government debt to commercial banks and inflation volatility in both the short and long run. An increase in government debt to commercial banks leads to higher inflation volatility, which can increase uncertainty in the economy and ultimately result in a decrease in economic activity and private sector investment.

In Iran's economy, it is evident that government debt to commercial banks has more negative effects compared to government debt to the central bank. This is because government debt to commercial banks not only raises interest rates by putting pressure on banking resources and limiting private sector access to funds, but also increases liquidity and credit risk in the banking system, leading to greater economic risk and uncertainty. Moreover, it exacerbates the financing issues within the economy.

Therefore, it is recommended to establish a legal framework to restrict government debt financing through the banking system. Given that a significant portion of government debt to the banking system is related to the government's current account, policymakers should pay special attention to this aspect when formulating strategies to limit government debt to banks. Clear and specific laws should be enacted to define the limits of government financing in quantitative terms, specifying the percentage of total expenditures that government debt should not exceed.

6. Ethical Considerations

6.1. Compliance with ethical guidelines

The authors of the article declare that research ethics have been followed in this study.

6.2. Funding

No funding received from public, commercial or not-for-profit agencies.

6.3. Authors' contribution

The authors of the article declare that he has conducted all aspect of this study.

6.4. Conflict of interest

The author declares any conflicts of interest.

6.5. Acknowledgments

I greatly appreciate the valuable comments and suggestions from the respective reviewers, as they have significantly improved the quality of the article.

وب‌ســـــایت نـــــــشریه: https://pse.razi.ac.ir

فصلنامه مطالعات اقتصاد بخش عمومی ۸
گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اجتماعی، اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی
دورهٔ ۳، شمارهٔ ۸، تابستان ۱۴۰۳ | شاپای الکترونیکی ۲۶۸۱-۲۸۲۱

بدهی دولت به بانک‌های تجاری و نوسانات تورم در ایران

کاوه درخشانی درآبی[۱]

نوع مقاله: **پژوهشی**
10.22126/PSE.2024.10173.1093
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۲۸، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۲/۰۴
صص: ۱۸۹-۲۱۶

چکیده

بدهی دولت به بانک‌های تجاری طی سال‌های اخیر در ایران روند رو به رشدی داشته است. بنابراین، شناخت اثرات افزایش بدهی دولت به بانک‌های تجاری بر محیط اقتصاد کلان و به‌ویژه نوسانات تورم اهمیت بالایی دارد. از این‌رو هدف اصلی این پژوهش یافتن پاسخی برای این پرسش است که رابطهٔ میان بدهی دولت به بانک‌های تجاری و نوسانات تورم در اقتصاد ایران چگونه است. به این منظور از داده‌های فصلی متغیرهای تورم، بدهی دولت به بانک‌های تجاری، شکاف تولید، حجم پول، نرخ ارز و واردات در دورهٔ زمانی ۱۳۶۸-۱۴۰۱ استفاده و داده‌های مربوط به متغیرها از بانک اطلاعات بانک مرکزی ایران استخراج شده است. نوسانات تورم با استفاده الگوی نوسان تصادفی در میانگین با ضرایب متغیر زمانی محاسبه شده و برای برآورد ضرایب، الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی به کار گرفته شده است. نتایج محاسبهٔ نوسانات تورم نشان می‌دهد الگوی دارای ضرایب متغیر زمانی تبیین مناسبی برای محاسبهٔ نوسانات تورم در اقتصاد ایران دارد. همچنین، نتایج برآورد ضرایب نشان می‌دهد تغییر در بدهی دولت به بانک‌های تجاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطهٔ مستقیم و معناداری با نوسانات تورم دارد. تغییر شکاف تولید، تغییر نرخ ارز و تغییر حجم پول نیز رابطهٔ مستقیم و معناداری با نوسانات تورم دارند؛ با وجود این، ضریب برآوردشده برای رابطهٔ میان تغییر حجم پول و نوسانات تورم در بلندمدت از نظر آماری معنادار نیست. علاوه بر این، واردات در کوتاه‌مدت باعث کاهش نوسانات تورم می‌شود اما در بلندمدت رابطهٔ معناداری با نوسانات تورم ندارد. بر اساس نتایج، وضع قوانین محدودکنندهٔ بدهی دولت و شرکت‌های دولتی به بانک‌های تجاری به‌ویژه بدهی کوتاه‌مدت در چارچوب حساب تنخواه پیشنهاد می‌شود.

واژه‌های کلیدی: بانک، بدهی دولت، ضرایب متغیر زمانی، نااطمینانی، نوسان تورم.

طبقه‌بندی JEL: C22 ،E37 ،H63.

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اراک، اراک، ایران.
Email: derakhshani.kaveh@gmail.com

ارجاع به مقاله: درخشانی درآبی، کاوه. (۱۴۰۳). «بدهی دولت به بانک‌های تجاری و نوسانات تورم در ایران». مطالعات اقتصاد بخش عمومی، ۳ (۸)، ۱۸۹-۲۱۶.
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://pse.razi.ac.ir/article_3006.html

۱. مقدمه

در سال‌های اخیر بدهی دولت به بانک‌های تجاری روند افزایشی داشته و سهم آن از کل بدهی دولت روزبه‌روز افزایش می‌یابد. بدهی دولت به بانک‌های تجاری با ایجاد اثر تزاحمی، منابع بانکی برای تسهیلات به بخش غیردولتی را محدود می‌کند و به‌دنبال اضافه‌برداشت بانک‌ها از بانک مرکزی، اثرات پولی بدهی دولت آشکارا منجر به تورم می‌شود. از سال ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۰ به‌طور متوسط سالانه ۲۶ درصد به بدهی دولت به بانک‌های تجاری افزوده شده است. استقراض دولت از بانک مرکزی در برنامهٔ سوم ممنوع شد، اما مطابق مادهٔ ۲۴ قانون محاسبات عمومی، دولت می‌تواند ۳ تا ۵ درصد از بودجه را به‌صورت تنخواه‌گردان از بانک مرکزی استقراض کند و اگر تا پایان سال موفق به تسویه نشود، از نظر حسابداری عمومی به‌مثابهٔ بدهی است و تکرار آن باعث تشکیل بدهی دولت به بانک مرکزی است (ساعدی و درگاهی، ۱۴۰۱).

دولت‌ها همواره به استفاده از قدرت حاکمیتی برای تأمین مالی آسان کسری بودجهٔ خود علاقه دارند. افزایش پایهٔ پولی از محل افزایش بدهی‌های دولت به بانک مرکزی از اصلی‌ترین مظاهر این قدرت حاکمیتی به شمار می‌آید. در برنامهٔ سوم توسعه، به‌منظور کنترل تورم و استقلال بانک مرکزی، استقراض مستقیم دولت از بانک مرکزی ممنوع شد و در برنامه‌های توسعهٔ بعد از آن نیز تکرار شد. در نتیجهٔ این ممنوعیت، استفاده از اهرم انتشار پول کاهش یافت، اما به‌سبب آنکه هزینه‌های دولت‌ها کاهش نیافته بود و راه‌های تأمین مالی صحیح نظیر انواع مالیات به مقدار نیاز گسترش داده نشده بود، کسری بودجهٔ دولت همچنان پابرجا بود. بنابراین، استفاده از درآمد ارزی حاصل از صادرات نفت به منبع دیگر تأمین کسری بودجهٔ دولت‌ها تبدیل شد. در ترازنامهٔ بانک مرکزی در سال‌های ۱۳۷۹–۱۳۸۸ خالص دارایی‌های خارجی بیشترین سهم را در ایجاد پایهٔ پولی داشته است. با کاهش ذخایر ارزی و درآمدهای حاصل از نفت در اواخر این دوره، دولت‌ها برای تأمین مالی کسری بودجهٔ خود به کانال سوم، یعنی استقراض از بانک‌های تجاری روی آوردند. در نتیجه در دههٔ ۱۳۹۰ شمسی، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی بیشترین سهم را در افزایش پایهٔ پولی داشته است. همواره بخشی از تأمین مالی دولت از کانال بانک‌های تجاری به‌دلیل کمبود منابع این بانک‌ها از منابع بانک مرکزی تأمین مالی می‌شود و در نتیجه از لحاظ تأثیرات اقتصادی تفاوتی با تأمین مالی مستقیم از بانک مرکزی نخواهد داشت (معماریان، ۱۳۹۸). بر این اساس، با توجه به سهم بالای بدهی بانک‌های تجاری به بانک مرکزی در تغییرات پایهٔ پولی که در نتیجهٔ افزایش بدهی دولت به سیستم بانکی است، بررسی تأثیر افزایش بدهی دولت به سیستم بانکی بر محیط اقتصاد کلان در ایران ضرورت بالایی دارد.

از طرفی، دامنهٔ وسیع تأثیرگذاری و اثرپذیری نرخ رشد اقتصادی و تورم، این دو متغیر را به شاخص‌های کلیدی در اقتصاد کلان تبدیل کرده است. در یک رویکرد نظری نرخ تورم می‌تواند بر سطح رفاه اقتصادی خانوار، توزیع درآمد، نرخ بیکاری، حجم معاملات در بازار دارایی‌ها، نرخ ارز، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و... تأثیرگذار باشد (جعفری صمیمی و درخشانی درآبی، ۱۳۹۴). بر این اساس، متغیر تورم به‌عنوان شاخصی برای بررسی تأثیر بدهی دولت به سیستم بانکی بر عملکرد اقتصاد کلان به کار می‌رود. بررسی وضعیت تورم و عوامل ایجاد و

تغییرات تورم از ادبیات گسترده‌ای برخوردار است. برخی از نظریات مطرح‌شده بر اهمیت نوسانات تورم در رابطهٔ میان تورم و فعالیت‌های بخش واقعی اقتصاد تأکید دارند. در این رویکرد نوسانات تورم از طریق ایجاد نااطمینانی در اقتصاد باعث کاهش سطح فعالیت‌های اقتصادی می‌شود و از این طریق بر تولید و اشتغال اثرگذار است.

در این راستا، فریدمن[1] (۱۹۷۷) به بررسی ارتباط بین تورم و بیکاری در ۷ کشور صنعتی در دورهٔ زمانی ۱۹۵۶–۷۵ پرداخته و ارتباط مثبت بین تورم و بیکاری را تأیید کرده است. او در توجیه ارتباط مثبت بین تورم و بیکاری به بحث نااطمینانی تورمی اشاره کرده و معتقد است که در محیط تورمی نااطمینانی در مورد تورم آتی شکل می‌گیرد و به‌دلیل ایجاد نااطمینانی تورمی، حجم فعالیت‌های اقتصادی کاهش و بیکاری افزایش می‌یابد. لذا وجود نااطمینانی تورمی عامل اساسی در توجیه چگونگی تأثیر مثبت تورم بر بیکاری است (امامی و سلمان‌پور، ۱۳۸۵). بر این اساس نااطمینانی تورمی یکی از مهم‌ترین هزینه‌های تورم است.

