



Role of Pre-Event and Post-Event Indicators in Assessing the Impact of Monetary and Fiscal Shocks on Financial Instability in Iran

Alireza Raanaei¹ , Karim Eslamloueyan^{2✉} , Rouhollah Shahnazi³ , Sakine Owjimehr⁴

1. Ph.D. in Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran. alirezaraanaei@shirazu.ac.ir

2. Corresponding Author, Professor of Economics, Department of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran. keslamlo@shirazu.ac.ir

3. Professor of Economics, Department of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran. rshahnazi@shirazu.ac.ir

4. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran. s.owjimehr@shirazu.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:

Received: November 2024

Accepted: May 2026

JEL: E44, G01, G23, E52, G18.

Keywords:

Financial instability,
Monetary policy,
Fiscal policy,
Ex-ante and ex-post
Indexes,
Iran's Economy,
NK-DSGE.

ABSTRACT

The objective of this study is to examine the role of the type of financial instability indicator in the assessment of monetary and fiscal policies in Iran, with this assessment being conducted through a comparison of pre-event and post-event indicators. To this end, a Bayesian New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model, together with pre-event and post-event indicators, is employed for the period from 1989 to 2022. Five types of spreads involving the interest rate, lending rate, return on entrepreneurs' capital, and bank portfolio returns are used as pre-event indicators, while a post-event indicator is employed as a measure of financial stability. The results show that increases in the spreads between "bank portfolio returns and the interest rate" and "the lending rate and the interest rate," as well as negative values of the spreads between "the return on entrepreneurs' capital and the lending rate" and "the return on entrepreneurs' capital and the interest rate," lead to an increase in financial instability. The correlation matrix confirms convergence between the pre-event and post-event indicators. The results indicate that, in the case of a monetary shock, the spread between "the lending rate and the interest rate," and in the case of a fiscal shock, the spread between "the return on entrepreneurs' capital and bank portfolio returns," is a more appropriate indicator for assessing financial stability. Furthermore, the spread between "the return on entrepreneurs' capital and the lending rate" exhibits a stronger response to the shocks. The results show that the response of financial stability indicators to monetary policy shocks is stronger than their response to fiscal policy shocks. The findings emphasize the importance of maintaining a balance between the profitability of the banking sector and that of the real sector of the economy in reducing financial instability. Therefore, monetary and fiscal policies should be designed in a manner that supports the balanced development of these two sectors.

Cite this article: Raanaei, A. R., Eslamloueyan, K., Shahnazi, R. A., & Owjimehr, S. (2026). Role of Pre-Event and Post-Event Indicators in Assessing the Impact of Monetary and Fiscal Shocks on Financial Instability in Iran . *Applied Theories of Economic*, 13(3), 1-26.

<https://doi.org/10.22034/eoj.2026.64017.3359>



© The Author(s).

DOI: 10.22034/eoj.2026.64017.3359

Publisher: University of Tabriz

Introduction

Financial stability plays a pivotal role in the functioning of modern economies, particularly because disruptions in the financial system can affect credit allocation, investment, the transmission of macroeconomic policies, and the interaction between the financial and real sectors of the economy. Following the 2008 global financial crisis, a broad body of theoretical and empirical research has examined the nature, mechanisms, and consequences of financial instability. However, unlike monetary stability or macroeconomic stability in the broader sense, there is still no clear consensus regarding the definition and measurement of financial stability. The absence of an agreed-upon definition has led to the use of different indicators, each of which captures only certain dimensions of the financial system. Consequently, empirical findings regarding financial instability may differ depending on the indicator employed.

This measurement issue is particularly important in studies examining the effects of monetary and fiscal policies on financial stability. If different indicators reflect different aspects of the financial system, the estimated effects of policy shocks may likewise be sensitive to the measure selected for financial instability. Therefore, the issue is not merely how monetary and fiscal shocks affect financial instability, but also whether the assessment of these effects depends on the indicator through which financial instability is measured.

The present study addresses this question by distinguishing between two groups of financial instability indicators, namely pre-event and post-event indicators. Pre-event indicators are measures that signal financial pressures, risks, or vulnerabilities before financial instability fully materializes. In this study, these indicators are constructed as financial spreads derived from interest rates, lending rates, the return on entrepreneurs' capital, and bank portfolio returns. In contrast, post-event indicators are based on realized conditions and reflect the actual state of the economy in terms of financial instability. The main objective of this study is to examine whether the estimated effects of monetary and fiscal policy shocks on financial instability in Iran depend on the type of financial instability indicator employed, as well as to identify the most appropriate pre-event indicators under monetary and fiscal policy shocks.

Methodology

This study employs a Bayesian New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model incorporating financial frictions, banking intermediation, and entrepreneurial activity. The model is developed based on the studies of Bernanke et al. (1999), Gertler and Karadi (2011), Christiano et al. (2010, 2014), and Rannenberg (2016), and is adapted to reflect the structural characteristics of the Iranian economy. These characteristics include the bank-based nature of financing, the leverage behavior of banks and entrepreneurs, the differentiation of lending rates, and the presence of a government sector that finances its expenditures through taxation, bond issuance, oil revenues, and borrowing from the central bank.

The model consists of seven agents: households, banks, capital goods producers, entrepreneurs, retailers, the central bank, and the government. Households allocate their savings between bank deposits and government bonds. Banks intermediate funds by extending loans to retailers and entrepreneurs. Entrepreneurs purchase capital goods, transform them into effective capital, and lease them to retailers. Retailers produce final goods using labor and rented capital. The central bank determines the interest rate according to a monetary policy rule, while the government finances its expenditures through fiscal and monetary channels.

The empirical analysis covers the period from 1989 to 2022. Structural parameters are estimated using a Bayesian approach, while some steady-state values are calibrated using data from the Iranian economy and previous empirical studies. Financial instability is measured through two related groups of indicators. The first group consists of five pre-event spreads: the spread between the return on entrepreneurs' capital and the interest rate, the spread between bank portfolio returns and the interest rate, the spread between the return on entrepreneurs' capital and bank portfolio returns, the spread between the lending rate and the interest rate, and the spread between the return on entrepreneurs' capital and the lending rate. The second group consists of a post-event financial instability indicator, which is derived endogenously from the financial instability condition implied by the model. After solving and estimating the model, expansionary monetary and fiscal policy shocks are introduced. The effects of these shocks are evaluated through impulse response functions, correlation analysis between the pre-event spreads and the post-event indicator, and variance decomposition.

Results and Discussion

The calculation of the post-event financial instability indicator yields a negative value of $FS = -12.0005$, indicating the presence of financial instability in the Iranian economy over the period under study. This negative value indicates the existence of an imbalance between the financial sector and the real sector

of the economy. Specifically, this result suggests that the productivity of lending and the return structure of productive activities are not sufficiently strong to absorb the pressures arising from financial frictions, credit distortions, and financing costs. From this perspective, financial instability in the Iranian economy cannot be reduced to the movement of a single financial price. Rather, this instability emerges from the configuration of returns that links the banking sector, entrepreneurial activity, and the real sector of the economy.

The impulse response function analysis shows that an expansionary monetary policy shock affects financial instability through several channels. The spread between the return on entrepreneurs' capital and the lending rate becomes negative, indicating that the profitability of entrepreneurial activity declines relative to the cost of external financing. This situation weakens firms' repayment capacity and increases the probability of default. At the same time, an increase in the spread between the lending rate and the interest rate indicates higher credit risk and rising borrowing costs. The negative response of the spread between the return on entrepreneurs' capital and bank portfolio returns also indicates that banking activities become more profitable than entrepreneurial activities. This relative increase in bank profitability, particularly when accompanied by weakening returns in the productive sector, can itself be interpreted as a sign of financial instability.

The results associated with the fiscal policy shock indicate a similar but distinct mechanism. An expansionary fiscal policy shock reduces both the spread between the return on entrepreneurs' capital and the lending rate and the spread between the return on entrepreneurs' capital and the interest rate, thereby increasing financial pressure on the real sector of the economy. This finding is consistent with the crowding-out mechanism: when the government's financing needs increase, the private sector faces more limited access to financial resources and higher borrowing costs. The spread between the return on entrepreneurs' capital and bank portfolio returns also becomes negative, indicating that banking activities become more profitable relative to entrepreneurial activities. An increase in the spread between bank portfolio returns and the interest rate confirms an increase in banks' profitability, while an increase in the spread between the lending rate and the interest rate indicates higher credit risk.

The correlation analysis shows that the most appropriate pre-event indicator depends on the type of policy shock. In the case of a monetary policy shock, the spread between the lending rate and the interest rate exhibits the highest correlation with the post-event financial instability indicator. This result indicates that this spread is the most appropriate pre-event indicator for assessing the effect of monetary policy shocks on financial instability. In contrast, in the case of a fiscal policy shock, the spread between the return on entrepreneurs' capital and bank portfolio returns performs better than the other spreads. This result implies that fiscal shocks primarily affect financial instability through changes in the relative profitability of the real and banking sectors.

The results also show that the spread between the return on entrepreneurs' capital and the lending rate exhibits the strongest response to both monetary and fiscal shocks. This finding is important because it distinguishes between the most appropriate indicator for measuring financial instability and the indicator that is most sensitive to policy shocks. The spread between the lending rate and the interest rate is the best pre-event indicator in the case of a monetary shock, while the spread between the return on entrepreneurs' capital and bank portfolio returns is the best pre-event indicator in the case of a fiscal shock; nevertheless, the spread between the return on entrepreneurs' capital and the lending rate is the most responsive spread in terms of the dynamics of the impulse response functions.

In addition, the response of financial instability indicators to monetary policy shocks is stronger than their response to fiscal policy shocks. The variance decomposition results also confirm this finding and show that monetary policy shocks account for the largest share of the variation in the post-event financial instability indicator. This result indicates that, within the structural framework of the model, monetary policy is the dominant source of financial instability fluctuations, and this effect operates primarily through its impact on the interest rate, lending rate, bank portfolio returns, and the return on entrepreneurs' capital.

Overall, the findings of the study show that the assessment of financial instability is sensitive to the type of indicator employed. The results emphasize the necessity of monitoring not only overall financial conditions but also the relative configuration of returns in the banking and real sectors of the economy. From a policy perspective, maintaining a balanced relationship between the profitability of the banking sector and the returns of the real sector of the economy is essential for reducing financial instability. The results also indicate that monetary and fiscal policies should be coordinated with macroprudential considerations so that expansionary policies do not unintentionally lead to wider financial spreads, increased credit risk, or a diversion of financial incentives from productive entrepreneurial activities toward financial activities.



نقش شاخص‌های پیشا و پسا-رویداد در ارزیابی تأثیر تکانه‌های پولی و مالی بر بی‌ثباتی مالی در اقتصاد ایران^۱

علیرضا رعنائی^۱، کریم اسلاملوئیان^۲✉، روح‌اله شهنازی^۳، سکینه اوجی‌مهر^۴

۱. دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. رایانامه: alirezaraanaei@shirazu.ac.ir
۲. نویسنده مسئول، استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. رایانامه: keslamlo@shirazu.ac.ir
۳. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. رایانامه: rshahnazi@shirazu.ac.ir
۴. دانشیار، گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. رایانامه: s.ojimehr@shirazu.ac.ir

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۸/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۲/۲۶ JEL: E44, G01, G23, E52, G18. واژه‌های کلیدی: بی‌ثباتی مالی، تکانه‌های پولی و مالی، شاخص‌های پیشا و پسا-رویداد، اقتصاد ایران، تعادل عمومی پویای تصادفی.	هدف این پژوهش بررسی نقش نوع شاخص بی‌ثباتی مالی بر ارزیابی سیاست‌های پولی و مالی در ایران است؛ به‌طوری‌که این ارزیابی از طریق مقایسه شاخص‌های پیشا و پسا-رویداد انجام می‌شود. برای این منظور یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید با رویکرد بیزی به همراه شاخص‌های پیشا و پسا-رویداد برای دوره ۱۳۶۸-۱۴۰۱ به کار گرفته شد. پنج نوع اسپرد (شکاف) شامل نرخ بهره، نرخ وام، بازدهی سرمایه کارآفرین، و بازدهی پورتنوی بانک به عنوان شاخص پیشا-رویداد، و یک شاخص پسا-رویداد به عنوان سنج‌های ثبات مالی استفاده شد. نتایج نشان می‌دهند که افزایش اسپردهای «بازدهی پورتنوی بانک و نرخ بهره»، و «نرخ وام و نرخ بهره»، و منفی شدن اسپردهای «بازدهی سرمایه کارآفرین و نرخ وام» و «بازدهی سرمایه کارآفرین و نرخ بهره» باعث افزایش بی‌ثباتی مالی می‌شود. ماتریس همبستگی همگرایی بین شاخص‌های پیشا و پسا-رویداد را تأیید می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که در حالت تکانه پولی اسپرد «نرخ وام و نرخ بهره» و در حالت تکانه مالی «بازدهی سرمایه کارآفرین و بازدهی پورتنوی بانک» شاخص مناسب‌تری برای سنجش ثبات مالی است. همچنین اسپرد «بازدهی سرمایه کارآفرین و نرخ وام» واکنش شدیدتری نسبت به تکانه‌ها داشته است. نتایج نشان می‌دهد واکنش شاخص‌های ثبات مالی به تکانه‌های سیاست پولی در مقایسه با تکانه‌های سیاست مالی قوی‌تر است. نتایج بر اهمیت حفظ تعادل میان سودآوری بخش بانکی و بخش واقعی اقتصاد برای کاهش بی‌ثباتی مالی تأکید دارد. بنابراین، سیاست‌های پولی و مالی باید به گونه‌ای طراحی شوند که از رشد متوازن این دو بخش حمایت کنند.

