-- Iranian Journal of Economic Research----------
Volume 29, Issue 98, Spring 2024, 234-269
ijer.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/ijer.2024.76738.1231

ATU PRESS

Financial Shocks and Their Impact on Macroeconomic Variables: A Threshold VAR Analysis

Sosan Etemadinia — Ph.D. Student of Econometrics, Urmia University, Urmia, Iran

Kiumars Shahbazi — Professor of Economics Department, Urmia University, Urmia, Iran

Khadijeh Hassanzadeh* — Ph.D. of International Economics, Urmia University, Urmia, Iran

Abstract

Financial instability causes uncertainty and a lack of transparency in the market and decision-making processes, ultimately leading to reduced investment and economic growth. Additionally, economic shocks alter investors' expectations. This study relied on the seasonal data from 1991/3 to 2021/6 in order to identify financial shocks and their impact on macroeconomic variables such GDP, the debt-to-GDP ratio, and financial instability. The Threshold Vector Autoregression (TVAR) model was used to analyze the data. The findings showed that fiscal policies (debt-to-GDP ratio) reduce GDP. Second, positive shocks from financial instability lead to a decrease in GDP and the debt-to-GDP ratio. In the first regime, positive fiscal policy shocks (increase in the debt-to-GDP ratio) leads to an increase in financial instability, while in the second regime, positive fiscal policy shocks can reduce financial instability.

1. Introduction

Financial instability leads to uncertainty and a lack of transparency in the market and decision-making processes, ultimately resulting in reduced investment and economic growth. Economic shocks also alter investors' expectations, affecting the value of current assets and influencing both the financial and real sectors. During periods of financial instability, government debt management needs to adopt specific strategies. The

* Corresponding Author: kh.hasanzadeh@urmia.ac.ir
How to Cite: Etemadinia, S., Shahbazi, K. & Hassanzadeh, K. (2024). Financial Shocks and Their Impact on Macroeconomic Variables: A Threshold VAR Analysis. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(98), 234-269.

eISSN:2476-6445 ISSN: 1726-0728 Accepted: 2/6/2024 Revised: 25/5/2024 Received: 14/11/2023 Original Research

simultaneous occurrence of a financial crisis and an economic recession signals a major downturn, and historical evidence shows a relative correlation between economic recessions and heightened financial market instability. In times of increased financial instability, the share of overdue loans rises, and negative market sentiments reduce the value of other financial assets. Disruptions in financial markets or a high level of overdue loans on banks' balance sheets can lead to an economic recession by restricting credit flows to other sectors. Countercyclical fiscal policy can mitigate the reduction in the private sector demand by increasing government spending or cutting taxes, thereby compensating for the diminished credit flows from a weakened financial sector. Furthermore, government spending dependent on financial aid in weak sectors can improve economic sentiments and expectations, helping to strengthen the economy. However, financial development that facilitates easy access to existing financial resources can increase financial instability due to concerns about government debt sustainability. In this respect, the present study aimed to examine the nonlinear relationship (the effects of positive and negative shocks) between financial market instability, fiscal policy, and the production sector in Iran.

2. Materials and Methods

This study relied on using the seasonal data from 1991/3 to 2021/6 in order to examine the relationship between financial market instability, fiscal policy, and production in Iran. The Threshold Vector Autoregression (TVAR) model was used for the analysis. The primary version of the model used in this study is as follows:

$$y_t=[LGDP_t, FSI_t, DF_t, LCPI_t, LM2_t]$$

Due to its nonlinearity, the TVAR model can capture the varying magnitudes and directions of shocks that can affect how variables impact each other. Unlike the linear VAR model, where the impact of a negative shock is merely the opposite of a positive shock, the TVAR model allows for asymmetrical effects, where shocks of different sizes and directions can yield different outcomes.

3. Results and Discussion

According to the findings, fiscal policies (debt-to-GDP ratio) decrease GDP, and positive shocks from financial instability lead to a decrease in both GDP and the debt-to-GDP ratio. Moreover, a positive shock in fiscal policy (increase in the debt-to-GDP ratio) increases financial instability in the first regime, but reduces it in the second regime. Also, negative shocks have opposite effects in both regimes. This suggests that in strong regimes with high liquidity, the debt-to-GDP ratio is lower, thus reducing the risk of instability. However, when fiscal policies such as tax cuts and increased

government spending are pursued in a strong economy, financial instability may increase partly due to higher tax revenue and increased government spending; however, these policies are less profitable. In weak, low-cash regimes with unsustainable and income-dependent economies, the debt-to-GDP ratio is higher, leading to greater instability. Nonetheless, appropriate fiscal policies can prevent financial instability even in weaker regimes, promoting significant economic growth without increasing the risk of financial instability. The estimated TVAR model indicates nonlinear effects in the response of variables to exogenous shocks. Based on threshold effect tests in the first model (production response), the optimal threshold value (liquidity difference) is 0.4794. Periods where the threshold variable is less than 0.4794 are categorized as low regime, while other periods are categorized as high regime. In both regimes, a positive financial instability shock reduces fiscal policy (debt-to-GDP ratio). In the first regime, a positive fiscal policy shock (increase in the debt-to-GDP ratio) increases financial instability, while in the second regime, it reduces financial instability.

4. Conclusion

The present study employed the TVAR model and the seasonal data from 1991 to 2021 in order to examine the relationship between financial market instability, fiscal policy, and production in Iran. Unlike the linear VAR model where effects of negative and positive shocks are symmetrical, the nonlinearity of the TVAR model shows that the size and direction of shocks impact how variables interact, thus leading to different outcomes. The findings revealed a nonlinear response of variables to incoming shocks. The TVAR model results, based on threshold effect tests in the first model (production response), identified an optimal threshold value of 0.04794. Periods below this threshold are categorized as low regime. The instantaneous response functions indicated that positive shocks in financial instability negatively impact GDP in both regimes. Generally, financial instability causes market uncertainty and a lack of transparency, leading to reduced investment and decreased economic growth. Additionally, positive shocks of fiscal policies (e.g., the debt-to-GDP ratio) decrease GDP in both regimes. The instantaneous reaction functions showed that a positive shock in financial instability reduces fiscal policy in both regimes. According to the results, a positive shock in fiscal policy increases financial instability in the first regime, while it decreases financial instability in the second regime.

Keywords: Fiscal Policy, Financial Instability, Production, Threshold VAR
JEL Classification: G28, L11, P34

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۸/۲۳ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۳/۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۳/۱۳

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN:۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران ---------

دوره ۲۹، شماره ۹۸، بهار ۱۴۰۳، ۲۳۴-۲۶۹

ijer.atu.ac.ir

DOI: 10.22054/ijer.2024.76738.1231

تحلیل تکانه‌های مالی و نحوه اثرگذاری آن‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای

سوسن اعتمادی‌نیا دانشجوی دکتری اقتصادسنجی، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران

کیومرث شهبازی استاد گروه اقتصاد، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران

خدیجه حسن‌زاده * فارغ‌التحصیل دکتری اقتصاد بین‌الملل، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران

چکیده

بی‌ثباتی مالی باعث عدم اطمینان و عدم شفافیت در بازار و فرآیند تصمیم‌گیری می‌شود که در نهایت منجر به کاهش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی خواهد شد؛ همچنین شوک‌های اقتصادی تغییراتی در انتظارات سرمایه‌گذاران ایجاد می‌کند. بنابراین، این مطالعه با تحلیل داده‌های فصلی سال ۱۳۷۰:۱ تا ۱۴۰۰:۴ با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) به شناسایی تکانه‌های مالی و نحوه اثرگذاری آن‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل تولید ناخالص داخلی، نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی و بی‌ثباتی مالی پرداخته است. در انتها، یافته‌های اصلی این مطالعه را می‌توان این‌گونه بیان کرد: نخست، سیاست‌های مالی (نسبت بدهی به تولید) باعث کاهش تولید ناخالص داخلی می‌شود. دوم، تکانه مثبت وارده از سمت بی‌ثباتی مالی منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی و کاهش نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی می‌شود. سوم، نتایج بیان‌کننده این است که در رژیم اول شوک مثبت سیاست مالی (افزایش نسبت بدهی به تولید) موجب افزایش بی‌ثباتی مالی می‌شود اما در رژیم دوم شوک مثبت سیاست مالی، بی‌ثباتی مالی را کاهش می‌دهد.

کلیدواژه‌ها: بی‌ثباتی مالی، تولید، مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای، سیاست مالی طبقه‌بندی **JEL**: G28, L11, P34 طبقه‌بندی

مقاله حاضر برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد خانم سوسن اعتمادی‌نیا رشته اقتصاد دانشگاه ارومیه است.

* نویسنده مسئول: kh.hasanzadeh@urmia.ac.ir

۱. مقدمه

پیامدهای اقتصادی بحران مالی در اواخر سال ۲۰۰۰ نشان داد که اعمال سیاست‌های مالی نامناسب می‌تواند منجر به رکود بزرگ اقتصادی شود (Kasal, 2023). بنابراین شوک‌های اقتصادی که از بازارهای مالی شروع می‌شوند، می‌توانند ابتدا بر ارزش دارایی‌های جاری اثر بگذارند و سرمایه‌گذاران را وادار به تغییر در انتظارات بازده دارایی‌شان کنند (Dufrénot, et al., 2016)، سپس این شوک‌ها به بخش‌های دیگر مالی و اقتصادی منتقل شوند و بخش حقیقی اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهند (Kliesen, et al., 2012). با توجه به این موضوع پس از بحران مذکور، توجه سیاست‌گذاران و پژوهشگران به ارزیابی ضرایب مالی و پیامد سیاست‌های مالی بر بخش حقیقی اقتصاد افزایش یافت (Wang, et al., 2023؛ Casado, et al., 2020؛ Cukierman, 2013). محققان دریافتند اثرات سیاست‌های مالی بر متغیرهای اقتصادی با توجه به شرایط اقتصادی حاکم بر جامعه مورد مطالعه متفاوت است (Afonso, et al., 2017). به عنوان مثال، اثرات سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی در کشوری که رکود اقتصادی دارد، نسبت به کشوری که دارای شرایط عادی یا رونق اقتصادی است، متفاوت است (Barut, et al., 2023).

همچنین مطالعات تجربی نشان می‌دهد که دوره‌های رکود اقتصادی اغلب با دوره‌های ناپایدار مالی یا حتی بحران مالی همراه هستند (Augustinv, et al., 2022). در این دوره‌ها، وام‌های معوق[1] افزایش می‌یابند و این موجب کاهش ارزش دارایی‌های مالی می‌شود. بنابراین، سیاست‌های مالی ضدسیکلی[2] از طریق افزایش هزینه‌های دولتی یا کاهش مالیات، منجر به جریانات اعتباری پایین می‌شود، درحالی‌که حمایت‌های مالی دولت می‌تواند انتظارات اقتصادی را تغییر داده و به تقویت رونق اقتصادی کمک کند (Cardarelli, et al., 2011). در برخی از مطالعات گزارش شده است که اختلالات در بازارهای مالی یا مشکلات در صورت‌های مالی تراز بانک‌ها ممکن است از طریق کاهش جریان اعتبارات به بخش‌های دیگر، منجر به رکود اقتصادی شود (Sadaa, et al., 2023).

موارد مذکور نشان می‌دهد رابطه بین بی‌ثباتی مالی و سیاست‌های اقتصادی دوجانبه است (Ferraresi, et al., 2014)؛ از یک‌سو، بدون توجه به علت بی‌ثباتی مالی، سیاست‌مداران

1. Non-performing Loans
2. Countercyclical

ممکن است سعی کنند اثرات آن را بر اقتصاد کاهش دهند و از سوی دیگر، اتخاذ سیاست‌های نامناسب مالی، می‌تواند به بی‌ثباتی مالی کمک کند (بهرامی و رافعی، ۱۳۹۳). به عنوان مثال، وضعیت بدهی بزرگ دولت ممکن است موجب از دست دادن اعتماد به توانایی پرداخت منظم بدهی، کاهش قیمت‌های اوراق دولتی، افزایش درآمد حاکمیتی و رکود اقتصادی شود (Afonso, et al., 2017). این اثرات به‌ویژه زمانی که یک کشور با بحران سیاسی بین‌المللی مواجه است، چندین برابر بیشتر می‌شود. به منظور تدوین سیاست‌های کارا برای تحریک رشد، مدیریت تورم و رفع چالش‌های اقتصادی، یک بررسی کامل و همه‌جانبه در مورد ارتباط بین سیاست‌های مالی و متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای دارای بحران اقتصادی و سیاسی ضروری است. این تحلیل در ایران به دلیل بحران اقتصادی که ریشه در عواملی مانند تحریم، کاهش ارزش پول ملی و تنش‌های ژئوپلیتیک دارد، بسیار حیاتی است. بنابراین در این مطالعه ارتباط بین شوک‌های مثبت و منفی سیاست‌های مالی با تولید و بی‌ثباتی مالی در سطوح پایین و بالای بی‌ثباتی مالی با استفاده از روش خود رگرسیون برداری آستانه‌ای[1] بررسی خواهد شد.