ادبیات نظری و تجربی تورم بر اهمیت بدهی‌های دولت به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل و ریشه‌های تورم تأکید دارد. اگر کسری بودجه از طریق استقراض از نظام بانکی تأمین شود، به‌دلیل افزایش نقدینگی و به‌دنبال آن افزایش تقاضای کل، ممکن است آثار نامناسب اقتصادی مانند تورم، نوسان در نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی و به‌طور کلی ریسک‌هایی را به همراه داشته باشد. از این‌رو بدهی دولت به بانک‌های تجاری نگرانی‌هایی را ایجاد و به‌دنبال آن انواع ریسک‌ها را به بخش‌های مختلف اقتصادی تحمیل می‌کند (قدمیاری، ۱۳۹۹). همچنین، افزایش بدهی دولت به سیستم بانکی می‌تواند موجب افزایش شاخص‌های ریسک در سیستم بانکی شود. علاوه بر این، کاهش منابع سیستم بانکی باعث کاهش قدرت وام‌دهی بانک‌ها می‌شود و به کاهش منابع مالی سرمایه‌گذاری‌ها و کاهش تولید و در نتیجه افزایش تورم می‌انجامد. همچنین همراه با افزایش شکنندگی مالی، کارکرد سیاست پولی آسیب می‌بیند و سیاست‌گذار پولی توانایی خود را در ایجاد ثبات قیمتی از دست خواهد داد (Lindgren et al, 1996).

بررسی رابطهٔ بین ساختار بدهی دولت و تورم در مطالعات متعددی مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج برخی از این مطالعات نشان‌دهندهٔ رابطهٔ مستقیمی میان بدهی دولت و تورم است و برخی مطالعات عدم وجود این رابطه را مطرح کرده‌اند. در این راستا، جوینز[2] (۱۹۸۵) نتیجه گرفت میان تورم و کسری بودجهٔ دولت در اقتصاد آمریکا رابطه‌ای وجود ندارد. کاراس[3] (۱۹۹۴) با مطالعهٔ ۳۲ کشور و سیکن و هان[4] (۱۹۹۸) با بررسی ۳۰ کشور در حال توسعه به این نتیجه رسیدند که رابطه‌ای میان کسری بودجهٔ دولت و تورم وجود ندارد. با این حال، مطالعات دیگری نظیر سلمانی و همکاران (۱۳۹۷)، آورینده[5] (۲۰۱۳)، برنتسن و والر[6] (۲۰۱۷) رابطهٔ معناداری میان بدهی دولت و تورم به دست آوردند. جیمنز[7] (۲۰۱۱) در بررسی‌های خود نشان داد که کشورهای با ترتیبات پولی متفاوت و ساختار بدهی متفاوت به احتمال زیاد در سطوح بسیار متفاوتی از بدهی‌ها با مشکلات مواجه‌اند. به هر

1. Friedman
2. Joines
3. Karras
4. Sikken & Haan
5. Aworinde
6. Berentsen & Walle
7. Jiménez

حال، کارایی بدهی‌های دولت، بسته به شرایط اقتصاد و وضعیت مالی دولت، در کشورهای مختلف متفاوت است. بر همین اساس، اثرات بدهی دولت بر تورم هنوز چندان روشن نیست (سلمانی و همکاران، ۱۳۹۷).

بر این اساس، با توجه به اهمیت بدهی دولت به بانک‌های تجاری در اقتصادی ایران و افزایش سهم آن در ترکیب بدهی دولت، لازم است اثرات آن بر متغیرهای کلیدی اقتصادی و به‌ویژه نوسانات تورم مورد بررسی و تحلیل قرار گیرد. بر این اساس، هدف اصلی این پژوهش بررسی رابطهٔ میان بدهی دولت به بانک‌های تجاری و نوسانات تورم در اقتصاد ایران است. با توجه به مطالب بیان‌شده، فرضیهٔ پژوهش به این صورت بیان می‌شود که رابطهٔ مستقیم و معناداری میان افزایش بدهی دولت به بانک‌های تجاری و نوسانات تورم وجود دارد.

در ادامه ادبیات موضوع مورد بررسی قرار گرفته و سپس پیشینهٔ پژوهش ارائه شده است. در بخش چهارم روش بررسی فرضیهٔ پژوهش و متغیرها معرفی شده است. پس از آن یافته‌های پژوهش ارائه شده و در نهایت، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش ذکر شده است.

۲. مبانی نظری

نوسانات تورم در بررسی رابطهٔ میان تورم و رشد اقتصادی از اهمیت بالایی برخوردار است. دربارهٔ تأثیر زیان‌بار تورم بالا ـ که با نوسانات بالای تورم همراه است ـ بر رشد اقتصادی اجماع نظر وجود دارد. در این راستا، جادسون و اورفانیدس[1] (۱۹۹۹) دریافتند که نوسانات بالاتر تورم با نرخ‌های رشد اقتصادی کمتر همراه هستند که تأییدکنندهٔ نظریهٔ فریدمن (۱۹۷۷) است که بیان می‌کند اثرات منفی تورم بر تولید به‌دلیل نوسانات تورمی رخ می‌دهد. همچنین بلانچارد و سیمون[2] (۲۰۰۱) رابطهٔ مثبت بین نوسانات تورم و نوسانات تولید در کشورهای بزرگ صنعتی به دست آوردند (Rother, 2004).

با توجه به اهمیت تورم در علم اقتصاد، این مبحث در مکاتب مختلف مورد بحث قرار گرفته است. اولین نظریهٔ تورم مربوط به مکتب کلاسیسم است. در چارچوب نظریهٔ مقداری، سطح قیمت‌ها به‌طور مستقیم و متناسب به مقدار پول بستگی دارد. فرضیهٔ اصلی نظریهٔ مذکور وجود یک تابع تقاضای باثبات برای تراز حقیقی پول است که مردم به‌منظور حفظ قدرت خرید تراز نقدی خود، نرخ تورم را پیش‌بینی و تراز حقیقی خود را متناسب با آن تعدیل می‌کنند. در تحلیل فیشر از این نظریه، با فرض ثبات سرعت گردش پول و اشتغال کامل عوامل تولید، هر تغییری در حجم پول در سطح قیمت‌ها منعکس می‌شود. در شکل جدید نظریهٔ مقداری پول که پولیون ارائه کرده‌اند، فریدمن تفسیر خود از نظریهٔ مقداری پول را در قالب نظریهٔ تقاضا برای پول بیان کرد نه نظریهٔ سطح قیمت یا درآمد اسمی؛ در این رویکرد، با افزایش عرضهٔ پول، در ابتدا تقاضا برای تراز حقیقی پول ثابت می‌ماند و نرخ بازدهی آن از دارایی‌های دیگر کمتر می‌شود. بنابراین، افراد در تلاش برای تعدیل سبد دارایی خود، دارایی‌های با نرخ بازدهی بالاتر خریداری می‌کنند و به این ترتیب تلاش می‌کنند تراز اسمی اضافی خود را کاهش دهند. با فرض اشتغال کامل عوامل تولید، سیاست‌های انبساطی پولی از طریق افزایش قیمت‌ها بر

1. Judson & Orphanides
2. Blanchard & Simon

درآمدهای اسمی تأثیر می‌گذارند. در این نگرش تغییرات ذخیرهٔ پول بر رفتار درآمد حقیقی و سرعت گردش پول در کوتاه‌مدت تأثیر می‌گذارد، اما در بلندمدت فقط بر قیمت‌ها تأثیر دارد. اما مکتب کلاسیسم جدید و شاخه‌ای از پولیون اعتقاد دارند که تغییرات پیش‌بینی‌شدهٔ حجم پول در کوتاه‌مدت نیز فقط در قیمت‌ها مؤثر است و تولید را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد (طیب‌نیا و تقی‌ملایی، ۱۳۸۹).

در مکاتب کینزی تورم به شکاف بین عرضه و تقاضا مربوط است. کینز برای تبیین ماهیت تورم، نظریهٔ شکاف تورمی را ارائه کرد. در الگوی شکاف تورمی کینز یگانه علت وقوع تورم افزایش عرضهٔ پول نیست، بلکه افزایش حجم پول نظیر سایر عوامل (کاهش مالیات، خوشبین‌تر شدن سرمایه‌گذاران به آینده، افزایش مخارج دولت و بخش خصوصی و افزایش خالص صادرات) می‌تواند سبب تورم شود و نرخ تورم را تعیین کند. به‌طور کلی، در مدل شکاف تورمی کینز، نرخ تورم تابعی از اندازهٔ شکاف تورمی (فاصلهٔ بین عرضه و تقاضای کل) است (مهرآرا و قبادزاده، ۱۳۹۵).

در نظریهٔ الگوی فشار هزینه، علت عمدهٔ تورم به فعالیت انحصارگرانهٔ اتحادیه‌های کارگری نسبت داده شد. در حقیقت، نظریهٔ جدید معتقد بود که اتحادیه‌های کارگری با استفاده از قدرتشان به‌عنوان عرضه‌کنندگان انحصاری نیروی کار، افزایش دستمزدها را تقاضا می‌کنند و با افزایش دستمزدها سبب افزایش قیمت‌ها می‌شوند. همچنین، در دیدگاه ساختارگرایان دلایل ایجاد تورم تنها محدود به موارد بالا نمی‌شود، بلکه به‌طور کلی هر نوع تنگنا که هزینهٔ تولید را افزایش دهد و یا هر شکل ساختاری مزمن اعم از فرهنگی، اقتصادی و غیره که فعالیت‌های تولیدی را به حالت انحصاری نزدیک کند و سازوکار واقعی اقتصاد را مختل کند می‌تواند بر تولید و قیمت کالاها اثرگذار باشد. در نتیجه، بر اساس این دیدگاه، درمان اصولی تورم نیز به تغییر در ساختارهای اقتصادی و سیستم تولید و توزیع درآمد در جامعه وابسته است. به این معنی که سیاست‌های ضدتورمی نباید واکنشی مقطعی به شرایط بحرانی تلقی شود و بایستی جزئی از استراتژی توسعه در هر کشور باشد (سهیلی و همکاران، ۱۳۹۱).

همچنین، در ارتباط با اثرات اقتصاد کلان استقراض دولت از بانک مرکزی، سارجنت و والاس[1] (۱۹۸۱) نظریهٔ سلطه مالی[2] را مطرح کردند. در این نظریه، مسیر سیاست مالی مشخص است و هیچ‌گونه وابستگی به سیاست‌های پولی جاری و آینده ندارد؛ اما از آنجا که درآمد ناشی از حق‌الضرب جزئی از منابع درآمدی دولت محسوب می‌شود و مقام پولی نیز مسئول ضرب پول است، مقام پولی به‌اجبار با مقام مالی به‌صورت هماهنگ عمل می‌کند. در این نظریه، هرگونه سیاست پولی سخت‌گیرانه در زمان جاری منجر به سیاست سهل‌گیرانه در آینده می‌شود؛ زیرا سیاست پولی سخت‌گیرانه می‌تواند تعهدات بهره‌ای دولت را خیلی سریع افزایش دهد و دولت برای ایفای این تعهدات به درآمد ناشی از حق‌الضرب (و یا استقراض از بانک مرکزی) روی بیاورد؛ در نتیجه مقام پولی در آینده با انتشار پول توان پرداخت تعهدات دولت را تضمین می‌کند. تورم ناشی از این سیاست بیشتر از

1. Sargent & Wallace
2. Fiscal Dominance

حالتی است که سیاست پولی سهل‌گیرانه در ابتدا اتخاذ شود. البته اگر مسیر سیاست مالی (کسری مداوم بودجه) خیلی بزرگ باشد، سیاست پولی به‌صورت بلندمدت نمی‌تواند با سیاست‌های مالی هماهنگ باشد.