استناد: رعنائی، علیرضا، اسلاملوئیان، کریم، شهنازی، روح‌اله و اوجی‌مهر، سکینه (۱۴۰۵). نقش شاخص‌های پیشا و پسا-رویداد در ارزیابی تأثیر

تکانه‌های پولی و مالی بر بی‌ثباتی مالی در اقتصاد ایران. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*. ۱۳ (۳)، ۱-۲۶.

DOI: 10.22034/eco.j.2026.64017.3359

حق مؤلف © نویسندگان.

ناشر: دانشگاه تبریز



^۱ این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول در دانشگاه شیراز است.

۱-مقدمه

ثبات مالی یکی از پیش‌شرط‌های اصلی تداوم کارکرد نظام اقتصادی و انتقال مؤثر سیاست‌های کلان به بخش واقعی اقتصاد است. پس از بحران مالی ۲۰۰۸، تحقیقات نظری و تجربی گسترده‌ای در باب ماهیت، سازوکارها، و پیامدهای ثبات مالی انجام شده است. بااین‌حال، برخلاف ثبات پولی، درباره تعریف و سنجه مناسب ثبات مالی اجماع روشنی وجود ندارد. همین فقدان اجماع موجب شده است که در ادبیات تحقیق، شاخص‌های گوناگونی برای سنجش بی‌ثباتی مالی به کار گرفته شود. هر یک از این شاخص‌ها قابلیت توضیح بخشی از جنبه‌های مختلف ثبات مالی را دارند، اما انتخاب شاخص می‌تواند بر نتایج تحلیل اثر بگذارد و حتی ارزیابی سیاست‌های پولی و مالی را دگرگون سازد. ازاین‌رو، علاوه بر سنجش بی‌ثباتی مالی، بررسی این نکته که نتایج سیاستی تا چه اندازه به نوع شاخص مورد استفاده وابسته‌اند، خود امری مسئله‌برانگیز محسوب می‌شود. شاخص‌های بی‌ثباتی مالی را می‌توان از منظر نسبت آن‌ها با «زمان و رویداد» به دو دسته «پیشا-رویداد»^۱ و «پسا-رویداد»^۲ تقسیم نمود. شاخص‌های پیشا-رویداد به متغیرهایی اشاره دارند که خطر یا احتمال وقوع بی‌ثباتی را پیش از تحقق آن نشان می‌دهند. درمقابل، شاخص‌های پسا-رویداد بر متغیرها و شرایط تحقق یافته مبتنی‌اند و وضعیت بالفعل اقتصاد را از حیث وجود یا عدم بی‌ثباتی مالی بازنمایی می‌کنند. این تمایز از آن جهت اهمیت دارد که ثبات مالی به رفتار کنشگران، انتظارات آن‌ها و نحوه واکنش نظام مالی به تکانه‌های آتی وابسته است. بنابراین، ارزیابی اثر سیاست‌های پولی و مالی بر ثبات مالی، بی‌توجه به نوع شاخص مورد استفاده می‌تواند تصویری ناقص یا حتی متفاوت از سازوکار بی‌ثباتی ارائه دهد.

مسئله پژوهش حاضر، بررسی این پرسش است که آیا ارزیابی اثر تکانه‌های سیاست‌های پولی و مالی بر بی‌ثباتی مالی به نوع شاخص مورد استفاده وابسته است یا خیر. برای این منظور، اثر تکانه‌های پولی و مالی با استفاده از دو دسته شاخص پیشا و پسا-رویداد در چارچوب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید بررسی می‌شود. شاخص‌های پیشا-رویداد برپایه اسپردهای مختلف ساخته می‌شوند و شاخص پسا-رویداد از شرط بی‌ثباتی مالی مستخرج از الگو به دست می‌آید. این چارچوب امکان می‌دهد که هم حساسیت نتایج به نوع شاخص بررسی شود و هم شاخص مناسب‌تر برای ارزیابی سیاست‌های پولی و مالی بر بی‌ثباتی مالی در اقتصاد ایران شناسایی گردد. ازجمله مهمترین نوآوری پژوهش حاضر آن است که به جای تکیه بر یک شاخص منفرد، اثر سیاست‌های پولی و مالی را به‌طور همزمان از منظر شاخص‌های پیشا و پسا-رویداد بررسی می‌کند. ساختار مقاله به شرح ذیل می‌باشد: در بخش دوم ادبیات موضوع و مبانی نظری ارائه می‌شود. بخش سوم به الگو اختصاص یافته است. در بخش چهارم برآورد و مقداردهی پارامترها ارائه شده است. بخش پنجم نتایج تجربی را گزارش می‌کند و در نهایت، بخش ششم جمع‌بندی و دلالت‌های سیاستی پژوهش را ارائه می‌دهد.

^۱ Ex-ante^۲ Ex-post

۲- ادبیات تحقیق

با توجه به اینکه محور اصلی پژوهش حاضر بررسی و مقایسه شاخص‌های سنجش بی‌ثباتی مالی است، در این بخش ادبیات مربوط به اندازه‌گیری بی‌ثباتی مالی و تمایز میان شاخص‌های پیشا-رویداد و پسا-رویداد مرور می‌شود. تمرکز بر شاخص‌ها از آن جهت اهمیت دارد که نتایج تحلیل‌های تجربی درباره اثر سیاست‌های پولی و مالی بر ثبات مالی می‌تواند به نوع شاخص مورد استفاده وابسته باشد.

در ادبیات داخلی، بیشتر مطالعات کوشیده‌اند با ترکیب چند متغیر مالی و کلان، شاخصی برای ثبات یا بی‌ثباتی مالی در ایران بسازند. فرزین‌وش و شیران^۱ (۱۳۹۱) با ترکیب شاخص‌های مختلف، شاخصی را تحت عنوان «شاخص فراگیر ثبات بازار مالی» ساخته‌اند. عبادی و کیایی^۲ (۱۳۹۵) با روش وزن‌دهی و ترکیبی از نوسانات متنوع، یک شاخص تحت عنوان بی‌ثباتی یا تنش مالی ساخته است. رودری و همکاران^۳ (۱۳۹۹) با استفاده از رویکرد چندشاخص-چندعلت^۴ و ترکیب چند متغیر یک شاخص ترکیبی ساخته است.

حسینی دوست و همکاران^۵ (۱۴۰۱) و عرب و همکاران^۶ (۱۴۰۱) نیز با استفاده از روش تحلیل مؤلفه اصلی^۷، شاخص‌هایی ساخته‌اند. اله‌وردی و همکاران^۸ (۱۴۰۱) با استفاده از الگوی خود-توضیح‌برداری عامل افزوده شده با پارامترهای متغیر زمانی^۹ (TVP-FAVAR) و تمرکز بر سازوکارهای انتقال پولی، شاخص شرایط مالی^{۱۰} ایران را استخراج کرده‌اند. رعنائی و همکاران^{۱۱} (۱۴۰۲) نیز از طریق کانال اهرم بانکی و بنگاه‌ها نشان داده‌اند که تکانه‌های پولی و مالی باعث افزایش بی‌ثباتی مالی می‌شود.

در ادبیات خارجی نیز شاخص‌های متنوعی برای اندازه‌گیری ثبات و بی‌ثباتی مالی به کار رفته است. بخشی از مطالعات از شاخص‌های ترکیبی استفاده کرده‌اند؛ برای مثال ال‌سید و همکاران^{۱۲} (۲۰۲۳) وضعیت بخش بانکی، بازار سهام، بازار اوراق قرضه و بازار ارز را در یک شاخص ترکیب کرده‌اند. مورايس و کاستا^{۱۳} (۲۰۲۳) از z-score، تنظیم‌گری سرمایه و ریسک اعتباری استفاده کرده‌اند. ایکمن و همکاران^{۱۴} (۲۰۱۷) شاخص شرایط مالی را بر پایه مجموعه‌ای گسترده از متغیرهای مالی ساخته‌اند و لین^{۱۵} و همکاران (۲۰۲۱) شاخص ثبات مالی را با ترکیب چند شاخص مختلف ارائه کرده‌اند. در مقابل، بخشی دیگر از ادبیات بر شاخص‌های مبتنی بر اسپرد تمرکز دارد. اکینچی^{۱۶} و همکاران (۲۰۲۳) از شکاف

¹ Farzinvasht & Shiran (2012)

² Ebadi & Kyiaei (2016)

³ Roudari et al. (2021)

⁴ Multiple Indicator Multiple Cause

⁵ Hosseinidoust et al. (2022)

⁶ Arab et al. (2022)

⁷ Principal Component Analysis

⁸ Alahverdi et al. (2022)

⁹ Time-Varying Parameter Factor-Augmented Vector Auto Regressive

¹⁰ Financial condition index

¹¹ Raanaei et al. (2023)

¹² Elsayed et al. (2023)

¹³ De Moraes & Costa

¹⁴ Aikman et al.

¹⁵ Linh et al.

¹⁶ Akinci et al.

نرخ بهره واقعی با نرخ بهره واقعی آستانه‌ای استفاده کرده‌اند و بویسی^۱ و همکاران (۲۰۲۶) اسپرد میان بازده سرمایه و نرخ وام را به‌عنوان نشانه‌ای از بی‌ثباتی مالی در نظر گرفته‌اند.

شاخص‌های ترکیبی این مزیت را دارند که ابعاد مختلف نظام مالی را همزمان در نظر می‌گیرند، اما با دو محدودیت مهم روبه‌رو هستند. نخست، انتخاب متغیرهای تشکیل‌دهنده و نحوه وزن‌دهی به آن‌ها معمولاً با درجه‌ای از قضاوت پژوهشگر همراه است و همین امر می‌تواند به تفاوت نتایج منجر شود. دوم، تجمیع متغیرهای ناهمگن در قالب یک شاخص واحد ممکن است بخشی از اطلاعات مربوط به تحولات بخش‌های مختلف نظام مالی را پنهان کند (بوریو و درهمن^۲، ۲۰۱۰؛ ایلینگ و لیو^۳، ۲۰۰۶). در مقابل، شاخص‌های مبتنی بر اسپرد (شکاف)^۴، فاصله میان دو نرخ یا دو بازده مالی را اندازه‌گیری می‌کنند و به‌عنوان نشانه‌ای از شرایط اعتباری، ریسک، نااطمینانی و شدت اصطکاک‌های مالی تفسیر می‌شوند. از آنجاکه اسپردها معمولاً از نرخ‌ها و بازدهی‌های مشاهده‌شده استخراج می‌شوند، می‌توانند تغییرات شرایط مالی و اعتباری را با سرعت بیشتری منعکس کنند و در بسیاری از مطالعات به‌عنوان شاخص‌های پیشا-رویداد برای شناسایی فشارهای مالی به کار روند (مارکوز و پینتو^۵، ۲۰۲۰؛ رانبرگ^۶، ۲۰۱۶). دیویس و فاگان^۷ (۱۹۹۷) و دیویس و هنری^۸ (۱۹۹۴) نیز نشان داده‌اند که اسپردهای مالی اطلاعات مهمی درباره تحولات آتی متغیرهای کلان ارائه می‌کنند.

مسئله تعریف ثبات مالی با مسئله سنجش آن پیوند مستقیم دارد. در ادبیات نظری، مینسکی^۹ (۱۹۷۷، ۲۰۰۸) بی‌ثباتی مالی را نتیجه درون‌زای دوره‌های ثبات می‌داند؛ به این معنا که ثبات طولانی می‌تواند رفتارهای سوداگران و پونزی را تقویت کرده و زمینه بروز بحران را فراهم سازد. میشکین^{۱۰} (۱۹۹۷، ۲۰۲۲) بی‌ثباتی مالی را وضعیتی می‌داند که در آن تکانه‌ها با جریان اطلاعات تداخل پیدا می‌کنند و نظام مالی دیگر نمی‌تواند منابع را به سوی فرصت‌های سرمایه‌گذاری مولد هدایت کند. شیناسی^{۱۱} (۲۰۰۴) نیز ثبات مالی را توانایی نظام مالی در ارزیابی، قیمت‌گذاری و تخصیص مناسب ریسک و تسهیل تخصیص کارای منابع می‌داند. برآیند این تعاریف آن است که بی‌ثباتی مالی را می‌توان وضعیتی دانست که در آن واسطه‌گری مالی، تخصیص منابع، مدیریت ریسک و تاب‌آوری نظام مالی در برابر تکانه‌ها مختل می‌شود.

با وجود این ادبیات گسترده، بیشتر مطالعات موجود یا یک شاخص ترکیبی برای بی‌ثباتی مالی می‌سازند یا از یک سنجه مشخص برای بررسی اثر سیاست‌های پولی و مالی استفاده می‌کنند. خلأ اصلی آن است که کمتر به این پرسش پرداخته شده است که آیا نتایج ارزیابی اثر سیاست‌های پولی و مالی به نوع شاخص بی‌ثباتی مالی وابسته است یا خیر. به بیان دیگر، انتخاب شاخص معمولاً پیش‌فرض گرفته شده و خود به موضوع تحلیل تبدیل نشده است. پژوهش حاضر

¹ Boissay et al.

² Borio & Drehmann

³ Illing & Liu

⁴ Spread

⁵ Marques & Pinto

⁶ Rannenberg

⁷ Davis & Fagan

⁸ Henry

⁹ Minsky

¹⁰ Mishkin

¹¹ Schinasi

دقیقاً بر همین خلأ متمرکز است و می‌کوشد نشان دهد که تغییر شاخص بی‌ثباتی مالی می‌تواند ارزیابی متفاوتی از اثر تکانه‌های پولی و مالی ارائه کند.