این مطالعه نسبت به سایر مطالعات از سه جهت نوآوری دارد:

- نخست، بررسی رابطه غیرخطی بین سیاست‌های مالی و متغیرهای کلان اقتصادی (تولید و بی‌ثباتی مالی) با روش خودرگرسیون برداری آستانه‌ای است. تجزیه و تحلیل اثرات غیرخطی شوک‌های سیاست مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی مزایای متمایز را نسبت به تمرکز صرف بر اثرات خطی ارائه می‌دهد. با در نظر گرفتن روابط غیرخطی، محققان می‌توانند پویایی‌های پیچیده‌ای را که مدل‌های خطی نادیده می‌گیرند، ثبت کنند و امکان نمایش دقیق‌تری از تعاملات دنیای واقعی بین سیاست‌های مالی و متغیرهای کلان را فراهم کنند.
- دوم، تفکیک اثرات شوک‌های مثبت و منفی سیاست‌های مالی بر متغیرهای تولید و بی‌ثباتی مالی است. این امر می‌تواند به رفع چالش رکود تورمی کمک کند زیرا با بررسی این اثرات، سیاست‌گذاران می‌توانند بهتر درک کنند که چگونه شوک‌های مختلف بر متغیرهای کلان تأثیر می‌گذارند.

1. Threshold Vector Auto-regression (TVAR) Model

- سوم، بررسی ارتباط شوک‌های مثبت و منفی سیاست‌های مالی در چارچوب بی‌ثباتی مالی (رژیم بالا و پایین) بر تولید و بی ثباتی مالی است. بررسی تأثیر سیاست‌های مالی بر تولید و بی‌ثباتی مالی برای شناسایی ریسک‌ها و آسیب‌پذیری‌های بالقوه در سطوح متفاوت بی‌ثباتی مالی ضروری است زیرا در سطوح پایین بی‌ثباتی مالی، سیاست‌های انبساطی ممکن است به ثبات اقتصاد و جلوگیری از بحران‌های مالی با ترویج سرمایه‌گذاری و مصرف کمک کند. با این حال، در سطوح بالای بی‌ثباتی، این سیاست‌ها می‌توانند خطرات مالی موجود را تشدید کنند و منجر به بی‌ثباتی بیشتر مالی شوند. لذا، با بررسی نحوه تعامل سیاست‌های مالی مختلف با سطوح بی‌ثباتی مالی، سیاست‌گذاران می‌توانند استراتژی‌هایی را برای رسیدگی به چالش‌های بالقوه و حفاظت از رفاه مالی ایران توسعه دهند.

۲. مبانی نظری

ثبات مالی یکی از موضوعات مهمی است که در چند دهه اخیر به‌طور فزاینده‌ای مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گرفته است. اتخاذ تدابیر پیشگیرانه برای مقابله با ریسک در بخش مالی و ایجاد استحکام در مؤسسات مالی برای کاهش هزینه هنگام بروز بحران‌های مالی، عناصر اصلی سیاست‌گذاری ثبات مالی را تشکیل می‌دهند (Solt, 2015). تجربه بسیاری از کشورهای صنعتی نظیر آمریکا، انگلستان و ژاپن نشان می‌دهد که بازارهای مالی این کشورها هم‌پای رشد و توسعه اقتصادی آن‌ها تکامل و گسترش یافته است (Stoltenberg, et al., 2011). این امر به نوبه خود بر روند رشد بلندمدت آن‌ها اثرات مثبتی داشته است. در این کشورها بازارهای مالی در فرآیند تکامل و توسعه اقتصادی از ویژگی‌های معینی برخوردار بوده است (Afonso, et al., 2017) درحالی‌که بازارهای مالی در کشورهای در حال توسعه دارای ویژگی‌های متفاوتی هستند. بنابراین ضروری است بازارهای مالی این کشورها به‌صورت متفاوت و جداگانه مورد بررسی قرار گیرند. اغلب مطالعات در رابطه با ارتباط بین ثبات مالی و عملکرد اقتصادی، در کوتاه‌مدت و بلندمدت در جهان صورت گرفته است. تحقیقات داخلی نیز به پیروی از آن‌ها به‌صورت کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی شده است اما هیچ مطالعه‌ای در زمینه بررسی ارتباط بین بی‌ثباتی بازارهای مالی، سیاست مالی و رشد

تولید ناخالص داخلی به‌صورت غیرخطی انجام نشده است. هدف این پژوهش بررسی ارتباط بین بی‌ثباتی بازارهای مالی، سیاست مالی و رشد تولید ناخالص داخلی در رژیم‌های مختلف بی‌ثباتی مالی در ایران در قالب یک مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای است. در ادامه ارتباط دوبه‌دوی متغیرها به‌صورت تئوریکی و تجربی بررسی شده است.

۱-۲. ارتباط بین بی‌ثباتی بازارهای مالی و سیاست مالی

به علت وقوع بحران‌های مالی متعدد در دهه‌های اخیر، نقش بی‌ثباتی مالی در ارتباط متقابل متغیرهای کلان اهمیت فزاینده‌ای پیدا کرده است (Kim, 2017) به‌گونه‌ای‌که پس از بحران وام مسکن در سال ۲۰۰۸، پژوهشگران زیادی رابطه بین سیاست‌های اقتصادی و سیستم مالی را بررسی کردند (Barut, et al., 2023). نتایج بررسی‌های مذکور نشان می‌دهد در دوره‌های رکود، واکنش ضدسیکلی دولت‌ها از طریق محرک‌های مالی و پولی مانند کاهش نرخ بهره، مالیات‌ها و افزایش هزینه‌ها برای همپوشانی با رکود اقتصادی انجام می‌شود (Cukierman, 2013 ؛Casado, et al., 2020 ؛Wang, et al., 2023). این سیاست‌ها در زمان وقوع بحران‌های مالی دارای اهمیت مضاعف است زیرا اقدامات ناکافی می‌تواند بر اعتبار دولت و ظرفیت تأمین مالی دولت و بخش خصوصی به دو صورت تأثیر بگذارد (Augustinv, et al., 2022): نخست، ناتوانی دولت در فروش اوراق قرضه و کاهش نقدینگی، ترازنامه مؤسسات مالی را تضعیف می‌کند و دوم، ادراک ریسک حاکمیتی می‌تواند بر شاخص بی‌ثباتی مالی که با ریسک اعتباری و میزان پرداخت بدهی بانک‌ها نشان داده می‌شود، مؤثر باشد (Sada, et al., 2023).

به‌طور خلاصه، درخصوص رابطه بین سیاست‌های مالی و بی‌ثباتی مالی نظرات متناقضی وجود دارد. محققانی همچون سادا و همکاران[1] (۲۰۱۹)، کسیلی و رویاند[2] (۲۰۲۰) و لوچیس و پینتا[3] (۲۰۲۰) ثابت کردند که با افزایش بی‌ثباتی مالی، ضریب تکاثر مالی افزایش پیدا می‌کند. درنتیجه اثرگذاری سیاست‌های مالی بیشتر خواهد بود، به‌گونه‌ای‌که اعمال سیاست مالی در دوره‌های با بی‌ثباتی بالاتر، اثرات بیشتر و پایدارتری نسبت به حالت عادی دارد

1. Sadaa, A.M., et al.
2. Caselli, F. & Reynaud, J.
3. Lucchese, M., & Pianta, M.

(Ferraresi, et al., 2014)، درحالی‌که ترن[1] (۲۰۲۲) ثابت کرد در دوره‌هایی که بی‌ثباتی مالی بیشتر است سیاست‌های مالی انقباضی تأثیر منفی و قوی‌تری بر متغیرهای اقتصادی دارد اما درخصوص سیاست مالی انبساطی این قضیه ثابت نشد. در نقطه مقابل این نظریه، شیجاکو (۲۰۱۴) ادعا می‌کند در کشورهای درحال‌توسعه با وجود بی‌ثباتی مالی بالا، اثرات سیاست‌های مالی انقباضی بسیار کمتر خواهد بود. با توجه به نظریه‌های مطرح شده می‌توان به این نتیجه رسید که پژوهشگران درخصوص نحوه اثرگذاری بی‌ثباتی مالی بر سیاست‌های مالی اتفاق نظر ندارند.

با توجه به مطالب ذکر شده سؤالات قابل تأمل این است که در اقتصاد ایران ارتباط بین بی‌ثباتی مالی و اثرگذاری سیاست‌های مالی چگونه است؟ آیا این رابطه برای سیاست‌های مالی انبساطی و انقباضی یکسان است؟ آیا ارتباط بین سیاست‌های مالی و بی‌ثباتی مالی در سطوح پایین و بالای بی‌ثباتی متفاوت است؟ بخشی از این پژوهش درصدد پاسخگویی به این سؤالات است.

۲-۲. ارتباط بین سیاست مالی و رشد اقتصادی

تحقیقات تجربی در مورد اثرات سیاست مالی بر روی اقتصاد کلان با چالش‌های متعددی مواجه است (Afonso & Sousa, 2012). ابتدا در شناسایی شوک‌های سیاست مالی باید در نظر داشت که هزینه‌ها و درآمدهای دولت به‌صورت خودکار به نوسانات در فعالیت‌های اقتصادی پاسخ می‌دهند (Ramey, 2016). این نوسانات باید از تغییرات سیاست پیش‌بینی شده متمایز شوند؛ این مسئله به‌ویژه به مطالعات مبتنی بر رویکرد خودرگرسیون برداری مربوط می‌شود (Baumeister & Hamilton, 2018) که در آن رویکردهای مختلف برای شناسایی در تجزیه و تحلیل خودرگرسیون برداری منجر به نتایج متفاوت می‌شود. چالش دوم این احتمال را می‌دهد که اندازه ضریب تکاثر مالی ممکن است به وضعیت اقتصاد جامعه مورد مطالعه بستگی داشته باشد؛ زمانی که اقتصاد در شرایط رونق قرار دارد و سطح بیکاری پایین است. همچنین تقاضای داخلی و خارجی برای کالاها بالا است، تأثیر سیاست‌های مالی تا حدودی ضعیف یا حتی منفی است (Oskolkov, 2023). این در حالی است که هنگام وجود بحران‌های اقتصادی و حالت‌های عادی اقتصادی، اثر سیاست‌های

1. Tran, T.T.V.

مالی به‌طور قابل توجهی متفاوت است (Afonso, et al., 2017). این رفتار غیرخطی بین رشد اقتصادی و سیاست‌های مالی، پیامدهای مهم سیاستی برای هر دو محرک‌های مالی یا تلاش برای تثبیت مالی در پی دارد (Nuru & Gereziher, 2022).