بر مبنای نظریهٔ سلطهٔ مالی، دو نظریه دیگر نیز مطرح شده است: اولی نظریهٔ مالی تورم[1] است که بیان می‌کند در حالت سلطهٔ مالی، مقام مالی به‌صورت مستقل با در نظر گرفتن درآمد ناشی از حق‌الضرب، تراز اولیهٔ بودجه را تعیین می‌کند و مقام پولی به‌صورت منفعل نرخ رشد پول را تنظیم می‌کند. در نتیجه مقام پولی قدرت کنترل تورم را از دست می‌دهد. با ایجاد تورم، هزینه‌های آتی دولت افزایش پیدا می‌کند و سیکل دوباره تکرار می‌شود. دومی نظریه‌ای است که توسط گروهی دیگر تحت عنوان نظریهٔ مالی سطح قیمت‌ها[2] مطرح شد. این نظریه بیان می‌کند در صورتی که مسیر مخارج دولت مشخص باشد و قید بودجهٔ دولت برآورده شود، سیاست‌های مالیاتی و پولی نمی‌توانند مستقل از یکدیگر انتخاب شوند. به عبارت دیگر، اگر دولت سیاست مالی ناپایدار داشته باشد مقام پولی برای پوشش بودجهٔ دولت مجبور به چاپ پول است.

نظریهٔ مالی سطح قیمت‌ها دو جنبه دارد: نخست، قید بودجهٔ دولت یک شرط تعادلی است و الزام است تنها در حالت تعادلی برقرار شود. دوم، سیاست مالی مستقیماً بر ثبات قیمت‌ها تأثیر دارد نه به‌صورت غیرمستقیم از طریق خلق پول (Ho, 2005). بر اساس نظریهٔ مالی سطح قیمت‌ها، قید بودجهٔ بین زمانی دولت نشان می‌دهد که انبارهٔ حقیقی بدهی‌های دولت برابر با ارزش تنزیل‌شدهٔ مازاد بودجه‌های جاری و آتی دولت (درآمد ناشی از حق‌الضرب نیز جزو درآمدهای دولت به شمار می‌آید) است (سلمانی و همکاران، ۱۳۹۷).

اثرات کسری بودجهٔ دولت بر اقتصاد را می‌توان از طریق دو رویکرد مورد تحلیل قرار داد: رویکرد نخست که بر فرض پولیون مبنی بر پولی بودن پدیده تورم استوار است. در این چارچوب، در شرایطی اگر سیاست‌گذار مالی بتواند باعث تحریک پولی شود، سیاست مالی می‌تواند منجر به تغییر تورم گردد. در این راستا یکی از کانال‌ها بانک مرکزی غیرمستقل است، اگر دولت تسلط کافی بر سیاست‌گذار پولی داشته باشد، احتمال زیادی وجود خواهد داشت که دولت از قدرت سیاست پولی در راستای اهداف خود استفاده کند. (Sargent & Wallace, 1981). گذشته از بحث تغییرات پولی، بر اساس تئوری مالی تعیین سطح قیمت،[3] تغییرات بودجه‌ای دولت می‌تواند بدون توجه به بازار پول بر سطح قیمت‌ها و تورم تأثیرگذار باشد. در این رویکرد سطح قیمت‌ها یک متغیر تعدیل‌کننده برای اطمینان از محدودیت بین‌زمانی بودجهٔ دولت است. تورم بدهی‌های حقیقی جاری دولت را با ارزش حال خالص درآمدهای آتی دولت برابر قرار می‌دهد. حتی در شرایط نبود برابری ریکاردویی[4] و وجود بانک مرکزی مستقل، نابرابری در محدودیت بین‌دوره‌ای بودجه باعث تغییر در سطح قیمت‌ها می‌شود. به بیان دیگر، اگر مازاد درآمدهای آینده برای جبران کسری بودجهٔ کنونی کافی نباشد و بانک مرکزی نیز اجازهٔ استفاده از حق چاپ پول[5] را ندهد، تعادل با تغییر در سطح قیمت‌ها برقرار می‌شود. در این رویکرد، افراد بدهی‌های دولت را

1. Fiscal Theory of Inflation
2. Fiscal Theory of the Price Level
3. Fiscal theory of the price level
4. Ricardian equivalence
5. Seigniorage

به‌عنوان ثروت در نظر می‌گیرند. افزایش بدهی دولت ثروت افراد را افزایش می‌دهد و منجر به افزایش مخارج و تقاضای افراد می‌شود و در نتیجه سطح قیمت‌ها افزایش می‌یابد (Rother, 2004).

همچنین، پساکینزین‌ها حالت حدی درون‌زایی عرضهٔ پول را مطرح کردند که در آن عرضهٔ پول نسبت به جریان حقیقی اقتصاد درون‌زاست. این رویکرد به‌جای توجه به بدهی (سپرده) سیستم بانکی، به دارایی (اعتبارات) سیستم بانکی توجه می‌کند؛ بنابراین، نقدینگی از دریچهٔ اعتباردهی سیستم بانکی به بخش خصوصی و دولتی مدنظر قرار می‌گیرد (Lavoie, 1984; Gedeon, 1985). بر این اساس، بعضی از اقتصاددانان معتقدند که برای مهار تورم، تمرکز صرف بر بانک مرکزی کافی نیست و لازم است قدرت کنترل عرضهٔ پول و تأثیرپذیری آن از سایر عوامل (مانند کسری بودجه) نیز مورد توجه قرار گیرد (حاجامینی و همکاران، ۱۳۹۴).

گروبیتی[1] (۲۰۱۸) بیان می‌کند همراه با افزایش بدهی دولت به سیستم بانکی، هزینه‌های استقراض بخش خصوصی افزایش می‌یابد. در این شرایط سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های مولّد در اقتصاد کاهش می‌یابد (احسانی و همکاران، ۱۳۹۷). در این رویکرد، تداوم در بدهی و انباشت آن باعث ایجاد اثر ازدحامی می‌شود که باعث کاهش وجوه قابل دسترس وام‌گیرندگان بخش خصوصی و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری و کاهش تولید خواهد بود (Diamond, 1965). بر این اساس، افزایش بدهی دولت به بانک‌های تجاری از دو طریق بر نوسانات قیمت تأثیرگذار است: نخست باعث افزایش هزینه‌های تأمین مالی بخش خصوصی می‌شود و در نتیجه به تغییر قیمت‌ها می‌انجامد. دوم اینکه با کاهش حجم فعالیت‌های بخش خصوصی در اقتصاد، بنیان‌های تولید تضعیف و با کاهش عرضه، مسیر برای افزایش سطح قیمت‌ها و تورم ایجاد می‌شود. در شرایط تورمی نرخ بازدهی اوراق بدهی دولت نیز افزایش می‌یابد و با بالا رفتن نرخ بازدهی اوراق بدهی، تأمین مالی دولت پرهزینه می‌شود.

یکی دیگر از کانال‌های تأثیر بدهی دولت به بانک‌های تجاری بر تورم و نوسانات آن کانال بحران مالی است. معمولاً همراه با افزایش بدهی دولت به سیستم بانکی به‌دلیل کاهش منابع، ریسک بانک‌ها افزایش می‌یابد. افزایش ریسک شبکهٔ بانکی موجب نابسامانی پولی و اعتباری می‌شود و از طریق افزایش نااطمینانی در سیستم بانکی و کل اقتصاد، نوسانات در متغیرهای اقتصادی و به‌ویژه تورم افزایش می‌یابد. در این راستا، کوپر و نیکولوف[2] (۲۰۱۸) شکنندگی در بازارهای دارایی را به ریسک اعتباری دولت ارتباط می‌دهند. در واقع ریسک اعتباری دولت موجب تضعیف طرف دارایی‌های ترازنامهٔ بانک‌ها می‌شود و به این ترتیب دولت را مجبور به حمایت و نجات بانک‌ها می‌کند تا مانع از فروپاشی آن‌ها شود. این پدیده همان «تلهٔ شیطانی»[3] در خالص‌ترین شکل آن است (قدمیاری، ۱۳۹۹). همراه با افزایش بی‌ثباتی مالی، نوسانات در سایر بخش‌های اقتصادی گسترش می‌یابد که در نهایت به افزایش نوسانات در تولید و تورم منجر می‌شود.

از طرفی یکی از دلایل اثرگذاری بدهی دولت بر تورم و نوسانات آن به تأثیر بدهی دولت بر اثربخشی سیاست‌های پولی از طریق کانال اعتباری برمی‌گردد. کانال اعتباری یکی از سازوکارهای اثربخشی سیاست‌های پولی است. معمولاً سیاست پولی انبساطی از طریق افزایش قدرت وام‌دهی بانک‌ها بر نقدینگی و در نتیجه منابع

1. Grobety
2. Cooper & Nikolov
3. Diabolic loop

در دسترس بخش خصوصی تأثیر می‌گذارد و در نتیجهٔ آن سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. معمولاً کاهش نوسانات تولید و تورم اهداف اولیه برای بانک مرکزی هستند و در شرایطی که کانال‌های اثربخشی سیاست پولی کارایی مناسبی داشته باشند، نوسانات تولید و تورم کاهش می‌یابد. در شرایطی که بدهی دولت به شبکهٔ بانکی افزایش یابد، موجودی منابع کاهش می‌یابد و از این طریق، از اثربخشی سیاست پولی به‌ویژه در کنترل نوسانات تورم کاسته می‌شود.

۳. پیشینهٔ پژوهش

۳-۱. مطالعات داخلی

سهیلی و همکاران (۱۳۹۱) عوامل مؤثر بر تورم در اقتصاد ایران را بررسی و به این منظور، با طراحی یک سیستم معادلات همزمان، تأثیر متغیرهایی نظیر نرخ رشد حجم نقدینگی، نرخ ارز، نرخ تورم انتظاری، نرخ تورم وارداتی و شکاف تولید بر تورم را برآورد کرده‌اند. دورهٔ زمانی پژوهش سال‌های ۱۳۳۸–۱۳۸۵ است و ضرایب با استفاده از سیستم معادلات همزمان طراحی‌شده با روش 3SLS برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که نرخ تورم انتظاری از میان عوامل موجود در مدل بالاترین تأثیر را بر نرخ تورم دارد. بعد از آن، متغیرهای نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم وارداتی و شکاف تولید به‌ترتیب بیشترین تأثیر را بر نرخ تورم دارند.

حاج‌امینی و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی تأثیر کسری بودجهٔ دولت بر نقدینگی در اقتصاد ایران از طریق کانال دارایی سیستم بانکی پرداخته‌اند. محدودهٔ زمانی پژوهش سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۹ را دربر می‌گیرد و ضرایب با استفاده از رویکرد SVARX برآورد شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که ارتباط کسری بودجه و نقدینگی به منبع تغییر در بودجه بستگی دارد و افزایش کسر بودجهٔ عملیاتی و یا افزایش مازاد تراز سرمایه هر دو موجب افزایش نقدینگی می‌شوند. همچنین، کسری بودجهٔ عملیاتی عامل اصلی افزایش نقدینگی از جهت تغییرات خالص دارایی خارجی سیستم بانکی و بدهی بانکی دولت و همچنین عامل افزایش تقاضای اعتبارات بخش خصوصی از طریق سرکوب بیشتر نرخ بهره حقیقی است.