همان‌طور که در مقدمه گفته شد، پژوهش حاضر شاخص‌های بی‌ثباتی مالی را بر اساس نسبت آن‌ها با زمان و رویداد به دو گروه پیشا-رویداد و پسا-رویداد تقسیم می‌کند. اصطلاحات پیشا-رویداد و پسا-رویداد ریشه در سنت مکتب استکهلم دارد (پالگریو جدید اقتصادی^۱، ۲۰۲۴). میردال^۲ (۱۹۳۹) میان محاسبه پیشا-رویداد، ناظر به انتظارات و وضعیت آغاز دوره، و محاسبه پسا-رویداد، ناظر به تحقیقات پایان دوره، تمایز می‌گذارد. لیندال^۳ (۱۹۲۴) نیز با تأکید بر نقش زمان در تحلیل اقتصادی، محاسبات ذهنی آینده را به‌عنوان بخشی از تحلیل پیشا-رویداد مطرح کرد. در حوزه تنظیم‌گری مالی نیز این تمایز قابل مشاهده است؛ برخی قواعد، مانند حداقل سرمایه مبتنی بر دارایی‌های موزون به ریسک، محدودیت‌هایی پیشا-رویداد بر رفتار بانک‌ها اعمال می‌کنند، در حالی که برخی مداخلات نظارتی پس از تحقق زیان‌ها و مشاهده نتایج رفتار بانک‌ها فعال می‌شوند (دارپا و وروتو^۴، ۲۰۱۰).

بر این اساس، در پژوهش حاضر شاخص‌های پیشا-رویداد به شاخص‌هایی اطلاق می‌شود که پیش از تحقق کامل بی‌ثباتی، فشارها و ریسک‌های مالی را از طریق شکاف میان نرخ‌ها و بازدهی‌ها نشان می‌دهند. به همین دلیل، از پنج اسپرد مالی به‌عنوان شاخص‌های پیشا-رویداد استفاده می‌شود. در مقابل، شاخص پسا-رویداد باید وضعیت تحقق‌یافته بی‌ثباتی مالی را بر اساس ساختار درونی اقتصاد و ارتباط میان متغیرهای کلیدی نشان دهد. از آنجا که شاخص پسا-رویداد پذیرفته‌شده و واحدی برای بی‌ثباتی مالی وجود ندارد، در این پژوهش یک شاخص پسا-رویداد به‌صورت درون‌زا و بر اساس شرط بی‌ثباتی مالی مستخرج از الگو تعریف می‌شود. این رویکرد امکان می‌دهد که شاخص‌های پیشا-رویداد و پسا-رویداد همزمان مقایسه شوند و میزان حساسیت نتایج سیاستی به نوع شاخص مورد استفاده ارزیابی گردد.

۳- روش‌شناسی تحقیق

در این پژوهش، برای بررسی اثر تکانه‌های سیاست پولی و مالی بر بی‌ثباتی مالی، از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید استفاده می‌شود. الگوی پایه با اتکا به مطالعات برنانکی و همکاران (۱۹۹۹)، گرتلر و کارادی^۵ (۲۰۱۱)، کریستیانو و همکاران^۶ (۲۰۱۰، ۲۰۱۴) و رانبرگ (۲۰۱۶) طراحی شده و متناسب با ویژگی‌های اقتصاد ایران تعدیل می‌شود.

الگو از هفت کنشگر تشکیل شده است: خانوارها، بانک‌ها، تولیدکنندگان کالای سرمایه‌ای، کارآفرینان، خرده‌فروشان یا تولیدکنندگان کالای نهایی، بانک مرکزی و دولت. خانوارها درآمد خود را میان مصرف، سپرده‌گذاری نزد بانک‌ها و خرید اوراق دولتی تخصیص می‌دهند. بانک‌ها با استفاده از سپرده‌ها به خرده‌فروشان و کارآفرینان تسهیلات اعطا می‌کنند. کارآفرینان کالای سرمایه‌ای را خریداری کرده و پس از ارتقای کیفیت، آن را به خرده‌فروشان اجاره می‌دهند.

¹ The New Palgrave Dictionary of Economic

² Myrdal

³ Lindahl

⁴ Daripa & Varotto

⁵ Gertler & Karadi

⁶ Christiano et al.

خرده‌فروشان با اجاره سرمایه و استخدام نیروی کار، کالای نهایی را تولید می‌کنند. بانک مرکزی نرخ بهره را بر اساس قاعده سیاست پولی تعیین می‌کند و دولت مخارج خود را از مسیرهای مختلف مالی و پولی تأمین می‌کند. به پیروی از گرتلر و کارادی (۲۰۱۱) خانوار نماینده تابع مطلوبیت بین‌دوره‌ای رابطه ۱ را حداکثر می‌کند:

$$\max E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i [\ln(C_{t+i} - hC_{t+i-1}) - \frac{\chi}{1+\varphi} l_{t+i}^{1+\varphi}] \right\} \quad (1)$$

که در آن C_t مصرف، l_t عرضه نیروی کار، β عامل تنزیل، h پارامتر عادات مصرفی، χ وزن نسبی عدم مطلوبیت کار^۱، و φ معکوس کشش عرضه نیروی کار فریش^۲ است. خانوار پس‌انداز خود را به سپرده بانکی (B_b) و اوراق دولتی (B_g) یک‌دوره‌ای اختصاص می‌دهد. با توجه به جانشینی کامل این دو دارایی، مجموع آن‌ها با B_t^T نشان داده می‌شود. قید بودجه خانوار به صورت (۲) می‌باشد:

$$C_t = w_t l_t + \pi_t - T_t + R_t B_t^T - B_{t+1}^T \quad (2)$$

در جایی که R_t بازده واقعی ناخالص^۳، w_t دستمزد واقعی، π_t سود خالص دریافتی خانوار از مالکیت بنگاه‌ها و بانک‌ها، و T_t مالیات مقطوع واقعی را نشان می‌دهد.

تولیدکنندگان کالاهای سرمایه‌ای، سرمایه‌گذاری را به کالاهای سرمایه‌ای جدید تبدیل کرده و آن را به قیمت Q_t به کارآفرینان می‌فروشند. سود انتظاری واقعی تولیدکنندگان کالای سرمایه‌ای به صورت ۳ نوشته می‌شود:

$$E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\varrho_{t+i}}{\varrho_t} \beta^i I_{t+i} \left[Q_{t+i} \left(1 - \frac{\eta_i}{2} \left(\frac{I_{t+i}}{I_{t+i-1}} - 1 \right)^2 \right) - 1 \right] \right\}, \quad (3)$$

که در آن η_i پارامتر هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری است.

خرده‌فروشان در یک بازار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند و با تقاضای رابطه (۴) مواجه می‌شوند:

$$Y_t(i) = \left(\frac{p_t(i)}{p_t} \right)^{-\varepsilon} Y_t, \quad (4)$$

که در آن $\varepsilon > 1$ نشان‌دهنده کشش جانشینی بین کالاهای متمایز است. تابع تولید خرده‌فروش i به صورت ۵ تعریف می‌شود:

$$Y_t(i) = (K_t(i))^\alpha (\exp(a_t) l_t(i))^{1-\alpha} \quad (5)$$

که در آن K_t سرمایه اجاره‌شده از کارآفرینان، l_t نیروی کار، و a_t نشان‌دهنده تکانه تکنولوژی است. بنگاه‌های خرده‌فروش با قید تقدم نقدینگی مواجه‌اند و باید بخشی از هزینه نیروی کار و سرمایه را پیشاپیش تأمین مالی کنند. بنابراین تسهیلات دریافتی آن‌ها از بانک برابر است با:

$$L_t^r(i) = \psi_L w_t l_t(i) + \psi_K r_t^k K_t(i) \quad (6)$$

همچنین، چسبندگی قیمتی در چارچوب قراردادهای کالوو^۴ (۱۹۸۳) در نظر گرفته می‌شود؛ به گونه‌ای که در هر دوره فقط نسبت $1 - \xi^P$ از بنگاه‌ها قادر به بهینه‌سازی قیمت خود هستند و سایر بنگاه‌ها قیمت‌های خود را براساس ترکیبی از تورم گذشته و تورم وضعیت یکنواخت شاخص‌بندی می‌کنند.

¹ Relative utility weight of labor

² Inverse Frisch elasticity of labor supply

³ Gross real return

⁴ Calvo

بانک‌ها واسطه میان سپرده‌گذاران و دریافت‌کنندگان تسهیلات هستند. به پیروی از گرتلر و کارادی (۲۰۱۱) فرض می‌شود که بانکداران با احتمال $1 - \theta$ از فعالیت خارج می‌شوند و ارزش خالص خود را مصرف می‌کنند. بانکداران جدید نیز با انتقالی از سوی خانوارها وارد فعالیت می‌شوند. بانک‌ها دو نوع تسهیلات اعطا می‌کنند: تسهیلات ریسکی بین‌دوره‌ای به کارآفرینان و تسهیلات درون‌دوره‌ای به خرده‌فروشان. مسئله اصلی در بخش بانکی، امکان انحراف بخشی از تسهیلات توسط بانکدار است. در نتیجه، خانوارها فقط زمانی حاضر به سپرده‌گذاری هستند که ارزش ادامه فعالیت بانکدار کمتر از منفعت حاصل از انحراف تسهیلات نباشد. شرط انگیزشی بانکدار بدین صورت است: $V_t^b(q) \geq \lambda L_t^e(q)$. ارزش فعلی ثروت انتظاری بانکدار نوعی q نیز به صورت (۷) نشان داده می‌شود:

$$V_t^b(q) = E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \theta) \theta^i \left(\frac{1}{\prod_{j=0}^i R_{t+1+j}^r} \right) N_{t+1+i}^b(q) \right\}, \quad (7)$$

که در آن $R_{t+1}^r = \frac{R_t}{\Pi_{t+1}}$ بازده واقعی، و N_t^b ارزش خالص بانک است. ترازنامه بانک برای تسهیلات اعطایی به کارآفرینان به صورت (۸) است:

$$L_t^e(q) = N_t^b(q) + B_{b,t}(q) \quad (8)$$

همچنین بانک‌ها نسبت ثابتی میان تسهیلات اعطایی و ارزش خالص خود انتخاب می‌کنند: $L_t^e = \phi_t^b N_t^b$ ، که در آن ϕ_t^b نشان‌دهنده اهرم بانکی است. ارزش خالص کل بانک‌ها از ارزش خالص بانکداران قدیم و بانکداران جدید تشکیل می‌شود:

$$N_t^b = N_{et}^b + N_n^b \quad (9)$$

ارزش خالص بانکداران قدیم نیز به صورت رابطه (۱۰) تغییر می‌کند:

$$N_{et}^b = \theta_{\zeta t-1} N_{t-1}^b \quad (10)$$

و

$$\zeta_{t-1,t} = \frac{[(R_t^b - R_{t-1})\phi_{t-1}^b + R_{t-1}]}{\Pi_t} \quad (11)$$

رفتار کارآفرینان با اتکا به کریستیانو و همکاران (۲۰۱۰ و ۲۰۱۴) مدل‌سازی می‌شود. کارآفرینان در پایان دوره t ، کالای سرمایه‌ای را به قیمت Q_t خریداری کرده و آن را به سرمایه مؤثر در تولید تبدیل می‌کنند. فعالیت کارآفرینانه با نااطمینانی خاص ω همراه است، به گونه‌ای که سرمایه اولیه K_t^j در دوره بعد به $\omega_{t+1}^j K_t^j$ تبدیل می‌شود. کارآفرین سرمایه مؤثر را به خرده‌فروشان اجاره می‌دهد و سرمایه مستهلک‌نشده را به فروش می‌رساند. بازده سرمایه کارآفرینان از رابطه (۱۲) به دست می‌آید:

$$R_{t+1}^K = \Pi_{t+1} \frac{r_{t+1}^k + Q_{t+1}(1-\delta)}{Q_t} \quad (12)$$

که در آن استهلاک توسط δ نشان داده می‌شود.

بانک مرکزی نرخ بهره را براساس قاعده تیلور تعیین می‌کند. باتوجه به شواهد تجربی درباره تغییر جهت سیاست پولی در ایران از کنترل‌های پولی به سمت استفاده از نرخ بهره (اسلاملوئیان^۱، ۱۳۹۸)، قاعده سیاست پولی به صورت (۱۳) در نظر گرفته می‌شود:

^۱ Eslamloueyan (2018)

$$R_t - 1 = (1 - \rho_i)[R - 1 + \psi_\pi \log(\Pi_t) - \log(\Pi) + \psi_y(\log(Y) - \log(Y))] + \rho_i(R_{t-1} - 1) + e_t^i \quad (۱۳)$$

که در آن e^i تکانه سیاست پولی است. ρ_i نشان‌دهنده هموار سازی نرخ بهره است که پایداری نرخ بهره در دوره‌ی قبل را نشان می‌دهد.