همچنین در مطالعات کارریلو و پویلی (۲۰۱۳) و اسکاردوزیکاس[1] (۲۰۱۰) گزارش شده است که ضریب تکاثر مالی تحت بی‌ثباتی مالی بیشتر است زیرا رشد اقتصادی که از طریق یک محرک مالی تقویت شده است، با کاهش نرخ بهره واقعی و دسترسی آسان به اعتبار، افزایش می‌یابد. در مطالعات بایوم و همکاران[2] (۲۰۱۲)، باتینی و همکاران[3] (۲۰۱۲) و میتینک و اسملر[4] (۲۰۱۲) ضریب تکاثر بالا در دوران رکود اقتصادی گزارش شده است. درحالی‌که رمی و زبیری[5] (۲۰۱۴) با تمرکز بر مخارج نظامی، تفاوت قابل توجهی در ضریب تکاثر در سراسر ایالات اقتصادی پیدا نکردند. ادبیات تجربی مربوط به ضریب تکاثر مالی وابسته به دولت در مطالعه متاآنالیز گرچرت و رانبرگ[6] (۲۰۱۴) قابل بررسی است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که ضریب تکاثر مخارج (۰.۸٪ – ۰.۶٪) است اما مقدار آن در رکود افزایش می‌یابد، درحالی‌که ضریب تکاثر مالیاتی در دوره‌های رکود، رونق و حالت عادی اقتصادی تفاوت قابل توجهی ندارد. سایر مطالعات تجربی نیز دیدگاه ترکیبی را ارائه می‌دهند. به عنوان مثال بالدسی و همکاران[7] (۲۰۰۹) دریافتند که سیاست‌های مالی انبساطی می‌تواند دوره بحران مالی را به‌طور قابل ملاحظه‌ای کاهش دهد و ترکیب بسته سیاست مالی کلید موفقیت است.

در ادبیات تئوریکی نیز حالت‌های متفاوتی از نظر اثربخشی سیاست‌های مالی وجود دارد. به عنوان مثال، از یک طرف، مدل‌های سیکل تجاری استاندارد، پیش‌بینی می‌کنند افزایش مخارج دولت به‌طور کامل از طریق کاهش در مصرف بخش خصوصی جبران می‌شود (Stock & Watson, 2002) و از طرف دیگر، مدل‌های استاندارد کینزی بیان می‌کنند مصرف‌کنندگان غیرریکاردویی هستند و شوک مخارج دولت، مصرف بخش خصوصی و تولید ناخالص داخلی را افزایش می‌دهد. شرایط اولیه اقتصادی نیز در تأثیرگذاری

1. Skardziukas, D.
2. Baum., A. et al.
3. Batini, N., et al.
4. Mittnik, S. & Semmler, W.
5. Ramey, V.A. & Zubairy, S.
6. Gerchert, S. & Rannenberg, A.
7. Baldacci, E., et al.

سیاست‌های مالی نقش مؤثری ایفا می‌نماید. به بیان دیگر، اثرات سیاست‌های مالی در شرایط رکود و رونق اقتصادی ممکن است متفاوت باشد. اولین یافته‌های مربوط به اثرات نامتقارن، بر مبنای مدل تئوریک به‌دست‌آمده توسط تیدون[1] (۱۹۹۱) و کابلرو و انگل[2] (۱۹۹۲) بوده که نشان می‌دهد بخاطر چسبندگی دستمزدها یا تعدیل جزئی پرهزینه قیمت، تأثیر یک سیاست اقتصادی بزرگ‌تر دولت به‌طور مطلق اثر شدیدتری نسبت به یک سیاست کوچک‌تر خواهد داشت. تعدادی از اقتصاددان، از جمله دلانگ و سامرز[3] (۱۹۹۸) و ری و ریچ[4] (۱۹۹۵) از این بحث حمایت کرده‌اند. مطالب بیان شده نشان می‌دهد از هر دو لحاظ تئوریکی و تجربی اثر سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی میان کشورهای مختلف با ابزارهای مختلف سیاست‌های مالی، متفاوت است. لازم است برای هر کشور این ارتباط به‌صورت جداگانه بررسی گردد. ایران نیز از این قاعده مستثنی نیست. لذا بخشی از این مطالعه به برآورد اثر شوک‌های مثبت و منفی سیاست‌های مالی بر تولید ناخالص داخلی در سطوح بالا و پایین بی‌ثباتی مالی اختصاص داده شده است تا مشخص شود سیاست‌مداران در شرایط بحرانی و متفاوت اقتصادی چه نوع سیاستی را اتخاذ کنند.

۳. پیشینه پژوهش

در این بخش از مطالعه، پژوهش‌های خارجی و داخلی آورده شده است که متغیرهای مورد مطالعه را بررسی کرده‌اند.

۳-۱. مطالعات خارجی

شجاکیو[5] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین سیاست مالی، تولید و استرس مالی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای و داده‌های فصلی طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۳:۴-۲۰۰۰:۱ در ۱۰ کشور در حال توسعه پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های منفی سیاست مالی اثرات منفی به‌نسبت کمی در هر دو رژیم بالا و پایین استرس مالی بر تولید دارد.

1. Tsiddon, D.
2. Caballero, R.J. & Engel, M.
3. Delong, J.B. & Summers, L.H.
4. Rhee, W. & Rich, R.W.
5. Shijaku, G.

فراریسی و همکاران[1] (۲۰۱۴)، به بررسی سیاست‌های مالی و رژیم‌های اعتباری با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای و داده‌های سه ماهه ایالات متحده پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که واکنش تولید به شوک‌های سیاست مالی قوی‌تر و ماندگارتر از زمانی است که اقتصاد در رژیم اعتباری رکود[2] قرار دارد.

سعد[3] (۲۰۱۴)، در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی لبنان طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۷۲ با استفاده از مدل تصحیح خطابرداری[4] پرداخته است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد کارآیی بخش بانکی، نقش مهمی در رشد اقتصادی لبنان داشته است.

کریل و همکاران[5] (۲۰۱۵)، در مقاله‌ای به بررسی ثبات مالی و رشد اقتصادی با استفاده از الگوی گشتاورهای تعمیم‌یافته پنل[6] طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۸ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که بی‌ثباتی مالی اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد.

آفونسو و همکاران (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین سیاست مالی و بی‌ثباتی بازارهای مالی با استفاده از روش مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای در بازه زمانی ۲۰۱۴:۱-۱۹۸۰:۴ در کشورهای ایالات متحده، آلمان، ایتالیا و بریتانیا پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که افزایش بی‌ثباتی مالی موجب کاهش رشد تولید و افزایش نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی می‌شود و این اثرات زمانی که اقتصاد، در رژیم بی‌ثباتی بالا است، قوی‌تر می‌شود. همچنین نتایج نشان می‌دهد که افزایش در نسبت بدهی اثر مثبت بر رشد تولید، به‌ویژه در رژیم بی‌ثباتی بالا دارد.

جای‌کومار و همکاران[7] (۲۰۱۸)، در مقاله‌ای به بررسی رقابت بانکی، ثبات بانکی و رشد اقتصادی با استفاده از مدل تصحیح خطابرداری طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۶ پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که ثبات بانکی و رقابت بانکی محرک اصلی رشد اقتصادی بوده است.

1. Ferraresi, T., et al.
2. Recession
3. Saad, W.
4. Variance Decomposation Vector Autore Ressive
5. Creel, J., et al.
6. Generalized Method of Moments panel
7. Jayakumar, M., et al.

والریو رونکالیولو و ویلامونته بلاس[1] (۲۰۲۲)، به بررسی تفاوت‌ها در تأثیر استرس مالی با استفاده از مدل خودرگرسیون بردار پانلی جهت تحلیل مقایسه‌ای رابطه بین استرس مالی، رشد اقتصادی و ثبات پولی در ۱۴ اقتصاد پیشرفته و نوظهور پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تأثیر شوک‌های استرس مالی بر رشد اقتصادی در اقتصادهای پیشرفته بیشتر است. به همین ترتیب، شوک‌های استرس مالی تنها در اقتصادهای پیشرفته معنی‌دار است. نرخ بهره بین بانکی تحت تأثیر استرس مالی در اقتصادهای نوظهور است. به‌طور کلی، نتایج به‌دست آمده، دیدگاه روشنی از اهمیت ثبات مالی و ارتباط اقتصادی اقدامات استرس مالی در چارچوب مقررات احتیاطی کلان را نشان می‌دهد.

کسال (۲۰۲۳)، با استفاده از تحلیل خودرگرسیون برداری بیزین، ارتباط بین استرس مالی، فعالیت اقتصادی و بدهی‌های دولتی در ترکیه را از ژانویه ۱۹۹۲ تا دسامبر ۲۰۲۰ مورد بررسی قرار داده است. نتایج مدل نشان می‌دهد که شوک استرس مالی مثبت، برای فعالیت اقتصادی مضر است زیرا بدهی دولت را افزایش می‌دهد. همچنین یافته‌ها نشان می‌دهد که شوک مثبت بدهی دولت استرس مالی را افزایش می‌دهد. علاوه براین، بدهی دولت و بی‌ثباتی مالی در واکنش به شوک مثبت در فعالیت اقتصادی کاهش می‌یابد.

۲-۳. مطالعات داخلی

ستوده‌نیا و عابدی (۱۳۹۲)، در مقاله‌ای به بررسی سیاست‌های پولی و مالی در تثبیت مالی ایران پرداخته‌اند. آن‌ها برای این منظور، برای تخمین مدل از روش تصحیح خطا محدود نشده و آزمون حدود استفاده کرده‌اند. نتایج حاصله نشان می‌دهد که افزایش مخارج سرمایه‌ای دولت، درآمدهای مالیاتی و نرخ سپرده قانونی منجر به افزایش ثبات مالی و خروج از بحران‌های اقتصادی می‌شود و از طرفی افزایش مخارج جاری دولت، تورم، درآمدهای حاصل از صدور نفت و نقدینگی، منجر به کاهش ثبات مالی و تشدید بحران اقتصادی در کشور می‌شود.

ابراهیمی (۱۳۹۳)، در مقاله‌ای به بررسی اثر ساختار نظام مالی بر رشد اقتصادی پرداخته است. بدین منظور، برای بررسی این رابطه از داده‌های ۳۹ کشور توسعه‌یافته و درحال‌توسعه

1. Valerio Roncagliolo, F.C. & Villamonte Blas, R.N.

برای دوره زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۰ و از روش پانل پویا استفاده شده است. براساس نتایج حاصل از برآورد برای کل کشورها، ساختار مالی به‌طور کلی بر رشد اقتصادی اثر معنی‌داری ندارد.

مکیان و ایزدی (۱۳۹۴)، در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین ساختار مالی و توسعه مالی به عنوان شاخص‌های توسعه نظام مالی بر روی رشد اقتصادی در کشورهای منتخب اسلامی طی دوره ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۱ با استفاده از روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده پرداخته است. نتایج، بر مثبت و معنادار شدن اثر هر دو متغیر ساختار مالی و توسعه مالی به عنوان شاخص‌های توسعه نظام مالی بر رشد اقتصادی دلالت می‌کند.

مظفری و همکاران (۱۳۹۷)، در مقاله‌ای به بررسی چگونگی اثرگذاری ساختار مالی بر بی‌ثباتی رشد اقتصادی ایران ۱۳۹۴:۴-۱۳۷۰:۰۱ با بهره‌گیری ازروش‌های مدل گارچ[1] و مدل خودرگرسیونی و توزیع باوقفه پرداخته‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که متغیر شاخص توسعه مالی اثر منفی بر بی‌ثباتی رشد اقتصادی داشته است. در صورتی که تأثیر شاخص ساختار مالی بر بی‌ثباتی رشد اقتصادی مثبت بوده است، نشان می‌دهد ساختار مالی ایران با یک سلسله مشکلات همراه بوده است. با وجود تأثیر مثبت توسعه مالی بر ثبات بخشیدن به رشد اقتصادی، ساختار مالی آن منتج به بی‌ثباتی رشد اقتصادی شده است.

مرور مطالعات صورت گرفته نشان می‌دهد تحقیقات انجام شده در حوزه ارتباط بین ثبات مالی و عملکرد اقتصادی به‌صورت خطی و غیرخطی در سطح جهان مورد بررسی قرار گرفته است. تحقیقات داخلی نیز این مسئله را به‌صورت کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد بررسی قرار داده‌اند اما هنوز مطالعه‌ای در زمینه ارتباط بین بی‌ثباتی بازارهای مالی، سیاست مالی و رشد تولید ناخالص داخلی به‌صورت غیرخطی در ایران انجام نشده است. سیاست‌گذاران هنگام اتخاذ سیاست‌های مالی در سطوح مختلف بی‌ثباتی مالی دچار سردرگمی و تناقض می‌شوند. برای پر کردن این خلأ، ضروری است که مطالعه بیشتری در این زمینه انجام شود و نتایج آن‌ها به منظور برطرف کردن نواقص موجود در دانش فعلی، مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد. بدین منظور ارتباط بین بی‌ثباتی بازارهای مالی، شوک‌های مثبت و منفی سیاست مالی و تولید با به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) در سطوح پایین و بالای بی‌ثباتی مالی برای کشور ایران در دوره ۱۴۰۰:۴-۱۳۷۰:۱ بررسی شده است.