احسانی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی و تحلیل آستانه‌ای رابطهٔ بدهی دولت به سیستم بانکی و رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌اند. در این پژوهش با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای و علیت طیفی در دورهٔ زمانی ۱۳۵۳–۱۳۹۵ روابط میان متغیرها بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که بدهی دولت به سیستم بانکی اثر دوگانه و غیرخطی بر رشد اقتصادی دارد. اگر نسبت بدهی به تولید کمتر از ۱۸/۲٪ باشد، اثر مثبت و بیشتر از آن اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد.

پاشا زانوس و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی نقش ادغام بین‌المللی بر نوسانات تورم در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد در پاسخ به شوک نفتی نوسان متغیرهای تولید، مصرف، نرخ ارز حقیقی و متغیرهای سیستم بانکی از جمله سپرده‌های دریافتی و وام‌های اعطایی در حالت ادغام مالی اندکی بیشتر بوده ولی در ارتباط با تورم

تفاوت چشمگیری مشاهده نمی‌شود. در پاسخ به شوک فناوری تفاوت محسوسی در واکنش متغیرها در دو حالت دیده نمی‌شود.

رودری و همکاران (۱۳۹۹) همبستگی میان نوسانات نرخ از و بدهی دولت به شبکه بانکی را بررسی کرده‌اند. به همین منظور، با استفاده از الگوی تبدیل موجک در بازهٔ زمانی ۱۳۸۸–۱۳۹۷ به‌صورت ماهانه، نوسانات نرخ ارز اسمی، بدهی دولت به شبکهٔ بانکی و مخارج جاری دولت را در سه سطح تحلیل کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد هرچه دورهٔ زمانی نوسانات افزایش یابد همبستگی نیز افزایش می‌یابد. بر این اساس، کمترین همبستگی مثبت در طی زمان مربوط به نرخ ارز و مخارج جاری دولت است که در بلندمدت به ۲۸ درصد افزایش می‌یابد. همبستگی میان نوسانات نرخ ارز و بدهی دولت به شبکهٔ بانکی از ۱۷ درصد در کوتاه‌مدت به ۵۳ درصد در بلندمدت می‌رسد.

ساعدی و درگاهی (۱۴۰۱) به بررسی پایداری مالی دولت با تأکید بر قاعدهٔ مالی در ایران پرداخته‌اند. در این مقاله با استفاده از برآورد یک الگوی اتورگرسیون با وقفه‌های توزیعی، پایداری مالی دولت با کاربرد برخی از قواعد مالی مورد تحلیل قرار گرفته است. مطابق نتایج، نسبت مانده بدهی به تولید ناخالص داخلی دارای روند افزایشی است که می‌تواند زمینه‌ساز بروز ناپایداری مالی دولت باشد. همچنین، حتی بهبود رشد اقتصادی در غیاب اصلاحات ساختار بودجه، تأثیر چندانی بر بهبود پایداری بدهی دولت ندارد.

۳-۲. مطالعات خارجی

فاخر[1] (۲۰۱۶) به بررسی رابطهٔ میان بدهی دولت و تورم در کشورهای منتخب آسیایی پرداخته و به این منظور، از دادهٔ متغیرهای کسری بودجهٔ دولت، عرضهٔ پول، تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت کالاهای وارداتی، نرخ بهره و نرخ ارز برای ۶ کشور منتخب آسیایی در دورهٔ زمانی ۱۹۹۳–۲۰۱۳ استفاده کرده و ضرایب را با استفاده از روش‌های مختلف داده‌های تابلویی برآورد کرده است. نتایج نشان می‌دهد که کسری بودجهٔ دولت، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز متغیرهای دارای اثر معنادار بر تورم بوده‌اند.

آرسپا و گونزلا–آلگره[2] (۲۰۲۲) عوامل تعیین‌کنندهٔ نوسانات تورم در اقتصاد ایالات‌متحدهٔ آمریکا را با استفاده از الگوهای واریانس ناهمسان شرطی و غیرشرطی بررسی کرده‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که عوامل اقتصادی مانند چرخه‌های تجاری، تغییرات نرخ ارز، درجهٔ باز بودن تجاری و سطح تورم عوامل مؤثر بر تغییرات تورم هستند.

کویرالا و نایوول[3] (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای با استفاده از رویکرد بیزین و داده‌های مربوط به کشورهای G20 به بررسی نوسانات تورم و عوامل مؤثر بر آن پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان‌دهندهٔ واگرایی تورم در طول زمان و در میان کشورهای مورد بررسی است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که درجهٔ باز بودن تجاری، همه‌گیری کووید–۱۹ و بحران اوکراین اثرات مثبتی بر نوسانات تورم داشته‌اند.

1. Fakher
2. Arespa & Gonzalez-Alegre
3. Koirala & Nyiwul

نوآوری مطالعهٔ حاضر در مقایسه با پژوهش‌های قبلی در دو حوزه است: موضوع و روش. در حوزهٔ موضوعی مطالعات قبلی صرفاً به تأثیر مخارج و یا کسری بودجهٔ دولت بر تورم معطوف بوده‌اند و بررسی اقلام بدهی دولت بر تورم و یا نوسانات آن مورد بررسی قرار نگرفته است. با توجه به اهمیت و سهم بدهی دولت به بانک‌های تجاری در سال‌های اخیر این مهم پررنگ‌تر است. وجه‌تمایز دیگر این پژوهش از مطالعات قبلی به روش استخراج نوسانات تورم برمی‌گردد. در این پژوهش از رویکرد الگوی گارچ با ضرایب متغیر زمانی برای برآورد و استخراج نوسانات تورم استفاده شده است.

٤. روش‌شناسی پژوهش

در این مطالعه بر اساس الگوی معرفی‌شدهٔ روتر[1] (۲۰۰۴)، عوامل مؤثر بر نوسانات تورم در چارچوب رابطهٔ زیر بررسی می‌شود.

$$infvol_t = \alpha_0 + \alpha_1 inf_t + \alpha_2 Ddob_t + \alpha_3 Dygp_t + \alpha_4 Dm_t + \alpha_5 Der_t + \alpha_6 imp_t + \varepsilon_t \quad (۱)$$

که در این رابطه، infvol بیانگر نوسانات تورم است. برای محاسبهٔ این متغیر از داده‌های ماهانهٔ تورم نقطه به نقطه بر مبنای شاخص تولید مصرف‌کننده استفاده شده و نوسانات آن با استفاده از الگوی گارچ با ضرایب متغیر زمانی محاسبه شده است. inf بیانگر تورم بر مبنای شاخص قیمت مصرف‌کننده است. Ddob تغییر در بدهی دولت به بانک‌های تجاری است. تغییر در بدهی دولت به بانک‌های تجاری با استفاده از تغییرات فصلی بدهی دولت به بانک‌های تجاری محاسبه می‌شود. Dygp تغییر در شکاف تولید است که برای محاسبهٔ آن از متغیر تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت استفاده شده و شکاف تولید با استفاده از فیلتر هودریک–پرسکات برآورد شده است. Dm رشد حجم پول است که به‌صورت تغییرات فصلی حجم پول (M2) اندازه‌گیری می‌شود. Der تغییرات نرخ ارز اسمی است که برای این متغیر از داده‌های قیمت بازار غیررسمی برای دلار استفاده شده است. imp نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی است و از تقسیم واردات به تولید ناخالص داخلی اسمی به دست می‌آید.

لازم به ذکر است که دورهٔ زمانی پژوهش داده‌های فصلی از سال ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۱ را دربر گرفته و داده‌های تمامی متغیرها از پایگاه دادهٔ بانک مرکزی استخراج شده است.

زمانی که هدف مطالعات بررسی اثرگذاری و یا اثرپذیری نوسانات یک متغیر با سایر متغیرها باشد، استفاده از روش‌های مناسب در محاسبهٔ نوسانات ضرورت بسیاری دارد؛ زیرا اگر مقدار نوسانات به‌درستی و بادقت محاسبه نشود، نتایج تجربی گمراه‌کننده‌ای به دست می‌آید. از این‌رو، شناسایی و معرفی الگوهایی که بتوانند با دقت بیشتری تلاطم در متغیرهای اقتصادی را استخراج و پیش‌بینی کنند پراهمیت است. در سیر تکامل اقتصادسنجی الگوهای متنوعی برای محاسبهٔ نوسانات معرفی شده است. یکی از این رویکردها را انگل[2] (۱۹۸۲) تحت عنوان مدل خودرگرسیون با واریانس ناهمسانی شرطی (آرچ) ارائه کرد که بعدها توسط بولرسو[3] (۱۹۸۶) به شکل

1. Rother
2. Engle
3. Bollerslev

تعمیم‌یافتهٔ آن، یعنی مدل خودرگرسیون با واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته (گارچ) گسترش یافت. زمانی که موضوع اندازه‌گیری میزان تلاطم یک متغیر اقتصادی باشد، تمایل به استفاده از مدل‌های گارچ (GARCH) بیش از سایر مدل‌هاست. از میان مدل‌های خانوادهٔ گارچ، مدل GARCH(1,1) محبوب‌تر است که در قالب زیر مشاهده می‌شود (Lee et al, 2017).

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 \quad \omega, \alpha \ and \ \beta \geq 0 \qquad (۲)$$

در این الگوها دیگر ضرایب برآوردشده برای کل دوره ثابت در نظر گرفته می‌شود. از آنجا که بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی به‌خصوص متغیر تورم، شامل داده‌های مقاطع مختلف زمانی با درجات مختلف نوسان است، احتمال تغییر واریانس شرطی در الگوهای گارچ بالاست. برای لحاظ کردن این تغییرات وابسته به زمان، لازم است ضرایب برآوردی در الگوی گارچ به‌صورت وابسته به زمان برآورد شوند. همچنین برای کشورهایی نظیر ایران که به‌دلیل تغییرات ساختاری در دوره‌های زمانی مختلف رابطهٔ میان نوسانات و تأثیرات تکانه‌ها بر هم دستخوش تغییرات زیادی است، استفاده از الگوهای با ضرایب متغیر زمانی ضرورت بیشتری پیدا می‌کند؛ بنابراین، در این مطالعه الگویی توسعه داده شده که بتواند این اثرات را به‌خوبی نشان دهد. به این منظور، در این مطالعه برآورد نوسانات تورم در چارچوب الگوی نوسان تصادفی در میانگین با ضرایب متغیر زمانی[1] معرفی‌شده توسط کوپمن و هول آسپنسکی[2] (۲۰۰۲) که توسط چان[3] (۲۰۱۷) بسط داده شده است صورت می‌پذیرد.[4] الگوی معرفی‌شده به‌صورت زیر مدل‌سازی می‌شود:

$$y_t = \tau_t + \alpha_t e^{h_t} + \varepsilon_t^y \qquad \varepsilon_t^y \sim N(0. e^{h_t}) \qquad (۳)$$

$$h_t = \mu + \emptyset(h_{t-1} - \mu) + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t^h \quad \varepsilon_t^y \sim N(0. \sigma^2) \qquad (۴)$$

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \varepsilon_t^y \qquad \varepsilon_t^y \sim N(0. \Omega) \qquad (۵)$$

از آنجا که $\exp(h_t)$ واریانس اجزای موقت هستند، ضرایب مرتبط در معادلهٔ میانگین شرطی‌اند. α_t می‌تواند به‌عنوان تأثیر نوسان گذرا بر سطح تورم تفسیر شود. همچنین در این معادلات وقفهٔ تورم، y_{t-1} یک متغیر توضیحی است که توانایی تأثیرگذاری بر نوسان تورم در وقفهٔ جاری (h_t) را دارد (امیری و همکاران، ۱۴۰۱).