دولت می‌تواند با انتشار اوراق قرضه، مالیات‌ستانی، خلق پول و فروش نفت خود را تأمین مالی سازد. رابطه (۱۴) رفتار دولت را نشان می‌دهد:

$$G_t = T_t + B_{g,t} - B_{g,t-1} - R_t(B_{g,t-1}) + MB_t + OR_t + e_t^g \quad (۱۴)$$

B_g اوراق قرضه دولتی، MB چاپ پول (استقراض بانک مرکزی و سلطه مالی)، OR درآمدهای نفتی و e_g نشان‌دهنده تکانه مالی می‌باشد. هر کدام از این متغیرها از یک خودرگرسیون مرتبه اول پیروی می‌کنند:

$$MB_t = \rho_{MB} MB_{t-1} + e_{MB} \quad (۱۵)$$

$$OR_t = \rho_{OR} OR_{t-1} + e_{OR} \quad (۱۶)$$

$$T_t = \rho_T T_{t-1} + e_T \quad (۱۷)$$

$$B_{g,t} = \rho_{B_g} B_{g,t-1} + e_{B_g} \quad (۱۸)$$

تابع تولید، قید منابع، مجموع وام‌ها و قانون حرکت سرمایه و مجموع وام‌ها جهت کامل کردن الگو به صورت ۱۹-۲۲ نشان داده شده است:

$$Y_t = I_t + C_t + G_t \quad (۱۹)$$

$$Y_t = (K_{t-1})^\alpha (A_t l_t)^{1-\alpha} \quad (۲۰)$$

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t \left(1 - \frac{\eta_i}{2} \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - 1 \right)^2 \right) \quad (۲۱)$$

$$L_t = L_t^e + L_t^r \quad (۲۲)$$

همان‌طور که گفته شد شاخص‌های پیشا-رویداد بر پایه پنج اسپرد مالی تعریف می‌شوند. این اسپردها به دلیل آنکه پیش از تحقق کامل بی‌ثباتی، فشارهای مالی، ریسک اعتباری و ناترازی میان بخش مالی و واقعی را نشان می‌دهند، به‌عنوان شاخص‌های هشداردهنده در نظر گرفته می‌شوند.

۱. اختلاف بازده سرمایه کارآفرین با نرخ بهره: $R_t^K - R_t$. (اسپرد ۱). این اسپرد، اختلاف بازده سرمایه کارآفرینان و نرخ بهره است و سودآوری فعالیت کارآفرینانه را نسبت به بازده بدون ریسک نشان می‌دهد. مثبت بودن این اسپرد بیانگر جذابیت سرمایه‌گذاری مولد نسبت به پس‌انداز مالی است، درحالی‌که منفی‌شدن آن می‌تواند نشانه تضعیف فرصت‌های سودآور در بخش واقعی باشد.

۲. حاشیه سود بخش بانکی $R_t^b - R_t$ (اسپرد ۲). این اسپرد، اختلاف بازده پورتنفوی بانک و نرخ بهره است و حاشیه سود بخش بانکی را نشان می‌دهد. افزایش بیش از حد این اسپرد می‌تواند نشانه افزایش انگیزه بانک‌ها برای پذیرش ریسک و گسترش فعالیت‌های پریسک باشد.

۳. حاشیه شبه‌سود بخش کارآفرینی $R_t^K - R_t^b$ (اسپرد ۳). این اسپرد، اختلاف بازده سرمایه کارآفرینان و بازده پورتنفوی بانک است. این اسپرد نسبت سودآوری بخش واقعی و بخش بانکی را نشان می‌دهد. منفی‌شدن آن بیانگر آن است که

فعالیت‌های بانکی نسبت به فعالیت‌های کارآفرینانه سودآورتر شده‌اند و این وضعیت می‌تواند به جابه‌جایی انگیزه‌ها از سرمایه‌گذاری مولد به فعالیت مالی منجر شود.

۴. اسپرد نرخ تسهیلات و نرخ سود سپرده (نرخ بهره) $R_t^L - R$ (اسپرد ۴). این اسپرد، اختلاف نرخ تسهیلات و نرخ بهره است و به‌عنوان شاخصی از ریسک اعتباری و هزینه تأمین مالی تفسیر می‌شود. افزایش این اسپرد نشان می‌دهد که بانک‌ها در مواجهه با ریسک نکول، نرخ تسهیلات را نسبت به نرخ بهره افزایش داده‌اند؛ امری که می‌تواند سرمایه‌گذاری و دسترسی به اعتبار را محدود کند.

۵. اسپرد بازدهی سرمایه کارآفرین و نرخ وام $(R_t^K - R^L)$ (اسپرد ۵). این اسپرد، اختلاف بازده سرمایه کارآفرینان و نرخ تسهیلات است و سودآوری فعالیت کارآفرینانه را نسبت به هزینه تأمین مالی نشان می‌دهد. مثبت بودن این اسپرد احتمال بازپرداخت بدهی و تداوم سرمایه‌گذاری را تقویت می‌کند، درحالی‌که منفی شدن آن می‌تواند نشانه افزایش احتمال نکول و تشدید بی‌ثباتی مالی باشد.

در کنار این شاخص‌های پیشا-رویداد، یک شاخص پسا-رویداد نیز از درون ساختار الگو استخراج می‌شود. این شاخص بر پایه زنجیره استدلالی بویسی و همکاران (۲۰۲۶) و با اتکا به چارچوب راننبرگ (۲۰۱۶) و گرتلر و کارادی (۲۰۱۱) تعریف می‌شود:^۱

$$fs = \frac{Y_j^{PC}}{(L^e)^\alpha} - \left(\frac{\lambda - R^L}{QR^K(1 - \mu)} \right)^\alpha \quad (23)$$

که در آن λ میزان انحراف تسهیلات، R^L نرخ تسهیلات، R^K بازده کارآفرین، Q قیمت سرمایه، μ هزینه مصادره‌داری کارآفرین در صورت ورشکستگی است. بی‌ثباتی مالی زمانی اتفاق می‌افتد که: $\frac{Y_j^{PC}}{(L^e)^\alpha} < \left(\frac{\lambda - R^L}{QR^K(1 - \mu)} \right)^\alpha$. جمله نخست این نامساوی، بهره‌وری تسهیلات در بخش واقعی اقتصاد را نشان می‌دهد؛ یعنی بیان می‌کند به ازای تسهیلات اعطایی چه میزان محصول تولید شده است. جمله دوم، وضعیت بخش مالی را از منظر انحراف تسهیلات، هزینه ورشکستگی، قیمت سرمایه و بازده سرمایه نشان می‌دهد. بنابراین، شاخص پسا-رویداد زمانی بی‌ثباتی مالی را ثبت می‌کند که بهره‌وری واقعی تسهیلات از فشارها و اصطکاک‌های مالی کمتر شود. مزیت این شاخص آن است که برخلاف اسپردهای پیشا-رویداد، صرفاً به علامت‌های هشداردهنده متکی نیست، بلکه وضعیت تحقق‌یافته بی‌ثباتی را بر اساس رابطه میان بخش واقعی و بخش مالی اقتصاد استخراج می‌کند.

۴- داده‌ها، برآورد بیزی و مقداردهی

پارامترهای الگو از دو مسیر برآورد بیزی و مقداردهی بر اساس داده‌ها و مطالعات تجربی پیشین تعیین شده‌اند. برای تعیین مقادیر پیشین پارامترها تا حد امکان از مطالعات داخلی استفاده شده است. در مواردی که مقدار پیشین قابل اتکایی در ادبیات داخلی وجود نداشت، پارامتر مربوط ابتدا با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران برآورد و سپس به‌عنوان مقدار پیشین در فرایند برآورد بیزی وارد شد.

داده‌های مورد استفاده، دوره ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۱ را پوشش می‌دهند و از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول استخراج شده‌اند. متغیرهای مشاهده‌شده شامل تولید، تورم، نرخ بهره، مصرف و مخارج دولت

^۱ برای جلوگیری از طولانی شدن حجم مقاله از آوردن فرایند اثبات و استخراج معادله صرف‌نظر شده است.

هستند. برخی متغیرها و نسبت‌های وضعیت یکنواخت، از جمله میانگین تورم، نرخ بهره، سهم مخارج دولت از تولید و نسبت‌های مرتبط با بخش بانکی، بر اساس داده‌های اقتصاد ایران محاسبه شده‌اند. همچنین برخی پارامترهای ساختاری که برآورد مستقیم آن‌ها در چارچوب داده‌های موجود دشوار است، بر اساس مطالعات تجربی پیشین مقداردهی شده‌اند. در رویکرد بیزی، ابتدا برای پارامترهای منتخب، توزیع پیشین تعیین می‌شود و سپس با ترکیب اطلاعات پیشین و داده‌های مشاهده‌شده، توزیع پسین پارامترها به دست می‌آید. انتخاب توزیع‌های پیشین با توجه به ماهیت پارامترها انجام شده است. برای پارامترهایی که در بازه صفر و یک قرار دارند، از توزیع بتا و برای پارامترهایی که امکان تغییر در دامنه گسترده‌تری دارند، از توزیع نرمال استفاده شده است. جدول (۱) میانگین پیشین، انحراف معیار پیشین، منبع مقدار پیشین، میانگین پسین، دامنه اطمینان ۹۰ درصد، نوع توزیع و انحراف معیار پسین پارامترهای برآوردشده را گزارش می‌کند.

جدول (۱): مقادیر پیشین و پسین پارامترها

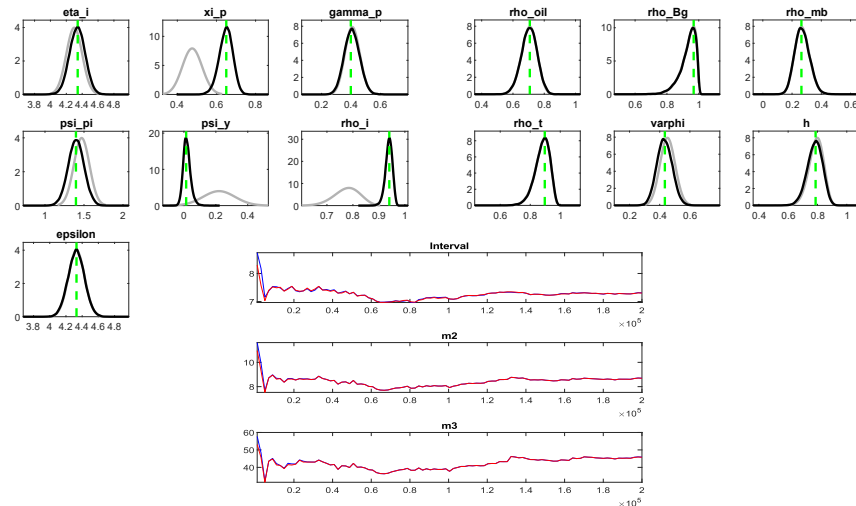
نماد	توضیحات	میانگین پیشین	انحراف معیار پیشین	منبع میانگین پیشین	میانگین پسین	دامنه اطمینان ۹۰ درصد	توزیع	انحراف معیار معیار پسین
φ	کشش عرضه کار فریش	۰/۴۵۲۴	۰/۰۵۳۵	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)	۰/۴۳۱۶	۰/۳۴۷۵	۰/۵۱۱۸	بتا
h	عادت مصرفی خانوار	۰/۷۹	۰/۰۵۱۴	داوودی و باستانزاد ^۱ (۱۳۹۹)	۰/۷۸۰۶	۰/۶۹۹۸	۰/۸۶۷۵	بتا
η_i	تعدیل سرمایه‌گذاری	۴/۳	۰/۰۹۰۵	متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)	۴/۳۳۷۴	۴/۱۷۳۵	۴/۴۹۴۶	نرمال
ξ^P	پارامتر چسبندگی قیمت	۰/۴۷۶۳	۰/۰۳۳۴	همتی و توکلیان ^۲ (۱۳۹۸)	۰/۶۴۷۷	۰/۵۹۱۶	۰/۷۰۵۵	بتا
γ_P	شاخص بندی قیمت‌ها	۰/۴۱	۰/۰۵۱۸	جعفری و همکاران (۱۳۹۵)	۰/۴۰۵۹	۰/۳۲۱۲	۰/۴۹۰۷	بتا
ρ_i	هموارسازی نرخ بهره	۰/۷۷۶۲	۰/۰۱۱۶	محاسبات تحقیق	۰/۹۳۷۹	۰/۹۱۶۸	۰/۹۶۰۱	بتا
ρ_{mb}	هموارسازی حق‌الضرب	۰/۲۷	۰/۰۴۴۷	انتخابی	۰/۲۶۹۲	۰/۱۸۵۶	۰/۳۵۰۱	بتا
ρ_{oil}	هموارسازی درآمد نفتی	۰/۷۰۳	۰/۰۵۰۵	محاسبات تحقیق	۰/۷۰۲۷	۰/۶۱۹۹	۰/۷۸۴۰	بتا
ρ_t	هموارسازی مالیات	۰/۸۷۸	۰/۰۵۲۷	محاسبات تحقیق	۰/۸۷۸۵	۰/۸۰۲۴	۰/۹۵۶۹	بتا
ρ_{Bg}	هموارسازی بدهی	۰/۹۳۰۴	۰/۰۴۲۴	محاسبات تحقیق	۰/۹۳۰۱	۰/۸۶۰۴	۰/۹۹۸۴	بتا
ψ_π	ضریب تورم	۱/۴۷	۰/۱۰۶۱	داوودی و باستانزاد (۱۳۹۹)	۱/۳۹۸۰	۱/۲۳۱۸	۱/۵۶۶۶	نرمال
ψ_y	ضریب اسپرد محصول	۰/۲۲	۰/۰۲۵۰	داوودی و باستانزاد (۱۳۹۹)	۰/۰۱۸۵	-۰/۰۱۹۲	۰/۰۵۴۸	نرمال
ε	کشش جانشینی کالاها	۴/۳۳	۰/۰۹۳۱	متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)	۴/۳۲۶۳	۴/۱۶۴۶	۴/۴۹۳۷	نرمال