1. Generalized Autoregressive Conditional Hetero skedasticity

٤. روش مدل

٤-١. مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای

مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای، یک مدل غیرخطی است که برای مدل‌سازی روابط بین متغیرهای چند متغیره در داده‌های سری زمانی به‌کار می‌رود. این مدل توانایی دارد تا رابطه‌های غیرخطی و غیرعملکردی را نمایش دهد که ممکن است در داده‌های سری زمانی وجود داشته باشد (Ferraresi, et al., 2014). مزایای اصلی مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای نسبت به سایر مدل‌های غیرخطی از قبیل ماتریس انتقال رژیم و رژیم سوئیچینگ عبارتند از (Allen & Robinson, 2015):

۱. انعطاف‌پذیری: مدل حاضر به کمک ضرایب غیرخطی و توابع آستانه‌ای[1] قادر است تا روابط پیچیده‌تری را مدلسازی کند که ممکن است در داده‌های سری زمانی وجود داشته باشد (Huber, 2016).

۲. قابلیت تعمیم: این مدل در صورت وجود داده‌های ازدست‌رفته یا نامانا می‌تواند به‌طور مؤثر روابط غیرخطی را مدلسازی کند (Kuan-Min, et al., 2008).

۳. انعطاف‌پذیری در اندازه‌گیری: مدل مورد مطالعه، انعطاف بیشتری در اندازه‌گیری پارامترها و توابع نسبت به مدل‌های خطی دارد که باعث می‌شود تا بهتر بتواند وضعیت واقعی روابط بین متغیرها را نمایش دهد (Ferraresi, et al., 2014).

به‌طور کلی، مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای از سایر مدل‌های غیرخطی به دلیل انعطاف بالا، قدرت پیش‌بینی بالا و دقت در مدل کردن روابط پیچیده بین متغیرهای مورد مطالعه برتری دارد.

در این مقاله برای بررسی ارتباط بین بی‌ثباتی بازارهای مالی، سیاست مالی و بخش تولید در ایران از روش خودرگرسیون برداری آستانه‌ای استفاده شده است. در تحقیق حاضر از مدل مطالعه آفونسو و همکاران (۲۰۱۷) استفاده شده است با این تفاوت که به جای استفاده از متغیر نرخ بهره بانکی (برای بررسی اثرات سیاست پولی)، از متغیر حجم پول استفاده شده است. این تفاوت به دلیل این است که در ایران، نرخ بهره بانکی یک متغیر دستوری است و تغییرات دستوری در نرخ سود بانکی باعث وجود عدم تعادل در بازار پولی اقتصاد ایران

1. Functions Threshold

می‌شود و رابطه تنگاتنگ بین نرخ بهره و حجم پول که در کشورهای دیگر دیده می‌شود، در اقتصاد ایران قابل مشاهده نیست. در کشورهای توسعه‌یافته، وقتی متغیر اصلی مطالعه، متغیر نرخ بهره بانکی است، متغیر حجم پول به‌صورت آزاد تعیین می‌شود تا براساس نیروهای بازار تعیین شود. در صورتی که بانک مرکزی به عنوان متغیر هدف متغیر حجم پول را انتخاب کند، حجم پول توسط نیروهای بازار تعیین نمی‌شود و عدم تعادل در بازار پولی اقتصاد ایجاد می‌شود. این عدم تعادل به دلیل استفاده از محدودیت‌های دیگر مانند سقف اعتبارات موجود در اقتصاد ایران است و تعادلی میان تقاضا و عرضه پول در این اقتصاد برقرار نمی‌شود (رضازاده و همکاران، ۱۳۹۷). در این راستا مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای دو رژیمی (یک آستانه‌ای) برآورد می‌شود. مدل TVAR دو رژیمی به‌صورت زیر توضیح داده می‌شود:

$$y_t = \begin{cases} \alpha_1 + A_1(L)y_t + \varepsilon_{1t} & if \quad q_t \le \gamma \\ \alpha_2 + A_2(L)y_t + \varepsilon_{2t} & if \quad q_t > \gamma \end{cases} \qquad (۱)$$

که در آن بردار متغیرهای y_t متشکل از تولید (LGDP)، بی‌ثباتی بازار مالی (FSI)، سیاست مالی (Df)، شاخص قیمت مصرف‌کننده (LCPI) و حجم نقدینگی(LM) است و q_t متغیر آستانه‌ای است که در اینجا سیاست مالی (Df) است. در صورتی که سیاست مالی برابر یا کمتر از مقدار آستانه‌ای خود باشد، متغیرها در رژیم پایین هستند و در غیر این صورت متغیرها در رژیم بالا قرار دارند.

$$y_t = [LGDP, FSI, DF, LCPI, LM2] \qquad (۲)$$

که در آن

LGDP: لگاریتم تولید ناخالص داخلی بر پایه سال ۱۳۹۰ محاسبه می‌شود.

LCPI: لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده بر پایه سال ۱۳۹۰ محاسبه می‌شود.

DF: بیانگر سیاست مالی است که به‌صورت تفاضل نسبت بدهی دولت به سیستم بانکی به تولید ناخالص داخلی محاسبه شده است (داده‌ها از بانک مرکزی ایران استخراج شده است).

LM2: لگاریتم حجم نقدینگی مجموع پول و شبه‌پول برحسب میلیارد ریال به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی جاری بر پایه سال ۱۳۹۰ محاسبه می‌شود. این متغیر هم به عنوان شاخص سیاست پولی در نظر گرفته شده است.

FSI: شاخص بی‌ثباتی مالی است که به پیروی از مطالعه کاردارلی و همکاران[1] (۲۰۱۱)، از طریق سه مؤلفه اصلی استرس بانکی، بی‌ثباتی بازار سهام و بی‌ثباتی نرخ ارز با بکارگیری روش تجزیه و تحلیل مؤلفه‌های اصلی[2] (PCA) محاسبه می‌شود. در ادامه، نحوه محاسبه هر کدام از شاخص‌ها به‌طور مفصل توضیح داده شده است.

۱) استرس بانکی: که خود شامل سه جزء است:

الف) ضریب بتای بخش بانکی: نشان‌دهنده ریسک بخش بانکی نسبت به سایر بخش‌های اقتصاد است که از تقسیم کوواریانس بازدهی شاخص کل بازار سهام r_m و بازدهی شاخص سهام بانکی r_b بر واریانس بازدهی شاخص کل بازار سهام به‌دست می‌آید و فرمول آن به‌صورت $\beta = \frac{cov(r_m, r_b)}{varr_m}$ است.

ب) TED[3] گسترش‌یافته: نرخ اوراق مشارکت منهای نرخ بهره کوتاه‌مدت است که داده‌های نرخ اوراق مشارکت از سال ۱۳۷۰:۱ تا ۱۴۰۰:۴ است (این داده‌ها از بانک مرکزی استخراج شده‌اند).

ج) ساختار اصطلاح معکوس[4]: نرخ بهره کوتاه‌مدت منهای نرخ بهره بلندمدت (۵ ساله) که هر دو نشان‌دهنده دسترسی محدود به اعتبار و گریز از نقدینگی توسط وام‌دهندگان و سرمایه‌گذاران است.

پس از محاسبه این سه مؤلفه، شاخص استرس بانکی با استفاده از روش تجزیه و تحلیل مؤلفه اصلی[5](PCA) محاسبه شده است.

۲) بی‌ثباتی بازار سهام: این مؤلفه هم از سه جزء تشکیل شده است:

الف) سود اوراق قرضه مشارکت منهای سود اوراق قرضه دولتی (نرخ بهره بلندمدت ۵ ساله) (داده‌های این بخش از نرم‌افزار رهاورد نوین ۱۴۰۲ استخراج شده است).

---

1. Cardarelli, et al.

۲. تجزیه و تحلیل مؤلفه اصلی (Principal component analysis) یک روش آماری برای کاهش ابعاد یک مجموعه داده با تبدیل آن به یک سیستم مختصات جدید است که در آن، جهت‌ها (مؤلفه‌های اصلی) بیشترین واریانس را در داده‌ها ثبت می‌کنند. برای ساده‌سازی، مجموعه داده‌های بزرگ به مجموعه‌های کوچکتر و در عین حال حفظ بیشتر اطلاعات استفاده می‌شود.

3.TED Spread

4. Inverted Term Spread

5. Principal Component Analysis

ب) بازدهی شاخص کل بازار سهام: برای محاسبه بازدهی شاخص کل بازار سهام از فرمول $r_m = \frac{p_t - p_{t-1}}{p_{t-1}}$ استفاده می‌کنیم به‌طوری‌که r_m بازدهی سهام و p_t قیمت سهام یا مقدار شاخص است.

ج) نوسانات بازار سهام: به روش GARCH(1,1) محاسبه شده است. شاخص ترکیبی بی‌ثباتی بازار سهام نیز با استفاده از روش PCA با ترکیب سود اوراق قرضه مشارکت منهای سود اوراق قرضه دولتی، بازدهی شاخص کل بازار سهام و نوسانات بازار سهام درست شده است.

۳) بی‌ثباتی نرخ ارز: نوسانات نرخ ارز به روش GARCH(1,1) محاسبه می‌شود که می‌تواند نااطمینانی را در اقتصاد افزایش دهد. نرخ ارز اسمی بیانگر قیمت داخلی هر واحد پول خارجی است که در این مطالعه قیمت ریالی هر واحد دلار آمریکا مورد استفاده قرار گرفته است. داده نرخ ارز مؤثر واقعی از صندوق بین‌المللی پول[1] استخراج شده است.

۲-٤. تخمین مدل GARGH برای نوسانات بازار سهام و نرخ ارز ایران

نتایج حاصل از تخمین مدل GARCH(1,1) (نوسانات بازار سهام و نرخ ارز ایران) به صورت جدول ۱ نمایش داده شده است. با توجه به نتایج مذکور اثرات گارچ پذیرفته می‌شود.

جدول ۱. نتایج آزمون گارچ

نوسانات نرخ ارز		نوسانات بازار سهام	
معادله مدل خودرگرسیون (AR)			
متغیرها	ضرایب	متغیرها	ضرایب
C	۰/ ۱۲۴۱(۰/۰۰۰)	C	۱۰/۵۵۷۸۳(۰/۰۰۰)
MA(2)	۰/۰۰۸۸۳۷۴۲(۰/۰۰۰)	AR(1)	۰/۹۵۲۰۳(۰/۰۱۰)
معادله واریانس پسماندهای مدل خودرگرسیو			
C	۲/۵۷۸۶۵۹(۰/۰۲۷)	C	۰/۰۱۱۳۷۹(۰/۵۰۵)
u_{t-1}^2	۰/۱۴۸۳۹۹(۰/۰۰۲)	u_{t-1}^2	۰/۱۱۳۳۵۱(۰/۰۰۰)
h_{t-1}^2	۰/۲۳۵۹۸۳(۰/۰۲۳)	h_{t-1}^2	۰/۳۴۱۳۱۲(۰/۰۰۰)

مقادیر داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال آزمون است.