در این پژوهش برای استخراج شکاف تولید از فیلتر هودریک–پرسکات استفاده شده است. اگر y_t یک متغیر باشد، y_t به یک روند زمانی τ_t و یک سری زمانی از عناصر دورانی پایا قابل تجزیه است. این کار با حداقل کردن مجذور انحراف متغیر از روند آن τ_t صورت می‌پذیرد. پس می‌توان نوشت:

$$y_t = ygap_t + \tau_t \qquad (۶)$$

که در این رابطه $ygap_t$ مقدار تکانه در سال t است. برای محاسبهٔ آن از رابطه زیر استفاده می‌شود:

1. Time-Varying Parameter Stochastic Volatility in Mean (TVP-SVM)
2. Koopman & Hol Uspensky
3. Chan

۴. برای توضیحات بیشتر بنگرید به: چان (۲۰۱۷)؛ امیری و همکاران (۱۴۰۱).

$$Min\, ygap_t = Min \sum_{t=1}^{T} (y_t - \tau_t)^2 \quad s.t: \sum_{t=2}^{T} (\Delta\tau_t - \Delta\tau_{t-1})^2 = 0 \qquad (۷)$$

با استفاده از لاگرانژ خواهیم داشت:

$$Min\, L = Min \left\{ \sum_{t=1}^{T} (y_t - \tau_t)^2 - \lambda \sum_{t=2}^{T} (\Delta\tau_t - \Delta\tau_{t-1})^2 \right\} \qquad (۸)$$

که در این رابطه λ عامل هموارکننده است. مقدار این ضریب به دورهٔ انتشار داده‌ها بستگی دارد. با بزرگ شدن λ در حالت حدی سری به‌سمت خطی پیش می‌رود (فلاحتی و همکاران، ۱۳۹۵).

از آنجا که داده‌های پژوهش از نوع سری زمانی است، به‌منظور جلوگیری از بروز رگرسیون کاذب، لازم است برآورد ضرایب با استفاده از رویکردهای سری زمانی صورت گیرد و در صورت وجود رابطهٔ هم‌جمعی، روابط بلندمدت برآورد شود. پسران و شین[1] (۱۹۹۶) روش هم‌جمعی جدیدی معرفی کرده‌اند که به مدل خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[2] معروف است و نسبت به سایر تکنیک‌های سنتی هم‌جمعی از مزایایی برخوردار است. روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی از لحاظ آماری روش بهتری برای تعیین روابط هم‌جمعی در نمونه‌های کوچک است. همچنین در سایر روش‌های هم‌جمعی کلیهٔ متغیرهای الگو باید دارای درجهٔ همبستگی یکسانی باشند، اما در روش ARDL چنین قیدی وجود ندارد و این الگو را می‌توان برای متغیرهایی با درجهٔ هم‌جمعی مختلف به کار برد.

مدل $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\alpha(L, P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L, q_i)\, x_{it} + \delta\, W_t + u_t \qquad (۹)$$

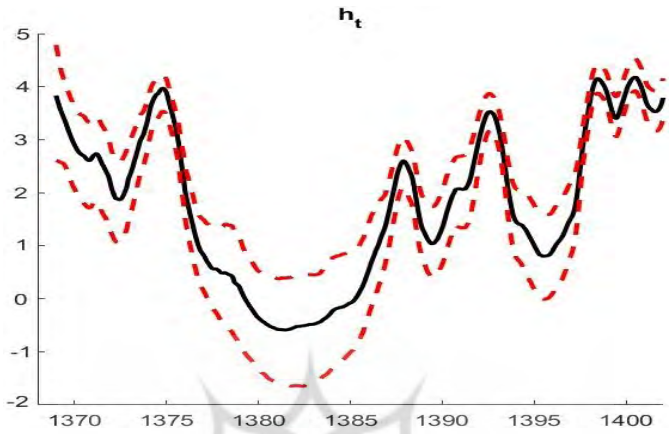
در این مطالعه به‌منظور بررسی وجود روابط بلندمدت از آزمون کرانه‌ها استفاده شده است. اگر مقدار آمارهٔ آزمون از مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد بیشتر باشد، فرضیهٔ صفر آزمون کرانه‌ها مبنی بر نبود روابط بلندمدت بین متغیرها رد می‌شود و می‌توان ضرایب بلندمدت را برآورد کرد (محنت‌فر و همکاران، ۱۳۹۵).

۵. یافته‌های پژوهش

در این مطالعه، نوسانات تورم با استفاده از الگوی TVP-SVM به‌وسیلهٔ نرم‌افزار MATLAB و با در نظر گرفتن حداکثر تکرار ۵۰۰۰۰ صورت گرفته است. همان‌گونه که در بخش قبلی نیز بیان شد، یکی از نکات مهم در آزمون‌های تجربی بررسی روابط میان نوسانات متغیرهای اقتصادی، به‌کارگیری روش مناسب برای برآورد نوسانات است. معمولاً روابط میان نوسانات متغیرهای اقتصادی در طول زمان ثابت نیست؛ این مسئله به‌ویژه در اقتصادهای در حال توسعه که تغییرات ساختاری متعددی را تجربه می‌کنند مصداق بیشتری دارد. در این شرایط استفاده از الگوهای سنتی آرچ و گارچ که ضرایب آن‌ها برای کل دوره ثابت برآورد می‌شود نمی‌تواند برآوردهای

1. Pesaran & Shin
2. Autoregressive with Distributed Lags

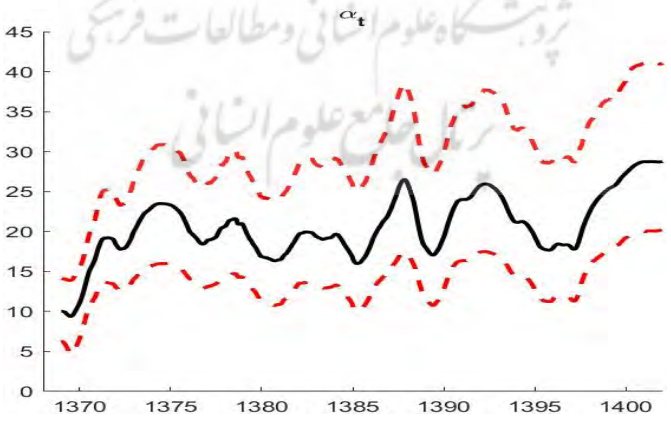
دقیقی از مقادیر نوسان متغیر ارائه دهد. از این‌رو استفاده از الگوهای با ضرایب متغیر زمانی پیشنهاد می‌شود. در این پژوهش نیز الگوی TVP-SVM که یکی از الگوهای نوسان شرطی با ضرایب متغیر زمانی است برای برآورد ضرایب به کار گرفته شده است. نتایج برآورد روابط (۳) تا (۵) در جدول (۱) آمده است. مقادیر به‌دست‌آمده برای μ نشان می‌دهد که در دورهٔ مورد بررسی، شاخص نوسان به‌طور میانگین برابر با ۳/۱۵۵ بوده و با اطمینان ۹۰ درصد می‌توان گفت که لگاریتم شاخص تلاطم در بازهٔ ۲/۳۱۳ تا ۳/۹۴۷ قرار دارد.



نمودار ۱. نتایج برآورد مقدار نوسانات شرطی تورم در اقتصاد ایران

(منبع: یافته‌های پژوهش).

α بیانگر رابطهٔ میان نوسان تورم و مقدار تورم در هر دوره است. میانگین به‌دست‌آمده برای این ضریب مثبت و برابر با ۲۰/۴۰۲ است که بیان می‌کند به‌طور کلی در دوره‌هایی که تورم روند افزایشی داشته است نوسانات نرخ تورم نیز افزایش یافته‌اند. بر این اساس، فرضیهٔ فریدمن و اوکان دربارهٔ رابطهٔ مثبت نوسانات تورم و تورم در ایران تأیید می‌شود. اما همان‌گونه که در نمودار (۲) مشخص است، ضریب برآوردشده در طول زمان ثابت نبوده است.



نمودار ۲. نتایج برآورد ضریب ارتباط میان تورم و نوسانات تورم

(منبع: یافته‌های پژوهش).

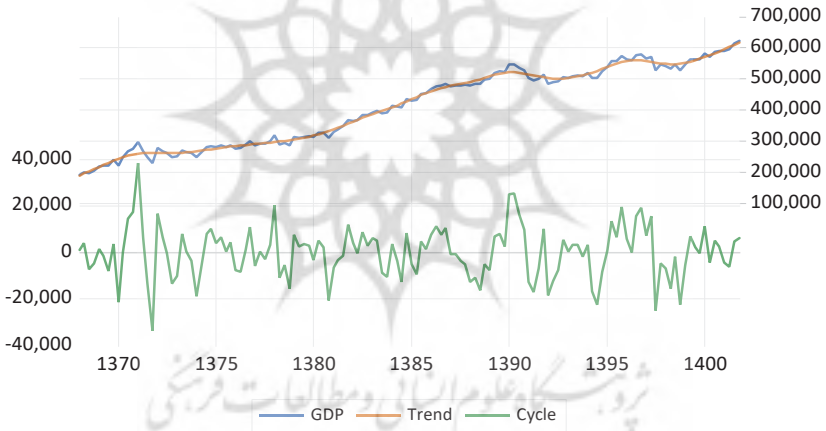
ϕ تأثیر نوسانات دورهٔ قبل بر نوسانات دورهٔ جاری را نشان می‌دهد. مقدار به‌دست‌آمده برابر با ۰/۹۵۱ است که نشان می‌دهد به‌طور میانگین تقریباً ۰/۹۳۳ نوسان ایجادشده در هر دوره به دورهٔ بعد منتقل می‌شود. ضریب β رابطهٔ میان تورم دورهٔ جاری با مقادیر در دوره‌های قبلی را نشان می‌دهد. میانگین به‌دست‌آمده برای این متغیر مثبت است، اما در طول زمان مقادیر منفی نیز داشته است.

جدول ۱. توزیع مقدار میانگین و فاصلهٔ اطمینان ۹۰ درصدی برای ضرایب

ضریب	میانگین	بازهٔ فاصلهٔ اطمینان ۹۰ درصد
α	۲۰/۴۰۲	(۲۰/۲۸۲ ،۲۰/۵۲۲)
μ	۳/۱۵۵	(۲/۳۱۳ ،۳/۹۴۷)
ϕ	۰/۹۵۱	(۰/۹۲۷ ،۰/۹۷۷)
β	۰/۰۰۱	(-۰/۰۰۱ ،۰/۰۰۲)

(منبع: یافته‌های پژوهش).

نتایج برآورد مقدار روند و محاسبهٔ شکاف تولید در نمودار (۳) آمده است:



نمودار ۳. نتایج برآورد ضریب ارتباط میان تورم و نوسانات تورم

(منبع: یافته‌های پژوهش).