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد بیزی نشان می‌دهد که مقادیر پسین پارامترها با مبانی نظری الگو و شواهد تجربی اقتصاد ایران سازگارند. برای نمونه، پارامتر عادت مصرفی خانوار مقدار بالایی دارد که با پایداری مصرف در اقتصاد ایران سازگار است. پارامتر چسبندگی قیمت نیز نشان می‌دهد که تعدیل قیمت‌ها در اقتصاد ایران کامل و فوری نیست. ضریب هموارسازی نرخ بهره مقدار بالایی دارد و بیانگر پایداری رفتار مقام پولی در تنظیم نرخ بهره است. برای کنترل همگرایی برآورد بیزی، از شاخص بروکس-گلמן^۳ استفاده شده است (نمودار ۱). نتایج این آزمون نشان می‌دهد که زنجیره‌های حاصل از

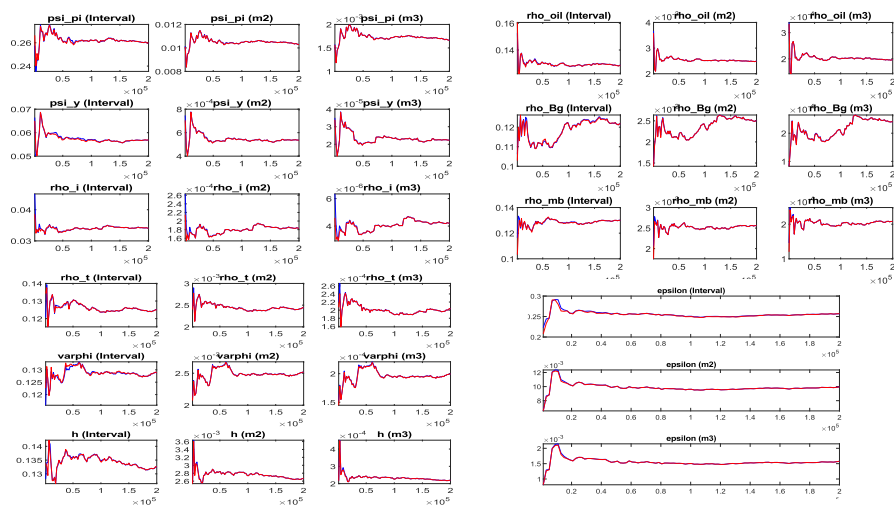
^۱ Davoudi & Batstanzad (2020)^۲ Hemati & Tavakolian (2018)^۳ Brooks-Gelman

الگوریتم شبیه‌سازی زنجیره مارکوف مونت کارلو^۱ به توزیع پسین مشترک همگرا شده‌اند (نمودار ۲). بنابراین، مقادیر پسین گزارش شده در جدول (۲) از اعتبار آماری لازم برای استفاده در حل و شبیه‌سازی الگو برخوردارند.



نمودار (۱): آزمون همگرایی و توزیع برآوردهای پیشین و پسین

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار (۲): شاخص بروکس-گلمن (شبیه‌سازی زنجیره مارکوف مونت کارلو MCMC)

منبع: یافته‌های تحقیق

در کنار پارامترهای برآورد شده، بخشی از پارامترها و مقادیر وضعیت یکنواخت بر اساس مطالعات پیشین و محاسبات مستقیم از داده‌های اقتصاد ایران مقداردهی شده‌اند. جدول (۲) این پارامترها را گزارش می‌کند. احتمال بقای کارآفرینان نیز با استفاده از گزارش‌های دیده‌بانی جهانی کارآفرینی برای ایران محاسبه شده است. هزینه ورشکستگی کارآفرینان،

^۱ Markov Chain Monte Carlo

به دلیل محدودیت داده‌های مستقیم برای اقتصاد ایران، با اتکا به کارلستروم و فوئرست^۱ (۱۹۹۷) در دامنه متعارف ادبیات مالی مقداردهی شده است.

جدول (۲): مقداردهی و برآورد پارامترها و محاسبات مقادیر یکنواخت

پارامتر	توضیح	مقدار	منبع
β	عامل تنزیل خانوار	۰/۹۷۶۷	اسلاملوئیان و استادزاد ^۲ (۱۳۹۳)
α	کشش سرمایه‌ای تولید	۰/۴۲	توکلین و کمیجانی (۱۳۹۱)
δ	نرخ استهلاک	۰/۰۴۲	متوسلی ^۳ و همکاران (۱۳۸۹)
θ	احتمال بقای بانک‌دارها	۰/۹۷۲	قاسمی و اکبری‌مقدم ^۴ (۱۳۹۸)
γ	احتمال بقای کارآفرین	۰/۹۵۸	محاسبات تحقیق
μ	هزینه ورشکستگی کارآفرین ^۵	۰/۲۸	کارلستروم و فوئرست (۱۹۹۷)
Π	میانگین تورم	۰/۲۳۲۸	محاسبات تحقیق
$R^L - R$	اسپرد ۴	۰/۰۴۵۴	امیری و همکاران ^۶ (۱۳۹۹)
$R^b - R$	اسپرد ۲	۰/۰۴۱۲۸	زروکی و همکاران ^۷ (۱۳۹۵)
$\frac{G}{\bar{Y}}$	GDP سهم مخارج دولت در	۰/۲۰۳۷	محاسبات تحقیق
ϕ_b	اهرم بانکی	۰/۷۹۰۷	محاسبات تحقیق
R^b	نرخ بازده پرتفوی بانک	۰/۱۵	مهربان‌پور و همکاران ^۸ (۱۳۹۶)
R	نرخ بهره اسمی	۰/۱۶۵۸	محاسبات تحقیق

منبع: یافته‌های تحقیق

برای انعکاس ویژگی‌های نظام بانکی ایران، برخی اسپردها و نرخ‌های مالی نیز بر اساس داده‌های واقعی و مطالعات تجربی داخلی محاسبه شده‌اند. اسپرد نرخ تسهیلات و نرخ سپرده به‌عنوان یکی از شاخص‌های مهم اصطکاک مالی در نظام بانکی ایران در کالیبراسیون الگو استفاده شده است (نمودار ۳). همچنین نرخ بازده پورتفوی بانک‌ها و برخی مقادیر مرتبط با سودآوری بخش بانکی بر اساس مطالعات داخلی تعیین شده‌اند. در مقابل، متغیرهایی مانند بازده سرمایه کارآفرینان در چارچوب معادلات تعادلی الگو و در فرایند حل و شبیه‌سازی، به‌صورت درون‌زا محاسبه می‌شوند. به طور کلی، ترکیب برآورد بیزی، مقداردهی مبتنی بر داده‌های اقتصاد ایران و استفاده از مطالعات تجربی داخلی، امکان می‌دهد که الگو هم از نظر نظری با چارچوب کینزی جدید دارای اصطکاک مالی سازگار باشد و هم از نظر تجربی ویژگی‌های اصلی اقتصاد ایران را منعکس کند.

¹ Carlstrom & Fuerst

² Eslamloueyan & Ostadzad (2014)

³ Motavaseli et al. (2011)

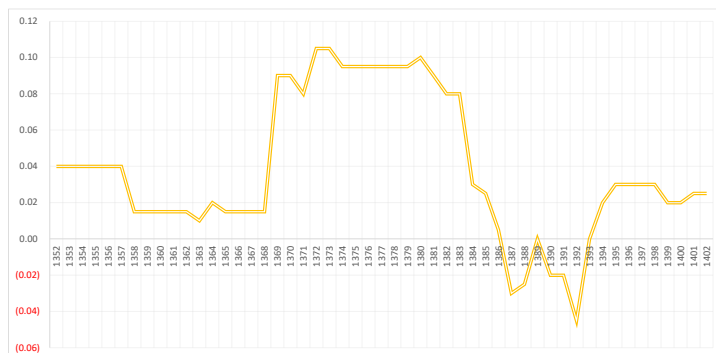
⁴ Ghasemi & Akbari Moghaddam (2020)

^۵ به عبارت دیگر یعنی قیمت خرید بنگاه ورشکسته

⁶ Amiri et al. (2019)

⁷ Zaroki et al. (2017)

⁸ Mehrabanpour et al. (2017)

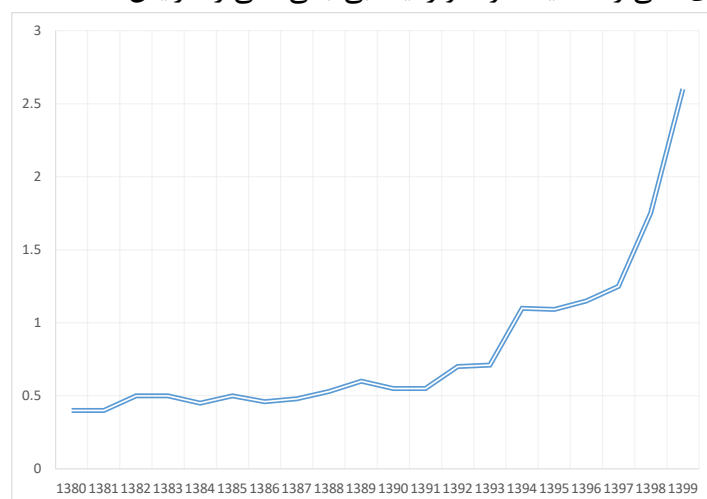


نمودار (۳): اسپرد نرخ تسهیلات و نرخ سپرده

منبع: محاسبات تحقیق براساس داده‌های بانک مرکزی

۴- یافته‌های تحقیق

پس از حل و شبیه‌سازی الگو، مقدار شاخص پسا-رویداد ثبات مالی برابر با $FS = -12.0005$ به دست آمد. با توجه به تعریف این شاخص، مقدار منفی آن نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران، بخش مالی نسبت به ظرفیت‌های بخش واقعی اقتصاد از وضعیت متوازن فاصله گرفته است. به بیان دیگر، بهره‌وری واقعی تسهیلات و بازدهی فعالیت‌های تولیدی در سطحی قرار ندارد که بتواند فشارهای ناشی از اصطکاک‌های مالی، انحراف تسهیلات و هزینه‌های تأمین مالی را به‌طور کامل جذب کند. این نتیجه با شواهد ساختاری اقتصاد ایران نیز سازگار است (نمودار ۴). برای نمونه، افزایش نسبت دارایی‌های مالی به تولید ناخالص داخلی طی دهه ۱۳۹۰ بیانگر رشد سریع‌تر بخش مالی نسبت به تولید واقعی است. در چنین شرایطی، نرخ‌های تسهیلات و جهت‌گیری اعتبارات الزاماً بر اساس بازدهی فعالیت‌های مولد تعیین نمی‌شوند و ممکن است به سمت فعالیت‌هایی با بازدهی بالاتر اما غیرمولد، مانند بازار دارایی‌ها، سوق پیدا کنند. این وضعیت می‌تواند کارکرد واسطه‌گری مالی را تضعیف کرده و زمینه بی‌ثباتی مالی را افزایش دهد.

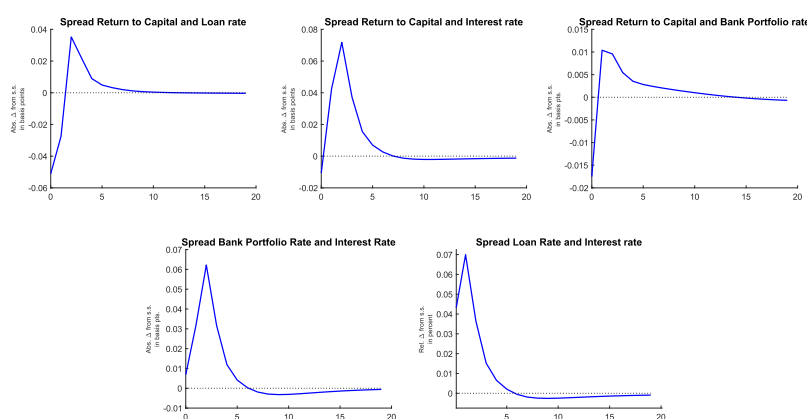


نمودار (۴). مالی‌سازی در ایران (نسبت دارایی‌های مالی به تولید ناخالص داخلی)

منبع: شاکری^۱ (۱۴۰۴)^۱ Shakeri (2025)

تحلیل حساسیت اولیه شاخص پسا-رویداد نشان می‌دهد که کاهش انحراف تسهیلات، کاهش تورم، افزایش کشش تولیدی سرمایه و افزایش بازدهی سرمایه کارآفرینان می‌تواند وضعیت شاخص را بهبود بخشد. در ادامه، برای بررسی دقیق‌تر سازوکار انتقال تکانه‌ها، واکنش شاخص‌های پیشا-رویداد، یعنی پنج اسپرد مالی، به تکانه‌های پولی و مالی تحلیل می‌شود.

نمودار (۵) واکنش اسپردهای مالی به تکانه پولی انبساطی را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج، اسپرد «بازدهی سرمایه کارآفرینان و نرخ تسهیلات» در واکنش اولیه منفی می‌شود. از آنجا که این اسپرد سودآوری فعالیت کارآفرینانه را نسبت به هزینه تأمین مالی نشان می‌دهد، منفی شدن آن بیانگر کاهش حاشیه سود بنگاه‌ها، افزایش احتمال نکول و تشدید فشارهای مالی بر بخش واقعی اقتصاد است. در مقابل، اسپرد «بازدهی سرمایه کارآفرینان و نرخ بهره» پس از کاهش اولیه، روند افزایشی پیدا می‌کند. مقایسه این دو اسپرد نشان می‌دهد که مشکل اصلی نه صرفاً کاهش بازده سرمایه، بلکه گرفتن نرخ تسهیلات از نرخ بهره و افزایش هزینه تأمین مالی برای کارآفرینان است.