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

1. International Monetary Fund

فرم عمومی معادله تصریح شده برای محاسبه نوسانات بازار سهام به‌صورت معادله (۳) و برای محاسبه نوسانات نرخ ارز به‌صورت معادله (۴) است.

$$TEPIX = \alpha_0 + \alpha_1 AR(1) \quad (۳)$$
$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \varphi h_{t-1}^2$$
$$TEPIX = 10.55783 + 0.95203AR(1)$$
$$h_t^2 = 0.011379 + 0.11335u_{t-1}^2 + 0.3413h_{t-1}^2$$
$$REER_t = \beta_0 + \beta_1 MA(2) \quad (۴)$$
$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \varphi h_{t-1}^2$$
$$REER = 0.1241 + 0.008837MA(1)$$
$$h_t^2 = 2.578659 + 0.148399u_{t-1}^2 + 0.235983h_{t-1}^2$$

لذا نوسانات بازار سهام و بی‌ثباتی نرخ ارز ایران با استفاده از مدل GARCH(1,1) به ترتیب در معادلات (۳) و (۴) محاسبه شده است. پس از محاسبه سه شاخص استرس بانکی، بی‌ثباتی بازار سهام و بی‌ثباتی نرخ ارز یک شاخص کلی تحت عنوان FSI با استفاده از روش PCA به پیروی از کاردارلی و همکاران (۲۰۱۱) محاسبه شده است. سپس در برآوردها استفاده شده است. تمامی متغیرهای مورد استفاده منهای نرخ سپرده به‌صورت فصلی در دسترس بوده‌اند. متغیر نرخ سپرده هم با استفاده از روش X13 تعدیل فصلی شده است.

q_t متغیر آستانه‌ای (انتقال) بوده و γ مقدار آستانه‌ای است. $\alpha_i', i = 1,2$ یک بردار ثابت 2×1 است درحالی‌که چندجمله‌ای $A_i L = A_{i1}L + A_{i2}L^2 + \cdots + A_{ip}L^p$ عملگر وقفه است.

$$y_t = \left(\alpha_1 + A_{11}(L)y_{t-1} + ... + A_{1p}(L)y_{t-p} + \varepsilon_{1t}\right)I(q_t \le \gamma) + \left(\alpha_2 + A_{21}(L)y_{t-1} + ... + A_{2p}(L)y_{t-p} + \varepsilon_{2t}\right)I(q_t > \gamma) \quad (۵)$$

که در آن I(.) در صورتی که استدلال درست باشد[1] مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد.

$\theta = (\alpha_1, \alpha_2, A_1, A_2, \gamma)$ به عنوان بردار پارامترهای مورد تخمین تعریف می‌شود. از روش حداقل مربعات معمولی[2] (OLS) برای حداقل‌سازی تابع زیر استفاده می‌شود:

$$\hat{\theta} = \arg\min_{\theta} \left(\sum_{t=1}^{T} \begin{pmatrix} y_t - \left(\alpha_1 + A_{11}(L)y_{t-1} + ... + A_{1p}(L)y_{t-p}\right)I(q_t \le \gamma) \\ -\left(\alpha_2 + A_{21}(L)y_{t-p} + ... + A_{2p}(L)y_{t-p}\right)I(q_t > \gamma) \end{pmatrix}^2 \right) \quad (۶)$$

پس از تخمین مدل، توابع عکس‌العمل آنی به تفکیک رژیم‌ها استخراج شده و ضریب عبور نرخ ارز در هر رژیم طبق فرمول زیر محاسبه می‌شود:

1. Satisfied
2. Ordinary Least Square (OLS) Method

$$PTC_j = \frac{\sum_{i=t}^{t+j} \Delta p_i}{\sum_{i=t}^{t+j} \Delta e_i} \quad (۷)$$

که همان نسبت عکس‌العمل انباشته نرخ تورم تا دوره j به تغییرات انباشته نرخ ارز تا آن دوره است. مقادیر صورت از مقادیر تجمعی تابع عکس‌العمل نرخ تورم نسبت به شوک نرخ ارز و مقادیر مخرج از مقادیر تجمعی تابع عکس‌العمل نرخ ارز به شوک آن محاسبه می‌شود (رضازاده و همکاران، ۱۳۹۷).

۵. یافته‌های تحقیق

۵-۱. آمارهای توصیفی و آزمون‌های ایستایی متغیرها

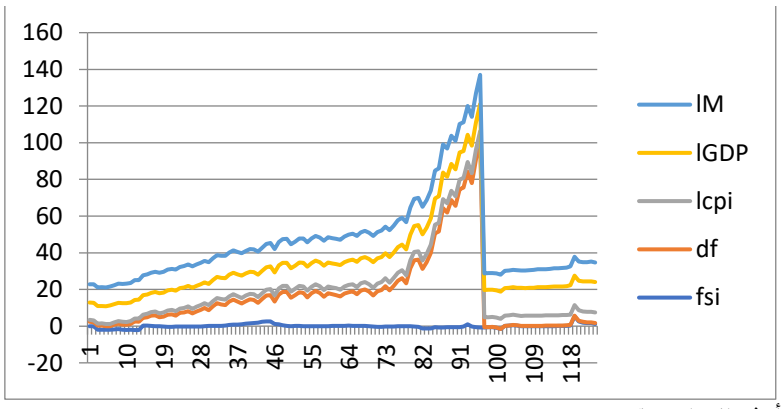
بررسی آمار توصیفی متغیرهای استفاده شده یک مرحله مهم و ضروری برای درک دقیق نتایج است و تحلیل عمیقی در مورد وضعیت متغیرهای مورد بررسی ارائه می‌دهد. بنابراین آمار توصیفی متغیرها در جدول ۲ آورده شده و پس از آن در نمودار ۱ روند بین متغیرها ترسیم شده است.

جدول ۲. آمارهای توصیفی

	FSI	LCPI	LGDP	LM	DF
میانه	۳/۳۹e-۱۶	۳/۸۶۶۶	۱۳/۱۱۱۹۴۷۲	۱۲/۳۰۴۲۲	۱۶/۷۱۸۴۹
میانگین	۰/۰۱۴۳۷۳	۳/۸۳۴۸	۱۳/۳۸۰۲۸	۱۲/۱۴۵۰۲	۱۱/۹۹۲۵
ماکزیمم	۵/۳۶۵۳	۵/۷۸۱۷	۱۶/۵۶۵۶۹	۱۵/۸۷۲۶۹	۱۰۱/۷۲۹۳
مینیمم	-۲/۰۷۵۵۳	۱/۰۹۵۹۹	۹/۵۰۷۳۲۲	۹/۰۰۷۸	۰/۱۰۰۲۳۲
انحراف معیار	۱/۰۷۹۷۸	۱/۳۷۸۰۶۹	۱/۸۶۳۶۶۶	۲/۰۰۸۳	۲۱/۱۹۰۷۷
کشیدگی	۱/۰۷۵۲۶	-۰/۲۴۹۲۴۰	-۰/۱۹۱۲۲	۰/۱۲۰۷۳۳	۲/۰۹۳۰۹۶
چولگی	۷/۶۸۰۲۴	۱/۹۵۰۳۲	۱/۹۹۱۳۸۶	۱/۷۵۹۵۲	۷/۰۸۵۶۷
جارک- برا	۱۳۴/۸۵۷۹	۶/۸۶۴	۵/۹۱۴۷	۸/۱۱۸۵۶	۱۷۳/۹۳۶۰
مشاهدات	۱۲۲	۱۲۲	۱۲۲	۱۲۲	۱۲۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱. روند متغیرها در دوره ۱۳۷۰:۰۱–۱۴۰۰:۰۴



مأخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق ادبیات اقتصادسنجی، قبل از هرگونه تخمین و به منظور جلوگیری از بروز رگرسیون‌های کاذب، باید ابتدا از ایستا بودن متغیرها اطمینان حاصل کرد. چنانچه متغیرهای ملحوظ در مدل دارای ایستا باشند، تخمین‌های انجام شده مشکل رگرسیون ساختگی را نخواهند داشت. جهت بررسی ایستای متغیرها ازآزمون دیکی فولر- تعمیم‌یافته (ADF) استفاده شده است. این آزمون از مهم‌ترین آزمون‌های ایستا در داده‌های سری زمانی است. در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر ناایستایی متغیرها است.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد (با عرض از مبدأ و متغیر روند)

متغیرها	در سطح		با یکبار تفاضل‌گیری	
FSI	آماره t	-۳/۷۵۹	آماره t	–
	ارزش احتمال	۰/۰۲۲	ارزش احتمال	–
F	آماره t	-۲/۵۰۹	آماره t	-۱۱/۹۶۱
	ارزش احتمال	۰/۳۲۳	ارزش احتمال	۰/۰۰۰
LGDP	آماره t	-٤/۰۲۷	آماره t	–
	ارزش احتمال	۰/۰۱۰	ارزش احتمال	–
LCPI	آماره t	-۱/۹۳۵	آماره t	-۷/٤۱۷
	ارزش احتمال	۰/٦۲۹	ارزش احتمال	۰/۰۰۰
۲LM	آماره t	-۱/۷۸۰	آماره t	-۱۵/۰۱۳
	ارزش احتمال	۰/۷۰۸	ارزش احتمال	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون ایستا نشان می‌دهد که متغیر بی‌ثباتی مالی (FSI) و لگاریتم تولید ناخالص داخلی (LGDP) در سطح ایستا بوده است؛ ولی متغیرهای دیگر ناایستا و انباشته از مرتبه یک هستند.

۵-۲. تعیین وقفه بهینه

یکی از مراحل اساسی تحلیل مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای، تعیین طول وقفه بهینه در الگوی مدل خودرگرسیون برداری است، به‌گونه‌ای‌که از دارا بودن خصوصیات کلاسیکی در جملات خطا باید اطمینان حاصل نمود. بنابراین در این مطالعه برای تعیین طول وقفه بهینه در مدل مورد بررسی، از معیارهای شوارتز- بیزین (SC) و حنان- کوئین (HQ)، حداکثر درست‌نمایی (LR)، اکائیک (AIC) و (FPE) استفاده شده است. براساس جدول ۴ نتیجه معیارهای فوق (به‌جز معیار شوارتز- بیزین (SC)) وجود ۲ وقفه را در الگو تأیید می‌کند؛ لذا وقفه دوم به عنوان وقفه بهینه در مدل انتخاب می‌شود.

جدول ٤. انتخاب وقفه بهینه

Lag	Log L	LR	AIC	SC	HQ	AIC
۰	-٥٥٤/٦١٤٣	NA	۰/۰۰۷۷۳۱	۹/٤٤۳۰٥	۹/۳۷٤۰۷	۹/۳۲٦۹۹۰
۱	-۱۳٥/۱۷۹٦	۷۹٦/۹۲٥۹	۱/۰۸e-۰٥	۳/٤٤۹۸٦*	۳/۰۳٥۹۹	۲/۷٥۲۹۹
۲	-۸٦/۲۷٦٥۳	۸۸/۸٤۰٥۸*	۷/۲۷e-۰٦*	۳/٦۳۲۲۰	۲/۸۱٦۰۱*	۲/۸۷۳٤٤*

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵-۳. آزمون غیرخطی بودن مدل و برآورد مقدار متغیر انتقال

قبل از برآورد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای، لازم است از غیرخطی بودن مدل اطمینان کسب کرد. بدین منظور فرضیه صفر مبنی بر مدل خودرگرسیون برداری خطی در مقابل مدل خودرگرسیون برداری غیرخطی مورد آزمون قرار می‌گیرد. براساس هر سه آزمون، فرضیه صفر غیرقابل پذیرش است؛ بنابراین تخمین الگوی خودرگرسیون برداری در قالب مدل آستانه‌ای انجام می‌شود. همچنین، براساس آزمون‌های اثرات آستانه‌ای در مدل اول (واکنش تولید)، مقدار آستانه (تفاضل حجم نقدینگی) ۰/۰۴۷۹۴ بهینه برای مدل اول حاصل شد یعنی دوره‌هایی که در آن‌ها مقدار متغیر آستانه کمتر از ۰/۰۴۷۹۴ بوده در رژیم

پایین و سایر دوره‌ها در رژیم بالا طبقه‌بندی می‌شوند. برای دو مدل بعدی هم مقدار آستانه‌ای در جدول ۵ گزارش شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون‌های مدل خودرگرسیون آستانه‌ای

متغیرهای وارد شده: FSI, DF, LGDP, DLCPI(INF), DLM						
متغیر آستانه	مقدار آستانه	مرتبه وقفه مدل VAR	Sup-Wald	Avg-Wald	Exp-Wald	**مدل‌ها**
2DLM	۰/۰۴۷۹۴	۲	۳۱/۴۴۸۲ (۰/۰۰)	۱/۶۶۲۳ (۰/۰۰)	۱/۸۱۶۹ (۰/۰۰)	مدل اول (واکنش تولید) (MA=۲)
FSI	۰/۰۳۸۸۵	۲	۲۰/۲۷۹۶ (۰/۰۳۸)	۱/۰۲۶۹ (۰/۰۰۴)	۹/۳۶۹۶ (۰/۰۴۰)	مدل دوم (واکنش بی‌ثباتی مالی) (MA=۱)
LGDP	۱/۸۳۲۶۷	۲	۴۷/۲۳۰۴ (۰/۰۰۰)	۱/۱۳۴۹ (۰/۰۰۰)	۸۱/۲۳۱ (۰/۰۰)	مدل سوم (واکنش سیاست مالی) (MA=۱)