قبل از برآورد ضرایب، لازم است مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. در این پژوهش مانایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشهٔ واحد فصلی مرسوم (HEGY) بررسی می‌شود. نتایج آزمون ریشهٔ واحد نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵٪ متغیرهای تغییر شکاف تولید و تغییر حجم پول در سطح مانا هستند و برای سایر متغیرها تفاضل مرتبهٔ اول مانا است.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشهٔ واحد

متغیر	آماره برای متغیر*	آماره برای متغیر تفاضلی*
نوسانات تورم	-۱/۶۰۲	-۲/۲۰۳
تورم	-۰/۱۳۷	-۳/۷۴۲
تغییر بدهی دولت به بانک‌ها	-۱/۱۱۹	-۳/۷۵۳
تغییر شکاف تولید	-۴/۸۸۸	-
تغییر نرخ ارز	-۰/۰۴۵	-۷/۷۳۶
تغییر حجم پول	-۲/۹۶۰	-
واردات	-۱/۵۵۹	-۲/۶۶۳

آمارهٔ بحرانی در سطوح معناداری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ به‌ترتیب برابر ۱/۶۰-، ۱/۹۲- و ۲/۵۰- است.

(منبع: یافته‌های پژوهش).

با توجه به نتایج آزمون ریشهٔ واحد، ضرایب میان متغیرها با استفاده از روش ARDL برآورد می‌شود. برای این منظور، ابتدا ضرایب کوتاه‌مدت برآورد می‌شود. نتایج برآورد ضرایب نشان می‌دهد که نوسانات تورم در دورهٔ جاری با وقفه‌های قبلی به‌جز وقفهٔ سوم رابطهٔ معناداری دارد. این امر حاکی از آن است که نوسانات تورم تا سه فصل به‌صورت مثبت به فصل بعد منتقل می‌شوند و باعث افزایش نوسانات تورم می‌شوند؛ اما نوسانات تورم فصل جاری رابطهٔ منفی با نوسانات تورم فصل مشابه سال قبل دارد. تورم نیز تا سه وقفه با نوسانات تورم رابطهٔ معنادار دارد، با این تفاوت که در فصل همزمان و تا دو فصل وقفه رابطه مثبت است و رابطهٔ میان نوسان تورم در فصل جاری با تورم سه فصل قبل منفی و معنادار است.

نتایج نشان می‌دهد که تغییر بدهی دولت به بانک‌های تجاری در همان فصل و با یک فصل تأخیر رابطهٔ مثبتی با نوسانات تورم دارد. ضریب برآوردشدهٔ یک فصل تأخیر صرفاً در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار است. این نتایج نشان می‌دهد که تغییرات بدهی دولت به بانک‌های تجاری از طریق تغییر در مقدار تقاضا تأثیر آنی بر تورم دارد و تأثیرات آن در همان فصل و فصل بعدی خود را نشان می‌دهد. تغییر در شکاف تولید در همان فصل و با دو فصل وقفه رابطهٔ مستقیم و معناداری با نوسانات تورم و یک فصل وقفهٔ آن رابطهٔ منفی اما از نظر آماری بی‌معنا با نوسانات تورم دارد. این نتایج نشان می‌دهد که همراه با افزایش شکاف تولید، نوسانات تورم نیز افزایش می‌یابد.

نتایج نشان می‌دهد که تغییرات نرخ ارز در همان فصل و تا سه فصل بعدی با نوسانات تولید رابطهٔ مثبتی دارد؛ اما ضریب وقفهٔ همزمان از نظر آماری معنادار نیست. این نتایج نشان‌دهندهٔ تأثیرپذیری شدید نوسانات تورم از تغییرات نرخ ارز در اقتصاد ایران است. همچنین تأثیرات تغییرات نرخ ارز بر نوسان تورم در وقفهٔ همزمان معنادار نیست که نشان می‌دهد تأثیر تغییرات نرخ ارز بر تورم بعد از یک فصل تشدید می‌شود. تغییرات حجم پول نیز در وقفهٔ همزمان و تا سه وقفه با نوسان تورم رابطهٔ مثبت دارد؛ اما صرفاً ضرایب وقفهٔ اول و دوم از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادارند که نشان می‌دهد تغییرات حجم پول با یک فصل تأخیر بر نوسان تورم تأثیرگذار است و بیشترین تأثیر نیز در وقفه‌های اول و دوم است و پس از دو فصل رابطهٔ معناداری با نوسان تورم نخواهد داشت.

ضرایب برآوردشده برای واردات در وقفهٔ همزمان و یک وقفه تأخیر منفی و از نظر آماری کاملاً معنادار هستند. این نتایج تأییدکنندهٔ کارایی لنگر واردات در کنترل سطح قیمت‌ها در کوتاه‌مدت برای اقتصاد ایران است.

جدول ۳. نتایج برآورد ضرایب پویا

متغیر	ضریب	سطح معناداری	متغیر	ضریب	سطح معناداری
Infvol(-1)	۰/۹۱۹	۰/۰۰۰	Dygp(-2)	۰/۰۰۰۰۹	۰/۰۱۱
Infvol(-2)	۰/۵۵۲	۰/۰۰۰	Der	۰/۰۱۵	۰/۱۷۹
Infvol(-3)	۰/۰۷۳	۰/۳۵۱	Der(-1)	۰/۰۲۵	۰/۰۰۵
Infvol(-4)	−۰/۱۰۸	۰/۰۵۶	Der(-2)	۰/۰۱۴	۰/۰۲۶
inf	۳/۹۸۹	۰/۰۰۰	Der(-3)	۰/۰۰۲	۰/۰۰۸
Inf(-1)	۷/۶۱۳	۰/۰۰۰	Dm	۰/۰۱۶	۰/۵۸۰
Inf(-2)	۶/۰۴۸	۰/۰۰۰	Dm(-1)	۰/۰۸۲	۰/۰۱۰
Inf(-3)	−۲/۳۶۷	۰/۰۰۰	Dm(-2)	۰/۰۵۵	۰/۰۲۶
Ddob	۵۲/۸۴۷	۰/۰۰۷	Dm(-3)	۰/۰۴۹	۰/۰۷۲
Ddob(-1)	۲۷/۸۸۵	۰/۰۹۸	Imp	−۰/۰۰۰۱۲۵	۰/۰۱۷
Dygp	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۶	Imp(-1)	−۰/۰۰۰۱۱۳	۰/۰۳۰
Dygp(-1)	−۰/۰۰۰۰۳	۰/۳۸۶	Constant	۰/۴۶۷۷	۰/۴۶۷۷
R^2 =۰/۹۴۷		D_W =۲/۰۳۶		F =(۰/۰۰۰) ۷۵/۳۶	

(منبع: یافته‌های پژوهش).

به‌منظور بررسی رابطهٔ بلندمدت از آزمون کرانه‌ها استفاده می‌شود. مقادیر آمارهٔ آزمون کرانه‌ها تحت آزمون‌های F و t به‌ترتیب ۱۴/۱۷۲ و ۹/۵۳۰− به دست آمده است که از مقادیر کرانهٔ بالا برای آزمون‌های مربوطه که به‌ترتیب مقادیر ۳/۵۰ و ۴/۵۰− هستند بزرگ‌ترند. بیشتر بودن مقدار آمارهٔ آزمون از کرانهٔ بالا نشان می‌دهد که فرضیهٔ صفر آزمون مبنی بر نبود رابطهٔ هم‌جمعی میان متغیرها تأیید نمی‌شود. نتایج آزمون کرانه‌ها نشان‌دهندهٔ وجود رابطهٔ بلندمدت میان متغیرهاست و بر این اساس می‌توان ضرایب بلندمدت را برآورد کرد. ضریب الگوی تصحیح خطا نیز منفی و معنادار به دست آمده است. منفی بودن ضریب نشان می‌دهد که تکانهٔ واردشده به الگو روند میرا و نزولی دارد؛ بنابراین، تعادل الگو در بلندمدت پایدار خواهد بود. مقدار ضریب نیز برابر با ۰/۲۳۸ است که نشان می‌دهد در هر دوره (فصل) تقریباً ۲۴ درصد از تکانهٔ وارده خنثی می‌شود.

ضریب برآوردشده برای رابطهٔ بلندمدت میان تورم و نوسانات تورم مثبت و از نظر آماری معنادار است که نشان می‌دهد در بلندمدت سطوح بالاتر تورم با نوسانات بزرگ‌تر تورم همراه است و در دوره‌هایی که تورم کاهش یافته نوسانات آن نیز کاهش می‌یابد. این نتایج با یافته‌های الگوی TVP-SVM که رابطهٔ متغیر زمانی مثبتی بین تورم و نوسانات آن به دست آمده بود همخوانی دارد.

تغییرات بدهی دولت به بانک‌های تجاری در بلندمدت رابطهٔ مثبت و از نظر آماری معنادار با نوسانات تورم دارد. افزایش بدهی دولت به بانک‌های تجاری نوسانات تورم را افزایش می‌دهد که با ادبیات نظری همخوانی دارد. افزایش بدهی دولت به بانک‌های تجاری در ایران از طریق افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و در نتیجه تغییر در پایهٔ پولی و حجم پول بر نوسانات تورم تأثیرگذار خواهد بود.

در بلندمدت تغییر شکاف تولید رابطهٔ مستقیم و معناداری با نوسانات تورم داشته است. نتایج بیانگر این واقعیت است که تکانه‌های وارده به اقتصاد که انحراف بیشتری در تولید نسبت به روند بلندمدت آن ایجاد کنند، در تورم نیز نوسانات بزرگ‌تری ایجاد می‌کنند.

تغییر نرخ ارز در بلندمدت رابطهٔ مستقیم و معناداری با نوسانات تورم دارد. افزایش نرخ ارز باعث افزایش قیمت کالاهای وارداتی و در نتیجه افزایش تورم می‌شود. بر اساس یافته‌های پژوهش، تغییرات بزرگ‌تر در نرخ ارز نوسانات بزرگ‌تری در تورم ایجاد می‌کند. در بلندمدت تغییرات حجم پول رابطهٔ مثبتی با نوسانات تورم داشته است، اما ضریب به‌دست‌آمده از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار نیست. یکی از دلایل معنادار نبودن تغییر حجم پول بر نوسانات تورم در بلندمدت، وجود همبستگی شدید بین متغیر توضیحی تغییر در حجم پول با متغیر توضیحی بدهی دولت به بانک‌های تجاری است. به عبارت دیگر، از آنجا که افزایش بدهی دولت به بانک‌های تجاری یکی از عوامل ایجادکنندهٔ تغییر حجم پول است، تغییرات حجم پول ناشی از تغییر در بدهی دولت به بانک‌ها در ضریب مربوط به بدهی دولت به بانک‌ها لحاظ خواهد شد و در این قسمت صرفاً اثرات خالص تأثیر حجم پول بر نوسانات تورم مدنظر است.

در بلندمدت واردات رابطهٔ معناداری با نوسانات تورم نداشته است. واردات تنها در کوتاه‌مدت بر نوسان تورم تأثیرگذار است و افزایش واردات صرفاً در کوتاه‌مدت می‌تواند نوسانات تورم را کاهش دهد و در بلندمدت بی‌تأثیر است.