نمودار (۵): اثر تکانه پولی انبساطی بر اسپردهای مختلف

منبع: یافته‌های تحقیق

هم‌زمان، افزایش اسپرد «نرخ تسهیلات و نرخ بهره» نشان می‌دهد که بانک‌ها در واکنش به تکانه پولی، ریسک اعتباری بالاتری را در نرخ تسهیلات منعکس می‌کنند. این افزایش می‌تواند دسترسی کارآفرینان به اعتبار را محدود کرده و از مسیر کاهش سرمایه‌گذاری، بی‌ثباتی مالی را تشدید کند. از سوی دیگر، منفی شدن اسپرد «بازدهی سرمایه کارآفرینان و بازدهی پورقفوی بانک» بیانگر آن است که سودآوری فعالیت‌های بانکی نسبت به فعالیت‌های کارآفرینانه افزایش یافته است. افزایش اسپرد «بازدهی پورقفوی بانک و نرخ بهره» نیز همین نتیجه را تأیید می‌کند. بنابراین، تکانه پولی انبساطی در الگوی حاضر از مسیر افزایش فاصله میان بازدهی بخش بانکی و بازدهی بخش واقعی، زمینه تشدید بی‌ثباتی مالی را فراهم می‌سازد.

برای ارزیابی سازگاری شاخص‌های پیشا-رویداد با شاخص پسا-رویداد، جدول (۳) ماتریس ضرایب همبستگی میان اسپردها و شاخص (FS) را گزارش می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که اسپردهای «نرخ تسهیلات و نرخ بهره»، «بازدهی پورقفوی بانک و نرخ بهره» و «بازدهی سرمایه کارآفرینان و نرخ بهره» با شاخص پسا-رویداد همبستگی منفی دارند. با توجه به تفسیر شاخص (FS)، این نتیجه به آن معناست که افزایش این اسپردها با کاهش ثبات مالی و افزایش بی‌ثباتی

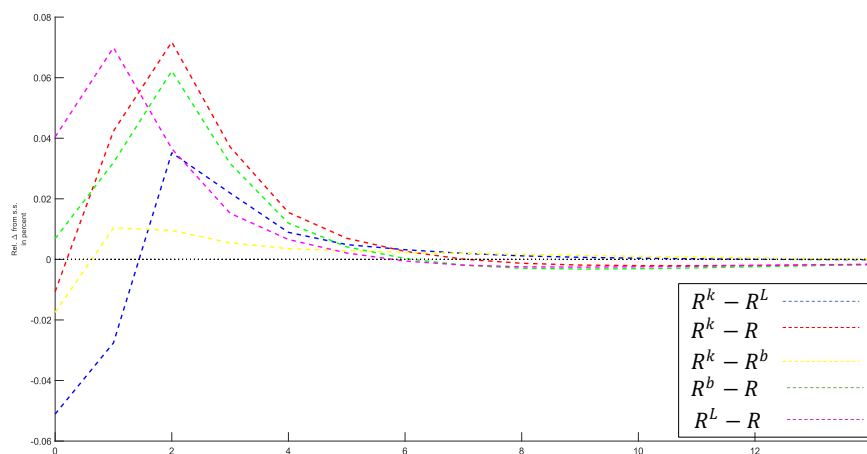
همراه است. در مقابل، اسپردهای «بازدهی سرمایه کارآفرینان و نرخ تسهیلات» و «بازدهی سرمایه کارآفرینان و بازدهی پورتفوی بانک» با شاخص پسا-رویداد همبستگی مثبت دارند. بنابراین، هرچه بازدهی فعالیت کارآفرینانه نسبت به هزینه تأمین مالی و نسبت به بازدهی بخش بانکی تقویت شود، ثبات مالی نیز بهبود می‌یابد. از میان اسپردهای مختلف، اسپرد «نرخ تسهیلات و نرخ بهره» بیشترین همبستگی را با شاخص پسا-رویداد در حالت تکانه پولی دارد؛ از این رو می‌توان آن را مناسب‌ترین شاخص پیشا-رویداد برای ارزیابی اثر تکانه پولی بر بی‌ثباتی مالی دانست.

جدول (۳): ماتریس ضرایب همبستگی اسپردها و ثبات مالی پسا-رویداد

متغیرها	$R_t^K - R_t$	$R_t^b - R_t$	$R_t^K - R_t^b$	$R_t^L - R_t$	$R_t^L - R_t^K$	FS
$R_t^K - R_t$	۱	۰/۹۹۴۳	۰/۸۳۸۴	۰/۶۷۵۶	۰/۴۱۶۱	-۰/۲۰۹۳
$R_t^b - R_t$	۰/۹۹۴۳	۱	۰/۷۷۵۲	۰/۶۵۵۱	۰/۴۳۴۳	-۰/۲۵۴۱
$R_t^K - R_t^b$	۰/۸۳۸۴	۰/۷۷۵۲	۱	۰/۶۵۱۳	۰/۲۴۴۲	۰/۰۵۸۴
$R_t^L - R_t$	۰/۶۷۵۶	۰/۶۵۵۱	۰/۶۵۱۳	۱	-۰/۳۸۹۳	-۰/۵۱۱۶
$R_t^K - R_t^L$	۰/۴۱۶۱	۰/۴۳۴۳	۰/۲۴۴۲	-۰/۳۸۹۳	۱	۰/۳۶۹۵
FS	-۰/۲۰۹۳	-۰/۲۵۴۱	۰/۰۵۸۴	-۰/۵۱۱۶	۰/۳۶۹۵	۱

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار (۶) شدت واکنش اسپردها به تکانه پولی انبساطی را مقایسه می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که اسپرد «بازدهی سرمایه کارآفرینان و نرخ تسهیلات» بیشترین واکنش اولیه و نوسان را نسبت به تکانه پولی دارد. بنابراین، اگرچه اسپرد «نرخ تسهیلات و نرخ بهره» از نظر همبستگی با شاخص پسا-رویداد مناسب‌ترین شاخص برای تکانه پولی است، اسپرد «بازدهی سرمایه کارآفرینان و نرخ تسهیلات» حساس‌ترین شاخص نسبت به تکانه پولی محسوب می‌شود. این تمایز نشان می‌دهد که مناسب‌ترین شاخص برای سنجش الزاماً همان حساس‌ترین شاخص نسبت به تکانه نیست.

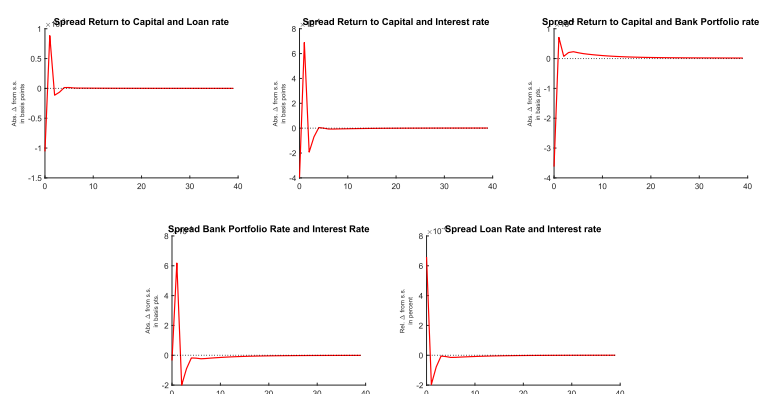


نمودار (۶): مقایسه شدت اثر تکانه پولی انبساطی بر اسپردهای مختلف

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار (۷) واکنش اسپردها به تکانه مالی انبساطی را نشان می‌دهد. در این حالت، افزایش مخارج دولت می‌تواند از مسیر رقابت دولت و بخش خصوصی بر سر منابع مالی، دسترسی بنگاه‌ها به اعتبار را محدود کند. در نتیجه، هزینه

تأمین مالی برای کارآفرینان افزایش یافته و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تضعیف می‌شود. بر اساس نتایج، اسپردهای «بازدهی سرمایه کارآفرینان و نرخ تسهیلات» و «بازدهی سرمایه کارآفرینان و نرخ بهره» منفی می‌شوند که نشان‌دهنده افزایش فشار مالی بر بخش واقعی اقتصاد است. همچنین منفی شدن اسپرد «بازدهی سرمایه کارآفرینان و بازدهی پورتهوی بانک» بیانگر افزایش سودآوری نسبی فعالیت‌های بانکی در مقایسه با فعالیت‌های کارآفرینانه است. افزایش اسپرد «بازدهی پورتهوی بانک و نرخ بهره» و اسپرد «نرخ تسهیلات و نرخ بهره» نیز نشان می‌دهد که تکانه مالی از مسیر افزایش سودآوری بانک‌ها و افزایش ریسک اعتباری، می‌تواند به بی‌ثباتی مالی منجر شود.



نمودار (۷): اثر تکانه مالی انبساطی بر اسپردهای مختلف

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۴) ماتریس همبستگی اسپردها و شاخص پسا-رویداد در حالت تکانه مالی را گزارش می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که اسپرد «بازدهی سرمایه کارآفرینان و بازدهی پورتهوی بانک» در مقایسه با سایر اسپردها رابطه قوی‌تری با شاخص پسا-رویداد دارد. بنابراین، در حالت تکانه مالی، مناسب‌ترین شاخص پشا-رویداد برای سنجش بی‌ثباتی مالی، اسپرد میان بازدهی سرمایه کارآفرینان و بازدهی پورتهوی بانک است. منفی شدن این رابطه نشان می‌دهد که هرگاه سودآوری بخش بانکی نسبت به بخش واقعی افزایش یابد، ثبات مالی تضعیف می‌شود. این نتیجه با منطق اثر محدودکننده^۱ سیاست مالی سازگار است؛ زیرا در شرایط افزایش نیاز مالی دولت، بخش خصوصی در دسترسی به منابع مالی با محدودیت بیشتری مواجه می‌شود و هم‌زمان بانک‌ها می‌توانند از افزایش نرخ‌ها و گسترش فعالیت‌های مالی سود بیشتری کسب کنند.

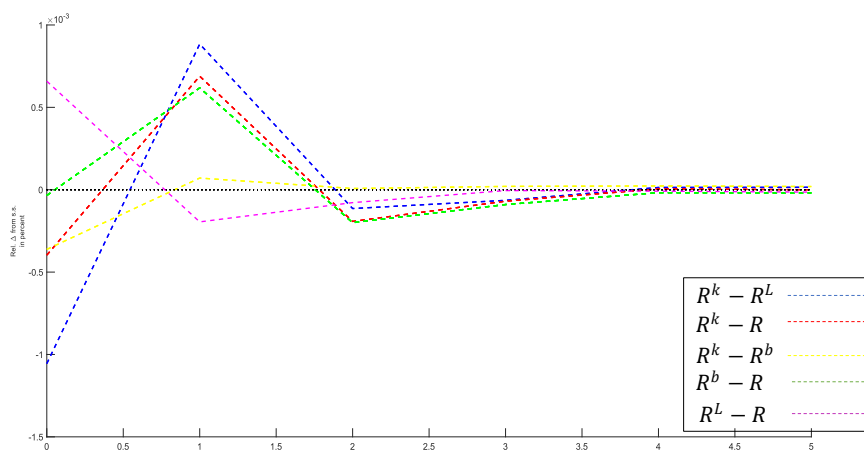
^۱ Crowding out effect

جدول (۴): ماتریس ضرایب همبستگی اسپردها و ثبات مالی پسا-رویداد

متغیرها	$R_t^K - R_t$	$R_t^b - R_t$	$R_t^K - R_t^b$	$R_t^L - R_t$	$R_t^K - R_t^L$	FS
$R_t^K - R_t$	۱	۰/۹۰۵۹	۰/۶۲۲۹	-۰/۶۷۲۷	۰/۹۲۹۲	۰/۰۴۱۹
$R_t^b - R_t$	۰/۹۰۵۹	۱	۰/۲۳۳۰	-۰/۳۰۱۷	۰/۶۸۸۰	۰/۲۳۸۷
$R_t^K - R_t^b$	۰/۶۲۲۹	۰/۲۳۳۰	۱	-۰/۹۸۷۵	۰/۸۶۲۷	-۰/۳۴۴۸
$R_t^L - R_t$	-۰/۶۷۲۷	-۰/۳۰۱۷	-۰/۹۸۷۵	۱	-۰/۸۹۸۶	۰/۲۸۴۲
$R_t^K - R_t^L$	۰/۹۲۹۲	۰/۶۸۸۰	۰/۸۶۲۷	-۰/۸۹۸۶	۱	-۰/۱۱۷۱
FS	۰/۰۴۱۹	۰/۲۳۸۷	-۰/۳۴۴۸	۰/۲۸۴۲	-۰/۱۱۷۱	۱

منبع: یافته‌های تحقیق

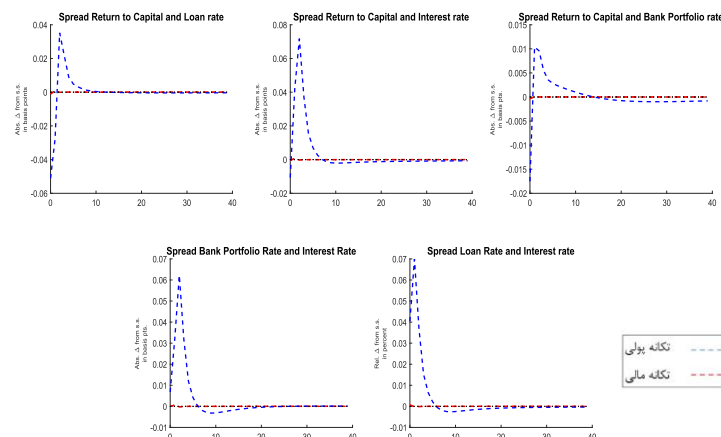
نمودار (۸) شدت واکنش اسپردها به تکانه مالی انبساطی را نشان می‌دهد. همانند حالت تکانه پولی، اسپرد «بازدهی سرمایه کارآفرینان و نرخ تسهیلات» بیشترین واکنش را به تکانه مالی دارد. بنابراین، این اسپرد در هر دو حالت پولی و مالی، حساس‌ترین شاخص نسبت به تکانه‌هاست. با این حال، نتایج همبستگی نشان می‌دهد که برای شناسایی شاخص مناسب، باید میان شدت واکنش و میزان انطباق با شاخص پسا-رویداد تفکیک قائل شد. بر این اساس، در تکانه پولی، اسپرد «نرخ تسهیلات و نرخ بهره» و در تکانه مالی، اسپرد «بازدهی سرمایه کارآفرینان و بازدهی پورتهوی بانک» شاخص مناسب‌تری برای سنجش بی‌ثباتی مالی هستند.



نمودار (۸): مقایسه شدت اثر تکانه مالی انبساطی بر اسپردهای مختلف

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار (۹) اثر تکانه‌های پولی و مالی بر اسپردها را با یکدیگر مقایسه می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که واکنش اسپردها به تکانه پولی، در مقایسه با تکانه مالی، شدیدتر است. این یافته نشان می‌دهد که در چارچوب الگوی حاضر، کانال پولی نقش پررنگ‌تری در انتقال بی‌ثباتی مالی دارد. به بیان دیگر، تغییرات نرخ بهره و اثر آن بر نرخ تسهیلات، بازدهی پورتهوی بانک و بازدهی سرمایه کارآفرینان، سازوکار اصلی شکل‌گیری نوسانات مالی در الگوست.



نمودار (۹): مقایسه اثرات تکانه‌های پولی و مالی بر اسپردها

منبع: یافته‌های تحقیق

برای بررسی سهم نسبی تکانه‌ها در نوسانات شاخص‌های بی‌ثباتی مالی، تجزیه واریانس متغیرهای اصلی انجام شده است. نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که بخش عمده نوسانات شاخص پسا-رویداد (FS) ناشی از تکانه سیاست پولی است؛ به‌گونه‌ای که حدود ۹۵ درصد از واریانس این شاخص توسط تکانه پولی توضیح داده می‌شود. در مقابل، سهم تکانه فناوری حدود ۵ درصد و سهم تکانه مالی بسیار ناچیز است. این نتیجه با یافته‌های توابع واکنش آنی سازگار است و تأیید می‌کند که سیاست پولی مهم‌ترین منبع نوسان شاخص پسا-رویداد بی‌ثباتی مالی در الگوی حاضر است.

جدول (۵): تجزیه واریانس شاخص ثبات مالی و اسپردها (درصد)

متغیر	تکانه پولی (e_i)	تکانه مالی (e_g)	تکانه فناوری (e_a)
$R_t^K - R_t$	۷۰/۷۰	۰/۲۰	۲۹/۱۰
$R_t^b - R_t$	۷۲/۰۵	۰/۱۹	۲۷/۷۷
$R_t^K - R_t^b$	۶۰/۴۰	۰/۳۴	۳۹/۲۷
$R_t^L - R_t$	۷۶/۵۴	۰/۱۵	۲۳/۳۰
$R_t^K - R_t^L$	۴۳/۴۱	۰/۴۳	۵۶/۱۶
FS	۹۵/۱۹	۰/۰۳	۴/۷۸

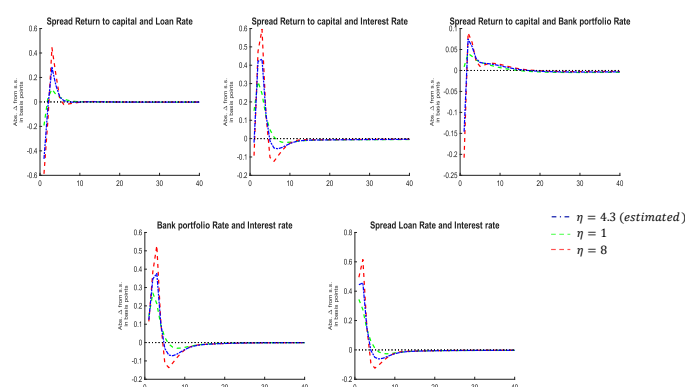
منبع: یافته‌های تحقیق

توضیحات: نتایج بر اساس تجزیه واریانس الگوی DSGE و با استفاده از فیلتر HP ($\lambda = 1600$) محاسبه شده است. اعداد نشان‌دهنده سهم هر تکانه در توضیح واریانس متغیر مربوطه (به درصد) هستند.

نتایج مربوط به اسپردها نیز نشان می‌دهد که در بیشتر موارد، تکانه پولی سهم غالبی در توضیح نوسانات دارد، و تکانه مالی نقش کم‌رنگ‌تری دارد. این یافته با نتایج رعنائی^۱ (۱۴۰۴) نیز سازگار است که ضریب فزاینده مالی در اقتصاد ایران را نسبتاً پایین (۰/۷۶۹) برآورد می‌کند. با این حال، در اسپرد «بازدهی سرمایه کارآفرینان و نرخ تسهیلات»، سهم تکانه فناوری بیش از سهم تکانه پولی است. این نتیجه نشان می‌دهد که تغییرات بهره‌وری از مسیر اثرگذاری بر بازده سرمایه، می‌تواند بر سودآوری فعالیت کارآفرینانه نسبت به هزینه تأمین مالی اثر بگذارد.

^۱ Raanaei (2025)

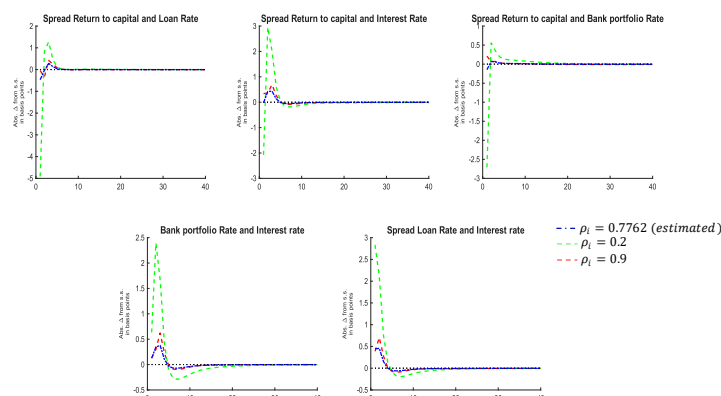
در پایان، به دلیل سهم غالب تکانه پولی در نوسانات شاخص‌های بی‌ثباتی مالی، تحلیل حساسیت نسبت به دو پارامتر کلیدی در حالت تکانه پولی انجام شد: هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری و ضریب هموارسازی نرخ بهره. نتایج نمودار (۱۰) نشان می‌دهد که کاهش هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری باعث می‌شود بنگاه‌ها سرمایه‌گذاری خود را سریع‌تر تعدیل کنند. این امر اگرچه انعطاف‌پذیری بخش واقعی را افزایش می‌دهد، اما از مسیر نوسان بیشتر تقاضای اعتبار، دامنه نوسانات اسپردها را در کوتاه‌مدت تشدید می‌کند. در مقابل، افزایش هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری واکنش اسپردها را ملایم‌تر اما ماندگارتر می‌سازد.



نمودار (۱۰): تحلیل حساسیت نسبت به پارامتر هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری (η)

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار (۱۱) نیز حساسیت نتایج نسبت به ضریب هموارسازی نرخ بهره را نشان می‌دهد. در سطوح پایین‌تر این پارامتر، بانک مرکزی واکنش تهاجمی‌تری به تکانه نشان می‌دهد و نرخ بهره با سرعت بیشتری تعدیل می‌شود؛ در نتیجه، اسپردهای مالی در کوتاه‌مدت نوسانات شدیدتری را تجربه می‌کنند. در سطوح بالاتر هموارسازی نرخ بهره، واکنش سیاست پولی تدریجی‌تر است و نوسانات مالی ملایم‌تر اما پایدارتر می‌شوند. بنابراین، نحوه تنظیم قاعده سیاست پولی نه تنها بر مسیر نرخ بهره، بلکه بر شدت و ماندگاری بی‌ثباتی مالی نیز اثرگذار است.



نمودار (۱۱): تحلیل حساسیت نسبت به ضریب هموارسازی نرخ بهره در قاعده سیاست پولی (ρ_i)

منبع: یافته‌های تحقیق

در مجموع، یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که اثر تکانه‌های پولی و مالی بر بی‌ثباتی مالی به شاخص مورد استفاده وابسته است. تکانه پولی عمدتاً از مسیر افزایش فاصله نرخ تسهیلات و نرخ بهره و تغییر در بازدهی نسبی بانک‌ها و کارآفرینان عمل می‌کند، درحالی‌که تکانه مالی بیشتر از مسیر رقابت دولت و بخش خصوصی بر سر منابع مالی و تغییر سودآوری نسبی بانک‌ها و بخش واقعی اثرگذار است. بر اساس نتایج، اسپرد «نرخ تسهیلات و نرخ بهره» مناسب‌ترین شاخص پیشا-رویداد در حالت تکانه پولی و اسپرد «بازدهی سرمایه کارآفرینان و بازدهی پورقفوی بانک» مناسب‌ترین شاخص در حالت تکانه مالی است. همچنین اسپرد «بازدهی سرمایه کارآفرینان و نرخ تسهیلات» در هر دو حالت، حساس‌ترین واکنش را نسبت به تکانه‌ها نشان می‌دهد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با وجود گسترش ادبیات مربوط به ثبات مالی، هنوز درباره تعریف و سنجه مناسب آن اجماع روشنی وجود ندارد. همین تعدد تعاریف و شاخص‌ها موجب شده است که نتایج مطالعات تجربی درباره عوامل مؤثر بر بی‌ثباتی مالی، تا حدی به شاخص مورد استفاده وابسته باشد. پژوهش حاضر با تمرکز بر همین مسئله، بررسی کرد که آیا ارزیابی اثر تکانه‌های سیاست پولی و مالی بر بی‌ثباتی مالی در اقتصاد ایران به نوع شاخص مورد استفاده وابسته است یا خیر. برای این منظور، از دو گروه شاخص استفاده شد: پنج اسپرد مالی به‌عنوان شاخص‌های پیشا-رویداد و یک شاخص پسا-رویداد که به‌صورت درون‌زا از شرط بی‌ثباتی مالی در الگو استخراج شد. نتایج برآورد و شبیه‌سازی الگو برای دوره ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۱ نشان داد که شاخص پسا-رویداد بی‌ثباتی مالی در اقتصاد ایران مقدار منفی دارد. این نتیجه بیانگر وجود نوعی عدم توازن میان بخش مالی و بخش واقعی اقتصاد است؛ به این معنا که پویایی‌های بخش مالی با ظرفیت‌های تولیدی و بازدهی بخش واقعی اقتصاد سازگار نیست. بنابراین، بی‌ثباتی مالی در اقتصاد ایران را نمی‌توان صرفاً به تغییر یک نرخ یا یک متغیر مالی خاص فروکاست، بلکه باید آن را نتیجه نسبت میان بازدهی فعالیت‌های واقعی، هزینه تأمین مالی، سودآوری بانک‌ها و رفتار واسطه‌گری مالی دانست.

تحلیل توابع واکنش آنی نشان داد که تکانه پولی انبساطی از چند مسیر موجب تشدید بی‌ثباتی مالی می‌شود. منفی شدن اسپرد بازدهی سرمایه کارآفرینان و نرخ تسهیلات نشان می‌دهد که حاشیه سود فعالیت کارآفرینانه نسبت به هزینه تأمین مالی کاهش می‌یابد و در نتیجه احتمال نکول و فشار مالی بر بنگاه‌ها افزایش پیدا می‌کند. افزایش اسپرد نرخ تسهیلات و نرخ بهره نیز نشان‌دهنده افزایش ریسک اعتباری و افزایش هزینه تأمین مالی است. افزون بر این، منفی شدن اسپرد بازدهی سرمایه کارآفرینان و بازدهی پورقفوی بانک، همراه با افزایش اسپرد بازدهی پورقفوی بانک و نرخ بهره، نشان می‌دهد که سودآوری بخش بانکی نسبت به فعالیت‌های کارآفرینانه تقویت می‌شود؛ وضعیتی که می‌تواند یکی از نشانه‌های بی‌ثباتی مالی باشد. در حالت تکانه مالی انبساطی نیز نتایج نشان داد که افزایش مخارج دولت و نحوه تأمین مالی آن می‌تواند از مسیر محدود شدن دسترسی بخش خصوصی به منابع مالی، افزایش نرخ تسهیلات و کاهش سودآوری نسبی فعالیت کارآفرینانه، بی‌ثباتی مالی را تشدید کند. کاهش اسپرد بازدهی سرمایه کارآفرینان و نرخ تسهیلات و نیز کاهش اسپرد بازدهی سرمایه کارآفرینان و نرخ بهره، بیانگر تضعیف بخش واقعی در برابر هزینه‌های مالی است. همچنین کاهش اسپرد بازدهی سرمایه کارآفرینان و بازدهی پورقفوی بانک نشان می‌دهد که فعالیت‌های بانکی در مقایسه با فعالیت‌های کارآفرینانه سودآورتر می‌شوند.

نتایج ماتریس همبستگی نشان داد که مناسب‌ترین شاخص پیشا-رویداد برای سنجش بی‌ثباتی مالی به نوع تکانه بستگی دارد. در حالت تکانه پولی، اسپرد نرخ تسهیلات و نرخ بهره بیشترین همبستگی را با شاخص پسا-رویداد دارد

و از این‌رو مناسب‌ترین شاخص برای ارزیابی اثر تکانه پولی بر بی‌ثباتی مالی است. در مقابل، در حالت تکانه مالی، اسپرد بازدهی سرمایه کارآفرینان و بازدهی پورتنفوی بانک عملکرد مناسب‌تری دارد. همچنین مقایسه شدت واکنش اسپردها نشان داد که اسپرد بازدهی سرمایه کارآفرینان و نرخ تسهیلات، در هر دو حالت پولی و مالی، حساس‌ترین واکنش را نسبت به تکانه‌ها نشان می‌دهد. بنابراین، باید میان شاخص مناسب برای سنجش بی‌ثباتی مالی و شاخص حساس‌تر نسبت به تکانه‌ها تفکیک قائل شد.

نتایج تجزیه واریانس نیز نشان داد که تکانه‌های پولی سهم غالبی در توضیح نوسانات شاخص پسا-رویداد بی‌ثباتی مالی دارند. این یافته نشان می‌دهد که در چارچوب الگوی مورد استفاده، سیاست پولی نقش مهم‌تری در ایجاد نوسانات مالی دارد. با این حال، محدود بودن سهم مستقیم تکانه مالی در تجزیه واریانس به معنای بی‌اهمیت بودن نقش دولت در بی‌ثباتی مالی نیست، زیرا نقش دولت در اقتصاد ایران فقط به تکانه مخارج مالی محدود نمی‌شود و از مسیر سلطه مالی، نحوه تأمین کسری بودجه، مداخلات اعتباری، کیفیت نهادی و جهت‌دهی به منابع بانکی نیز می‌تواند بر ثبات مالی اثر بگذارد.

بر اساس نتایج پژوهش، چند دلالت سیاستی قابل طرح است.

نخست، سیاست‌گذار پولی نباید ثبات مالی را صرفاً از مسیر کنترل تورم یا تغییر نرخ بهره دنبال کند. نتایج نشان می‌دهد که فاصله میان نرخ تسهیلات و نرخ بهره، و نیز نسبت میان بازدهی فعالیت‌های بانکی و کارآفرینانه، اطلاعات مهمی درباره وضعیت ثبات مالی ارائه می‌کند. بنابراین، رصد منظم اسپردهای مالی می‌تواند بخشی از چارچوب پایش ثبات مالی باشد.

دوم، حفظ توازن میان سودآوری بخش بانکی و بازدهی بخش واقعی اقتصاد اهمیت اساسی دارد. اگر سودآوری بانک‌ها به‌طور پایدار از بازدهی فعالیت‌های کارآفرینانه فراتر رود، انگیزه تخصیص منابع به فعالیت‌های مولد تضعیف می‌شود و نظام بانکی ممکن است به جای پشتیبانی از تولید، به تقویت فعالیت‌های مالی و دارایی‌محور گرایش پیدا کند. از این رو، سیاست‌های اعتباری و نظارتی باید به گونه‌ای طراحی شوند که سودآوری بانک‌ها با کارکرد واسطه‌گری مالی و تأمین مالی بخش واقعی سازگار بماند.

سوم، نتایج بر ضرورت تقویت سیاست‌های احتیاطی کلان دلالت دارد. سیاست‌های پولی و مالی انبساطی، در صورت بی‌توجهی به اثر آن‌ها بر اسپردهای مالی و رفتار بانک‌ها، می‌توانند بی‌ثباتی مالی را تشدید کنند. بنابراین، هماهنگی سیاست پولی و مالی باید با ابزارهای احتیاطی کلان تکمیل شود.

چهارم، نقش دولت در بی‌ثباتی مالی باید فراتر از تکانه مخارج دولت بررسی شود. در اقتصاد ایران، دولت از مسیرهای گوناگون بر نظام مالی اثر می‌گذارد. بنابراین، پژوهش‌های آتی می‌توانند نقش دولت را فراتر از سیاست مالی، در چارچوب وسیع‌تر حکمرانی مالی و نهادی بررسی کنند.

در نهایت، پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آینده اثر هم‌زمان سیاست‌های پولی، مالی و احتیاطی کلان بر ثبات مالی را بررسی کنند. همچنین بررسی سازوکارهای شکل‌گیری عدم توازن میان بخش واقعی و بخش مالی، نقش انحراف تسهیلات، اثر کیفیت نهادی بر تخصیص اعتبار، و طراحی شاخص‌های پسا-رویداد جایگزین برای بی‌ثباتی مالی می‌تواند مسیرهای مهمی برای توسعه ادبیات این حوزه در اقتصاد ایران فراهم سازد.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

1. Aikman, D., Kiley, M., Lee, S. J., Palumbo, M. G., & Warusawitharana, M. (2017). Mapping heat in the U.S. Financial system. *Journal of Banking & Finance*, 81, 36-64.
2. Akinci, O., Benigno, G., Del Negro, M., & Queraltó, A. (2023). The financial (in)stability real interest rate, R^* . *International Finance Discussion Papers*, 1308. Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
3. Alahverdi, A., Daei-Karimzadeh, S., & ghobadi, S. (2022). Extraction of dynamic financial condition index in Iran by time-varying parameters approach. *Journal of Econometric Modelling*, 7(3), 127-162 (In Persian).
4. Amiri, M., Dehghan Dehnavi, M. A., & Rezaei, M. (2019). Evaluation of the effects of capital injection on the performance of government banks. *Quarterly Studies in Banking Management and Islamic Banking*, 4(11), 93-130 (In Persian).
5. Arab, A., Sarlak, A., Ghiasi, M. and Sharifnezhad, M. (2022). Investigating Financial Instability in a Dynamic Model: A Case Study of Middle Eastern Countries. *Economic Research and Perspectives*, 22(3), 79-101 (In Persian).
6. Bernanke, B. S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *Handbook of macroeconomics*, 1, 1341-1393.
7. Boissay, F., Collard, F., Galí, J., & Manea, C. (2026). Monetary policy and endogenous financial crises. *The Review of Economic Studies*, rdag042.
8. Borio, C., & Drehemmann, M. (2010). Toward an operational framework for financial stability: 'fuzzy' measurement and its consequences. *Series on Central Banking, Analysis, and Economic Policies*, No. 15.
9. Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, 12(3), 383-398.
10. Carlstrom, C. T., & Fuerst, T. S. (1997). Agency costs, net worth, and business fluctuations: A computable general equilibrium analysis. *The American Economic Review*, 893-910.
11. Christiano, L. J., Motto, R., & Rostagno, M. (2014). Risk shocks. *American Economic Review*, 104(1), 27-65.
12. Christiano, L., Rostagno, M., & Motto, R. (2010). *Financial factors in economic fluctuations* (No. 1192). ECB working paper.
13. Daripa, A., & Varotto, S. (2010). Ex-ante versus ex-post regulation of bank capital. In L. P. Blenman, H. A. Black, & E. J. Kane (Eds.), *Banking and capital markets: New international perspectives* (pp. 29-58). World Scientific Publishing Co. Pte.
14. Davis, E. P., & Fagan, G. (1997). Are Financial Spreads Useful Indicators of Future Inflation and Output Growth in EU Countries? *Journal of Applied Econometrics*, 12(6), 701-714.
15. Davis, E. P., & Henry, S. G. (1994). The use of financial spreads as indicator variables: Evidence for the United Kingdom and Germany. *Staff Papers*, 41(3), 517-525.
16. Davoudi, P. and Bastanzad, H. (2020). Monetary policy and financial stability in Iran (DSGE approach). *Quarterly Journal of Quantitative Economics* (JQE), 17(2), 43-87 (In Persian).
17. de Moraes, C. O., & Costa, Á. (2023). Credit behavior and financial stability in an emerging economy. *Economic Systems*, 47(2), 100999.
18. Ebadi H, Kyiaei M (2016). Measuring stress in the financial system and analyzing factors affecting it. *Economic Strategy*, 5(18), 263-296. (In Persian).
19. Elsayed, A. H., Naifar, N., & Nasreen, S. (2023). Financial stability and monetary policy reaction: Evidence from the GCC countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 87, 396-405.
20. Eslamloueyan, K (2018). Advanced macroeconomics with an Islamic approach. Tehran: Samt Publications (In Persian).
21. Eslamloueyan, K., & Ostadzad, A. H. (2014). Estimating the rate of time preference for Iran: A recursive algorithm. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 49(2), 267-294 (In Persian).
22. Farzinvas, A., & Ghorbani Shiran, A. (2012). Creating Financial Stability Index and Survey in the Developing Countries. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 0(22), 3-28 (In Persian).
23. Gertler, M., & Karadi, P. (2011). A model of unconventional monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 58(1), 17-34.

24. Ghasemi, A., & Akbari Moghaddam, B. (2020). Financial instability under a DSGE modeling approach: A case study of Iran. *Macroeconomics Research Letter*, 14(28), 319-354. doi: 10.22080/iejm.2020.16293.1686. (In Persian).
25. Hosseinidoust, S. E., Nasrollahi, R., & Jafari, A. (2022). Investigation of the factors affecting financial instability in developing countries: The SGMM approach. *Stable Economy Journal*, 3(1), 132-160 (In Persian).
26. Illing, M., & Liu, Y. (2006). Measuring Financial Stress in a Developed Country: An Application to Canada. *Journal of Financial Stability*, 2(3), 243-265.
27. Jafari Samimi A, Balounejad Nouri R, Tranchian A M. (2016). An investigation of the impact of oil revenue shocks on output and inflation under price and wage stickiness conditions. *QEER*, 12 (48), 1-32 (In Persian).
28. Komijani A, Tavakoliyanh H. (2011), Testing the asymmetries in central bank reaction function: The case of Iran. *Journal of Economic Modeling*. 2 (6), 19-42 (In Persian).
29. Lindahl, E. (1924). *Penningpolitikens mål och medel*. Förlagsaktiebolagets i Malmö Boktryckeri.
30. Linh, N. T. X., Thach, N. N., & Tan, N. N. (2021). Monetary Policy, Macroprudential Policy, Institutional Quality and Bank Risk: Evidence from Eagle Group. *International Econometric Conference of Vietnam*, 311-327.
31. Marques, M. O., & Pinto, J. M. (2020). A comparative analysis of ex ante credit spreads: Structured finance versus straight debt finance. *Journal of Corporate Finance*, 62, 101580.
32. Mehrabanpour, M. R., Naderi Noorain, M. M., Inanlou, E., & Ashari, E. (2017). Factors affecting the profitability of banks. *Empirical Studies in Financial Accounting*, 14(54), 119-140 (In Persian).
33. Minsky, H. P. (1977). A theory of systemic fragility. *Financial Crises: Institutions and Markets in a Fragile Environment*, 138-152.
34. Minsky, H. P., & Kaufman, H. (2008). *Stabilizing an unstable economy* (Vol. 1). McGraw-Hill New York.
35. Mishkin, F. S. (1997). *The causes and propagation of financial instability: Lessons for policymakers* (pp. 55-96). Federal Reserve Bank.
36. Mishkin, F. S. (2022). *The economics of money, banking, and financial markets*. Pearson education.
37. Motavaseli M, Ebrahimi I, Shahmoradi A, Komijani A. (2011) A new Keynesian dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model for an oil exporting country. *The Quarterly Journal of Economic Research*, 10 (4) :87-116 (In Persian).
38. Myrdal, G. (1939). *Monetary equilibrium*. London: Hodge.
39. Raanaei, A. (2025). Political Economy of Financial Instability in Iran: Can the Government Secure Financial Stability? *Journal of Economics and Modelling*, 16(3), 1-34 (In Persian).
40. Raanaei, A. R., Eslamloueyan, K., Shahnazi, R., & Owjimehr, S. (2023). The Effects of Monetary and Fiscal Policy on Financial Instability in Iran through Banks and Entrepreneurs Leverage Behavior: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Model. *Journal of Economics and Modelling*, 14(3), 1-40 (In Persian).
41. Rannenberg, A. (2016). Bank leverage cycles and the external finance premium. *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(8), 1569-1612.
42. Roudari, S., Zarei, P., & Tehranchian, A. (2021). Investigating the Nonlinear Behavior of Financial Instability in Iran: A Threshold Structural Vector Autoregressive Approach. *Macroeconomics Research Letter*, 15(30), 168-192 (In Persian).
43. Schinasi, G. J. (2004). Defining financial stability.
44. Shakeri, A. (2025). *Historiography of Iran's economy during the past six decades* (1961-2021). Ney Publishing. (In Persian).
45. Tavakolian H, Hemati, M (2018). Evaluation and comparison of different firm pricing patterns in the Iranian economy (DSGE approach). *Monetary and banking researches*, (38)11, 655-698 (In Persian).
46. The New Palgrave Dictionary of Economics. (2024). <https://link.springer.com/book/10.1057/978-1-349-95189-5>
47. Zaroki, Sh, Motmani, M, & Iszadeh Roshan, Youssef (2017). Analysis of Net Interest Margin (spread) of Commercial Banks with Emphasis on Competitiveness and Credit Risk. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 13(4), 103-126 (In Persian).