مقادیر داخل پرانتز، بیانگر ارزش احتمال آزمون هستند که با روش هانسن (۱۹۹۶) و با ۱۰۰۰ بار تکرار به‌دست آمده‌اند.
منظور از MA در جدول، میانگین متحرک هست.
منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

۴-۵. توابع عکس‌العمل آنی

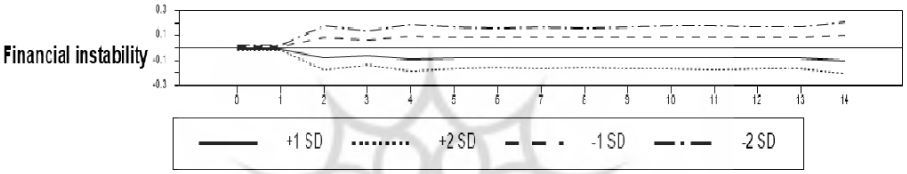
با توجه به اینکه مدل خودرگرسیون برداری به‌صورت فرم خلاصه شده[1] است، ازاین‌رو ضرایب آن قابلیت تفسیر اقتصادی ندارند. لذا برای دستیابی به روابط هم‌زمان بین متغیرها، توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای رشد تولید، بی‌ثباتی مالی و نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی مستخرج از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای دو رژیمی برآورد شده، در نمودارهای زیر نشان داده شده و تجزیه و تحلیل شده است.

نکته قابل تأمل این است که در مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به دلیل غیرخطی بودن مدل، برخلاف مدل خودرگرسیون برداری خطی، اندازه و جهت شوک‌ها می‌تواند نحوه اثرگذاری متغیرها روی یکدیگر را تحت تأثیر قرار دهد. به عبارت دیگر، برخلاف

1. Reduced Form

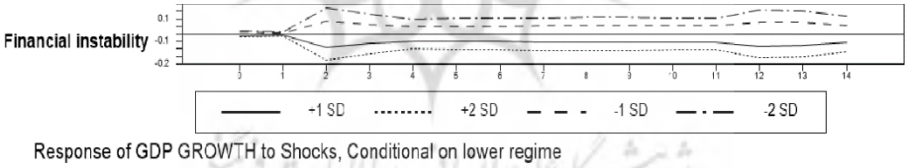
مدل خودرگرسیون برداری خطی که در آن میزان اثرگذاری یک شوک منفی، دقیقاً هم‌اندازه یک شوک مثبت (اما در جهت عکس) است، در مدل خودرگرسیون برداری خطی، چنین تقارنی وجود ندارد و شوک‌ها با اندازه و جهت متفاوت می‌توانند نتایج متفاوتی را به همراه داشته باشند. ازاین‌رو در این مطالعه، علاوه بر شوک یک انحراف معیار، نتایج مربوط به شوک دو انحراف معیار نیز گزارش شده است اما نتایج تقریباً یکسانی از هر دو نوع شوک حاصل شده است.

نمودار ۲. عکس‌العمل آنی رشد تولید به شوک مثبت و منفی بی‌ثباتی مالی به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار- رژیم بالا



مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Rats10

نمودار ۳. عکس‌العمل آنی تولید ناخالص داخلی به شوک مثبت و منفی بی‌ثباتی مالی به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار- رژیم پایین

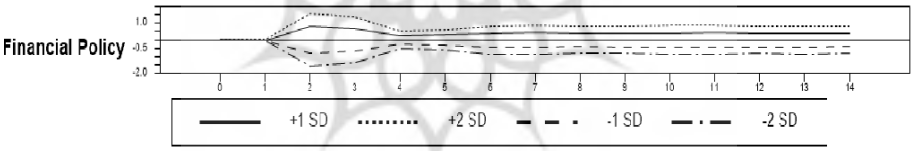


مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Rats10

توابع عکس‌العمل آنی در نمودار ۲ و ۳ نشان می‌دهند که بعد از گذشت یک دوره شوک مثبت، بی‌ثباتی مالی در هر دو رژیم تأثیر منفی بر تولید ناخالص داخلی می‌گذارد. همچنین میزان و نحوه اثرگذاری شوک‌های منفی مشابه شوک مثبت بوده است با این تفاوت که شوک منفی (کاهش بی‌ثباتی مالی) منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی در هر دو رژیم می‌شود و این اثرات در کل دوره معنی‌دار است. این نتایج را این‌گونه می‌توان استدلال نمود که بی‌ثباتی مالی در هر دو رژیم اثرات منفی بر رشد اقتصادی دارد. در رژیم‌هایی که

حکومت بیشترین برداشت فرآیند تصمیم‌گیری‌ها را دارد، بی‌ثباتی مالی به علت عدم شفافیت در فرآیند تصمیم‌گیری‌ها، نامطلوب است. در این رژیم‌ها، افراد و شرکت‌ها با بی‌ثباتی در سیاست‌های اقتصادی و مالی مواجه هستند و نمی‌توانند برنامه‌ریزی‌های لازم را برای سال‌های آینده انجام دهند. بنابراین، سرمایه‌گذاری‌ها کاهش می‌یابد و رشد اقتصادی کندتر می‌شود. اما در رژیم‌هایی که بازار و بخش خصوصی نقش بیشتری در فرآیند تصمیم‌گیری اقتصادی دارند، بی‌ثباتی مالی به علت شفافیت کمتر در عملکرد شرکت‌ها و بازار، به‌وجود می‌آید. در این رژیم‌ها، بی‌ثباتی مالی ممکن است به دلیل تغییرات در بازار، تحولات سیاسی و ... پدید آید. به‌طور مثال، تغییر ناگهانی در قیمت نفت، میزان تورم و یا تحریم‌های اقتصادی می‌تواند باعث بی‌ثباتی مالی شود. در این شرایط نیز سرمایه‌گذاری‌ها کاهش می‌یابد و رشد اقتصادی کندتر می‌شود. نتایج بدست آمده به‌طور کامل مورد انتظار بوده و با تئوری‌های اقتصادی همخوانی دارد. همچنین مطالعه حاضر با مطالعه آفونسو و همکاران (۲۰۱۷) همسو است.

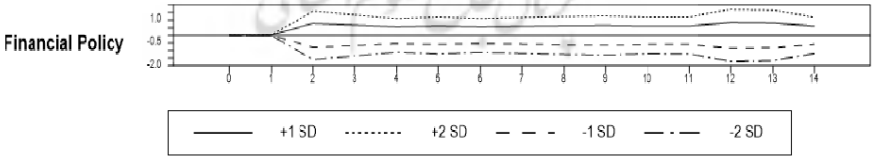
نمودار ٤. عکس‌العمل آنی رشد تولید به شوک مثبت و منفی سیاست مالی (نسبت بدهی به تولید) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار- رژیم بالا



Response of GDP GROWTH to Shocks, Conditional on upper regime

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Rats10

نمودار ۵. عکس‌العمل آنی تولید به شوک مثبت و منفی سیاست‌های مالی (نسبت بدهی به تولید) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار- رژیم پایین

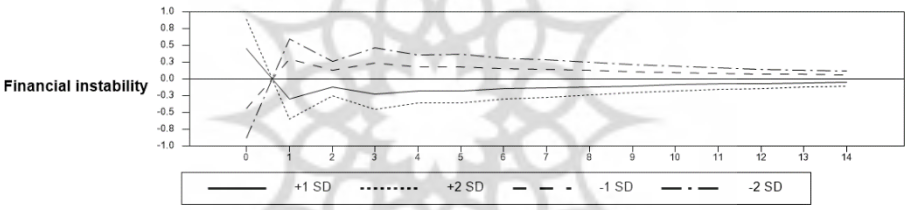


Response of GDP GROWTH to Shocks, Conditional on lower regime

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Rats10

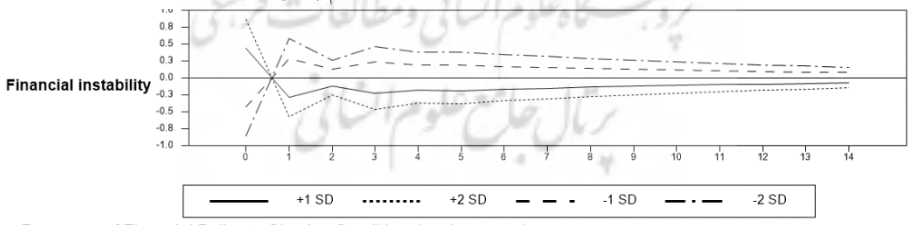
همان‌طور که در نمودارهای ۴ و ۵ مشاهده می‌شود، شوک مثبت سیاست‌های مالی (نسبت بدهی به تولید) در هر دو رژیم و در کل دوره منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی می‌شود. بیشترین واکنش تولید ناخالص داخلی در هر دو رژیم به شوک‌های سیاست مالی به ترتیب برابر ۲- و ۲+ است. طبق نمودارهای ۴ و ۵ اثر شوک منفی بر روی تولید ناخالص داخلی هم منفی است. علت این امر به دلیل افزایش سطح عمومی قیمت‌ها است. این اثر را این چنین می‌توان استدلال نمود که با جلوگیری از نفوذ پول زائد به اقتصاد و تأمین نیازهای بودجه‌ای و در رژیم اقتصاد بازار، با کاهش تورم و تشویق بخش خصوصی به سرمایه‌گذاری، اقتصاد ایران رونق پیدا کرد که این نتیجه با انتظارات تئوریکی و مطالعه آفونسو (۲۰۱۷) سازگار است.

نمودار ٦. عکس‌العمل آنی نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی به شوک مثبت و منفی بی‌ثباتی مالی به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار رژیم بالا



مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Rats10

نمودار ۷. عکس‌العمل آنی نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی به شوک مثبت و منفی بی‌ثباتی مالی به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار- رژیم پایین

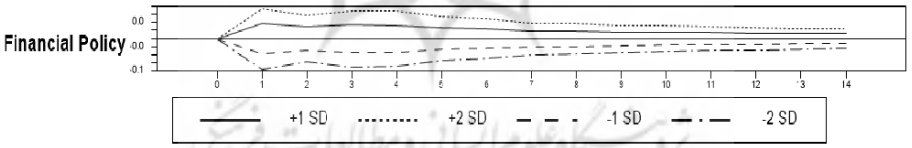


مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Rats10

توابع عکس‌العمل آنی در نمودارهای ۶ و ۷ نشان می‌دهند که شوک مثبت بی‌ثباتی مالی در هر دو رژیم سیاست مالی (نسبت بدهی به تولید) را کاهش می‌دهد. همچنین میزان و نحوه

اثرگذاری شوک‌های منفی مشابه شوک مثبت بوده است با این تفاوت که شوک منفی (کاهش بی‌ثباتی مالی) در هر دو رژیم منجر به افزایش نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی می‌شود. این نتایج را این چنین می‌توان بیان نمود که بی‌ثباتی مالی در هر دو رژیم، به عنوان مثال در شرایط اقتصادی نامطلوبی که با تورم و نرخ ارز بالا همراه است، ممکن است باعث کاهش سیاست مالی (نسبت بدهی به تولید) در ایران شود. این امر به دلیل این است که افزایش استرس مالی، استقراض به پول محلی را برای دولت دشوار می‌کند و نسبت بدهی ارز خارجی در بدهی دولت در چنین دوره‌هایی افزایش می‌یابد. لذا بی‌ثباتی مالی می‌تواند منجر به کاهش درآمدهای دولتی شود و درنتیجه دولت مجبور می‌شود برای پر کردن این خلأ، به افزایش بدهی دولتی روی بیاورد. همچنین، بی‌ثباتی مالی می‌تواند باعث کاهش اعتماد عمومی به اقتصاد و نظام بانکی کشور شود و درنتیجه، سرمایه‌گذاران و بانک‌ها به احتمال زیاد، از سرمایه‌گذاری در ایران خودداری خواهند کرد. این امر می‌تواند باعث کاهش رشد اقتصادی و در نهایت کاهش تولید و درآمد کلی کشور شود. نتایج حاصله به‌طور کامل مورد انتظار بوده و با تئوری‌های اقتصادی همخوانی دارد. همچنین مطالعه حاضر با مطالعه آفونسو و همکاران (۲۰۱۷) همسو است.

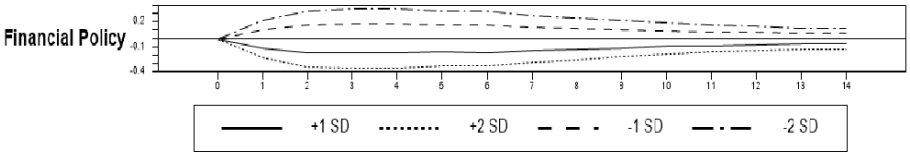
نمودار ۸. عکس‌العمل آنی بی‌ثباتی مالی به شوک مثبت و منفی سیاست مالی به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار- رژیم بالا



Response of Financial instability to Shocks, Conditional on upper regime

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Rats10

نمودار ۹. عکس‌العمل آنی بی‌ثباتی مالی به شوک مثبت و منفی سیاست مالی به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار- رژیم پایین



مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Rats10

طبق نمودارهای ۸ و ۹ هم در رژیم اول شوک مثبت سیاست مالی (افزایش نسبت بدهی به تولید) موجب افزایش بی‌ثباتی مالی می‌شود اما در رژیم دوم شوک مثبت سیاست مالی، بی‌ثباتی مالی را کاهش می‌دهد و اثرات شوک منفی در هر دو رژیم عکس شوک مثبت است. این نتیجه را این چنین می‌توان استدلال نمود که در رژیم‌های قوی و در سطح بالای نقدینگی، میزان بدهی به تولید کمتر است و درنتیجه، خطر بی‌ثباتی کمتر است. با این حال، در فرایندی که سیاست‌های مالی کشور از جمله کاهش مالیات و افزایش هزینه‌های دولت را پیش می‌برد، بی‌ثباتی مالی می‌تواند افزایش یابد. این امر ممکن است به دلیل این باشد که ازآنجاکه اقتصاد قوی است، درآمد مالیاتی بیشتری به‌دست آمده و بنابراین هزینه‌های دولت افزایش می‌یابد، درحالی‌که این سیاست‌ها به نسبت بازده حاصل از آن‌ها کمتر هستند.

در رژیم‌های ضعیف و سطح پایین نقدینگی که اقتصاد غیرپایدار و وابسته به یک یا چند منبع درآمدی هستند، میزان بدهی به تولید بالاتر است، به همین دلیل، خطر بی‌ثباتی بیشتر است. با این حال، در صورتی که سیاست‌های مالی درستی به عنوان جزئی از برنامه توسعه‌ای کشور به‌کار گرفته شود، می‌توان از بی‌ثباتی مالی جلوگیری کرد. این امر ممکن است به این دلیل باشد که در رژیم‌های ضعیف، رشد اقتصادی قابل توجهی وجود دارد و با استفاده از سیاست‌های مالی مناسب، این رشد می‌تواند ادامه یابد، بدون این‌که خطر بی‌ثباتی مالی افزایش یابد. نتیجه این مطالعه با مطالعه آفونسو و همکاران (۲۰۱۷) سازگار است.

به‌طور خلاصه، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد بین شوک‌های مثبت و منفی سیاست‌های مالی، بی‌ثباتی مالی و رشد اقتصادی در سطوح بالا و پایین بی‌ثباتی مالی، نقدینگی و رشد اقتصادی تفاوت معناداری وجود دارد. همچنین اندازه اثر شوک‌ها در یک و دو انحراف

معیار برآورد شده است که نتایج را قابل اطمینان‌تر می‌کند. نتایج این مطالعه به سیاست‌مداران کمک می‌کند هنگام وجود بی‌ثباتی مالی، نقدینگی بالا و رکود اقتصادی و بالعکس، چه سیاست‌های را اعمال کنند تا بیشترین اثرگذاری را بر رشد اقتصادی داشته باشد و منجر به تشدید یا افزایش بی‌ثباتی مالی نگردد. این در حالی است که هیچ مطالعه‌ای در داخل کشور بدین صورت اثر متغیرهای مذکور را در سطوح بالا و پایین بی‌ثباتی مالی، نقدینگی و رشد اقتصادی برای سیاست‌گذاران شفاف نکرده است. از این جهت، مطالعه انجام شده خلأ موجود در مطالعات را برای سیاست‌گذاران و اقتصاددانان از بین برده است.

٦. نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر ارتباط بین بی‌ثباتی بازارهای مالی، سیاست مالی و تولید در ایران را با به‌کارگیری داده‌های فصلی ۱۳۷۰:۱ تا ۱۴۰۰:۴ مورد بررسی قرار داده است. بدین منظور از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به پیروی از بالک (۲۰۰۰)[1]، آتاناسوا[2] (۲۰۰۳) و زاهو و چن[3] (۲۰۲۳) استفاده شده است. نتایج تخمینی بر وجود اثرات غیرخطی عکس‌العمل متغیرها نسبت به شوک‌های وارده در هر سه مدل، دلالت دارد. نتایج آزمون‌های اثر آستانه‌ای، در مدل اول (واکنش تولید) و مدل دوم (واکنش بی‌ثباتی مالی) به ترتیب مقادیرآستانه‌ای ۰/۰۴۷۹۴ و ۰/۰۳۸۸۵ به‌دست آورده است؛ یعنی دوره‌هایی که در آن، مقدار متغیر آستانه‌ای کمتر از مقادیر مذکور باشد، رژیم پایین را نشان می‌دهد؛ در غیر این صورت نشان‌دهنده رژیم بالا است.

نتایج توابع عکس‌العمل آنی بی‌ثباتی مالی نشان می‌دهد بعد از گذشت یک دوره، شوک مثبت بی‌ثباتی مالی در هر دو رژیم تأثیر منفی بر تولید ناخالص داخلی ایران می‌گذارد. به طور کلی، بی‌ثباتی مالی در اقتصاد ایران که با بحران سیاسی و اقتصادی بین‌المللی روبه‌رو است از طریق عدم شفافیت در بازار و فرآیند تصمیم‌گیری‌ها، باعث تشدید کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود که کاهش رشد اقتصادی را در پی دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد شوک مثبت سیاست‌های مالی، در هر دو رژیم و در کل دوره منجر به کاهش تولید ناخالص

1. Balke, N. S.
2. Atanasova, C.
3. Zhou, X., & Chen, Z.

داخلی می‌شود. علاوه بر این، نتایج توابع عکس‌العمل آنی شوک مثبت بی‌ثباتی مالی در هر دو رژیم، اثرگذاری سیاست مالی را کاهش می‌هد. در نهایت نتایج بیان‌کننده این است که در رژیم اول، شوک مثبت سیاست مالی (افزایش نسبت بدهی به تولید) موجب افزایش بی‌ثباتی مالی می‌شود اما در رژیم دوم شوک مثبت سیاست مالی، بی‌ثباتی مالی را کاهش می‌دهد. تمام نتایج حاصل شده با انتظارات تئوریکی و مطالعه آفونسو (۲۰۱۷) سازگار است.

با توجه به نتایج حاصل شده، توصیه‌های سیاستی زیر برای کاهش تأثیرات منفی بی‌ثباتی مالی بر رشد اقتصادی در ایران، همچنین اثرگذاری کاراتر سیاست‌های مالی مطرح می‌شود.

۱. دولت باید از طریق اصلاح سیاست‌های مالیاتی، کنترل هزینه‌ها و بهبود مدیریت مالی تعادل نسبت بدهی به تولید را حفظ کند زیرا منجر به ایجاد یک اقتصاد به‌نسبت پایدار و روبه‌رشد در ایران می‌گردد.

۲. دولت باید بی‌ثباتی مالی را از طریق کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی کنترل کند. بدین منظور توسعه بخش گردشگری و صنعت خدمات به عنوان یکی از منابع تولید درآمد و اشتغال می‌تواند منجر به کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی و کاهش اثر تحریم‌ها بر تولید ناخالص داخلی شود.

۳. یکی از اصلی‌ترین علل بی‌ثباتی مالی در ایران، بدهی عمومی بالا است. برای پیشگیری از چنین شرایطی، نظارت دقیق بر بودجه و کاهش هزینه‌ها، ضروری است. این اقدام می‌تواند شامل کاهش هزینه‌های دولت، بهبود راندمان سازمان‌ها و کاهش هزینه‌های اجرایی باشد.

۴. سرمایه‌گذاری خارجی می‌تواند به کاهش بار بدهی داخلی کمک کند و باعث افزایش رشد اقتصادی شود. برای جذب سرمایه‌گذار خارجی، زیرساخت‌هایی از قبیل ارتقای قوانین و مقررات مربوط به سرمایه‌گذاری خارجی، جلب سرمایه‌گذاران بین‌المللی با ارائه تضمینات قانونی و حفاظت از حقوق سرمایه‌گذاران، توسعه زیرساخت‌های فنی، انتقال فناوری و ارتقاء دانش فنی در کشور، ایجاد شراکت‌های استراتژیک با شرکت‌ها و مؤسسات بین‌المللی و در نهایت، جذب سرمایه‌گذاری از طریق ارائه پروژه‌ها و طرح‌های مشترک باید فراهم شود.

تعارض منافع

وجود ندارد.

سپاسگزاری

این مقاله از پایان‌نامه دوره کارشناسی ارشد مصوب و دفاع شده در دانشگاه ارومیه استخراج شده است. نویسندگان بر خود لازم می‌دانند مراتب تشکر صمیمانه خود را از کارکنان دانشگاه ارومیه، مسئولان پژوهشی دانشکده اقتصاد و مدیریت ارومیه و هیئت داوران پایان‌نامه که ما را در انجام و ارتقای کیفی این پژوهش یاری دادند، اعلام کنند.

ORCID

Sosan Etemadinia http://orcid.org/ 0009-0003-1197-6914
Kiumars Shahbazi https://orcid.org/0000-0001-7702-6928
Khadijeh Hassanzadeh https://orcid.org/0000-0001-9468-8261

منابع

ابراهیمی، سجاد. (۱۳۹۳). اثر ساختار نظام مالی بر رشد اقتصادی. *پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۴ (۲)، ۱۱۷-۱۳۴. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-9441-fa.html

بهرامی، جاوید و رافعی، میثم. (۱۳۹۳). عکس‌العمل‌های مالی مناسب در برابر تکانه‌های تصادفی رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۹(۵۸)، ۱-۳۷. https://ijer.atu.ac.ir/article_977_19.htm

رضازاده، علی، محمدپور، سیاوش و فتاحی، فهمیده. (۱۳۹۷). کاربرد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) در تحلیل غیرخطی عبور نرخ ارز بر تورم در ایران. فصلنامه *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*،۷ (۲۷)، ۵۱-۸۱. doi: 10.22084/aes.2018.15882.2615

ستوده‌نیا، سلمان و عابدی، فریبا. (۱۳۹۲). تأثیر سیاست‌های پولی و مالی در تثبیت مالی ایران. سیاست‌های راهبردی و کلان، ۱(۳)، ۱۰۳-۱۱۵. .https://www.jmsp.ir/article_5728_0.html?lang=en

مظفری، زانا، کازرونی، علیرضا و رحیمی، فرید. (۱۳۹۷). تأثیر ساختار مالی بر بی‌ثباتی رشد اقتصادی ایران. *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*. ۱۸ (۱)، ۱- ۳۱. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-21059-fa.html

مکیان، سیدنظام‌الدین و محمدرضا ایزدی.(۱۳۹۴). بررسی رابطه توسعه نظام مالی با رشد اقتصادی، فصلنامه *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۰(۶۲)، ۱۳۹-۱۶۲. .doi.org/10.22054/ijer.2015.2493

References

Afonso, A. & Sousa, R.M. (2012). The macroeconomic effects of fiscal policy. *Applied Economics*, *44*(34), 4439-4454. doi.org/10.1080/00036846.2011.591732

Afonso, A., Baxa, J. & Slavík, M. (2017). Fiscal developments and financial stress: a threshold VAR analysis. Working paper series 1319, European Central Bank. doi.org/10.1007/s00181-016-1210-5

Allen, N. & Robinson, J. (2015). Monetary policy effects in a regime switching model. *Applied Economics*, *46*(24), 2936-2951. doi.org/10.2478/sues-2022-0002

Atanasova, C. (2003). Credit market imperfections and business cycle dynamics: A nonlinear approach. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, *7*(4). doi.org/10.2202/1558-3708.1112

Augustin, P., Sokolovski, V., Subrahmanyam, M.G. & Tomio, D. (2022). In sickness and in debt: The COVID-19 impact on sovereign credit risk. *Journal of Financial Economics*, *143*(3), 1251-1274. doi.org/10.1016/j.jfineco.2021.05.009

Bahrami, J. & Rafei, M. (2013). Appropriate financial reactions to random impulses, stochastic dynamic general equilibrium approach. *Iran Economic Research*, *19*(58), 1-37. https://ijer.atu.ac.ir/article_977_19.htm [In Persian]

Baldacci, E., Gupta, S. & Mulas-Granados, C. (2009). How effective is fiscal policy response in systemic banking crises? IMF working paper, 9/160.

Balke, N. S. (2000). Credit and economic activity: Credit regimes and nonlinear propagation of shocks. *Review of Economics and Statistics*, *82*(2), 344-349. doi.org/10.1162/rest.2000.82.2.344

Barut, A., Citil, M., Ahmed, Z., Sinha, A. & Abbas, S. (2023). How do economic and financial factors influence green logistics? A comparative analysis of E7 and G7 nations. *Environmental Science and Pollution Research*, *30*(1), 1011-1022. doi.org/10.1007/s11356-022-22252-0

Batini, N., Callegari, G. & Melina, G. (2012). Successful austerity in the United States, Europe and Japan. IMF working paper 12/190.

Baum., A. Poplawski-Ribeiro, M. & Weber, A. (2012). Fiscal multipliers and the state of the economy. IMF working paper 12/286.

Baumeister, C. & Hamilton, J.D. (2018). Inference in structural vector autoregressions when the identifying assumptions are not fully believed: Re-evaluating the role of monetary policy in economic fluctuations. *Journal of Monetary Economics*, *100*, 48-65. doi.org/10.1016/j.jmoneco.2018.06.005

Caballero, R.J. & Engel, M. (1992). Price rigidities asymmetries, and output fluctuations, NBER Working Paper, No 4091.

Cardarelli, R., Elekdag, S. & Lall, S. (2011) Financial stress and economic contractions. *Journal of Financial Stability*, *7*(2),78–97. doi.org/10.1016/j.jfs.2010.01.005

Carrillo, J. & Poilly, C. (2013). How do financial frictions affect the spending multiplier during a liquidity trap? *Review of Economic Dynamics*, *16*(2), 231–296. doi.org/10.1016/j.red.2013.01.004

Casado, M.G., Glennon, B., Lane, J., McQuown, D., Rich, D. & Weinberg, B.A. (2020). The aggregate effects of fiscal stimulus: Evidence from the Covid-19 unemployment supplement (No. w27576*). National Bureau of Economic Research*, 1-20. doi: 10.3386/w27576

Caselli, F. & Reynaud, J. (2020). Do fiscal rules cause better fiscal balances? A new instrumental variable strategy. *European Journal of Political Economy*, *63*, 18-73. doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2020.101873

Creel, J., Hubert, P. & Labondance, F. (2015). Financial stability and economic performance. *Economic Modelling*, *48*, 25-40. doi.org/10.1016/j.econmod.2014.10.025

Cukierman, A. (2013). Monetary policy and institutions before, during, and after the global financial crisis. *Journal of Financial Stability*, *9*(3), 373-384. doi.org/10.1016/j.jfs.2013.02.002

Delong, J.B. & Summers, L.H. (1998). How does macroeconomic policy affect output? *Brookings Papers on Economic Activity*, *2*, 433–494. doi.org/10.2307/2534535

Dufrénot, G., Jambois, A., Jambois, L. & Khayat, G. (2016). Regime-dependent fiscal multipliers in the United States. *Open Economies Review*, *27*, 923-944. doi.org/10.1007/s11079-016-9410-3

Dufrénot, G., Gente, K. & Monsia, F. (2016). Macroeconomic imbalances, financial stress and fiscal vulnerability in the euro area before the debt crises: A market view. *Journal of International Money and Finance*, *67*, 123-146. doi.org/10.1016/j.jimonfin.2016.04.002

Ebrahimi S. (2014) .Effect of financial system structure on economic growth. *QJER*, *14*(2) ,117-134. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-9441-en.html

Ferraresi, T., Roventini, A. & Fagiolo, G. (2014). Fiscal policies and credit regimes: A TVAR approach. *Journal of Applied Econometrics*. *30*(7), 1047-1072. doi.org/10.1002/jae.2420

Gerchert, S. & Rannenberg, A. (2014). Are fiscal multipliers regime-dependent? A meta regression analysis. IMK working paper, No. 139. urn:nbn:de:101:1-201411242638

Huber, F. (2016). Forecasting exchange rates using multivariate threshold models. *The BE Journal of Macroeconomics*, *16*(1), 193-210. doi.org/10.1016/j.jeconbus.2017.12.004

Jayakumar, M., Pradhan, R.P., Dash, S., Maradana, R.P. & Gaurav, K. (2018). Banking competition, banking stability, and economic growth: Are

feedback effects at work? *Journal of Economics and Business*, *96*, 15-41. doi.org/10.1016/j.jeconbus.2017.12.004

Kasal, S. (2023). What are the effects of financial stress on economic activity and government debt? An empirical examination in an emerging economy. *Borsa Istanbul Review*, *23*(1), 254-267. doi.org/10.1016/j.bir.2022.10.007

Kim, C.B. (2017). Does exchange rate volatility affect Korea's seaborne import volume? *The Asian Journal of Shipping and Logistics*, *33*(1), 43-50. doi: 10.1016/j.ajsl.2017.03.006

Kliesen, K.L., Owyang, M.T. & Katarina, E. (2012). Vermann disentangling diverse measures: A survey of financial stress indexes. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, *94*(5), 369–398. Handle: RePEc:fip:fedlrv:y:2012:i:september:p:369-398:n:v.94no.5

Kuan-Min, W., Yuan-Ming, L. & Binh, N.T.T. (2008). Asymmetric inflation hedge of housing return: A non-linear vector error correction approach. *International Real Estate Review*, *11*(1), 65-82. Handle: RePEc:ire:issued:v:011:n:01:2008:p:65-82

Lucchese, M., & Pianta, M. (2020). The coming coronavirus crisis: What can we learn? *Intereconomics*, *55*(2), 98-104. doi.org/10.1016/j.jebo.2012.02.005

Makiyan, S., & Izadi, M. R. (2015). Financial development and economic growth. *Iranian Journal of Economic Research*, *20*(62), 139-162. doi: 10.22054/ijer.2015.2493

Mittnik, S. & Semmler, W. (2012) Regime dependence of the fiscal multiplier. *Journal of Economic Behavior & Organization*. *83*(3), 502–522. doi.org/10.1016/j.jebo.2012.02.005

Nofarsti, M. (1387). *The root of unity and aggregation in econometrics*. Rasa Cultural Services Institute, second edition. [In Persian]

Nuru, N.Y. & Gereziher, H.Y. (2022). The effect of fiscal policy on economic growth in south Africa: A nonlinear ARDL model analysis. *Journal of Economic and Administrative Sciences*, *38*(2), 229-245. doi.org/10.1108/JEAS-06-2020-0088.

Oskolkov, A. (2023). Exchange rate policy and heterogeneity in small open economies. *Journal of International Economics*, *142*, 103750. doi.org/10.1016/j.jinteco.2023.103750

Rahimi, F. (2018). The impact of financial structure on economic growth volatility in Iran. *The Economic Research*, *18*(1), 1-31. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-21059-fa.html [In Persian]

Ramey, V.A. & Zubairy, S. (2014). Government spending multipliers in good times and in bad: evidence from U.S. historical data. NBER working paper no. 20719. doi.org/10.1086/696277.

Ramey, V.A. (2016). *Macroeconomic shocks and their propagation*. Handbook of Macroeconomics, 2, 71-162. doi.org/10.1016/bs.hesmac.2016.03.003

Rezazadeh, A., Mohammadpoor, S. & Fattahi, F. (2018). Application of the threshold vector autoregression model (TVAR) in nonlinear analysis of

exchange rate pass-through on inflation in Iran. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *7*(27), 51-81. doi:10.22084/aes.2018.15882.2615 [In Persian]

Rhee, W. & Rich, R.W. (1995). Information and the asymmetric effects of money on output fluctuations. *Journal of Macroeconomics*, *17*, 683-702. doi.org/10.1016/0164-0704(95)80089-1

Saad, W. (2014). Financial development and economic growth: Evidence from Lebanon. *International Journal of Economics and Finance*, *6*(8), 173. doi:10.5539/ijef.v6n8p173

Sadaa, A.M., Ganesan, Y., Yet, C.E., Alkhazaleh, Q. & Alnoor, A. (2023). Corporate governance as antecedents and financial distress as a consequence of credit risk. Evidence from Iraqi banks. *Journal of Open Innovation: Technology, Market, and Complexity*, *9*(2), 51-100. doi.org/10.1016/j.joitmc.2023.100051

Setoodeh Nia, S. & Abedi, F. (2013). The Impact of fiscal and monetary policies on fiscal consolidation in Iran. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, *1*(Vol1-No3), 103-115. https://www.jmsp.ir/article_5728_0.html?lang=en [In Persian]

Shijaku, G. (2014). Fiscal policy, output and financial stress in the case of developing and Pap. *56*(1), 112–138. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/79139

Solt, E. (2015). The quest for the stability of the global financial system. *Procedia Economics and Finance*, *34*, 485-492. doi.org/10.1016/S2212-5671(15)01658-5

Stock, J.H. & Watson, M.W. (2002). Has the business cycle changed and why? NBER *macroeconomics annual*, *17*, 159-218. doi.org/10.1086/ma.17.3585284

Stoltenberg, C., George, B.C., Lacey, K.A. & Cuthbert, M. (2011). The past decade of regulatory change in the Us and Eu capital market regimes: An evolution from national interests toward international harmonization with emerging G-20 leadership. *Berkeley J. Int'l L.*, *29*, 577. doi.org/10.1108/JEAS-06-2020-0088

Tran, T.T.V. (2022). Impact of financial instability on economic activity: evidence from ASEAN developing countries. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, *9*(1), 177-187. doi.org/10.13106/jafeb.2022.vol9.no1.0177

Tsiddon, D. (1991). The behavior of the aggregate price level. *Review of Economic Studies*, *60*(4), 889-902. doi.org/10.2307/2298104

Valerio Roncagliolo, F.C. & Villamonte Blas, R.N. (2022). Impact of financial stress in advanced and emerging economies. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, *27*(53), 68-85. doi.org/10.1108/JEFAS-05-2021-0063

Wang, Y., Wang, X., Zhang, Z., Cui, Z. & Zhang, Y. (2023). Role of fiscal and monetary policies for economic recovery in China. *Economic Analysis and Policy*, *77*, 51-63. doi.org/10.1016/j.eap.2022.10.011

Wu, F., Ji, Q., Ma, Y.R. & Zhang, D. (2023). Investor sentiments and extreme risk spillovers from oil to stock markets: evidence from Asian countries. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 1-27. doi.org/10.1080/13547860.2023.2170050

Zhou, X., & Chen, Z. (2023). The impact of uncertainty shocks to consumption under different confidence regimes based on a stochastic uncertainty-in-mean TVAR model. *Sustainability*, *15*(4), 3032. doi.org/10.3390/su15043032

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

استناد به این مقاله: ، اعتمادی‌نیا، سوسن، شهبازی، کیومرث و حسن‌زاده، خدیجه. (۱۴۰۳). تحلیل تکانه‌های مالی و نحوه اثرگذاری آن‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹(۹۸). ۲۳۴-۲۶۹.

Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution.NonCommercial 4.0 International License.