جدول ٤. نتیجهٔ برآورد ضریب تصحیح خطا و روابط بلندمدت

آزمون کرانه‌ها			
آماره	مقدار	مقادیر بحرانی در سطح معناداری ۵٪	
		کرانه بالا	کرانه پایین
آمارهٔ F	۱۴/۱۷۲	۳/۵۰	۲/۳۲
آمارهٔ t	−۹/۵۳۰	−۴/۵۷	−۲/۸۶
ضریب تصحیح خطا			
ضریب	انحراف معیار	سطح معناداری	
−۰/۲۳۸	۰/۰۵۵۶	۰/۰۰۰	
ضرایب بلندمدت			
متغیر	ضریب	انحراف معیار	سطح معناداری
تورم	۰/۰۷۶	۰/۰۴۰	۰/۰۳۵
تغییر بدهی به بانک‌ها	۳۷/۳۵۴	۱۵/۰۳۱	۰/۰۱۵
تغییر شکاف تولید	۰/۰۰۰۲۳۷	۰/۰۰۰۰۷	۰/۰۰۱
تغییر نرخ ارز	۰/۰۰۰۲۶۹	۰/۰۰۰۱	۰/۰۱۲
تغییر حجم پول	۰/۱۱۳	۰/۰۶۸	۰/۱۰۲
واردات	−۰/۰۰۰۰۱۸	۰/۰۰۰۰۲۹	۰/۵۳۸

(منبع: یافته‌های پژوهش).

٦. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به روند صعودی بدهی دولت به بانک‌های تجاری و همچنین افزایش سهم آن در ترکیب بدهی‌های دولت در سال‌های اخیر در اقتصاد ایران، هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر متغیر بدهی دولت به بانک‌های تجاری بر عملکرد اقتصاد کلان در ایران است. با توجه به ادبیات موضوع و اهمیت تورم و نوسانات آن به‌عنوان یک متغیر کلیدی در بررسی شاخص‌های اقتصادی و ارتباط آن با سایر متغیرهای اقتصادی، در این مطالعه تأثیر بدهی دولت به بانک‌های تجاری بر عملکرد اقتصاد کلان از طریق تأثیر آن بر نوسانات تورم مورد تحلیل قرار گرفته است. برای دست‌یابی به این هدف، الگوی نوسان تصادفی با ضرایب متغیر زمانی برای محاسبهٔ نوسانات تورم به کار رفته و ضرایب میان متغیرها نیز با استفاده از الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی برآورد شده است.

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطهٔ مستقیم و معناداری میان تغییر در بدهی دولت به بانک‌های تجاری و نوسانات تورم وجود دارد. بر اساس این نتایج، واردات در کوتاه‌مدت رابطهٔ منفی و معناداری با تورم داشته است ولی در بلندمدت رابطهٔ میان واردات و نوسانات تورم معنادار نیست. این نتایج دلالت بر این نکته دارد که استفاده از لنگر واردات برای کنترل سطح قیمت‌ها صرفاً در کوتاه‌مدت اثربخش است. بر اساس نتایج، واردات صرفاً تا یک وقفه با نوسانات تورم رابطهٔ معنادار دارد؛ بنابراین، نمی‌تواند به‌عنوان ابزاری قابل اتکا در بلندمدت مورد استفاده قرار گیرد. همچنین رابطهٔ معنادار میان تورم و نوسانات آن تأییدکنندهٔ فرضیهٔ فریدمن برای اقتصاد ایران است.

بر اساس نتایج پژوهش، در ایران افزایش بدهی دولت به بانک‌های تجاری سازوکار مناسبی برای تأمین مالی بدهی‌های دولت نیست؛ زیرا عوارضی شبیه بدهی دولت به بانک مرکزی دارد. افزایش بدهی دولت به بانک‌های تجاری منجر به افزایش نوسانات تورم می‌شود و از این طریق نااطمینانی در اقتصاد را افزایش خواهد داد و در نهایت می‌تواند باعث کاهش حجم فعالیت‌های اقتصادی و کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی شود.

بر این اساس، می‌توان گفت در اقتصاد ایران بدهی دولت به بانک‌های تجاری عوارض منفی بیشتری نسبت به بدهی دولت به بانک مرکزی دارد. بدهی دولت به بانک مرکزی از طریق افزایش پایهٔ پولی منجر به نوسانات تغییرات سطح قیمت‌ها و تورم می‌شود و اثرات منفی بر اقتصاد خواهد داشت که در این مورد با بدهی دولت به بانک‌های تجاری یکسان است؛ اما از آنجا که بدهی دولت به بانک‌های تجاری نخست از طریق فشار بر منابع بانکی نرخ بهره را افزایش می‌دهد و دسترسی بخش خصوصی به منابع را محدود می‌کند، دوم از طریق افزایش ریسک نقدینگی و اعتباری در سیستم بانکی باعث افزایش ریسک و نااطمینانی در اقتصاد می‌شود و در نهایت هزینهٔ تأمین مالی در اقتصاد را بالا می‌برد، بنابراین اثرات منفی و تزاحمی بیشتری نسبت به بدهی دولت به بانک مرکزی در اقتصاد ایران دارد.

بر اساس یافته‌ها، ایجاد سازوکار قانونی به‌منظور محدودیت تأمین مالی بدهی دولت از طریق سیستم بانکی توصیه می‌شود. همچنین با توجه به اینکه بخش زیادی از بدهی دولت به سیستم بانکی از طریق بدهی برای حساب تنخواه دولت است، لازم است سیاست‌گذاری در حوزهٔ محدودیت بدهی دولت به سیستم بانکی توجه

ویژه‌ای به این ردیف داشته باشد و قوانین شفاف و مشخصی در این حوزه وضع شود. همچنین لازم است محدودیت‌های تأمین مالی دولت به‌صورت مقداری بیان شود و تعیین محدودیت‌های نسبی که بدهی دولت را به‌صورت نسبی از کل مخارج تعیین می‌کند به نظر چندان مفید نخواهند بود.

یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد رابطهٔ معناداری در کوتاه‌مدت و بلندمدت میان نوسانات نرخ تورم و تغییرات شکاف تولید وجود دارد. این نتایج نشان می‌دهد که همراه با افزایش عدم تعادل‌های بخش واقعی، تغییرات تورمی و نوسانات آن نیز افزایش می‌یابد. این نتایج می‌تواند به‌نوعی تأییدکنندهٔ دیدگاه کینزی در رابطه با تورم باشد. بر اساس یافته‌های پژوهش، سیاست‌های اقتصادی و غیراقتصادی که باعث ایجاد انحراف تولید از مقدار تعادلی خود شوند نوسانات نرخ تورم را افزایش می‌دهند. بنابراین، به‌منظور کنترل نوسانات تورم توصیه می‌شود سیاست‌گذاری در محیط شفافی صورت گیرد که نااطمینانی را کاهش دهد. سیاست‌گذاری باید معطوف به کاهش تأثیرات تکانه‌های خارجی بر تولید باشد و کمترین اثرات جانبی منفی بر انتظارات عوامل اقتصادی از آینده و تولید را داشته باشد.

سپاس‌گزاری

نویسنده از داوران محترم سپاس‌گزاری می‌کند که با نظرات ارزشمندشان باعث ارتقای کیفیت مقاله شدند.

تضاد منافع

نویسنده اعلام می‌دارد هیچ تضاد منافعی در این پژوهش وجود ندارد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

احسانی، محمدعلی؛ لعل‌خضری، حمید؛ طاهری بازخانه، صالح. (۱۳۹۸). «تحلیل آستانه‌ای و طیفی رابطهٔ میان بدهی دولت به سیستم بانکی و رشد اقتصادی در ایران». *پژوهش‌های رشد و توسعهٔ اقتصادی*، ۹(۳۵)، ۳۵-۵۲. https://doi.org/10.30473/egdr.2018.39648.4801

امامی، کریم؛ سلمان‌پور، علی. (۱۳۸۵). «تورم و نااطمینانی تورمی در ایران رویکردی نوین جهت بررسی ارتباط متقابل». *اقتصاد و مدیریت*، ۱۸(۶۹)، ۵۳-۶۷. https://journals.srbiau.ac.ir/article_5974.html

امیری، فرهاد؛ درخشانی درآبی، کاوه؛ آسایش، حمید. (۱۴۰۰). «کاربرد الگوی TV-GARCH در برآورد تلاطم نرخ ارز در ایران». *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۳(۲۶)، ۶۱-۸۷. https://doi.org/10.22034/epj.2022.16336.2195

پاشا زانوس، پگاه؛ بهرامی، جاوید؛ توکلیان، حسین؛ محمدی، تیمور. (۱۳۹۹). «نقش ادغام مالی بین‌المللی بر نوسانات تولید و تورم در اقتصاد ایران: رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی». *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۱(۳۹)، ۷-۴۴. http://dx.doi.org/10.29252/jemr.10.39.7

جعفری صمیمی، احمد؛ درخشانی درآبی، کاوه. (۱۳۹۴). «استقلال بانک مرکزی در ایران: تحلیل نظری و تجربی». *پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۸(۲۴)، ۱۶۷-۱۹۰. http://dorl.net/dor/20.1001.1.26453355.1394.8.24.4.0

حاج‌امینی، مهدی؛ احمدی شادمهری، محمدطاهر؛ فلاحی، محمدعلی؛ ناجی‌میدانی، علی‌اکبر. (۱۳۹۴). «تأثیر کسری بودجه بر نقدینگی در اقتصاد ایران با تأکید بر درون‌زایی دارایی‌های سیستم بانکی». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۳(۷۵)، ۱۳۱-۱۶۶. http://qjerp.ir/article-1-1023-fa.html

رودری، سهیل؛ همایونی‌فر، مسعود؛ سلیمی‌فر، مصطفی. (۱۳۹۹). «بررسی همبستگی میان نوسانات نرخ ارز، نوسانات مخارج جاری دولت و بدهی دولت به شبکهٔ بانکی با تأکید بر مقیاس-زمان». *اقتصاد پولی مالی*، ۲۷(۱۹)، ۱-۲۸. https://doi.org/10.22067/pm.v27i19.82009

ساعدی، علیرضا؛ درگاهی، حسن. (۱۴۰۱). «تحلیل پایداری بدهی دولت با تأکید بر کاربرد قاعدهٔ مالی در اقتصاد ایران». *نظریه‌های کاربردی اقتصادی*، ۹(۴)، ۲۲۳-۲۴۸. https://doi.org/10.22034/ecoj.2023.50098.3005

سلمانی، یونس؛ یاوری، کاظم؛ اصغرپور، حسین؛ سحابی، بهرام. (۱۳۹۷). «اثرات اقتصاد کلان انواع بدهی‌های دولت در ایران». *تحقیقات مدل‌سازی اقتصاد*، ۹(۳۲)، ۱۲۹-۱۷۷. http://dx.doi.org/10.29252/jemr.8.32.129

سهیلی، کیومرث؛ الماسی، مجتبی؛ سقایی، مریم. (۱۳۹۱). «ارزیابی اثر تورم انتظاری، رشد نقدینگی، تورم وارداتی، شکاف تولید و نرخ ارز بر نرخ تورم در ایران». *پژوهش‌نامهٔ اقتصاد کلان*، ۷(۱۳)، ۳۹-۶۰. https://jes.journals.umz.ac.ir/article_54.html

طیب‌نیا، علی؛ تقی‌ملایی، سعید. (۱۳۸۹). «پول و تورم در ایران: رویکرد خودرگرسیونی برداری (VAR)». *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۵(۱)، ۳-۲۹. http://dorl.net/dor/20.1001.1.22519092.1389.15.1.8.4

فلاحتی، علی؛ احمدی، مرضیه؛ الهرضایی، اسعد؛ نریمانی، احمد. (۱۳۹۵). «تخمین تولید بالقوه و شکاف تولید برای ایران و بررسی سیاست تحقق رشد مستمر اقتصادی (رهیافت فیلترینگ داده‌ها)». *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۴(۱۳)، ۹۷-۱۱۳. https://jes.journals.umz.ac.ir/article_54.html

قدمیاری، محمد. (۱۳۹۹). «بدهی دولت به بانک‌های تجاری و شکنندگی مالی». *راهبرد مدیریت مالی*، ۸(۴)، ۲۱۳-۲۳۴. https://dorl.net/dor/20.1001.1.23453214.1399.8.4.9.0

محنت‌فر، یوسف؛ درخشانی درآبی، کاوه؛ پرندین، کاوه. (۱۳۹۵). «تأثیر نوسانات نفت و ارز بر شاخص قیمت بازار سهام در ایران: رویکرد آزمون کرانه‌ها». *تحلیل‌های اقتصادی توسعهٔ ایران*، ۴(۲)، ۱۳۳-۱۵۶. https://doi.org/10.22051/edp.2017.12022.1060

معماریان، محمدحسین. (۱۳۹۸). «شناسایی مجاری ایجاد بدهی دولت». مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، ۱۶۷۳۸. https://rc.majlis.ir/fa/report/show/1365409

مهرآرا، محسن؛ قبادزاده، رضا. (۱۳۹۵). «بررسی عوامل مؤثر بر تورم در ایران مبتنی بر رویکرد میانگین‌گیری بیزینی (BMA) و میانگین‌گیری حداقل مربعات (WALS)». *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۱(۱)، ۵۷-۸۲. http://dorl.net/dor/20.1001.1.22519092.1395.21.1.3.1

Amiri, F.; Derakhshani Darabi, K. & Asayesh, H. (2022). "Application of the TV-GARCH model in estimating the exchange rate volatility in Iran". *The Journal of Economic Policy*, 13(26), 61-87. [In Persian]. Doi: 10.22034/Epj.2022.16336.2195

Arespa, M. & Gonzalez-Alegre, J. (2022). "The determinants of inflation volatility: a panel data analysis for US-product categories". *Applied Economics*, 54(35), 4060-4083. Doi: 10.1080/00036846.2021.2020714

Aworinde, O. B. (2013). *Budget Deficits and Economic Performance*. Doctoral dissertation: University of Bath.

Berentsen, A. & Waller, C. J. (2017). "Liquidity Premiums on Government Debt and the Fiscal Theory of the Price Level". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 89, 173-182. https://doi.org/10.1016/j.jedc.2018.01.038

Blanchard, O., & Simon, J. (2001). "The Long and Large Decline in U. S. Output Volatility". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 135–164. Doi: 10.1353/Eca.2001.0013

Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". *Journal of Econometrics*, 31, 307-327. https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1

Chan, J. C. C. (2017). "The Stochastic Volatility in Mean Model with Time-Varying Parameters: An Application to Inflation Modeling". *Journal of Business and Economic Statistics*, 35(1), 17-28. https://doi.org/10.1080/07350015.2015.1052459

Cooper, R. & Nikolov, K. (2018). "Government debt and banking fragility: The spreading of strategic uncertainty". *International Economic Review*, 59(4), 1905-1925. https://doi.org/10.1111/iere.12323

Ehsani, M. A.; Lal-e-Khezri, H. & Taheri, S. (2019). "Threshold and Spectral Analysis of the Relationship between Government Debt to Banking System and Economic Growth in Iran". *Economic Growth and Development Research*, 9(35), 35-52. [In Persian]. https://doi.org/10.30473/egdr.2018.39648.4801

Emami, K. & Salmanpoor, A. (2006). "Inflation and Inflationary Uncertainty in Iran, A New Approach to Investigate Interrelationships". *Economics and Management*, 18(69), 53-67. https://journals.srbiau.ac.ir/article_5974.html [In Persian].

Engle, R. F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". *Econometrica*, 50(4), 987-1007. http://www.econ.uiuc.edu/~econ536/Papers/engle82.pdf

Fakher, H. (2016). "The Empirical Relationship between Fiscal Deficits and Inflation (Case Study: Selected Asian Economies)". *Iranian Economic Review*, 20(4), 551-579. https://doi.org/10.22059/ier.2016.59605

Falahati, A.; Ahmadi, M.; Allahrezaee, A. & Narimani, A. (2016). "Estimation of Potential Production and Production Gap in Iran's Economy (Based on Data-Filtering Methodology and Economic Policy Effect Analyzing)". *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 4(13), 97-113. [In Persian]. https://jes.journals.umz.ac.ir/article_54.html

Friedman, M. (1977). "Nobel lecture: Inflation and unemployment". *Journal of Political Economy*, 85, 451–472. https://www.jstor.org/stable/1830192

Gedeon, S. J. (1985). "The post-keynesian theory of money: A summary and an eastern European example". *Journal of Post Keynesian Economics*, 8(2), 1985-86. https://doi.org/10.1080/01603477.1985.11489560

Ghadamyari, M. (2020). "Government Debt to Commercial Banks and Financial Fragility". *Financial Management Strategy*, 8(4), 213-234. [In Persian]. https://dorl.net/dor/20.1001.1.23453214.1399.8.4.9.0

Hajamini, M.; Ahmadai Shadmehri, M. T.; Falahi, M. A. & Naji Meidani, A. A (2016). "The Impact of Budget Deficits on Liquidity with the Emphasis on Endogeneity of Banking System Assets". *Journal of Economic Research and Policies*, 23(75), 131-166. [In Persian]. http://qjerp.ir/article-1-1023-fa.html

Ho, T. K. (2005). "Explaining the Fiscal Theory of Price Level Determination and Its Empirical Plausibility for Taiwan". *Academia Economic Papers*, 33, 241-277. http://proj3.sinica.edu.tw/~econ/publication/aep/33-2/33-2-4.pdf

Jafari Samimi, A. & Derakhshani Darabi, K (2015). "Central Bank Independence in Iran: A Theoretical and Empirical Analysis". *Journal of Monetary & Banking Research*, 8(24), 167-190. [In Persain]. http://dorl.net/dor/20.1001.1.26453355.1394.8.24.4.0

Jiménez, C. I. G. (2011). *Economics of U.S. Government Debt Accumulation*. Doctoral dissertation in The Department of Agricultural Economics and Agribusiness.

Joines, D. (1985). "Deficits and Money Growth in the United States 1872-1983". *Journal of Monetary Economics*, 16, 329-351. https://doi.org/10.1016/0304-3932(85)90040-6

Judson, R. & Orphanides, A. (1999). "Inflation, Volatility and Growth". *International Finance*, 2(1), 117–138. https://doi.org/10.1111/1468-2362.00021

Karras, G. (1994). "Macroeconomic Effects of Budget Deficits: Further International Evidence". *Journal of International Money and Finance*, 13(2), 190-210. https://doi.org/10.1016/0261-5606(94)90015-9

Koirala, P. K. & Nyiwul, L. (2023). "Inflation Volatility: A Bayesian Approach". *Research in Economics*, 77(1), 185-201. https://doi.org/10.1016/j.rie.2023.01.003

Koopman, S. J. & Hol Uspensky, E. (2002). "The Stochastic Volatility in Mean Model: Empirical Evidence from International Stock Markets". *Journal of Applied Econometrics*, 17(6), 667–689. https://doi.org/10.1002/jae.652

Kydland, F. E. & Prescott, E. C. (1977). "Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans". *The Journal of Political Economy*, 85, 473-492. https://doi.org/10.1086/260580

Lavoie, M. (1984). "The endogenous flow of credit and the post Keynesian theory of money". *Journal of Economic Issues*, 18(3), 771-797. https://doi.org/10.1080/00213624.1984.11504274

Lee, S.; Nguyen, L. & Sy, M. (2017). "Comparative Study of Volatility Forecasting Models: The Case of Malaysia, Indonesia, Hong Kong and Japan Stock Markets". *Economics World*, 23, 299-310. http://dx.doi.org/10.17265/2328-7144/2017.04.002

Lindgren, C. J.; Garcia, G. G. & Saal, M. I. (1996). *Bank soundness and macroeconomic policy*. International Monetary Fund.

Mehnatfar, Y.; Derakhshani Darabi, K. & Parandin, K. (2016). "The Effects of Oil Price and Foreign Exchange Rate Fluctuations on Stock Exchange Price Index in Iran: Bounds Test Approach". *Iranian Economic Development Analyses*, 4(2), 133-156. [In Persian]. https://doi.org/10.22051/edp.2017.12022.1060

Mehrara, M. & Ghobadzadeh, R. (2016). "The Determinants of Inflation in Iran Based on Bayesian Model Averaging (BA) and Weighted-Average Least Squares (WALS)". *Journal of Planning and Budgeting*, 21(1), 57-82. [In Persian]. http://dorl.net/dor/20.1001.1.22519092.1395.21.1.3.1

Memarian, M. H. (2019). "Identifying the Ways to Create Government Debt". Islamic Parliament Research Center Of The Islamic Republic Of IRAN, No. 16738. [In Persian]. https://rc.majlis.ir/fa/report/show/1365409

Pasha Wanous, P.; Vahrami, J.; Tavakkolian, H. & Mohammadi, T (2020). "The Role of International Financial Integration in Production and Inflation Fluctuations in Iran: Using a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model". *Journal of Economic Modeling Research*, 11(39), 7-44. [In Persian]. http://dx.doi.org/10.29252/jemr.10.39.7

Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1996). "Cointegration and Speed of Convergence to Equilibrium". *Journal of Econometrics*, 71(1), 117-143. https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01697-6

Rother, P. (2004). "Fiscal policy and inflation volatility". *European Central Bank working paper*, 317.

Roudari, S.; Homayounifar, M. & Salimifar, M. (2020). "Foreign Exchange rate Volatiles, Government Debt to the Banks and Current Government Spending: Wavelet Transform approach". *Monetary & Financial Economics*, 27(19), 1-28. [In Persian]. https://doi.org/10.22067/pm.v27i19.82009

Saedi, A. & Dargahi, H. (2023). "Debt Sustainability Analysis with emphasis on Fiscal Rules: Case of Iran". *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 9(4), 223-248. [In Persian]. https://doi.org/10.22034/ecoj.2023.50098.3005

Salmani, Y.; Yavari, K.; Asgharpour, H. & Sahabi, B. (2018). "The Macroeconomic Effects of Government Debt in Iran". *Journal of Economic Modeling Research*, 9(32), 129-177. [In Persian]. http://dx.doi.org/10.29252/jemr.8.32.129

Sargent, T. & Wallace, N. (1981). "Some unpleasant monetarist arithmetic". *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5. https://doi.org/10.21034/qr.531

Sikken, B. J. & Haan, J. (1998). "Budget Deficits, Monetization, and Central Bank Independence in Developing Countries". *Oxford Economic Papers*, 50, 493-511. https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.oep.a028658

Sohaili, K.; Almasi, M. & Saghaei, M (2012). "Evaluating the Effect of Expected Inflation, liquidity Growth, Imported Inflation, Production Gap and Exchange Rate on the Inflation Rate in Iran". *Macroeconomics Research* Letter, 7(13), 39-60. [In Persian]. https://jes.journals.umz.ac.ir/article_54.html

Taiebnia, A. & Taghimollaee, S. (2010). "Money and Inflation in Iran: Vector Auto-Regression (VAR) Approach". *Journal of Planning and Budgeting*, 15(1), 3-29. [In Persian]. http://dorl.net/dor/20.1001.1.22519092.1389.15.1.8.4

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی