Allameh Tabataba`i University
Economic Research Institute

Iranian Journal of
ECONOMIC RESEARCH

A Quarterly Journal of the Economic Research Institute

Allameh Tabataba`i University

Volume 29, Issue 98, Spring 2024

Iranian Journal of
ECONOMIC RESEARCH

A Quarterly Journal Published by the
Economic Research Institute
Allameh Tabataba`i University

Volume 29, Issue 98, Spring 2024

Publisher: Allameh Tabataba`i University
Managing Director: Teymour Mohammadi
***Professor, Allameh Tabataba`i University* (*ATU*)**
Editor in Chief: Ali Asghar Banouei
***Professor, Allameh Tabataba`i University* (*ATU*)**
Associate Editor: Reza Taleblou
***Associate Professor, Allameh Tabataba`i University* (*ATU*)**
Executive Director: Somayeh Aghlami

Editorial Board:

Hossein Abbasinejad
Professor,
University of Tehran

Ghahreman Abdoli
Professor,
University of Tehran

Javid Bahrami
***Associate* Professor,**
Allameh Tabataba`i University

Mohammad Bakhshoodeh
Professor,
University of Shiraz

Ali Asghar Banouei
Professor,
Allameh Tabataba`i University

Yadollah Dadgar
Professor,
Shahid Beheshti University

Karim Eslamloueyan
Professor,
University of Shiraz

Abdolrasoul Ghasemi
Associate Professor,
Allameh Tabataba`i University

Esfandiar Jahangard
Associate Professor,
Allameh Tabataba`i University

Gholam Reza Keshavarz Haddad
Associate Professor,
Sharif University of Technology

Abolghasem Mahdavi
Associate Professor,
University of Tehran

Saeed Moshiri
Professor,
University of Saskatchewan

Teymour Mohammadi
Professor,
Allameh Tabataba`i University

Mohsen Renani
Professor,
University of Isfahan

Abbas Shakeri
Professor,
Allameh Tabataba`i University

Abbas Valadkhani
Professor,
University of Swin Burne

All rights reserved for Allameh Tabataba`i University. Opinions expressed in this Journal do not necessarily reflect the views of the institute and the University.
Address: Economic Research Institute, Allameh Tabataba`i University, Shahid Beheshti Ave. Tehran, Iran. Postal Code: 1513615411, Tel: (9821) 88725400, 88703261. Fax: (9821) 88703263.
Website: ijer.atu.ac.ir, Email: ijer@atu.ac.ir
ISSN 1726-0728

Statement of Policy

The *Iranian Journal of Economic Research* is a scientific publication on diverse issues in Economics focusing on research and scholarly studies on the Iranian economy and related topics. We intend to provide a forum for members of the academic community in Iran and abroad who are Interested in the Iranian economy and research activities in the field of Applied studies for Iranian economy.
Manuscripts are subject to anonymous reviews. More information about the Journal can be found at ijer. atu. ac. ir

Scientific Advisers

◆ Esmaeel Aboonouri
◆ Sajad Barkhordari Doorbash
◆ Ghodratollah Emamverdi
◆ Mohammadreza Feghhi Kashani
◆ Hadi Heidari
◆ Hasan Heidari
◆ Majid Maddah
◆ Parisa Mohajeri
◆ Ahmad Mohammadi
◆ Parviz Mohammadzadeh
◆ Habib Morovat
◆ Mirhossein Mousavi
◆ Fatemeh Rajabi
◆ Saeed Rasekhi

Scientific Editor: Teymour Mohammadi
English Editor: Parviz Rasooli
Literary editor & Layout Designer: Javad Gianloo

Contents:

Implementation of Credit Easing Policy to Settle the Government Debt to Contractors: A Stock-Flow Consistent Approach 5
Mohammad Mahdi Asgari Dehabadi, Ali Nassiri Aghdam, Hossein Doroodian and Parisa Mohajeri

Leverage Effect and the Role of Debt Ratio in Companies Listed on the Tehran Stock Exchange 54
Teymour Mohammadi, Mohammad Reza Feghhi Kashani and Mahdi Samei

Demand for Banking and Shadow Banking Services in Iran 86
Meysam Amiri and Samira Farahani

Transmission Mechanisms of Contemporaneous Risk in Investment Portfolios: An R2 Connectedness Approach with Evidence from the Iranian National Pension Fund Investment Company 123
Soheil Rudari, Ali Mohammad Ahmadi and Vahid Omidi

Institutional Congruity and Political Economy Equilibrium of Contemporary Iran: A Game Theory Approach 162
Alireza Raanaei, Rouhollah Shahnazi and Seyyed Aqil Hoseiny

The Role of the Government and Large Local Companies in Income Distribution: A Case Study of Urban Areas of Khuzestan Province ... 198
Sayed Amin Mansouri, Seyed Morteza Afghah, Behrouz Sadeghi Amroabadi, Hassan Farazmand, Yaghoub Andayesh and Ali Boudaghi

Financial Shocks and Their Impact on Macroeconomic Variables: A Threshold VAR Analysis 234
Sosan Etemadinia, Kiumars Shahbazi and Khadijeh Hassanzadeh

-- Iranian Journal of Economic Research---------
Volume 29, Issue 98, Spring 2024, 5-53
ijer.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/ijer.2023.71678.1162

ATU PRESS

Original Research Received: 24/12/2022 Revised: 25/8/2023 Accepted: 19/11/2023 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

Implementation of Credit Easing Policy to Settle the Government Debt to Contractors: A Stock-Flow Consistent Approach

Mohammad Mahdi Asgari Dehabadi — Ph.D. in Economics. Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Ali Nassiri Aghdam* — Associate Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Hossein Doroodian — Ph.D. in Economics, University of Tehran Tehran, Iran

Parisa Mohajeri — Associate Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Abstract

Iran's economy has encountered significant challenges in recent years, with the government debt to contractors emerging as one of the most urgent issues. This situation has negatively impacted Iran's monetary and banking system, leading to several adverse consequences such as increased funding costs for banks, higher loan interest rates, excessive money supply, and a reduced capacity for banks to provide loans. A proposed solution is based on credit easing and endogenous money, which involves settling the government debt to contractors by making adjustments on the asset side of the Central Bank's balance sheet. However, the practical implementation of this policy depends on the use of Central Bank resources, which raises concerns about a sudden increase in the money supply and potential negative effects on other economic variables, especially inflation. This uncertainty has led to doubts about the feasibility of such a strategy. The present research aimed to examine the fundamental principles and prerequisites for adopting a credit easing policy in Iran. The study also used stock-flow consistent models to evaluate the potential outcomes of implementation

* Corresponding Author: alin110@atu.ac.ir
How to Cite: Asgari Dehabadi, M. M., Nassiri Aghdam, A., Doroodian, H., & Mohajeri, P. (2024). Implementation of Credit Easing Policy to Settle the Government Debt to Contractors: A Stock-Flow Consistent Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(98), 5-53.

of the policy. The findings indicate that settling the government debt to banks by using the Central Bank resources results in an expansion of the monetary base and money supply, an increase in real GDP, and a reduction in both inflation and interest rates compared to the baseline scenario.

1. Introduction

Iran's economy has been facing various problems in recent years. One significant issue is the government debt to contractors, which has adversely affected Iran's economy, particularly the monetary and banking system. The government's failure to settle its debts with contractors results in contractors being unable to repay loans taken from banks, leading to an increase in the banks' non-performing loans. This predicament has precipitated several adverse consequences, including higher funding costs for banks, increased interest rates on loans, an uncontrolled surge in the money supply, and a diminished capacity for banks to provide loans. To address this challenge, some economists, emphasizing endogenous money, look to the quantitative policies applied by central banks in advanced countries like Japan and the United States. They have proposed a solution grounded in credit easing, which involves settling the government debt to contractors by making adjustments on the asset side of the Central Bank's balance sheet.

2. Materials and Methods

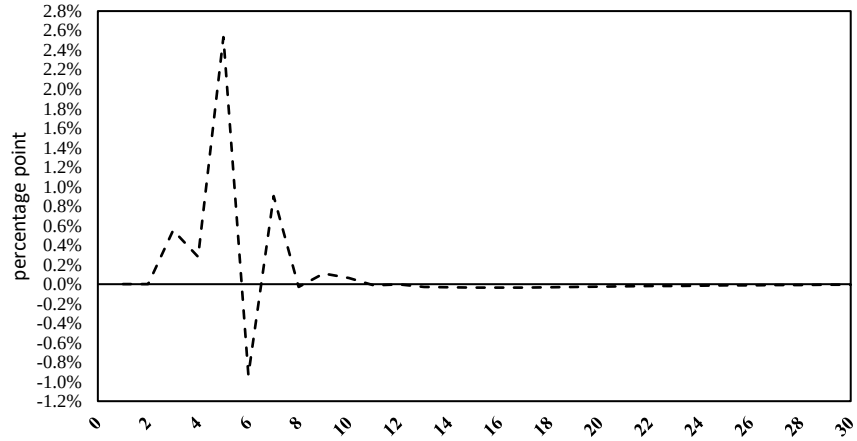
In this method, the government issues bonds to settle its debt with contractors and provides these bonds to the contractors. The Central Bank then purchases these bonds by increasing the bank's reserves. Since the Central Bank does not directly transact with individuals, it uses commercial banks as intermediaries to facilitate the payments. Consequently, the money supply and the monetary base increase immediately. However, if the contractors owe money to the banks, according to the law of reflux, the newly created money will quickly disappear. This method is largely similar to the second type of treasury bonds used by the Iranian government in recent years. Implementing this policy can reduce non-performing loans, curb the growth of the money supply, and prevent the recognition of illusory profits. It can also lower the level of overdue loans and improve banks' balance sheets. Additionally, it can reduce the banks' debt to the Central Bank, thereby lowering the cost of money and reducing loan interest rates. Moreover, the reduction in interest rates can lead to increased loan demand and, consequently, future growth in the money supply.

It should be noted that this policy leads to a change in the composition of the Central Bank's assets, but it does not necessarily result in the growth of monetary base and money supply. However, since the policy relies on the use of Central Bank resources, concerns about a sharp increase in the money supply and potential adverse effects on macroeconomic variables, such as inflation, have always hindered its adoption. The present study used Stock-Flow Consistent (SFC) models to evaluate the effects of these policies on Iran's macroeconomy. Having gained prominence since the 2007–2008 financial crisis, SFC models aim to integrate the real and financial sectors of the economy within a single framework. They help predict endogenous crises in the economy and enable modeling of the economy based on endogenous money. Therefore, SFC models were used to determine the effects of policies similar to credit easing to settle the government debt with contractors. The focus is on various economic variables, including the monetary base, money supply, and banks' balance sheets in the monetary sector, as well as real GDP, economic growth, real consumption, inflation, and interest rates in the real sector of the economy.

3. Results and Discussion

The results indicate that settling the government debt to banks by using the Central Bank resources leads to an expansion in the monetary base and money supply, as well as an increase in real GDP and real consumption compared to the baseline scenario. However, the effect of this policy on economic growth completely dissipates after eight periods following its implementation, with the growth rate difference eventually tending towards zero. The graph below illustrates the difference in economic growth between the baseline scenario and the scenario where the government debt to contractors is settled using the Central Bank resources.

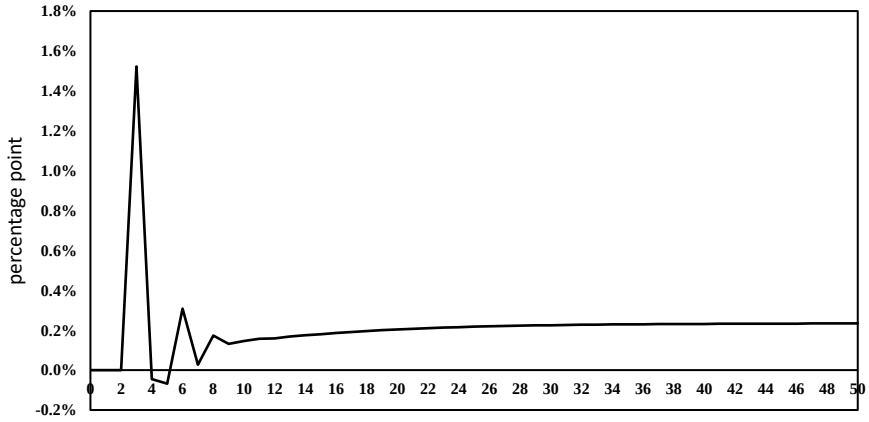
Figure 1. Difference in Economic Growth: The Baseline Scenario and the Government Debt Settlement Scenario



Source: The research analysis

According to the model's results, implementing this policy leads to a long-term decrease in inflation by 0.23 percentage points.

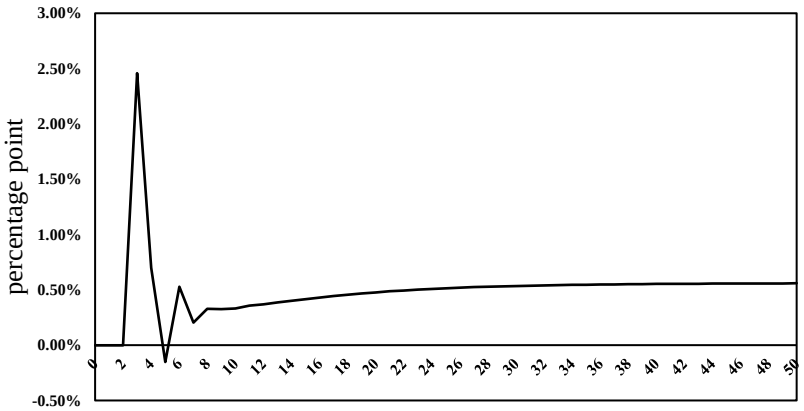
Figure 2. Difference in Inflation: The Baseline Scenario and the Government Debt Settlement Scenario



Source: The research estimations

Additionally, the results indicate that the policy can lead to a 0.53 percentage point decrease in the interest rate.

Figure 3. Difference in the Interest Rate: The Baseline Scenario and the Government Debt Settlement Scenario



Source: The research estimations

4. Conclusion

The model's results indicated that the policy, despite increasing the money supply compared to the base scenario, leads to improved economic growth, reduced inflation and interest rates, enhanced bank balance sheets, and increased household welfare (via higher real consumption)-compared to the baseline scenario.

However, the method is recommended only to address the current problem in the present situation. The research results showed that the proposed policies guide the economy onto a better path than its current trajectory, but they are not a prescription for the government's indiscriminate use of the monetary base. To improve conditions in the long term, the government needs a program to control its budget deficit and stop borrowing from banks and the Central Bank. According to the findings, borrowing from the Central Bank to settle outstanding debts with contractors is preferable to leaving these debts unpaid. However, the optimal approach is for the government to avoid needing to borrow from the Central Bank altogether.

Keywords: Credit Easing, Endogenous Money, Government Debt, Stock-Flow Consistent Models

JEL Classification: E17، E60 ،E12

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران ---------
دوره ۲۹، شماره ۹۸، بهار ۱۴۰۳، ۵-۵۳
ijer.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/ijer.2023.71678.1162

مقاله پژوهشی
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۰/۳
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۶/۳
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۸/۲۸
ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸
eISSN:۲۴۷۶-۶۴۴۵

آثار به‌کارگیری سیاست تسهیل اعتبار برای تسویه بدهی دولت با پیمانکاران در چارچوب مدل‌های تطبیق روانه انباره

محمدمهدی عسگری ده‌آبادی — دکتری اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران
علی نصیری اقدم * — دانشیار گروه برنامه‌ریزی و توسعه اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران
حسین درودیان — دکتری اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران
پریسا مهاجری — دانشیار گروه اقتصاد نظری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

بدهی دولت به پیمانکاران یکی از چالش‌های جدی نظام اقتصادی کشور است که تبعات مخربی برای نظام پولی و بانکی کشور از جمله افزایش هزینه‌های جذب سپرده برای بانک‌ها، افزایش نرخ سود تسهیلات، خلق نقدینگی بی‌کیفیت و کاهش توان بانک‌ها برای اعطای تسهیلات را به دنبال داشته است. از میان راهکارهای گوناگون پیشنهاد شده برای این معضل، برخی با تأکید بر درون‌زایی پول راهکاری مبتنی بر تسهیل اعتبار پیشنهاد می‌دهند که در آن بدهی دولت به پیمانکاران با ایجاد تغییر در ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی تسویه می‌شود. بااین‌حال ازآنجاکه اجرای این سیاست به استفاده از منابع بانک مرکزی متکی است، بیم افزایش سرسام‌آور نقدینگی و ایجاد اثرات نامطلوب بر دیگر متغیرهای اقتصادی مانند تورم، اجرای آن را با تردید مواجه می‌سازد. در این پژوهش ضمن بیان مبانی و الزامات اجرای سیاست تسهیل اعتبار در ایران، از مدل تطبیق روانه انباره به‌منظور ارزیابی اثرات اجرای این سیاست استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد تسویه بدهی دولت با پیمانکاران با استفاده از منابع بانک مرکزی افزایش پایه پولی، نقدینگی و تولید ناخالص داخلی حقیقی را به دنبال داشته و به کاهش تورم و نرخ بهره نسبت به سناریوی پایه منجر می‌شود.

کلیدواژه‌ها: تسهیل اعتبار، پول درون‌زا، تسویه بدهی دولت، بحران بانکی، مدل‌های تطبیق روانه انباره

طبقه‌بندی JEL: E12 ،E60،E17

مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رشته اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی است.

* نویسنده مسئول: alin110@atu.ac.ir

۱. مقدمه

اقتصاد ایران طی سال‌های اخیر با چالش‌های بسیاری روبه‌رو بوده است. کسری بودجه فزاینده و بدهی رو به تزاید دولت به پیمانکاران و بانک‌ها، رشد دارایی‌های غیرجاری و ناترازی بانک‌ها، افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و افزایش بی‌وقفه پایه پولی و نقدینگی از جدی‌ترین این چالش‌ها است. این تسلسل که از مهم‌ترین علل تورم مزمن و بالای اقتصاد ایران است به برخی تبعات نامنتظره از جمله دشواری تأمین سرمایه در گردش برای بنگاه‌ها به‌رغم رشد بی‌وقفه و بالای نقدینگی و چسبندگی رو به بالای نرخ بهره به رغم کاهش نرخ تورم در دوره اجرای برجام نیز منجر شده است. تبعات ذکر شده بیش از هر چیز معلول ناتوانی سیاست‌گذار پولی در اجرای سیاست‌های مناسب برای تنظیم نرخ بهره و کنترل تورم است.

کارشناسان برای تبیین علل این ناتوانی در اقتصاد ایران دلایل مختلفی را ذکر و به‌تبع آن، راهکارهای متفاوتی را پیشنهاد کرده‌اند. تأکید بر کنترل پایه پولی با محدود کردن استقراض دولت از بانک مرکزی، وضع محدودیت بر ترازنامه بانک‌ها برای جلوگیری از رشد نقدینگی، تنظیم نرخ سود اسمی متناسب با نرخ تورم و تأکید بر اجتناب از تعیین دستوری نرخ سود بانکی از جمله این راهکارها است. این راهکارها متکی به دیدگاه پول برون‌زا است که در آن میزان عرضه پایه پولی در اختیار بانک مرکزی بوده و نقدینگی به‌صورت برون‌زا و از طریق سازوکار ضریب فزاینده خلق می‌شود. از سوی دیگر برخی اقتصاددانان معتقدند عرضه پول، فرآیندی درون‌زا و وابسته به تقاضای عاملان اقتصادی است؛ بنابراین تلاش بانک مرکزی برای کنترل نقدینگی از طریق وضع محدودیت بر پایه پولی بی‌نتیجه بوده و مادامی که ساختارهای اقتصادی ایران دستخوش تغییر نشود، نقدینگی و پایه پولی به رشد خود ادامه خواهند داد. برای مثال درحالی‌که استقراض مستقیم دولت از بانک مرکزی به موجب قانون ممنوع است، دولت با مراجعه به بانک‌های تجاری و استقراض از آن‌ها به‌صورت غیرمستقیم منجر به رشد پایه پولی می‌شود. همچنین وضعیت نامناسب ترازنامه بانک‌ها که تا حد زیادی به تسویه نکردن وام‌های اعطایی از سوی آن‌ها به دولت یا پیمانکاران مربوط است، بانک‌ها را وادار می‌سازد که برای جلوگیری از ورشکستگی از سازوکار استمهال وام‌ها استفاده نمایند که منجر به رشد نقدینگی و پایه پولی می‌شود. در حقیقت، عدم تسویه بدهی دولت با

پیمانکارن منجر به رشد مطالبات معوق بانک‌ها می‌شود. در صورتی که بانک‌ها برای فرار از ذخیره‌گیری مطالبات اقدام به تمدید این وام‌ها کنند، نقدینگی بی‌کیفیت رشد خواهد کرد و در صورتی که اقدام به ذخیره‌گیری کنند بخشی از منابع (و به تبع آن سود) خود را از دست خواهند داد؛ مسئله‌ای که یکی از دلایل اصلی عدم وجود نقدینگی برای تولید با توجه به رشد بی‌رویه نقدینگی است.

بر این اساس، یک راه‌حل روی کاغذ این است که دولت از طریق اتکا به ترازنامه بانک مرکزی، بدهی‌های خود به بانک‌ها و پیمانکاران را تسویه کرده و چرخه‌ای از تسویه بدهی با اثرات مثبت اقتصادکلانی را آغاز کند. آنچه بیش از هر چیز، اجرای چنین تدابیری را به عنوان یک راهکار عملی جدی می‌سازد، سیاست‌های مقداری اعمال شده از سوی بانک‌های مرکزی کشورهای پیشرفته از جمله ژاپن یا ایالات متحده در دو دهه اخیر است که با تمرکز بر ترازنامه بانک مرکزی، به اقداماتی از این دست مبادرت کرده‌اند. در چنین فضایی، تجویز نسخه‌ای مشابه برای اقتصاد ایران یک فرضیه قابل بررسی است.

نخستین بار بن برنانکی[1] رئیس وقت فدرال رزرو آمریکا در سخنرانی سال ۲۰۰۹ خود در مدرسه اقتصادی لندن برای توصیف سیاست مقداری اعمال‌شده توسط فدرال رزرو آمریکا، از واژه تسهیل اعتبار[2] استفاده کرد (Bernanke, 2009):

> «... تسهیل اعتبار از یک نظر به تسهیل کمی شبیه است: این سیاست نیز منجر به افزایش اندازه ترازنامه بانک مرکزی می‌شود. در یک نظام تسهیل کمی خالص سیاست‌گذاری بر حجم ذخایر بانک‌ها که بدهی بانک مرکزی محسوب می‌شود متمرکز است؛ [و] ترکیب وام‌ها و اوراق بهادار در طرف دارایی‌های ترازنامه بانک مرکزی به شکل تبعی تغییر می‌کند»

در حالی که تسهیل اعتبار

> «بر ترکیب وام‌ها و اوراق بهاداری که در ترازنامه بانک مرکزی نگهداری می‌شود و چگونگی اثرگذاری ترکیب دارایی‌ها بر وضعیت اعتباری خانوارها و کسب‌وکارها متمرکز است.»

1. Ben S. Bernanke, B., S.
2. Credit Easing

آنچه استفاده از سیاست تسهیل اعتبار به‌منظور بهبود وضعیت ترازنامه بانک‌ها را جذاب می‌کند، توانایی آن در بهبود وضعیت بانک‌ها، ارتقای اعتبار دولت و افزایش نقدینگی در اختیار بخش خصوصی است و البته در مقابل، چیزی که آن را ترسناک می‌کند اثرگذاری آن بر نقدینگی و به‌تبع آن تورم است؛ بنابراین به ابزاری برای سنجش تبعات اعمال این سیاست و محاسبه برآیند اثرات آن نیاز است. این پژوهش با تأکید بر نقش پول در اقتصاد مدرن می‌کوشد با توسل به مدل‌های تطبیق روانه انباره[1] (SFC)، اقدام به مدل‌سازی اثرات اعمال سیاستی مشابه تسهیل اعتبار برای تسویه بدهی دولت با پیمانکاران پرداخته و پیامد چنین سیاستی روی متغیرهای کلیدی اقتصادکلان (رشد اقتصادی، تورم، نرخ بهره، کمیت‌های پولی) را محاسبه کند.

در این راستا نخست پیشینه پژوهش با تمرکز بر مسئله بدهی دولت به پیمانکاران و اثرات آن بر ناترازی بانک‌ها و متغیرهای پولی ارائه شده است. در ادامه سازوکار تسویه بدهی دولت با پیمانکاران از طریق بانک مرکزی به لحاظ نظری ارائه و در بخش بعد مدل تطبیق روانه انباره متناسب با اقتصاد ایران جهت ارزیابی اثرات به‌کارگیری این سیاست معرفی شده است. در بخش پنجم نتایج حاصل از اجرای سیاست بر متغیرهای اقتصادی منتخب شامل متغیرهای پولی (نقدینگی، پایه پولی و نرخ بهره)، متغیرهای حقیقی (تولید ناخالص حقیقی، رشد اقتصادی) و نرخ تورم ارائه شده و سرانجام بخش پایانی مقاله به جمع‌بندی اختصاص یافته است.

۲. پیشینه پژوهش

مسئله بدهی دولت به پیمانکاران و اثرات آن بر ناترازی بانک‌ها، رشد پایه پولی و نقدینگی و نرخ بهره از زوایای مختلف توسط محققین مختلف مورد بررسی قرار گرفته است.

عبداللهی‌پور و بت‌شکن (۱۳۹۹) ضمن برشمردن مهم‌ترین معضلات نظام بانکی در ایران، ۲۱ راهکار در پنج طبقه مختلف را برای رفع این بحران‌ها پیشنهاد کرده‌اند که تسویه بدهی دولت به سیستم بانکی در قالب عرضه اوراق صکوک میان‌مدت در بازار، پیش‌بینی برنامه بازپرداخت در لوایح بودجه و ذخیره‌گیری و حذف مطالبات مشکوک‌الوصول در بانک‌ها از جمله راهکارهای ارائه شده ذیل دسته کاهش مطالبات غیرجاری بانک‌ها است.

1. Stock-Flow Consistent model

بدری و زمان‌زاده (۱۳۹۶) به تحلیل عوامل بروز ناترازی ترازنامه نظام بانکی و پیامدهای آن بر متغیرهای پولی و اقتصاد کلان پرداخته‌اند. این مطالعه رشد نقدینگی را معلول رشد دارایی‌های موهومی در طرف راست ترازنامه بانک‌ها دانسته و کیفیت بد نقدینگی خلق‌شده به پشتوانه دارایی‌های موهومی در نظام بانکی را دلیل اصلی وجود تنگناهای اعتباری تولیدکنندگان با وجود رشد بالای نقدینگی معرفی می‌کند. به‌علاوه بالا بودن سهم دارایی‌های موهومی در ترازنامه بانک‌ها منجر به رقابت قیمتی آن‌ها برای حفظ و جذب سپرده شده است که نتیجه‌ای جز افزایش نرخ بهره به دنبال نخواهد داشت. آن‌ها پیشنهاد می‌دهند بانک مرکزی با استفاده از ذخایر جدید، بدهی دولت با پیمانکاران را تسویه نماید. در این راستا بانک مرکزی می‌تواند با تزریق منابع جدید به بازار بین‌بانکی یا از طریق خرید اوراق بدهی دولت در بازار بدهی، منابعی جدید برای بانک‌ها فراهم کند.

نصیری اقدم و عسگری (۱۳۹۶) شرایط اجرای سیاست تسهیل کمی و ارزیابی امکان اجرای آن در اقتصاد ایران را با استفاده از رویکرد ترازنامه‌ای مورد ارزیابی قرار داده‌اند. آن‌ها معتقدند حجم بالای بدهی‌های دولت به بانک‌ها، مطالبات غیرجاری و دارایی‌های سمی در ترازنامه بانک‌ها شرایطی پدید آورده است که بانک‌ها را مجبور به ورود به مسابقه جذب تسهیلات به هر قیمت کرده و منجر به بالا رفتن هزینه تمام شده پول و بالا رفتن نرخ سود شده است. آن‌ها برای رفع این مشکلات دو سیاست «تسویه بدهی دولت با بانک‌ها از طریق منابع بانک مرکزی» و « تسویه بدهی دولت با پیمانکاران از طریق منابع بانک مرکزی» را پیشنهاد دادند.

طالبی (۱۳۹۵) پس از مرور مطالعات قبلی در زمینه چالش‌های نظام بانکی با بهره‌گیری از تجربیات سال‌های اخیر ضمن شناسایی و معرفی چالش‌های مهم نظام بانکی، با نگاه نهادگرایی جدید، به تبیین ریشه‌های نهادی مؤثر بر هر کدام از آن‌ها می‌پردازد. براساس نتایج این پژوهش، افسارگسیختگی سود بانکی، شبهه غیرشرعی بودن عملیات بانک‌ها، بدهکاران معوق، رشد مازاد برداشت‌های بانک‌ها، سوء تخصیص منابع به تولید، ضعف نظارت بانک مرکزی بر بانک‌ها، مشکلات ساختار و تقسیم وظایف بانک، نواقص نظام‌های اطلاعاتی، نواقص در ابزارها و سیاست‌های پولی و قوانین مداخله‌گر در امور بانک، چالش‌های اصلی نظام بانکی هستند.

شریف‌زاده (۱۳۹۴) ضمن اشاره به تناقض روند نرخ بهره و تورم، دلیل این تناقض را به نهادهای مالی (اغلب مجاز) که با مشکل کمبود نقدینگی و اعسار (ورشکستگی غیررسمی) مواجهند نسبت می‌دهد. راه‌حل مورد تأکید این گزارش، نجات نهادهای مالی دارای اهمیت سیستمی از طریق تزریق مشروط سرمایه نقدی به آنان در قبال دریافت سهام (ممتاز) است. در این روش نهاد مالی دولتی یا خصوصی در صورت خارج کردن دارایی‌های مسموم از ترازنامه خود و تأمین سایر شروط ممکن است از طرف دولت سرمایه نقدی دریافت کند.

چنان که مشاهده می‌شود با وجود شباهت برخی از راهکارهای ارائه شده در مطالعات فوق با مبانی نظری سیاست‌های غیرمتعارف پولی، هیچ یک به پیش‌نیازها و الزامات اجرای سیاست‌های مقداری از جمله به‌کارگیری این سیاست‌ها پس از رساندن نرخ بهره به حدود صفر اشاره‌ای نداشته و برای رهایی از تبعات افزایش شدید تورم به واسطه رشد پایه پولی و نقدینگی راهکاری با تمرکز بر طرف راست ترازنامه بانک مرکزی و بدون اثرگذاری بر طرف چپ آن ارائه نکرده‌اند. با این حال طی سال‌های اخیر و پس از بروز بحران کووید، استفاده از سیاست تسهیل اعتبار بدون رساندن نرخ بهره به صفر به دفعات مورد استفاده قرار گرفته است که آثار آن موضوع برخی از مطالعات خارجی بوده است.

فراتو و همکاران[1] (۲۰۲۱) به ارزیابی آثار اجرای سیاست تسهیل کمی در ۲۷ کشور نوظهور و ۸ کشور کوچک توسعه‌یافته پرداخته‌اند. نکته حائز اهمیت درخصوص بسیاری از این کشورها این است که آن‌ها این سیاست‌ها را پس از همه‌گیری ویروس کرونا و بروز بحران در اقتصاد خود در حالی اجرا کرده‌اند که نرخ بهره در آن‌ها فاصله معنادار با صفر داشته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که برنامه خرید دارایی‌ها (به‌عنوان یکی از اشکال QE) اثری بسزا در کاهش نرخ بهره اوراق داشته و نسبت به سیاست کاهش نرخ بهره مؤثرتر است. بنابراین، آن‌ها نتیجه می‌گیرند که استفاده از این سیاست در هنگامه کند شدن تقاضا حتی در نرخ‌های بهره بیش از صفر نیز مؤثر است.

ارسلان و همکاران[2] (۲۰۲۰) دلایل و آثار اجرای سیاست خرید اوراق در ۱۳ کشور نوظهور را مورد بررسی قرار داده‌اند. مطابق نتایج این پژوهش اجرای این سیاست که در این کشورها نه با هدف تحریک تقاضا بلکه با هدف سامان دادن به بازارهای مالی انجام شده

1. Fratto, C., et al.
2. Arslan, Y., et al.

است، اثری مثبت بر بازیابی اعتماد سرمایه‌گذاران داشته، نرخ بهره را کاهش داده و به تورم‌های بالا نیز منجر نشده است. بنابراین این مطالعه و مطالعه پیشین بر محدود نبودن هدف سیاست‌های مقداری بر تحریک تقاضا تأکید داشته و اجرای آن در نرخ‌های بهره بالاتر از صفر را خالی از فایده نمی‌دانند؛ هرچند آثار اجرای این سیاست‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی را به‌طور کامل ارزیابی نمی‌کند.

هاس و یونگ تافت[1] (۲۰۱۷) به بررسی ارتباط میان اجرای سیاست تسهیل کمی و ناپایداری اقتصادی پرداختند. آن‌ها دریافتند که اجرای سیاست تسهیل کمی منجر به یک انبساط پولی عظیم نشده و آن چنان که تصور می‌شود آسیب‌زا نیست.

میجر و مویسکن[2] (۲۰۱۶) به ارزیابی آثار سیاست تسهیل مقداری بر اقتصاد هلند پرداختند. آن‌ها نتیجه گرفتند اجرای این سیاست به دلیل فروش حجم بالایی از اوراق بدهی این کشور در خارج از کشور اثرات مستقیم اندکی به دنبال دارد اما به‌واسطه ایجاد کاهش در نرخ بهره و افزایش در نرخ ارز، منجر به افزایش قیمت مسکن و دارایی‌ها شده و اثرات ناخواسته شدیدی بر اقتصاد می‌گذارند.

چنان‌که مشاهده می‌شود پژوهش‌های داخلی صورت گرفته در این خصوص فاقد یک مدل تجربی جهت ارزیابی آثار اجرای سیاست تسهیل اعتبار بر متغیرهای کلان اقتصادی است. به‌علاوه این پژوهش‌ها سازوکار دقیق اجرای راهکارهای خود را ذکر نکرده و به درون‌زایی پول توجه نداشته‌اند. مطالعات خارجی ضمن صحه گذاشتن بر نفس اجرای سیاست تسهیل کمی با اهدافی به جز تحریک تقاضا، از مدل‌های تطبیق روانه انباره برای ارزیابی اثرات اجرای این سیاست استفاده نموده‌اند. هرچند تعداد این مطالعات اندک بوده، شکل اجرای سیاست در آن‌ها با مسئله مورد بررسی در پژوهش حاضر متناسب نیست و داده‌های به‌کارگرفته شده در آن‌ها منطبق بر واقعیت نبوده و مدل SFC تنها به عنوان ابزاری جهت تحلیل نظری (و نه تجربی) موضوع به‌کارگرفته شده است. در حقیقت، با وجود افزایش استفاده از مدل‌های SFC توسط محققان و توسعه بنیان‌های نظری آن، مدل‌های SFC تجربی که قابلیت استفاده در کشورها را داشته باشند، چندان توسعه داده نشده‌اند (Zezza & Zezza, 2019). در پژوهش حاضر ضمن ارائه پیشنهادی به منظور تسویه چهارجانبه

1. Haas, C. & Young-Taft, T.
2. Meijers, H. & Muysken, J.

بدهی‌های پیمانکاران، دولت، بانک‌ها و بانک مرکزی، سازوکار دقیق اجرای این راهکار در چارچوب نظریه پول درون‌زا و اثرات این اقدام بر متغیرهای پولی در لحظه اجرا از طریق تشریح آثار آن بر ترازنامه هر یک از این بخش‌ها مورد بررسی قرار گرفته و سپس با استفاده از یک مدل تطبیق روانه انباره متناسب با اقتصاد ایران به واکاوی آثار بلندمدت این اقدام پرداخته شده است.

۳. تسهیل اعتبار: تسویه بدهی دولت با پیمانکاران از طریق بانک مرکزی

مطابق آمارهای ارائه شده از سوی اداره مدیریت ریسک، تدوین راهبردها و پایش پایداری بدهی‌های دولت وزارت اقتصاد، مجموع بدهی دولت تا پایان سال ۱۴۰۰ بالغ بر ۱/۱۶۲ هزار میلیارد تومان بوده است که از این میزان بیش از ۴۲۲ هزار میلیارد تومان مربوط به بدهی غیرسیال دولت به نهادهای غیربانکی است[۱] و از این میزان نزدیک به ۲۹۴ هزار میلیارد تومان مربوط به مؤسسات و نهادهای عمومی غیردولتی و ۱۲۹ هزار میلیارد تومان مربوط به سایر اشخاص حقوقی است که بخشی از آن مربوط به پیمانکاران بوده و از طریق انتقال بدهی‌های دولت به بانک‌ها به بانک مرکزی قابل تسویه است. به‌علاوه می‌توان از طریق اتکا به منابع بانک مرکزی برای تسویه بدهی دولت به پیمانکاران، زمینه را برای تسویه بدهی پیمانکاران با بانک‌ها و به تبع آن، کاهش حجم بدهی‌های بانک‌ها به بانک مرکزی فراهم نمود. به این منظور، دولت می‌تواند در قبال طلب پیمانکاران اوراق بدهی در اختیار آن‌ها قرار دهد و در عوض، بانک مرکزی اقدام به جمع‌آوری این اوراق نماید. فرض کنیم دولت بابت بدهی‌های خود اوراق بدهی منتشر کرده و در اختیار پیمانکاران قرار داده و بانک مرکزی اقدام به خرید اوراق از پیمانکار می‌کند. بانک مرکزی برای خرید این اوراق باید مبلغی را به این پیمانکار بپردازد. ازآنجاکه بانک مرکزی به‌طور مستقیم پولی در اختیار مردم قرار نمی‌دهد لذا برای پرداخت پول از یک نهاد واسط که همان بانک‌های تجاری است استفاده می‌کند. نکته حائز اهمیت آن است که پیمانکاران نیز اغلب به بانک‌ها بدهکار بوده و تسویه بدهی دولت با

---

۱. منظور از بدهی‌های سیال، بدهی‌هایی است که قابلیت معامله آن‌ها در بازار وجود دارد (به شکل اوراق منتشر شده‌اند). بدهی غیرسیال دولت به بانک‌ها، بانک مرکزی، مؤسسات اعتباری غیربانکی بالغ بر ۳۵۱ هزار میلیارد تومان و کل بدهی سیال دولت در قالب اوراق بدهی ۳۸۹ هزار میلیارد تومان است. ۴۲۳ هزار میلیاردِ مورد اشاره بدون در نظر گرفتن بدهی‌های سیال دولت به نهادهای غیربانکی است.

پیمانکاران منجر به بهبود وضعیت بانک‌ها بدون افزایش پایه پولی می‌شود. در این خصوص چهار وضعیت زیر قابل تصور است:

أ. پیمانکاران همواره حداقل به اندازه طلب از دولت به بانک‌ها بدهکار بوده و بدهی هر بانک به بانک مرکزی حداقل به اندازه بدهی دولت به پیمانکاران باشد.

ب. پیمانکاران همواره حداقل به اندازه طلب از دولت به بانک‌ها بدهکار بوده و بدهی همه یا برخی از بانک‌ها به بانک مرکزی کمتر از اندازه بدهی دولت به پیمانکاران باشد.

ج. همه یا برخی از پیمانکاران کمتر از طلب خود به دولت به بانک‌ها بدهکار بوده و مجموع بدهی هر بانک به بانک مرکزی حداقل به اندازه بدهی دولت به پیمانکاران باشد.

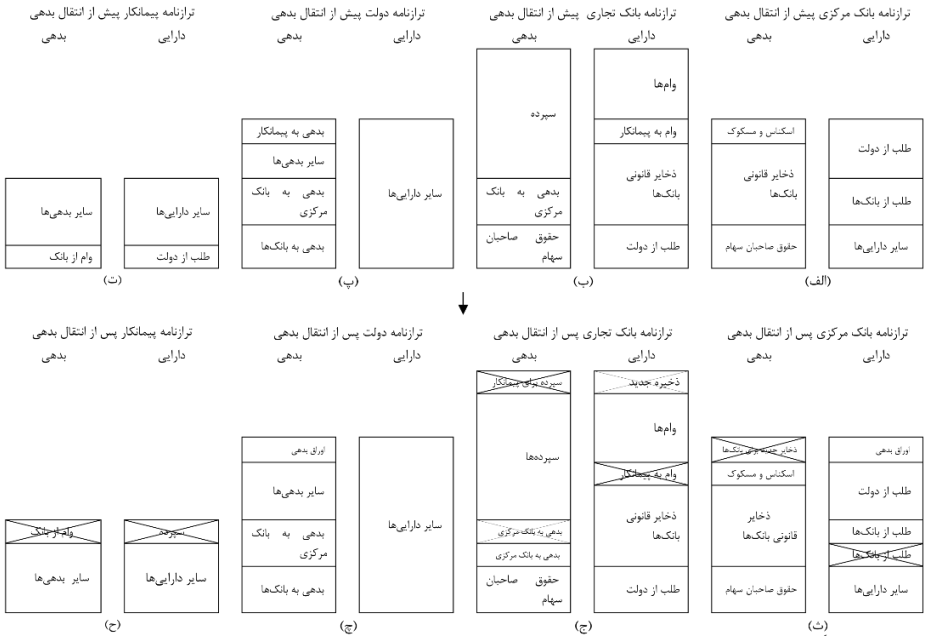
د. همه یا برخی از پیمانکاران کمتر از طلب خود به دولت به بانک‌ها بدهکار بوده و مجموع بدهی همه یا برخی از بانک‌ها به بانک مرکزی کمتر از اندازه بدهی دولت به پیمانکاران باشد.

این شیوه تا حد زیادی مشابه استفاده از اوراق خزانه نوع دوم است که طی سال‌های اخیر توسط دولت به‌کار گرفته شده است. برای درک اثر استفاده از این سیاست بر پایه پولی و نقدینگی شکل ۱ را در نظر بگیرید. ابتدا حالت الف را بررسی می‌کنیم. شکل ۱-الف تا شکل ۱-ت وضعیت دارایی‌ها و بدهی‌های بانک مرکزی، بانک تجاری، دولت و پیمانکار را پیش از استفاده از این روش نشان می‌دهد. حال فرض کنیم دولت برای تسویه بدهی‌های خود با پیمانکار، اوراق بدهی به اندازه بدهی خود در اختیار او قرار دهد. این کار باعث خواهد شد ردیف بدهی به پیمانکار درشکل ۱-پ و طلب از دولت درشکل ۱-ت تبدیل به اوراق بدهی شود (این مرحله به دلیل محدودیت فضا در شکل ۱ نشان داده نشده است). بانک مرکزی برای خرید این اوراق، ذخایر بانک تجاری را به‌طور دقیق، به اندازه ارزش اوراق افزایش می‌دهد که باعث می‌شود طرف بدهی‌های بانک مرکزی به اندازه ذخایر جدید افزایش یابد (شکل ۱-ث). به‌علاوه طرف دارایی‌های بانک تجاری به‌طور دقیق به همین مقدار افزایش یافته و این بانک سپرده‌ای به اندازه ارزش اوراق برای پیمانکار افتتاح خواهد کرد که در طرف بدهی‌های بانک ثبت می‌شود (شکل ۱-ج). پیمانکار در ازای این سپرده اوراق بدهی خود را در اختیار بانک مرکزی قرار خواهد داد که منجر به تغییر ردیف اوراق

بدهی در طرف دارایی‌های پیمانکار به سپرده (شکل ۱–ح) و افزایش طرف دارایی‌های بانک مرکزی به اندازه اوراق بدهی دولت می‌شود (شکل ۱–ث). بنابراین تا این‌جا پایه پولی و نقدینگی به اندازه بدهی دولت به پیمانکار (یا به اندازه اوراق بدهی) رشد کرده است. حال با توجه به بدهی پیمانکار به بانک، سپرده وی از طرف دارایی‌ها و در عوض بدهی او به بانک از طرف بدهی‌هایش حذف می‌شود (شکل ۱–ح، حذف ردیف‌ها از ترازنامه با کشیدن یک خط روی آن‌ها مشخص شده است). بدیهی است که سپرده پیمانکار از طرف بدهی‌های بانک و وام اعطایی به او از طرف دارایی‌های بانک نیز حذف خواهد شد (شکل ۱–ج). در نتیجه با توجه به حذف سپرده در اختیار پیمانکار، سطح نقدینگی به مقدار پیش از اجرای این فرآیند بازخواهد گشت. در عین حال با توجه به بدهی بانک به بانک مرکزی، ذخایر جدید ایجاد شده برای بانک، از طرف دارایی‌ها و به همان میزان، بدهی بانک به بانک مرکزی از طرف دارایی‌های بانک حذف خواهد شد (شکل ۱–ج، این کاهش در ترازنامه با خط‌چین متقاطع نشان داده شده است). این اقدام باعث خواهد شد میزان ذخایر در طرف بدهی‌ها و میزان بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در طرف دارایی‌های بانک مرکزی نیز به همان میزان کاهش یابد (شکل ۱–ث). با توجه به حذف ذخایر جدید ایجاد شده از طرف بدهی‌های بانک مرکزی میزان پایه پولی نیز به سطح پیش از اجرای این فرآیند بازخواهد گشت؛ بنابراین در حالت الف میزان پایه پولی و نقدینگی بدون تغییر مانده و فقط بدهی دولت به پیمانکاران به بدهی دولت به بانک مرکزی تبدیل می‌شود.

شایان ذکر است که در این مثال برای سهولت فرض شده است که میزان بدهی پیمانکار به بانک، درست به اندازه طلب وی از دولت و میزان بدهی بانک به بانک مرکزی نیز به‌طور دقیق معادل بدهی پیمانکار به بانک است. بدیهی است در حالتی که میزان بدهی پیمانکار به بانک بیشتر از طلب وی از دولت و میزان بدهی بانک به بانک مرکزی کمتر از بدهی پیمانکار به بانک باشد نیز آثار یکسانی بر پایه پولی و نقدینگی مترتب خواهد بود.

شکل ۱. ترازنامه بانک مرکزی، بانک تجاری، دولت و پیمانکار پیش و پس از تسویه بدهی دولت با پیمانکاران از طریق انتشار اوراق قرضه

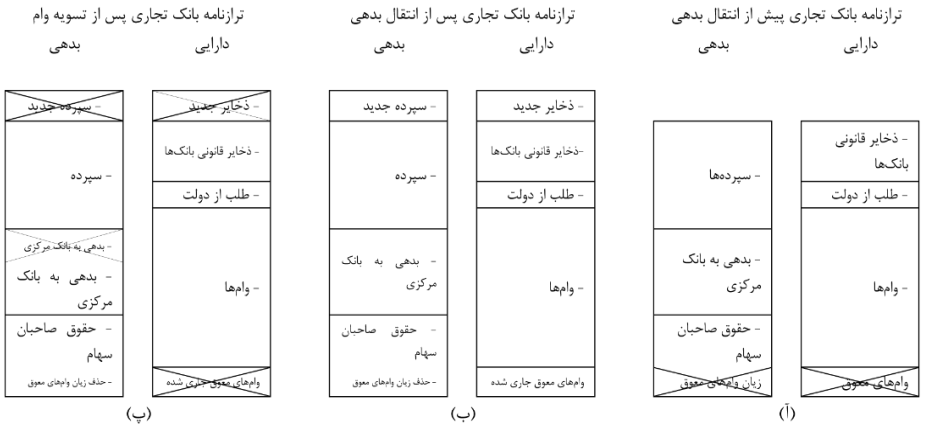


مأخذ: یافته‌های پژوهش

از سوی دیگر چنان‌که مشاهده می‌شود در این فرآیند اشاره‌ای به وام‌های معوق نشده است؛ بااین‌حال باید توجه داشت که در شرایط کنونی بسیاری از بدهی‌های بانکی با وجود تسویه نکردن با استفاده از فرایند استمهال به وام جدید تبدیل شده و ذیل وام‌های غیرجاری قرار نمی‌گیرند. در نتیجه، جاری ماندن وام‌های بدهکاران بانکی در بسیاری از موارد به دلیل طی شدن فرآیند عادی بازپرداخت نیست. نکته حائز اهمیت این است که در فرآیند تجدید وام، وام جدید معادل اصل و فرع وام پیشین است و بانک سود وام پیشین را از محل وام جدید شناسایی می‌کند. ازآنجاکه هر وام جدید معادل یک سپرده جدید است، این کار منجر به افزایش نقدینگی و شناسایی سودهای موهومی از محل اعطای وام جدید و خلق سپرده جدید می‌شود. استفاده از این روش تا حد زیادی به خاتمه شناسایی سودهای موهومی از محل استمهال کمک می‌کند.

همچنین بر فرض معوق شدن وام‌ها نیز استفاده از این فرآیند منجر به تغییر پایه پولی و نقدینگی نمی‌شود. در حقیقت، در صورت معوق شدن یک وام، طرف دارایی‌های بانک به اندازه وام معوق، کوچک شده (میزان وام‌ها در طرف دارایی‌های به اندازه ذخیره وام معوق کم می‌شود) و در طرف دیگر، هزینه ذخیره وام معوق منجر به کاهش سود بانک شده و حقوق صاحبان سهام را کاهش می‌دهد (شکل ۲-الف). حال درصورتی‌که پیمانکار موفق به اخذ طلب خود در قالب اوراق بدهی شود و بانک مرکزی به‌واسطه بانک تجاری اقدام به خرید این اوراق کند، سپرده‌ای به‌اندازه طلب پیمانکار در طرف بدهی‌های بانک مرکزی ایجاد و در عوض، به همین میزان به ذخایر طرف دارایی‌های بانک افزوده می‌شود. بانک بلافاصله وام معوق پیمانکار را از حالت معوق به جاری تغییر داده و به‌این‌ترتیب طرف دارایی‌های بانک منبسط می‌شود. همچنین با حذف هزینه ذخایر معوق، حقوق صاحبان نیز به همین اندازه رشد کرده و ترازنامه بانک متعادل می‌شود (شکل ۲-ب). در گام بعد بانک سپرده بدهکار بانکی را در عوض وام وی از ترازنامه خارج کرده و ترازنامه بانک دوباره به حالت سابق بازمی‌گردد. ازآنجاکه در این فرآیند سپرده ایجاد شده بابت تسویه وام از ترازنامه بانک خارج می‌شود هیچ تغییری در نقدینگی ایجاد نخواهد شد. درعین‌حال ذخایر جدید ایجاد شده توسط بانک مرکزی برای خرید اوراق از پیمانکاران که منجر به رشد پایه پولی شده بود صرف تسویه بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی خواهد شد. در پایان این فرآیند پایه پولی بدون تغییر مانده و فقط در طرف دارایی‌های بانک مرکزی از حجم بدهی‌های بانک تجاری کاسته شده و به حجم بدهی‌های دولت افزوده خواهد شد (شکل ۲-پ).

شکل ۲. تغییرات ترازنامه بانک تجاری در حالت وجود وام‌های معوق



مأخذ: یافته‌های پژوهش

به نظر می‌رسد در حالت «الف»، با وجود تغییر نکردن پایه پولی و نقدینگی، موجبات نقد شدن بدهی‌های پیمانکاران و کاهش سطح وام‌های پیمانکاران به بانک فراهم می‌آید. اگر این وام‌ها مشمول فرآیند استمهال باشند استفاده از این روش، روند رشد نقدینگی و شناسایی سودهای موهومی را متوقف و اگر معوق باشند به بهبود ترازنامه بانک‌ها کمک خواهد کرد. درعین‌حال استفاده از این فرآیند، از حجم بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی خواهد کاست. این امر موجبات کاهش هزینه تمام‌شده پول و به‌تبع آن کاهش نرخ بهره را فراهم خواهد کرد.

با توجه به توضیحات فوق می‌توان اثرات رخداد حالت‌های «ب» تا «د» را نیز مورد بررسی قرار داد. در حالت «ب» یعنی زمانی که پیمانکاران همواره حداقل به اندازه طلب از دولت به بانک‌ها بدهکار بوده (یعنی بدهی پیمانکار به بانک‌ها بزرگتر یا مساوی طلب وی از دولت باشد) و بدهی همه یا برخی از بانک‌ها به بانک مرکزی کمتر از اندازه بدهی دولت به پیمانکاران باشد، سطح نقدینگی در گام اول بدون تغییر خواهد ماند زیرا کل سپرده‌های جدید ایجادشده صرف تسویه وام‌ها می‌شود اما پایه پولی افزایش می‌یابد زیرا حجم بدهی برخی از بانک‌ها به بانک مرکزی از میزان ذخایر ایجاد شده کمتر خواهد بود.

استفاده از منابع بانک مرکزی برای تسویه بدهی دولت با پیمانکاران در حالت «ج» که در آن طلب همه یا برخی از پیمانکاران از دولت کمتر از بدهی آن‌ها به بانک‌ها بوده و مجموع بدهی هر بانک به بانک مرکزی حداقل به اندازه بدهی دولت به پیمانکاران است بدون آن‌که در گام اول اثری بر پایه پولی بگذارد منجر به افزایش حجم نقدینگی می‌شود زیرا در این حالت همه ذخایر ایجاد شده توسط بانک مرکزی برای بانک‌ها جهت خرید اوراق، صرف تسویه بدهی بانک‌ها با بانک مرکزی می‌شود اما مازاد سپرده‌های ایجاد شده برای پیمانکاران نسبت به بدهی آن‌ها به بانک‌ها در حساب‌های آن‌ها باقی مانده و منجر به رشد نقدینگی می‌شود.

در نهایت استفاده از این روش در حالت «د» که در آن طلب همه یا برخی از پیمانکاران از دولت کمتر از بدهی آن‌ها به بانک‌ها بوده و بدهی همه یا برخی از بانک‌ها به بانک مرکزی کمتر از اندازه بدهی دولت به پیمانکاران باشد، نقدینگی در گام اول به اندازه مازاد سپرده‌های ایجاد شده برای پیمانکاران نسبت به بدهی آن‌ها به بانک‌ها و پایه پولی به اندازه مازاد ذخایر ایجاد شده برای آن‌ها نسبت به بدهی آن‌ها به بانک مرکزی افزایش خواهد یافت.

با وجود موارد گفته شده، به نظر می‌رسد که در هر سه حالت مذکور سطح وام‌های مشمول فرآیند استمهال، کاهش یافته و روند رشد نقدینگی و شناسایی سودهای موهومی از این محل متوقف خواهد شد. همچنین سطح وام‌های معوق کاهش یافته و ترازنامه بانک‌ها بهبود خواهد یافت. به‌علاوه میزان بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی نیز کاهش یافته و در نتیجه با کاهش یافتن هزینه تمام‌شده پول موجبات کاهش نرخ بهره فراهم می‌آید. درعین‌حال در کلیه حالات فوق کاهش نرخ بهره می‌تواند منجر به رشد تقاضای وام و به‌تبع آن رشد نقدینگی در دوره‌های آتی شود. برآیند نهایی مؤلفه‌های گوناگون بر رشد نقدینگی و سایر موارد مطرح‌شده در ادامه این فصل با مدل‌سازی مورد بررسی قرار گرفته است.

در اینجا ذکر یک نکته ضروری به نظر می‌رسد. اجرایی کردن این روش در حالت «الف» همواره امکان‌پذیر است. یعنی برای دست‌یابی به وضعیت تشریح شده در حالت «الف» کافی است دولت پیمانکاران بدهکار به بانک‌ها را شناسایی و بدهی‌های خود با آن‌ها را با استفاده از این روش فقط تا سطح بدهی آن‌ها به بانک تسویه کند. به‌علاوه لازم است دولت از این فرآیند تا جایی استفاده کند که سطح ذخایر ایجاد شده برای آن بانک از سطح بدهی‌هایش

به بانک مرکزی فزونی نگیرد. بنابراین در صورت برقرار نبودن خودبه‌خودی این شرط می‌توان آن را از طریق اجرای یک برنامه دقیق، عملیاتی کرد. همچنین اجرای این فرآیند از طریق یک سازوکار خودکار به کارایی بیشتر آن کمک خواهد کرد. یعنی به‌جای اجرای مرحله‌به‌مرحله این فرآیند می‌توان آن را طی یک توافق‌نامه میان عاملان به‌صورت هم‌زمان انجام داد تا احتمال هرگونه انحراف به صفر کاهش یابد. در ادامه برآیند نهایی مؤلفه‌های گوناگون بر رشد نقدینگی و سایر موارد مطرح شده از طریق مدل‌سازی مورد بررسی قرار گرفته است.

٤. مدل‌های تطبیق روانه انباره

کتاب‌های اقتصاد کلان متعلق به اقتصاددانان، جریان اصلی اغلب فصلی را به حساب‌های ملی اختصاص می‌دهند. چارچوب مورد استفاده این اقتصاددانان برای تبیین سیستم حساب‌های ملی برگرفته از چارچوب پیشنهادی ریچارد استون[1] است که به حساب‌های استون نیز معروف بوده و در سال ۱۹۵۳ به‌صورت رسمی توسط سازمان ملل متحد به‌عنوان یک سیستم گزارش‌دهی استاندارد مورد تأیید قرار گرفت. چارچوب پیشنهادی استون فقط بخش واقعی اقتصاد را مورد توجه قرار داده بود و بخش پولی و مالی اقتصاد را در حساب‌های ملی منظور نمی‌کرد. همین امر باعث شد که برخی اقتصاددانان از جمله موریس ای. کاپلند[2] و جین دنیزت[3] فرانسوی به انتقاد از آن بپردازند. این انتقادات، مؤثر واقع شد و به اصلاح سیستم حساب‌های ملی در سال ۱۹۶۸ توسط سازمان ملل منجر شد. در چارچوب اصلاح شده، الگویی نظری برای یکپارچه‌سازی حساب‌های درآمد ملی، تراکنش‌ها، موجودی سرمایه و ترازنامه و حساب‌های داده-ستانده تعبیه شد و به‌این‌ترتیب، تا حد زیادی به نگرانی‌های اقتصاددانانی همچون کاپلند و دنیزت پاسخ داده شد (Godley & Lavoie, 2007).

با وجود اصلاحات مؤثر در سیستم حساب‌های ملی، اقتصاددانان جریان اصلی کماکان به اصلاح مدل‌های مورد بررسی خود در کتاب‌های اقتصاد کلان تمایلی نشان ندادند و درعین‌حال، از دخیل نمودن جریان وجوه و موجودی سرمایه در مدل‌های اقتصادی خود

1. Richard Stone
2. Morris A. Copeland
3. Jean Denizet

اجتناب کردند. آن‌ها بر بهینه‌سازی خرد عاملان اقتصادی تأکید کرده و برای مدل‌سازی اقتصاد کلان از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده می‌کنند. این مدل‌ها بخش مالی اقتصاد را به‌طور کلی نادیده گرفته یا نقش بسیار ناچیزی برای آن قائل می‌شوند. به‌علاوه، بیشتر به بررسی اثر شوک‌های برون‌زا در اقتصاد می‌پردازند و اثر شوک‌های درون‌زا مانند آنچه در بحران سال ۲۰۰۸ رخ داد را ارزیابی نمی‌کنند.

مدل‌های SFC برای رفع این نقایص طراحی شده‌اند. این مدل‌ها از ماتریس جریان مبادلات برای ثبت تراکنش‌ها و مبادلات مالی و واقعی اقتصاد استفاده نموده و ضمن ایجاد پیوند میان بخش واقعی و مالی، با مرتبط کردن متغیرهای انباره و روانه امکان پیش‌بینی بروز شوک‌های درون‌زا را فراهم می‌کنند. این مدل‌ها برخلاف مدل‌های DSGE فاقد بنیان‌های نظری خرد هستند و برای توصیف رفتار کنشگران اقتصادی از معادلات رفتاری بهره می‌گیرند. این معادلات از یکسو امکان حل مدل به لحاظ تکنیکی را فراهم می‌آورند و از سوی دیگر، کمک می‌کنند تا مدل‌های SFC برخلاف مدل‌های DSGE که رفتار یک عامل نماینده را مدل می‌کنند، رفتار جمعی عاملان اقتصادی را شبیه‌سازی کنند. (Burgess, S., et al., 2016). مدل‌های SFC شامل دو بنیان اصلی تطابق حسابداری و معادلات رفتاری هستند (Nikiforos & Zezza, 2018; Caverzasi & Godin, 2013).

انطباق حسابداری شامل چهار اصل زیر است:

انطباق انباره: بدهی مالی هر یک از کنشگران اقتصاد، دارایی مالی حداقل یکی دیگر از کنشگران است. برای مثال وام، بدهی خانوار و دارایی بانک محسوب می‌شود. بنابراین ثروت مالی خالص سیستم همواره صفر است (Nikiforos & Zezza, 2018).

انطباق روانه: هرگونه جریان پولی از جایی می‌آید و به جایی می‌رود. در حقیقت، هیچ سیاهچاله‌ای در سیستم وجود ندارد. برای مثال، درآمد یک خانوار صرف پرداخت به بنگاه‌ها می‌شود یا صادرات یک کشور واردات کشوری دیگر است. در اصطلاح سیستم حساب‌های ملی، به این نوع از انطباقِ جریان بین واحدهای اقتصادی (مانند خانوار و بنگاه) انطباق افقی گفته می‌شود. همچنین هر تراکنش در اقتصاد دارای حداقل دو مدخل برای یک کنشگر است. این نوع انطباق را انطباق عمودی گویند. برای مثال هنگامی که شخصی درآمدی کسب می‌کند در موجودی نقد یا موجودی حساب او نیز تغییر ایجاد می‌شود (Nikiforos & Zezza, 2018).

انطباق روانه- انباره: هر گردش به معنای تغییر در حداقل یک متغیر انباره بوده و در پایان دوره، مقادیر متغیرهای انباره با محاسبه مقادیر متغیرهای روانه مربوط به آن و اضافه کردن آن به عایدی حاصل از سرمایه به‌دست می‌آید. این موضوع را می‌توان با استفاده از رابطه (۱) نشان داد:

$$W_t = W_{t-1} + F_t + CG_t \quad (۱)$$

که در آن W_t مقدار پولی متغیر انباره در دوره t، F_t متغیر روانه مربوط به آن و CG_t خالص عایدی سرمایه است.[۱] برای مثال اگر میزان خالص پس‌انداز در یک دوره مثبت باشد، آنگاه میزان ثروت در پایان دوره افزایش خواهد یافت. رابطه (۱) را می‌توان به شکل رابطه (۲) بازنویسی کرد:

$$DW_t = F_t + CG_t \quad (۲)$$

بر این اساس میزان تغییرات متغیر انباره که خود یک متغیر روانه است، معادل مجموع متغیر روانه مربوط به آن و خالص عایدی سرمایه است. در حقیقت، انطباق انباره- روانه نتیجه منطقی انطباق جریان عمودی است (Nikiforos & Zezza, 2018).

ثبت‌های چهارگانه: سه قاعده فوق منجر به حصول قاعده ثبت‌های چهارگانه می‌شود. براساس این قاعده هر فرآیند مالی دارای چهار ثبت است. برای مثال هنگامی که شخصی از بنگاهی اقدام به خرید می‌کند، مخارج فرد و درآمدهای بنگاه افزایش می‌یابد. همچنین بخشی از دارایی‌های فرد کاهش (یا بدهی‌هایش افزایش) و به دارایی‌های بنگاه افزوده می‌شود (Nikiforos & Zezza, 2018).

در مدل‌های SFC، چهار اصل فوق از طریق دو ماتریس ترازنامه[۲] و ماتریس جریان مبادلات اعمال می‌شود. باید توجه داشت که این مدل‌ها علاوه بر استفاده از دو ماتریس ترازنامه و جریان مبادلات برخی معادلات رفتاری را نیز برای حل مدل به‌کار می‌گیرند. معادلات رفتاری برای توصیف رفتار کنشگران اقتصادی در سطح کلان به‌کارگرفته می‌شوند. به‌علاوه این معادلات امکان حل مدل به لحاظ تکنیکی را فراهم می‌آورند. یعنی اگر n متغیر درون‌زا در مدل SFC وجود داشته و تعداد معادلات قابل استخراج از

---

۱. برای مثال اگر فرد دارایی خود را به‌صورت سهام یک شرکت حاضر در بورس نگهداری کند، منظور از F سود سهم و منظور از CG تغییرات قیمت سهم است.

2. Balance Sheets Matrices

ماتریس‌های مذکور k باشد ($k < n$) آنگاه به n-k معادله دیگر نیاز است تا سیستم قابل حل باشد (Nikiforos & Zezza, 2018). این معادلات از طریق تعریف سلسله‌ای از معادلات رفتاری حاصل می‌شود.

۵. مدل تطبیق روانه انباره متناسب با اقتصاد ایران

در این پژوهش برای ارزیابی آثار و تبعات استفاده از سیاست تسهیل اعتبار در ایران از مدل تطبیق روانه انباره استفاده شده است. مدل‌های تطبیق روانه انباره (SFC) از ماتریس جریان مبادلات[1] برای ثبت تراکنش‌ها و مبادلات مالی و واقعی اقتصاد استفاده نموده و ضمن ایجاد پیوند میان بخش واقعی و مالی، با مرتبط کردن متغیرهای انباره و روانه امکان پیش‌بینی بروز شوک‌های درون‌زا را فراهم می‌کنند (عسگری و نصیری اقدم، ۱۳۹۸). این معادلات از یکسو امکان حل مدل به لحاظ تکنیکی را فراهم و از سوی دیگر رفتار جمعی عاملان اقتصادی را شبیه‌سازی می‌کنند. (Burgess, et al., 2016). بنابراین مدل‌های SFC شامل دو بنیان اصلی تطابق حسابداری و معادلات رفتاری هستند (Nikiforos & Zezza, 2018; Caverzasi & Godin, 2013). مدل تطبیق روانه- انباره معرفی شده در این بخش، تاحدی مدلی جامع است که برای سادگی از برخی پیچیدگی‌های اقتصاد در آن صرف‌نظر شده است. معادلات این مدل برگرفته از مدل INSOUT گادلی و لاووی[2] (۲۰۰۷) است و دارای چند فرض اساسی است:

۱. پول در این مدل متغیری درون‌زا است و متناسب با تقاضا تولید می‌شود.
۲. در این مدل قیمت‌ها براساس روش مارک‌آپ[3] تعیین می‌شود.
۳. این مدل برای یک اقتصاد بسته طراحی شده است.
۴. این مدل مشتمل بر پنج بخش خانوارها، بنگاه‌ها، دولت، بانک مرکزی و بانک‌های تجاری است که مانند هر مدل SFC دارای دو ماتریس اصلی ترازنامه و جریان مبادلات است.

1. Transactions Flow Matrix
2. Godley, W. & Lavoie, M.
3. Markup

معادلات این مدل نیز متناسب با اقتصاد ایران به‌گونه‌ای تغییر داده شده است که سازوکارهای ارتباطی میان بخش مختلف مذکور را به خوبی بازنمایی کند. ماتریس ترازنامه، جریان مبادلات و معادلات مدل در ادامه به تفصیل مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

٦. ماتریس‌های ترازنامه و جریان مبادلات

ماتریس ترازنامه، دارایی‌های پنج بخش خانوارها، بنگاه‌ها، دولت، بانک مرکزی و بانک‌های تجاری را نشان می‌دهد. مجموع هر ستون و مجموع هر سطر در صورتی که فقط مشتمل بر دارایی‌های مالی باشد صفر است و به شکل جدول ۱ در نظر گرفته شده است.

جدول ۱. ماتریس ترازنامه اقتصاد ایران

	خانوارها	بنگاه‌ها	دولت	بانک مرکزی	بانک‌ها	مجموع
موجودی انبار		+IN				+IN
پول نقد و ذخایر (پایه پولی)	+Hh			-H	+Hb	۰
طلب بانک مرکزی از بانک‌ها				+A	-A	۰
سپرده‌های جاری	+M1h				-M1	۰
سپرده‌های مدت‌دار	+M2h				-M2	۰
بدهی مالی دولت	+Bh		-GD	+GDcb	+GDb	۰
بدهی دولت به پیمانکاران		+GF	-GF			
وام‌های بانکی		-L			+L	
خالص ثروت	-V	۰	+GW	۰	۰	-IN
مجموع	۰	۰	۰	۰	۰	۰

مأخذ: گادلی و لاووی (۲۰۰۷) و یافته‌های پژوهش

ماتریس جریان مبادلات نیز برای پنج بخش خانوارها، بنگاه‌ها، دولت، بانک مرکزی و بانک‌های تجاری طراحی شده و مجموع کلیه سطرها و ستون‌های آن صفر است (جدول ۲).

۷. معادلات مدل

معادلات این مدل برگرفته از مدل INSOUT گادلی و لاووی (۲۰۰۷) است که متناسب با اقتصاد ایران تغییر کرده‌اند. به این منظور موارد زیر در مدل لحاظ شده است:

أ. دستمزدها در هر دوره متناسب با تورم دوره قبل تعدیل می‌شوند (معادله پ- ۴).

ب. بدهی دولت به پیمانکاران به شکل یک متغیر مستقل در ماتریس‌های ترازنامه و جریان مبادلات تعبیه و معادلات متناسب با آن به مدل اضافه شده است (پ- ۶۳).

ت. با توجه به ممنوعیت استقراض مستقیم دولت از بانک مرکزی، دولت در هر دوره به اندازه تنخواه قانونی از بانک مرکزی استفاده نموده (که البته در پایان دوره تسویه می‌شود)، بخشی از بدهی خود را از طریق انتشار اوراق و فروش به خانوارها و مابقی را از طریق استقراض از بانک‌ها تأمین می‌کند (معادلات پ- ۷۸ تا پ- ۸۲).

جدول ۲. ماتریس جریان مبادلات مدل تطبیق روانه- انباره ایران

		خانوارها	بنگاه‌ها		دولت	بانک مرکزی		بانک‌ها		∑
			جاری	سرمایه		جاری	سرمایه	جاری	سرمایه	
مصرف		-C	+C							۰
مخارج دولت			+G		-G					۰
تغییر در موجودی انبار			+ΔIN	-ΔIN						۰
مالیات فروش			-T		+T					۰
دستمزدها		+WB	-WB							۰
سود بنگاه‌ها		+Ff	-Ff							۰
سود بانک‌ها		+Fb						-Fb		۰
سود بانک مرکزی					+Fcb	-Fcb				۰
پرداخت‌های بهره‌ای:	بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی					$+r_{a-1} \cdot A_{-1}$		$-r_{a-1} \cdot A_{-1}$		۰
	وام‌های بانکی		$-r_{l-1} \cdot L_{s-1}$					$+r_{l-1} \cdot L_{s-1}$		۰
	سپرده‌های بانکی	$-r_{m-1} \cdot M2_{-1}$						$-r_{m-1} \cdot M2_{-1}$		۰
	بدهی دولت	+rb-1.Bh-1			$-r_{b-1} \cdot GD_{-1}$			$+r_{g-1} \cdot GD_{b-1}$		۰

ادامه **جدول ۲.** ماتریس جریان مبادلات مدل تطبیق روانه- انباره ایران

تغییر در:	بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی			-ΔA				+ΔA	۰
	وام‌های بانکی					+ΔL		-ΔL	۰
	اسکناس		-ΔHh	+ΔH				-ΔHb	۰
	سپرده جاری		-ΔM1h					+ΔDDh	۰
	سپرده مدت‌دار		-ΔM2h					+ΔTDh	۰
	بدهی دولت به پیمانکاران				+ΔGF				
	بدهی مالی دولت		-ΔBh	-ΔGDcb	+ΔGD			-ΔGDb	۰
مجموع	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰

ماخذ: گادلی و لاووی (۲۰۰۷) و یافته‌های پژوهش

ث. معادله والراس در این مدل از طریق برابری عرضه ذخایر توسط بانک مرکزی و تقاضای ذخایر توسط بانک‌ها آزمون می‌شود (معادله پ- ۸۳) . با توجه به اینکه سایر معادلات مدل به‌گونه‌ای است که معادله برابری عرضه ذخایر با تقاضای ذخایر از بانک مرکزی به‌صورت خودکار برقرار است و ازآنجاکه عرضه ذخایر در این معادله یک متغیر وابسته است، درون‌زا بودن پایه پولی تضمین می‌شود. معادلات مدل در پیوست ۱ قابل مشاهده است.

۸. حل مدل: داده‌ها و پارامترها

مدل‌های SFC را می‌توان به دو روش تحلیلی و عددی حل نمود (Caverzasi & Godin, 2013). با توجه به پیچیده بودن مدل فعلی، یافتن پاسخ تحلیلی برای آن امکان‌پذیر نیست، به همین دلیل مدل حاضر به‌صورت عددی حل شده است. اولین گام برای حل مدل به این روش گردآوری داده‌ها است. بااین‌حال دو مسئله زیر باعث می‌شود گردآوری داده به یکی از چالش‌های اصلی مدل‌های SFC تبدیل شود:

۱. بسیاری از متغیرهای مورد اشاره در این مدل مانند ثروت خانوارها در هیچ منبع آماری منتشر نمی‌شود.

۲. این مدل‌ها براساس هماهنگی کامل میان متغیرهای روانه و انباره موجود در یک اقتصاد واقعی طراحی شده‌اند اما واضح است که هیچ مدلی جامعیت یک اقتصاد واقعی را ندارد و بسته به محدودیت‌ها و شرایط ممکن است متغیرهای مختلفی از آن حذف شود. بنابراین، حتی در صورت وجود داده‌های واقعی مربوط به متغیرهای مورد استفاده در مدل نیز به احتمال زیاد ماتریس ترازنامه و جریان مبادلات تراز نخواهند بود.

با توجه به دو عامل فوق، در این پژوهش از روشی ترکیبی برای یافتن داده‌های واقعی استفاده شده است. در این راستا نخست داده‌های واقعی قابل حصول (مطابق جدول ۳) از منابع رسمی استخراج، و سایر داده‌ها با استفاده از شرط صفر شدن سطرها و ستون‌های ماتریس ترازنامه استخراج شده‌اند.

جدول ۳. داده‌های واقعی به کار گرفته شده در مدل و منابع آن

ردیف	متغیر	منبع
۱	اسکناس و مسکوک در اختیار خانوارها، بدهی دولت به بانک، ، بدهی دولت به بانک مرکزی، سپرده دولت نزد بانک مرکزی، ذخیره قانونی، ذخیره احتیاطی، سپرده‌های جاری، سپرده‌های مدت‌دار (کوتاه و بلندمدت)، سپرده‌های قرض‌الحسنه، پایه پولی، نقدینگی، مصرف خصوصی، مخارج دولت، مالیات	بانک مرکزی
۳	بدهی دولت به مردم	سازمان بورس و بانک مرکزی
٤	بدهی دولت به بانک مرکزی	بانک مرکزی و محاسبات محقق
١٦	جمعیت	مرکز آمار ایران
١٨	سود بنگاه‌ها	سازمان بورس و محاسبات محقق

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مقادیر پارامترها با استفاده از کالیبره کردن مدل و براساس داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ تعیین شده است. در این راستا ابتدا مقداری عددی به هر یک از پارامترها تخصیص داده شده و در ادامه با استفاده از تغییر تصادفی آن‌ها مقادیر مناسب برای پارامترها

تخمین زده شده است. در حقیقت، طیف وسیعی از بردارهای پارامتر با تابع هدف کمینه کردن MAPE برای پایه پولی به مدل داده شده و ترکیب بهینه مورد استفاده قرار گرفته است مقادیر تخمین زده شده برای انتخاب پرتفوی بهینه خانوارها مطابق جدول ۴ است:

جدول ٤. پارامترهای تخمین پرتفوی بهینه توسط خانوارها

λ	۰	۱	۲	۳	٤
۱	۰/۲۳۳۲٤٤	۰/۰۳	−۰/۰۲۳	−۰/۰۰۷	−۰/۰۱
۲	۰/۷۰٦۷۹۱	−۰/۰۲۳	۰/۰۱	۰/۰۱۳	۰/۰۰۳۳۳۳
۳	۰/۵۹۹٦۵	۰/۰۰۷	۰/۰۱۳	−−۰/۰۰٦	۰/۰۰٦٦٦۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همچنین متغیرهای خالص ثروت خانوارها، خالص ثروت دولت، حجم وام‌ها، موجودی انبار، میزان دستمزدها و سود دریافتی بانک‌ها براساس قاعده صفر شدن سطرها و ستون‌ها در ماتریس ترازنامه و جریان مبادلات محاسبه شده است. پارامترهای نهایی در نظر گرفته شده برای مدل به شرح جدول ۵ است.

جدول ۵. پارامترهای مدل

پارامتر	نماد	مقدار
پارامتر مرتبط با تعیین فروش انتظاری	β	۰/٦
پارامتر مرتبط با تعیین درآمد حقیقی انتظاری	ε	۰/٦
نسبت موجودی انبار هدف‌گذاری شده به فروش انتظاری مستقل	σ_0	۱
ضریب نرخ بهره در تابع نسبت موجودی انبار هدف‌گذاری شده به فروش انتظاری مستقل	σ_1	۳
پارامتر مرتبط با تعیین موجودی انبار انتظاری	γ	۰/۱
نرخ مالیات بر فروش	τ	٪۹
حاشیه سود بنگاه‌ها	φ	٪۱۵
مصرف مستقل	α_0	۳/٤۲۱ (همت)

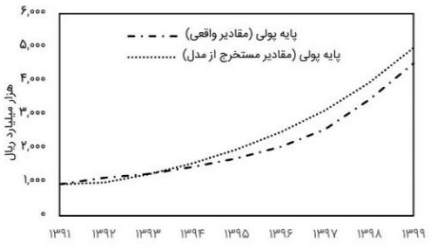
ادامه جدول ۵. پارامترهای مدل

میل به مصرف درآمد قابل تصرف انتظاری	α_1	۰/۷۵
میل به مصرف ثروت	α_2	۰/۱
ضریب تقاضای انتظاری خانوارها برای پول نقد	λ_c	۰/۱
اسپرد نرخ بهره بانک‌ها	ζ_L	۰/۱

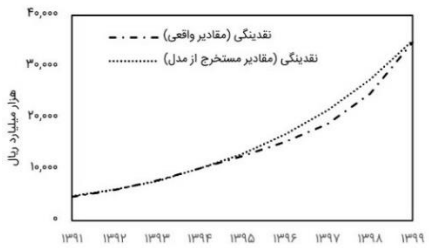
مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای ارزیابی دقت پارامترها می‌توان مقادیر محاسبه شده از طریق مدل را با داده‌های واقعی مقایسه کرد. به این منظور داده‌های واقعی سال ۱۳۹۱ به‌عنوان مقادیر پایه مورد استفاده قرار گرفته و مقادیر سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۹ برآورد شده است. روند و اختلاف مقادیر واقعی و مقادیر محاسبه شده از طریق مدل برای متغیرها در سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۹ مطابق نمودار ۱ تا نمودار ۴ است.

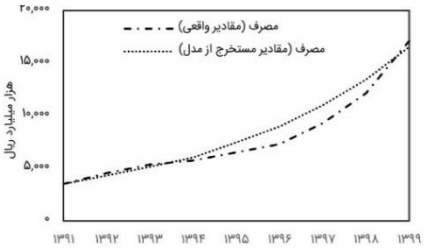
نمودار ۱. روند و اختلاف مقادیر واقعی و مقادیر محاسبه‌شده از طریق مدل برای متغیر پایه پولی



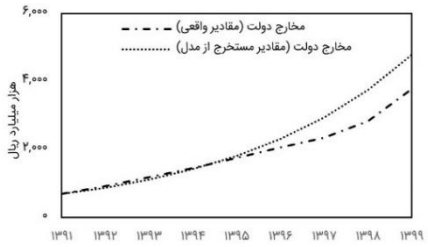
نمودار ۲. روند و اختلاف مقادیر واقعی و مقادیر محاسبه‌شده از طریق مدل برای متغیر نقدینگی



نمودار ۳. روند و اختلاف مقادیر واقعی و مقادیر محاسبه‌شده از طریق مدل برای متغیر مصرف خصوصی



نمودار ٤. روند و اختلاف مقادیر واقعی و مقادیر محاسبه‌شده از طریق مدل برای متغیر مخارج دولت



مأخذ: بانک مرکزی و یافته‌های پژوهش

زتزا و زتزا[1] (۲۰۲۲)، زتزا و زتزا (۲۰۱۹) و بورگس و همکاران[2] (۲۰۱۶) از این روش برای بررسی کیفیت مدل SFC تجربی خود و انطباق آن با شرایط واقعی استفاده کرده‌اند. همچنین درصد میانگین خطای مطلق (MAPE) برای هر چهار متغیر در سطحی قابل قبول است. جدول زیر میزان MAPE برای سه متغیر نقدینگی، پایه پولی و مصرف را نشان می‌دهد.

جدول ٦. MAPE برای سه متغیر نقدینگی، پایه پولی و مصرف

متغیر	درصد میانگین خطای مطلق (MAPE)
مصرف	٪٦/٨
پایه پولی	٪٧/٢
نقدینگی	٪١٠/٥٢
مخارج دولت	٪١٠/٨

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۹. نحوه اجرای سیاست و آثار آن

دولت در این سیاست برای تسویه بدهی خود با پیمانکاران اقدام به انتشار اوراق نموده و این اوراق را در اختیار پیمانکاران قرار می‌دهد و در ادامه بانک مرکزی از طریق افزایش ذخایر بانک‌ها اقدام به خرید این اوراق می‌نماید. این نهاد برای خرید این اوراق باید مبلغی را به

1. Zezza, G. & Zezza, F.
2. Burgess, S., et al.

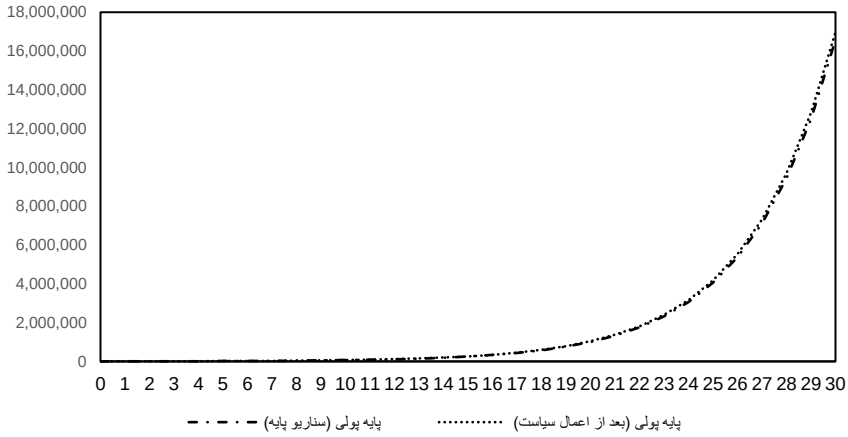
این پیمانکاران بپردازد. ازآنجاکه بانک مرکزی به‌طور مستقیم پولی در اختیار مردم قرار نمی‌دهد لذا برای پرداخت پول از یک نهاد واسط که همان بانک‌های تجاری است استفاده می‌کند؛ در نتیجه بلافاصله نقدینگی و پایه پولی افزایش می‌یابد اما درصورتی‌که پیمانکاران نیز به بانک‌ها بدهکار باشند فرآیند برگشت فعال شده و نقدینگی جدیدِ ایجاد شده به‌سرعت از بین می‌رود. در هر حال اجرای این سیاست می‌تواند سطح وام‌های مشمول فرآیند استمهال را کاهش داده و روند رشد نقدینگی و شناسایی سودهای موهومی از این محل را متوقف نماید. همچنین می‌تواند سطح وام‌های معوق را کاهش داده و ترازنامه بانک‌ها را بهبود بخشد. به‌علاوه ممکن است میزان بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی را نیز کاهش داده و در نتیجه با کاهش دادن هزینه تمام‌شده پول، موجبات کاهش نرخ بهره را فراهم آورد. از سوی دیگر کاهش نرخ بهره می‌تواند منجر به رشد تقاضای وام و به‌تبع آن رشد نقدینگی در دوره‌های آتی شود. در ادامه این مقاله بررسی برآیند نهایی این اثرات متضاد بر متغیرهای بخش پولی و واقعی اقتصاد با مدل‌سازی مورد بررسی قرار گرفته است.

برای اجرای مدل، داده‌های واقعی مربوط به سال ۱۳۹۹ به‌عنوان ورودی استفاده شده است. سناریوی پایه به تداوم روند فعلی اشاره دارد. همچنین فرض شده است سیاست در انتهای سال ۱۴۰۱ یا دوره دوم اجرا شود. در ادامه نتایج حاصل از اجرای مدل مورد بررسی قرار گرفته است. به این منظور مقادیر متغیرهای اقتصادی منتخب پس از اجرای سیاست با مقادیر سناریو پایه مقایسه و اختلاف میان آن‌ها تحلیل شده است.

۱۰. اثرات اجرای سیاست بر متغیرهای پولی

براساس نتایج مستخرج از مدل، اجرای این سیاست پایه پولی را در دوره‌های آتی نسبت به مقادیر سناریو پایه افزایش می‌دهد؛ هرچند میزان این تغییرات اندک بوده به‌طوری‌که میزان پایه پولی پس از اجرای سیاست و تا پایان دوره سی به‌طور متوسط در هر دوره ۲/۷ درصد بیش از سناریو پایه خواهد بود. نمودار ۵ مقادیر پایه پولی را در دو سناریو مورد بحث نشان می‌دهد.

نمودار ۵. روند پایه پولی در سناریوی پایه و پس از اجرای سیاست تسویه بدهی دولت با پیمانکاران



مأخذ: یافته‌های پژوهش

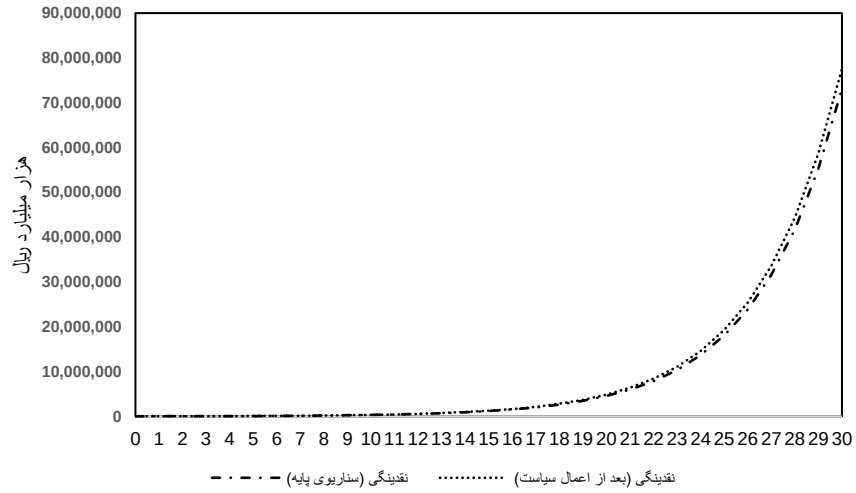
بررسی طرف منابع بانک مرکزی نشان می‌دهد که اجرای این سیاست منجر به کاهش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و افزایش بدهی دولت به این نهاد در دوره‌های آتی می‌شود اما ازآنجاکه افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی بیش از میزان کاهش بدهی بانک‌ها به این نهاد است پایه پولی در مجموع افزایش می‌یابد. این رشد بیشتر به افزایش ذخایر در اختیار بانک‌ها در طرف مصارف بانک مرکزی منجر می‌شود. یعنی ازآنجاکه بانک مرکزی قادر به خرید مستقیم اوراق بدهی از پیمانکاران نیست (یا نمی‌تواند به‌طور مستقیم بدهی پیمانکاران را به خود منتقل کند) مجبور به استفاده از یک بانک عامل به‌عنوان واسطه است که رشد ذخایر در اختیار بانک‌ها در لحظه اجرای سیاست را به دنبال خواهد داشت. درعین‌حال ازآنجاکه سطح سپرده‌های در اختیار مردم پس از اجرای این سناریو افزایش می‌یابد میزان تقاضای بانک‌ها برای ذخایر و به‌تبع آن پایه پولی در بلندمدت رشد می‌کند.

اثر اجرای این سیاست بر نقدینگی نیز مشابه بوده و منجر به رشد این متغیر نسبت به سناریوی پایه می‌شود. سطح وام‌ها، بدهی دولت به بانک‌ها و بانک مرکزی که هر سه وابسته به تقاضای عاملان اقتصادی است، عواملی است که میزان نقدینگی را تعیین می‌کنند. نتایج مستخرج از مدل نشان می‌دهد اجرای این سیاست منجر به افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی و بانک‌ها و کاهش تقاضای وام در دوره‌های آتی می‌شود. افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی اثر مستقیم اجرای این سیاست بوده و بی‌نیاز از تحلیل است زیرا براساس این

سیاست دولت برای تسویه بدهی خود با پیمانکاران اقدام به استقراض مستقیم از بانک مرکزی می‌نماید. بدهی دولت به بانک‌ها نیز به دلیل افزایش کسری بودجه دولت افزایش می‌یابد.

نکته دیگر حائز اهمیت، کاهش میزان تقاضای وام‌ها است. چنان‌که پیش‌ازاین اشاره شد، عرضه وام‌ها معادل تقاضای وام‌ها و تقاضای وام‌ها با مجموع بدهی دولت به پیمانکاران و موجودی انبار برابر است. اعمال این سیاست باعث می‌شود بدهی اسمی دولت به پیمانکاران پس از اجرای سیاست کمتر از سناریو پایه باشد؛ در نتیجه تقاضای وام‌ها از این ناحیه کاهش می‌یابد. درعین‌حال نتایج مستخرج از مدل نشان می‌دهد که میزان موجودی انبار اسمی نیز پس از اجرای سیاست کاهش می‌یابد. موجودی انبار اسمی به دو متغیر موجودی انبار واقعی و شاخص قیمت‌ها بستگی دارد. براساس نتایج شبیه‌سازی، نرخ بهره پس از اجرای سیاست کاهش می‌یابد که زمینه را برای افزایش تقاضای انبار واقعی فراهم می‌کند. از سوی دیگر تورم پس از اجرای سیاست کاهش می‌یابد؛ در نتیجه موجودی انبار اسمی از این محل کاهش می‌یابد. برآیند این دو اثر متضاد به‌گونه‌ای است که موجودی انبار اسمی پس از اجرای سناریو با کاهش مواجه می‌شود. در نتیجه با توجه به کاهش موجودی انبار اسمی و طلب پیمانکاران از دولت، سطح وام‌ها نیز کاهش می‌یابد. در مجموع اثر رشد افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی و بانک‌ها و کاهش سطح وام‌ها به‌گونه‌ای است که منجر به افزایش سطح نقدینگی می‌شود. نمودار ۶ مقادیر نقدینگی را در سناریو پایه و سناریو تسویه بدهی دولت با پیمانکاران نشان می‌دهد.

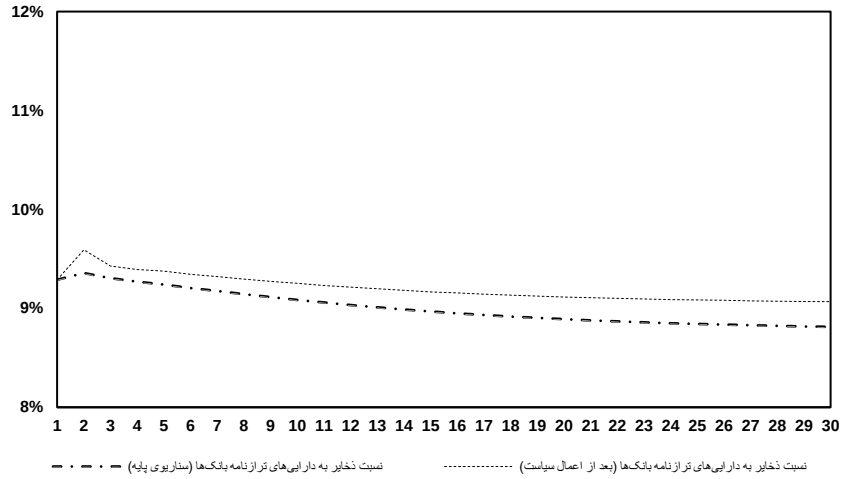
نمودار ٦. روند نقدینگی در سناریوی پایه و پس از اجرای سیاست تسویه بدهی دولت با پیمانکاران



مأخذ: یافته‌های پژوهش

با این حال اجرای این سیاست به بهبود وضعیت ترازنامه بانک‌ها منجر می‌شود، هر چند میزان بهبود وضعیت ترازنامه ناچیز در حدود ۰/۳ واحد درصد است. نمودار ۷ روند تغییرات نسبت ذخایر به دارایی‌های ترازنامه بانک‌ها در سناریو پایه و پس از اجرای سیاست تسویه بدهی دولت با بانک‌ها را نشان می‌دهد.

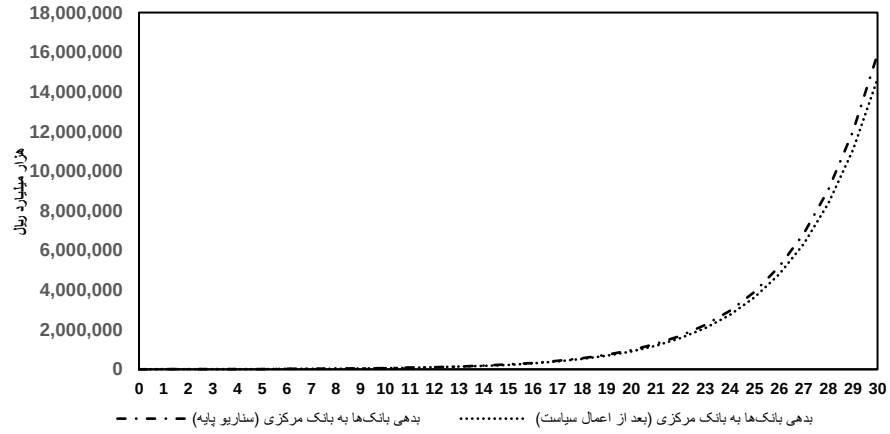
نمودار ۷. نسبت ذخایر به دارایی‌های بانک‌ها در سناریوی پایه و پس از اجرای سیاست



مأخذ: یافته‌های پژوهش

افزایش نقدینگی منجر به افزایش نیاز بانک‌ها به ذخایر شده و به همین دلیل سطح ذخایر پس از اجرای سناریو نسبت به سناریوی پایه افزایش می‌یابد. با این حال رشد بدهی دولت به بانک‌ها باعث می‌شود سهم ذخایر از ترازنامه بانک‌ها با رشد چشمگیری مواجه نشود اما این به معنای بهبود نیافتن شرایط بانک‌ها نیست. در حقیقت، بررسی طرف بدهی ترازنامه بانک‌ها نشان می‌دهد که پس از اجرای این سیاست، با وجود افزایش نیاز بانک‌ها به ذخایر، میزان استقراض بانک‌ها از بانک مرکزی کاهش یافته است. این مسئله از افزایش استقراض دولت از بانک مرکزی ناشی می‌شود. بانک مرکزی برای انتقال بدهی دولت به ترازنامه خود ناگزیر به استفاده از یک بانک واسط است. همین مسئله باعث می‌شود سطح ذخایر در اختیار بانک‌ها افزایش یافته و نیاز بانک به استقراض برای تأمین ذخایر کاهش یابد.

نمودار ۸. بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در سناریوی پایه و پس از اجرای سیاست

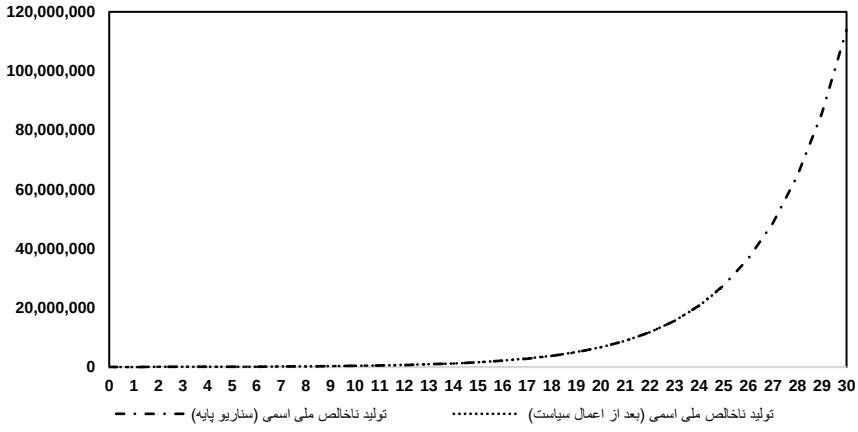


مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱۱. اثر اجرای سیاست بر متغیرهای بخش حقیقی

اجرای این سیاست منجر به نوسانات در تولید ناخالص داخلی اسمی خواهد شد به‌گونه‌ای که مقدار این متغیر نسبت به سناریوی پایه برای دو دوره کاهش، سپس برای ۱۶ دوره افزایش و پس از آن دوباره کاهش می‌یابد. نمودار ۹ روند تغییرات تولید ناخالص داخلی اسمی در سناریوی پایه و پس از اجرای سیاست تسویه بدهی دولت با پیمانکاران را نشان می‌دهد.

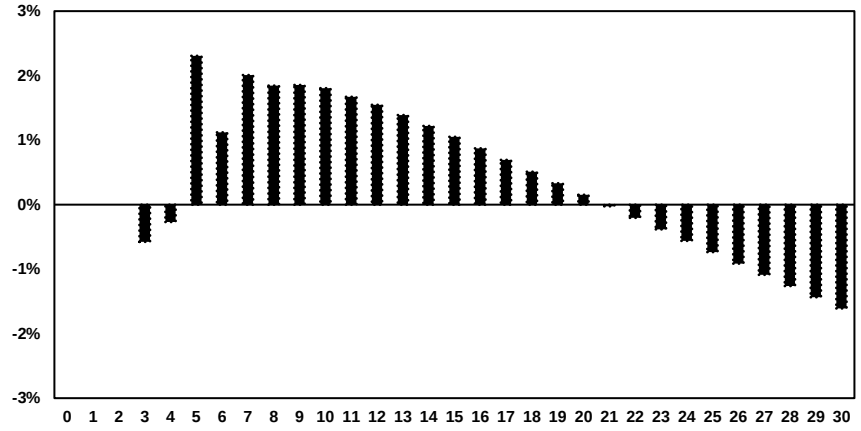
نمودار ۹. مقایسه تولید ناخالص داخلی اسمی در سناریوی پایه و پس از اجرای سیاست



مأخذ: یافته‌های پژوهش

البته میزان اختلاف تولید ناخالص داخلی اسمی در دو سناریو ناچیز بوده و به‌طور متوسط حدود ۰/۴ درصد خواهد بود. نمودار ۱۰ درصد اختلاف تولید ناخالص داخلی اسمی در سناریوی پایه و سناریوی تسویه بدهی دولت با پیمانکاران را نشان می‌دهد.

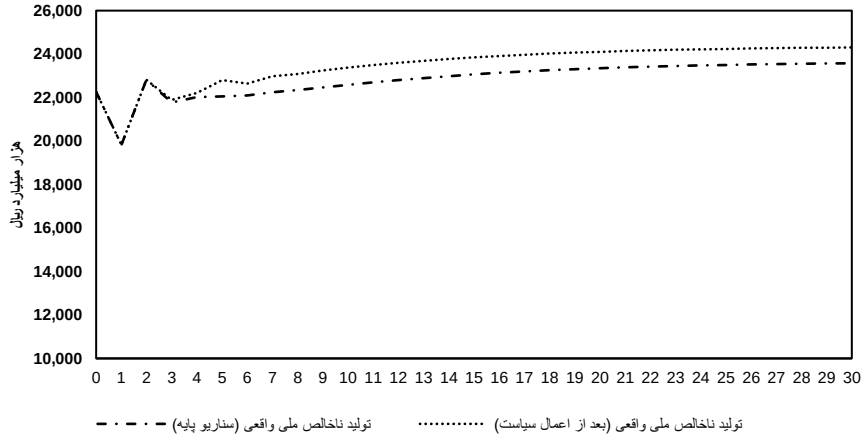
نمودار ۱۰. درصد اختلاف تولید ناخالص داخلی اسمی در سناریوی پایه و پس از اجرای سیاست



مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ۱۶ دوره افزایش تولید ناخالص داخلی اسمی میزان فروش اسمی به دلیل رشد فروش حقیقی (میزان فروش به دلیل رشد مصرف حقیقی افزایش می‌یابد) با افزایش و به دلیل کاهش تورم با کاهش مواجه می‌شود اما برآیند اثر این دو متغیر به‌گونه‌ای است که فروش اسمی با افزایش مواجه می‌شود اما در دوره‌های کاهش تولید ناخالص داخلی اسمی برآیند اثر این دو متغیر به‌گونه‌ای است که فروش اسمی با کاهش مواجه می‌شود. میزان تغییرات موجودی انبار حقیقی پس از اجرای سیاست از دوره هفتم همواره بیشتر از سناریوی پایه خواهد بود و در نتیجه منجر به افزایش $\Delta in \cdot UC$ خواهد شد، درحالی‌که هزینه واحد پس از اجرای سیاست کاهش یافته و منجر به کاهش $\Delta in \cdot UC$ خواهد شد. دلیل رشد Δin کاهش نرخ بهره است. ازآنجاکه براساس فرضیات مدل بنگاه‌ها تأمین مالی خود را پیش از تولید محصول انجام می‌دهند و میزان موجودی انبار در ارتباط مستقیم با سطح وام‌ها است (تا زمانی که بنگاه‌ها محصولات خود را به فروش نرسانند قادر به تسویه وام‌های خود نیستند) لذا کاهش نرخ بهره آن‌ها را نسبت به اخذ وام بیشتر یا افزایش دادن موجودی انبار خود (موجودی انبار انتظاری) ترغیب می‌کند. برآیند این دو اثر متضاد به‌گونه‌ای است که $\Delta in \cdot UC$ با افزایش مواجه می‌شود. در دوره‌هایی که با افزایش فروش اسمی مواجهیم اثر افزایشی این متغیر بر تولید ناخالص ملی اسمی با اثر افزایشی $\Delta in \cdot UC$ همسو بوده و منجر به رشد تولید ناخالص ملی اسمی می‌شود اما در دوره‌هایی که با کاهش فروش اسمی مواجهیم، برآیند اثر کاهشی فروش اسمی و اثر افزایشی $\Delta in \cdot UC$ به‌گونه‌ای است که منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی اسمی خواهد شد.

نمودار ۱۱. مقایسه تولید ناخالص داخلی حقیقی در سناریوی پایه و پس از اجرای سیاست

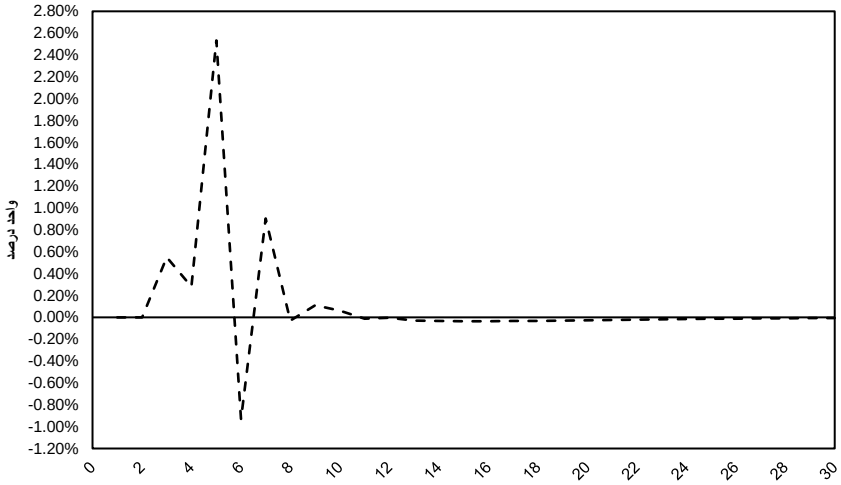


مأخذ: یافته‌های پژوهش

از سوی دیگر اجرای این سیاست منجر به کاهش تورم و به‌تبع آن افزایش تولید ناخالص داخلی حقیقی خواهد شد. واضح است که در دوره‌های رشد تولید ناخالص داخلی اسمی، این رشد با کاهش تورم در یک جهت عمل کرده و منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی می‌شود اما در دوره‌های کاهش تولید ناخالص داخلی اسمی نیز کاهش تورم مؤثرتر از کاهش تولید ناخالص داخلی اسمی عمل کرده و تولید ناخالص داخلی حقیقی پس از اجرای سیاست نسبت به سناریوی پایه افزایش خواهد یافت. بنابراین در مجموع، تولید ناخالص ملی حقیقی با رشد مواجه خواهد شد نمودار ۱۱ روند تغییرات تولید ناخالص داخلی حقیقی در سناریوی پایه و پس از اجرای سیاست تسویه بدهی دولت با پیمانکاران را نشان می‌دهد.

البته باید توجه داشت که اثر اجرای این سیاست تاحدی پس از ۸ دوره از اجرای آن به‌طور کامل محو شده و اختلاف نرخ رشد به صفر میل می‌کند. نمودار ۱۲ اختلاف رشد اقتصادی میان سناریوی پایه و سناریوی تسویه بدهی دولت با پیمانکاران از طریق منابع بانک مرکزی را نشان می‌دهد.

نمودار ۱۲. اختلاف رشد اقتصادی بین سناریوی تسویه بدهی دولت با پیمانکاران و سناریوی پایه

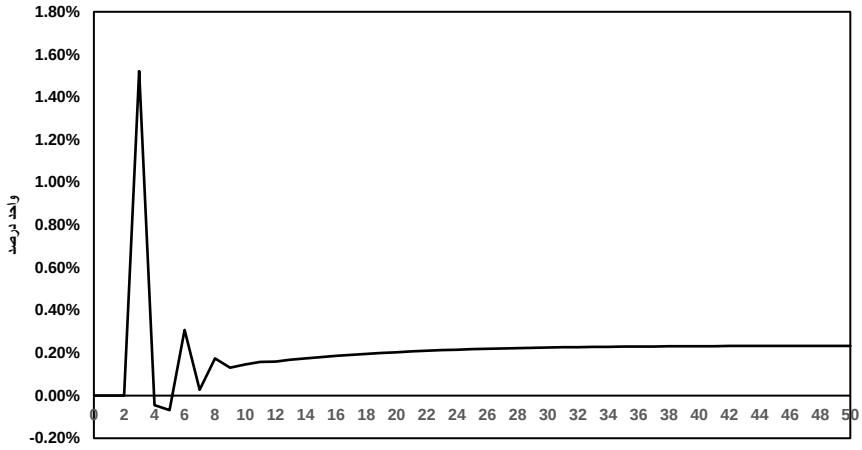


مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱۲. اثر اجرای سیاست بر تورم

اجرای این سیاست کاهش تورم را نسبت به سناریوی پایه در پی خواهد داشت؛ یعنی براساس نتایج مستخرج از مدل، اجرای این سیاست منجر به کاهش ۰/۲۳ واحد درصدی تورم در بلندمدت می‌شود. اجرای این سیاست به افزایش مقدار تولید (y) و دستمزدها (WB) منجر می‌شود اما میزان رشد مقدار تولید (y) بیشتر از دستمزدها (WB) بوده و در نتیجه هزینه تولید هر واحد (UC) پس از اجرای سیاست با کاهش مواجه می‌شود. این مسئله زمینه را برای کاهش تورم مهیا می‌سازد. در عین نرخ بهره وام‌ها به‌عنوان دیگر عامل مؤثر بر تورم نیز با کاهش مواجه شده و در نتیجه تورم کاهش می‌یابد. نمودار ۱۳ اختلاف تورم بین دو سناریو را به تصویر می‌کشد. کاهش تورم با وجود رشد نقدینگی با نتایج مقاله شاکری و باقرپور اسکویی (۱۴۰۲) سازگار است.

نمودار ۱۳. اختلاف تورم بین سناریوی تسویه بدهی دولت با پیمانکاران و سناریوی پایه

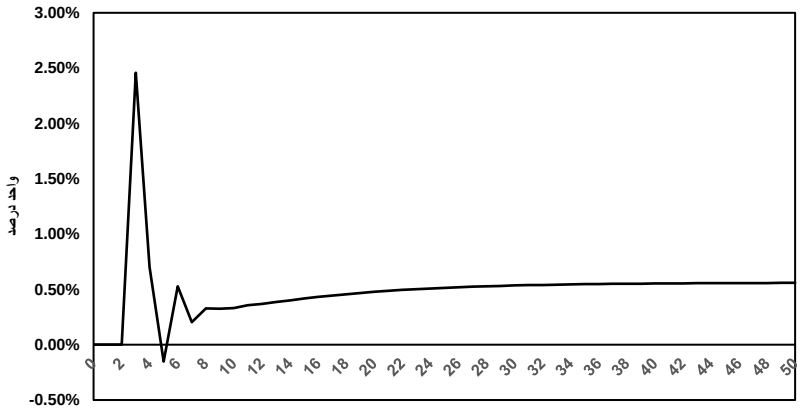


مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱۳. اثر اجرای سیاست بر نرخ سود تسهیلات

نتایج نشان می‌دهد که اجرای این سیاست در بلندمدت به کاهش ۰/۵۳ واحد درصدی نرخ بهره منجر خواهد شد. نمودار ۱۴ اختلاف نرخ بهره بین دو سناریو را نشان می‌دهد.

نمودار ١٤. اختلاف نرخ بهره بین سناریوی تسویه بدهی دولت با پیمانکاران و سناریوی پایه



مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای بررسی دقیق‌تر این موضوع لازم است اثر تغییرات حجم سپرده‌های جاری (M1)، حجم سپرده‌های مدت‌دار (M2) و میزان استقراض بانک‌ها از بانک مرکزی (A_D) بر نرخ سود تسهیلات (r_L) مورد بررسی قرار گیرد. براساس رابطه (پ- ۸۵):

$$\frac{dr_L}{dM_1} = \frac{-(r_m \cdot M_2 + r_a \cdot A_D)}{(M_1 + M_2 + A_D)^2} \quad (۱)$$

$$= \frac{r_m \cdot M_1 + (r_m - r_a) \cdot A_D}{(M_1+M_2+A_D)^2} \frac{dr_L}{dM_2} = \frac{r_m \cdot (M_1+M_2+A_D) - (r_m \cdot M_2 + r_a \cdot A_D)}{(M_1+M_2+A_D)^2} \quad (۲)$$

$$= \frac{r_a \cdot M_1 + (r_a - r_m) \cdot M_2}{(M_1+M_2+A_D)^2} \frac{dr_L}{dA_D} = \frac{r_a \cdot (M_1+M_2+A_D) - (r_m \cdot M_2 + r_a \cdot A_D)}{(M_1+M_2+A_D)^2} \quad (۳)$$

دلیل این کاهش نرخ کاهش هزینه تمام‌شده پول برای بانک‌ها است. چنان‌که پیش‌ازاین اشاره شد، حجم سپرده‌های جاری (M1)، حجم سپرده‌های مدت‌دار (M2) و میزان استقراض بانک‌ها از بانک مرکزی (A_D) سه متغیر اثرگذار بر هزینه تمام‌شده پول هستند. اجرای این سیاست از یکسو منجر به کاهش A_D شده و از سوی دیگر منجر به افزایش نقدینگی و اجزای آن یعنی M1 و M2 می‌شود. افزایش M1 و کاهش A_D منجر به کاهش نرخ بهره خواهد شد. درعین‌حال کاهش M_2 نیز با توجه به برقراری نامعادله $r_m \cdot M_1 < (r_m - r_a) \cdot A_D$ منجر به افزایش r_L خواهد شد. نتایج مستخرج از مدل نشان می‌دهد که اثر کاهشی A_D و M1 بر r_L بر اثر افزایشی M2 غلبه داشته و برآیند این سه عامل منجر به کاهش نرخ بهره خواهد شد.

۱۴. جمع‌بندی

اقتصاد ایران در سالیان اخیر با چالش‌های متعددی روبه‌رو بوده است. وجود دارایی‌هایی با نقد شوندگی پایین در سبد دارایی‌های بانکی که یکی از دلایل آن افزایش مطالبات معوق بانک‌ها از محل عدم تسویه بدهی دولت با پیمانکاران است یکی از این مشکلات است که با درگیر کردن منابع بانک‌ها و افزایش هزینه‌های جذب سپرده به افزایش نرخ بهره و کاهش امکان اعطای تسهیلات توسط آن‌ها منجر می‌شود. اصلاح زنجیره معیوب ذکرشده مستلزم ارائه راهکاری برای خارج نمودن دارایی‌های مسموم از ترازنامه آن‌ها است. گروهی از اقتصاددانان برای اصلاح این زنجیره با تأکید بر درون‌زایی پول نسخه‌ای مبتنی بر تسهیل اعتبار برای اقتصاد ایران تجویز می‌کنند. آن‌ها معتقدند بانک مرکزی می‌تواند با هدف بهبود دادن وضعیت ترازنامه بانک‌ها و مؤسسات اعتباری و به‌تبع آن کل اقتصاد، با اجرای سیاست تسهیل

اعتبار که تمرکز آن برطرف دارایی‌های بانک مرکزی است، اقدام به خرید دارایی‌های سمی این مؤسسات و انتقال آن‌ها به ترازنامه خود نماید. ازآنجاکه اعمال این سیاست‌ها به استفاده از منابع بانک مرکزی متکی است لذا همواره بیم از افزایش سرسام‌آور نقدینگی و ایجاد اثرات نامطلوب بر متغیرهای اقتصاد کلان مانند تورم مانع از اجرای آن‌ها شده است. در این پژوهش به‌منظور ارزیابی اثرات اجرای این سیاست‌ها بر اقتصاد کلان از مدل تطبیق روانه انباره (SFC) استفاده شده است.

نتایج حاصل از مدل نشان می‌دهد که اجرای سیاست تسویه بدهی دولت با بانک‌ها با استفاده از منابع بانک مرکزی منجر به افزایش پایه پولی نقدینگی می‌شود اما بهبود وضعیت ترازنامه بانک‌ها و تولید ناخالص داخلی حقیقی و کاهش اندک تورم و نرخ بهره را نیز به دنبال دارد. درعین‌حال باید توجه داشت که این توصیه‌ها تنها برای برون‌رفت از بحران فعلی تجویز شده‌اند. در حقیقت، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که استفاده از سیاست‌های پیشنهادی، اقتصاد را در مسیری بهتر از مسیر فعلی آن قرار می‌دهد اما به‌هیچ‌عنوان تجویزی برای استفاده بی‌رویه دولت از منابع بانک مرکزی در همه امور نیست. بدیهی است دولت برای بهبود شرایط خود در بلندمدت نیازمند برنامه‌ای برای بودجه‌ریزی بهتر و ایفای تعهدات مالی به پیمانکاران است اما براساس نتایج، استفاده از روش مورد اشاره در این پژوهش برای تسویه بدهی با پیمانکاران بر تداوم رویه فعلی ارجحیت دارد.

تعارض منافع

وجود ندارد.

ORCID

Mohammad Mahdi Asgari Dehabadi https://orcid.org/0009-0001-9986-2633

Ali Nassiri Aghdam https://orcid.org/0000-0002-2989-2271

Hossein Doroodian https://orcid.org/0009-0009-8895-3394

Parisa Mohajeri https://orcid.org/0000-0001-7971-0678

منابع

بدری، احمد و زمان‌زاده، حمید. (۱۳۹۶). تحلیل آثار ناترازی ترازنامه نظام بانکی بر متغیرهای پولی و راهکارهای تعدیل این ناترازی. *فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی*، ۱۰(۳۴)،۶۲۱-۶۵۶.

طالبی، محمد. (۱۳۹۵). شناسایی و ارزیابی عوامل مؤثر بر چالش‌های نظام بانکی ایران. *نشریه علمی– پژوهشی بهبود مدیریت*، ۱۰(۳)، ۱۳۱-۱۶۶.

شاکری، عباس و باقرپور اسکویی، الناز. (۱۴۰۲). بررسی ماهیت تورم در اقتصاد ایران: رویکرد همدوسی موجکی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۸(۹۴)، ۴۷-۷۹ doi:10.22054/ijer.2022.63350.1036

شریف‌زاده، محمدجواد. (۱۳۹۴). معمای نرخ سود بانکی: کالبدشکافی بحران اعسار در برخی نهادهای مالی مجاز. *گزارش پژوهشی مرکز پژوهش های مجلس شورای اسلامی ایران*، تهران.

عبداللهی‌پور، محمدصادق و بت‌شکن، محمدهاشم. (۱۳۹۹). راهکارهای بازسازی مالی بانک‌ها در ایران. *فصلنامه علمی مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۸(۳۱)، ۱-۲۰. doi:10.22108/amf.2020.119436.1473

عسگری ده‌آبادی، محمدمهدی و نصیری اقدم، علی. (۱۳۹۸). مدل‌های تطبیق روانه- انباره در اقتصاد کلان. *دوفصلنامه مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۶ (۱۲)، ۷۵-۱۰۴.

نصیری اقدم، علی و عسگری ده‌آبادی، محمدمهدی. (۱۳۹۶)، سیاست تسهیل کمی و امکان‌پذیری اجرای آن در ایران به منظور برون‌رفت از بحران بانکی. *بیست‌وهشتمین همایش بانکداری اسلامی*، تهران.

References

Abdollahipoor, M. S. & Botshekan, M. H. (2016). Solutions for Financial Restructuring in Iranian Banks. *Journal of Asset Management and Financing*, *8*(31), 1-20. doi:10.22108/amf.2020.119436.1473. [In Persian]. doi:10.22108/amf.2020.119436.1473

Arslan, Y., Drehmann, M. & Hofmann, B. (2020). Central bank bond purchases in emerging market economies, *BIS Bulletin*.

Asgari Dehabadi, M. M. & Nassiri Aghdam, A. (2019). Stock flow consistent models in macroeconomic. *The Journal of Economic Studies and Policies*, *6*(2), 75-104. [In Persian].

Badri, A. & Zamanzadeh, H. (2017). Analysis of the effects of banking system balance sheet imbalance on monetary variables and solutions to adjust this imbalance. *Journal of Monetary & Banking Research*, *10*(34), 621-656. [In Persian].

Ben, S. & Bernanke, B. S. (2009). Speech at the stamp lecture, London School of Economics.

Burgess, S., Burrows, O., Godin, A., Kinsella, S. & Millard, S. (2016). A dynamic model of financial balances for the united kingdom, Staff working paper, Bank of England No. 614.

Caverzasi, E. & Godin, A. (2013). Stock-flow consistent modeling through the ages, *Economics* Working Paper Archive wp_745, Levy Economics Institute. doi:dx.doi.org/10.2139/ssrn.3100905

Fratto, C., Vannier, B. H., Mircheva, M., de Padua, D. & Ward, M. H. P. (2021). Unconventional monetary policies in emerging markets and frontier countries. International Monetary Fund.

Godley, W. & Lavoie, M. (2007). Monetary economics: An integrated approach to credit, money, income, production and wealth. London. Palgrave Macmillan.

Haas, C. & Young-Taft, T. (2017). Quantitative easing and asset bubbles in a stock-flow consistent framework, Economics working paper archive wp_897, Levy Economics Institute. doi:dx.doi.org/10.2139/ssrn.3100905

Meijers, H. & Muysken, J. (2016). The impact of quantitative easing in the netherlands: A stock-flow consistent approach, MERIT working papers 2016-067, United Nations University - Maastricht Economic and Social Research Institute on Innovation and Technology (MERIT)

Nassiri Aghdam, A. & Asgari Dehabadi, M. M., (2017). Quantitative easing and its relevance for the Iran's banking crisis. The 28th Islamic Banking Conference, Tehran. [In Persian]

Nikiforos, M. & Zezza, G. (2018). Stock-flow consistent macroeconomic models: A survey. *Analytical Political Economy*, 63-102. doi:org/10.1002/9781119483328.ch4

Shakeri, A. & Bagherpour Oskouie, E. (2023). Nature of the inflation in Iranian economy: Wavelet coherence approach. *Iranian Journal of Economic Research*, *28*(94), 47-79. doi:10.22054/ijer.2022.63350.1036 [In Persian].

Sharifzadeh, M. J. (2015). The mystery of bank interest rates: Investigating the crisis of lack of liquidity in some financial institutions. Parliament Research Center of Iran, Tehran. [In Persian].

Talebi, M. (2016). Identifying and assessing effective factors on Iranian banking system's challenges. *The Quarterly Journal of Improvement Management. 10*(33), 131-166. [In Persian].

Zezza, F. & Zezza, G. (2022). A stock-flow consistent quarterly model of the italian economy. *Macroeconomic Modelling, Economic Policy and Methodology: Economics at the Edge*, 113.

Zezza, G. & Zezza, F. (2019). On the design of empirical stock–flow consistent models. *European Journal of Economics and Economic Policies, 16*(1), 134-158. doi.org/10.4337/ejeep.2019.0046

پیوست ۱: معادلات مدل

بخش تولید

پ-۱ $y = s^e + (in^e - in_{-1})$

پ-۲ $N = \frac{y}{Pr}$

پ-۳ $WB = N \cdot W$

پ-٤ $W = W_{-1} \cdot (1 + \pi_{-1})$

پ-٥ $UC = \frac{WB}{y}$

پ-٦ $s^e = \beta \cdot s_{-1} + (1 - \beta) \cdot s^e_{-1}$

پ-۷ $in^T = \sigma^T \cdot s^e$

پ-۸ $\sigma^T = \sigma_0 - \sigma_1 \cdot r_l$

پ-۹ $rr_1 = \frac{(1 + r_1)}{(1 + \pi)} - 1$

پ-۱۰ $in^e = in_{-1} + \gamma \cdot (in^T - in_{-1})$

پ-۱۱ $p = (1 + \tau) \cdot (1 + \varphi) \cdot NHUC$

پ-۱۲ $NHUC = (1 - \sigma^T) \cdot UC + \sigma^T \cdot (1 + r_l) \cdot UC_{-1}$

پ-۱۳ $F_f^e = \left\{\frac{\varphi}{(1 + \varphi)}\right\} \cdot \left\{\frac{1}{(1 + \tau)}\right\} \cdot p \cdot s^e$

پ-۱٤ $s = c + g$

پ-۱٥ $S = s \cdot p$

پ-۱٦ $\Delta in = in - in_{-1} = y - s$

پ-۱۷ $\sigma_s = \frac{in_{-1}}{s}$

پ-۱۸ $IN = in \cdot UC$

پ-۱۹ $L_d = IN + GF$

پ-۲۰ $F_f = S - T - WB + \Delta L - r_l \cdot L_{d-1}$

پ-۲۱ $\pi = \frac{(p - p_{-1})}{p_{-1}}$

خانوارها

پ-۲۲ $YD_r = F + WB + r_{m-1} \cdot M2_{h-1} + + r_{b-1} \cdot B_{hh-1}$

پ-۲۳ $F = F_f + F_b$

پ-۲٤ $\Delta V = YD_r - C$

پ-۲٥ $V_{nc} = V - H_{hh}$

پ-۲٦ $yd_r = \frac{YD_r}{p} - \pi \cdot \frac{V_{-1}}{p}$

$$v = \frac{V}{p}$$ پ-۲۷

$$c = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot yd_r^e + \alpha_2 \cdot v_{-1}$$ پ-۲۸

$$yd_r^e = \varepsilon \cdot yd_{r-1} + (1-\varepsilon) yd_{r-1}^e$$ پ-۲۹

$$C = p \cdot c$$ پ-۳۰

$$YD_r^e = p \cdot yd_r^e + \pi \cdot \frac{V_{-1}}{p}$$ پ-۳۱

$$V^e = V_{-1} + (YD_r^e - C)$$ پ-۳۲

$$H_{hd} = \lambda_c \cdot C$$ پ-۳۳

$$V_{nc}^e = V^e - H_{hd}$$ پ-۳۴

$$\begin{bmatrix} M1_d \\ M2_d \\ B_{hd} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_{10} \\ \lambda_{20} \\ \lambda_{30} \end{bmatrix} \cdot V_{nc}^e + \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \lambda_{13} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & \lambda_{23} \\ \lambda_{31} & \lambda_{32} & \lambda_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 \\ r_m \\ r_b \end{bmatrix} \cdot V_{nc}^e + \begin{bmatrix} \lambda_{14} \\ \lambda_{24} \\ \lambda_{34} \end{bmatrix} \cdot YD_r^e$$
$$\rightarrow \begin{cases} M1_d = \lambda_{10} \cdot V_{nc}^e + \lambda_{12} \cdot r_m \cdot V_{nc}^e + \lambda_{13} \cdot r_b \cdot V_{nc}^e + \lambda_{14} \cdot YD_r^e \\ M2_d = \lambda_{20} \cdot V_{nc}^e + \lambda_{22} \cdot r_m \cdot V_{nc}^e + \lambda_{23} \cdot r_b \cdot V_{nc}^e + \lambda_{24} \cdot YD_r^e \\ B_{hd} = \lambda_{30} \cdot V_{nc}^e + \lambda_{32} \cdot r_m \cdot V_{nc}^e + \lambda_{33} \cdot r_b \cdot V_{nc}^e + \lambda_{34} \cdot YD_r^e \end{cases}$$ پ-۳۵

$$\begin{cases} \frac{M1_d}{V_{nc}^e} = \lambda_{10} + \lambda_{12} \cdot r_m + \lambda_{13} \cdot r_b + \lambda_{14} \cdot \left(\frac{YD_r^e}{V_{nc}^e}\right) \\ \frac{M2_d}{V_{nc}^e} = \lambda_{20} + \lambda_{22} \cdot r_m + \lambda_{23} \cdot r_b + \lambda_{24} \cdot \left(\frac{YD_r^e}{V_{nc}^e}\right) \\ \frac{B_{hd}}{V^e} = \lambda_{30} + \lambda_{32} \cdot r_m + \lambda_{33} \cdot r_b + \lambda_{34} \cdot \left(\frac{YD_r^e}{V^e}\right) \end{cases}$$ پ-۳۶

$$rr_{m1} = -\frac{\pi}{1+\pi} = \frac{(1+0)}{(1+\pi)} - 1$$ پ-۳۷

$$rr_m = \frac{(1+r_m)}{(1+\pi)} - 1$$ پ-۳۸

$$rr_b = \frac{(1+r_b)}{(1+\pi)} - 1$$ پ-۳۹

$$\begin{cases} \frac{M1_d}{V_{nc}^e} = \lambda_{10} + \lambda_{11} \cdot (-\frac{\pi}{1+\pi}) + \lambda_{12} \cdot rr_m + \lambda_{13} \cdot rr_b + \lambda_{14} \cdot \left(\frac{YD_r^e}{V_{nc}^e}\right) \end{cases}$$ پ-۴۰

$$\begin{cases} \frac{M2_d}{V_{nc}^e} = \lambda_{20} + \lambda_{21} \cdot (-\frac{\pi}{1+\pi}) + \lambda_{22} \cdot rr_m + \lambda_{23} \cdot rr_b + \lambda_{24} \cdot \left(\frac{YD_r^e}{V_{nc}^e}\right) \end{cases}$$ پ-۴۱

$$\begin{cases} \frac{B_{hd}}{V^e} = \lambda_{30} + \lambda_{31} \cdot (-\frac{\pi}{1+\pi}) + \lambda_{32} \cdot rr_m + \lambda_{33} \cdot rr_b + \lambda_{34} \cdot \left(\frac{YD_r^e}{V^e}\right) \end{cases}$$ پ-۴۲

$$\lambda_{10} + \lambda_{20} + \lambda_{30} = 1$$ پ-۴۳

$$\lambda_{11} + \lambda_{21} + \lambda_{31} = 0$$ پ-۴۴

$$\lambda_{12} + \lambda_{22} + \lambda_{32} = 0$$ پ-۴۵

$$\lambda_{13} + \lambda_{23} + \lambda_{33} = 0$$ پ-۴۶

$$\lambda_{14} + \lambda_{24} + \lambda_{34} = 0$$ پ-۴۷

$$\lambda_{11} = -(\lambda_{12} + \lambda_{13})$$ پ-۴۸

$$\lambda_{22} = -(\lambda_{21} + \lambda_{23})$$ پ-۴۹

$$\lambda_{33} = -(\lambda_{31} + \lambda_{32})$$ پ-۵۰

$$\lambda_{12} = \lambda_{21}$$ پ-۵۱

$$\lambda_{13} = \lambda_{31}$$ پ-۵۲

پ-۵۳ $\lambda_{23} = \lambda_{32}$

پ-۵۴ $H_{hh} = H_{hd}$

پ-۵۵ $B_{hh} = B_{hd}$

پ-۵۶ $M1_{hN} = V_{nc} - M2_d - B_{hd}$

پ-۵۷
$$M1_h = M1_{hN} \cdot z_1$$
$$z_1 = 1 \quad iff\ M1_{hN} \geq 0$$

پ-۵۸
$$M2_h = M2_d \cdot z_1 + (V_{nc} - B_{hh}) \cdot z_2$$
$$z_2 = 1 \quad iff\ M1_{hN} < 0$$

دولت

پ-۵۹ $T = \tau \cdot (S - T) = S \cdot \frac{\tau}{(1+\tau)}$

پ-۶۰ $G = p \cdot g$

پ-۶۱ $PSBR = G + r_{b-1} \cdot B_{s-1} + r_{l-1} \cdot GD_{b-1} - (T + F_{cb})$

پ-۶۲ $GD_s = GD_{s-1} + PSBR$

پ-۶۳ $GF = GF_{-1} + \upsilon_{GF} \cdot G$

بانک مرکزی

پ-۶۴ $H_s = GD_{cb} + A_s$

پ-۶۵ $H_{hs} = H_{hd}$

پ-۶۶ $H_{bs} = H_s - H_{hs}$

پ-۶۷ $GD_{cb} = 0.055 \times (T + F_{cb})$

پ-۶۸ $A_s = A_d$

پ-۶۹ $r_a = \bar{r}_a$

پ-۷۰ $r_b = \bar{r}_b$

پ-۷۱ $F_{cb} = r_{a-1} \cdot A_{s-1}$

بانک‌های تجاری

پ-۷۲ $L_s = L_d$

پ-۷۳ $GD_b = GD_s - B_{hh} - GD_{cb}$

پ-۷۴ $M1_s = M1_h$

پ-۷۵ $M2_s = M2_h$

پ-۷۶ $H_{bd_\rho} = (\rho + e) \cdot (M1_s + M2_s)$

پ-۷۷ $-V + GW = -IN \rightarrow V = GW + \underbrace{IN}_{I-GF}$

پ-۷۸
$$M1 + M2 + H_h + B_h = GD + GF + L - GF \rightarrow M1 + M2 + H_h = \underbrace{GD - B_h}_{GD_{CB}+GD_b} + L$$

پ-۷۹ $M1 + M2 = L + GD_b + GD_{CB} - H_h$

پ-۸۰ $H_{bd_N} = GD_{CB} - H_h$

پ-۸۱ $H_{bd} = Max(H_{bd_N}, H_{bd_\rho})$

پ-۸۲ $A_d = -M1_s - M2_s + L_s + H_{bd} + GD_b$

پ-۸۳ $H_{bs} = H_{bd}$

پ-۸٤ $r_m = \bar{r}_m$

پ-۸۵ $r_L = \frac{r_m \cdot M_2 + r_a \cdot A_D}{M_1 + M_2 + A_D} + \zeta_L$

تولید ناخالص ملی اسمی

پ-۸٦ $Y = \underbrace{s \cdot p}_{=C} + \Delta in \cdot UC$

استناد به این مقاله: عسگری ده‌آبادی، محمدمهدی، نصیری‌اقدم، علی، درودیان، حسین و مهاجری، پریسا. (۱۴۰۳). آثار به‌کارگیری سیاست تسهیل اعتبار برای تسویه بدهی دولت با پیمانکاران در چارچوب مدل‌های تطبیق روانه انباره. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹(۹۸)، ۵-۵۳.

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

-- Iranian Journal of Economic Research----------
Volume 29, Issue 98, Spring 2024, 54-85
ijer.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/ijer.2022.63352.1035

ATU PRESS

Leverage Effect and the Role of Debt Ratio in Companies Listed on the Tehran Stock Exchange

Teymour Mohammadi — Professor, Faculty of Economics, Allame Tabataba'i University, Tehran, Iran.

Mohammad Reza Feghhi Kashani — Assistant Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

Mahdi Samei* — Ph.D. in Financial Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

Abstract

The negative correlation between an asset's volatility and its return is known as *leverage effect*. This relationship is explained by the effect of a firm's equity return on the degree of leverage in its capital structure. If this relationship holds, the increased volatility resulting from a fall in stock price should be comparable with the decreased volatility resulting from a price rise with the same magnitude, and this effect should also be persistent. Most research on the leverage effect has examined the relationship between the behavior of returns and return volatility. The present study aimed to examine the relationship between return volatility, returns, and the debt ratio. The data were collected from 22 biggest companies listed on the Tehran Stock Exchange for the period from March 2009 to March 2019. The value of debt in the capital structure of the selected companies was calculated using the Geske compound option pricing model. According to the results, the existence of an asymmetric effect on returns only during bearish market conditions, alongside the instability of this effect, indicates that the debt ratio cannot explain the behavior of returns and return volatility.

* Corresponding Author: m.samei@atu.ac.ir
How to Cite: Mohammadi, T., Feghhi Kashani, M. R., & Samei, M. (2024). Leverage Effect and the Role of Debt Ratio in Companies Listed on the Tehran Stock Exchange. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(98), 54-85.

eISSN:2476-6445 ISSN: 1726-0728 Accepted: 17/1/2022 Revised: 31/10/2021 Received: 6/9/2021 Original Research

1. Introduction

Extensive research on return volatility and its modeling reflects the considerable attention and importance this topic holds within various financial domains. The sheer number of scientific inquiries into volatility modeling and prediction underscores its significance in financial discourse, playing a pivotal role in both theoretical and empirical realms (Kambouroudis et al., 2021). Uncovering the influential factors affecting return volatility and gaining insights into their impact can contribute to a deeper understanding of return volatility. The leverage effect, which denotes the negative relationship between an asset's return and its return volatility, suggests that as an asset's return increases, its volatility decreases and vice versa. A common explanation attributes the divergent behavior of stock returns and return volatility to the debt ratio in a company's capital structure (Aït-Sahalia et al., 2013). When a company's value increases, assuming the debt value remains stable, the relative return on equity will rise more than the overall company return because the total stock value is less than the total company value. Therefore, equity in a company with a higher debt ratio will exhibit greater volatility compared to the overall company, with this difference depending on the equity ratio in the company's capital structure. This relationship with the debt ratio also leads to a systemic and inverse change in equity return volatility relative to its own return. When negative stock returns lead to a decrease in equity value relative to the fixed amount of debt, the debt ratio increases, resulting in an anticipated increase in stock volatility in the future. Conversely, positive stock returns are expected to have the opposite effect. The market value of a company's equity affects the value of its debt. This research aimed to examine the ability of debt ration to explain the observed leverage effect. Therefore, accurately estimating the debt ratio and the value of the debt is crucial. In this line, the present inquiry investigated the relationship between stock return volatility and the debt ratio in the case of companies listed on the Tehran Stock Exchange.

2. Materials and Methods

This study used the model proposed by Figlewski and Wang (2000) in order to investigate the leverage effect. A distinctive aspect of the current research lies in the calculation of the debt value and the debt ratio using the Geske compound options pricing model (Geske, 1979).

The sample of the study consisted of 22 non-banking companies selected from the top 30 listed on the Tehran Stock Exchange. Seven banking symbols and one symbol with insufficient information were excluded from the analysis. Banking symbols were excluded due to the unique nature of the banking business, which significantly influences

debt performance (Damodaran, 2013). Data on prices, number of shares, and debt structure for these companies were systematically collected from 2009 to 2019. The study relied on quantile regression as the analytical approach. Quantile regression is particularly robust in scenarios where errors deviate from a normal distribution or outliers are present in the data. This method allows for model estimation without being constrained by assumptions typical in ordinary regression, such as homoscedasticity and the influence of outliers on coefficient estimation.

3. Results and Discussion

If the leverage effect, characterized by the negative relationship between return volatility and stock returns, were solely due to returns influencing the debt ratio, one would expect this effect to be consistent across positive and negative returns. Additionally, assuming the effect of returns on the debt ratio remains stable over time, one would anticipate a stable effect on return volatility as well. The findings indicated asymmetric effects of returns on return volatility, with a notable difference between positive and negative returns. Moreover, over time, both the magnitude and significance of this effect diminish. Another objective was to explore the direct effect of the debt ratio on return volatility. Similar to the previous case, the data suggested differing effects of the debt ratio during upward and downward trends. When the debt ratio increases due to declining returns, there is a consistent relationship observed between return volatility and the debt ratio. Conversely, during upward trends, the relationship between the debt ratio and return volatility is inverse. Furthermore, in assessing the stability of the effect of debt ratio on return volatility, the coefficients of lagged debt ratios were not significant, with only the coefficient of the current period's debt ratio showing meaningful impact over the study duration.

4. Conclusion

According to the results, if a leverage effect exists, it manifests primarily in bearish market conditions (associated with an increasing debt ratio), and this effect is not stable over time. Consequently, the debt ratio alone cannot fully explain the relationship between return behavior and return volatility.

Keywords: Leverage Effect, Debt Ratio, Compound Option, Return Volatility
JEL Classification: G12, G13

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۶/۱۵

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۰/۸/۹

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۰/۲۷

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

eISSN:۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران ---------

دوره ۲۹، شماره ۹۸، بهار ۱٤۰۳، ٥٤-۸٥

ijer.atu.ac.ir

DOI: 10.22054/ijer.2022.63352.1035

اثر اهرمی و نقش نسبت بدهی در شرکت‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران

تیمور محمدی | استاد گروه اقتصاد نظری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

محمدرضا فقهی کاشانی | استادیار گروه اقتصاد بازرگانی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

مهدی صامعی * | دکتری اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

رابطه منفی بین بازدهی سهام و تلاطم آن تحت عنوان اثر اهرمی شناخته می‌شود. توضیح مرسوم، این ارتباط منفی را به اثر تغییر ارزش سهام بر روی نسبت بدهی مرتبط می‌داند. چنانچه این توضیح صحیح در نظر گرفته شود، این اثر در شرایط نزولی و صعودی بازار باید یکسان بوده و همچنین پایدار باشد. در اکثر مطالعات، این ارتباط از طریق بررسی رفتار بازدهی سهم و تلاطم بازدهی مورد بررسی قرار گرفته است. در این پژوهش ارتباط بین تلاطم بازدهی سهام با بازدهی و نسبت بدهی روی داده‌های ماهانه ۲۲ شرکت بزرگ بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۸۸ تا سال ۱۳۹۹ مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین ارزش بدهی در ساختار سرمایه شرکت از طریق قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی برآورد شده است. نتایج پژوهش حاضر از جمله وجود اثر نامتقارن بازدهی تنها در شرایط نزولی بازار در کنار عدم پایداری این اثر، حاکی از این امر است که نسبت بدهی نمی‌تواند توضیح‌دهنده رفتار بازدهی و تلاطم بازدهی سهم باشد.

کلیدواژه‌ها: اثر اهرمی، اختیارات ترکیبی، نسبت بدهی، تلاطم بازدهی

طبقه‌بندی JEL: G12، G13

مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی است.

* نویسنده مسئول: m.samei@atu.ac.ir

۱. مقدمه

تلاطم بازدهی و مدل‌سازی آن در بسیاری از موضوعات مالی مورد توجه و دارای اهمیت بالایی بوده است. حجم تحقیقات علمی روی مدل‌سازی تلاطم و پیش‌بینی آن مؤید این اهمیت در مباحث مالی است و نقش بسیار مهمی چه در مباحث تئوری و چه در مباحث تجربی دارد (Kambouroudis, et al., 2021). کشف عوامل مؤثر بر تلاطم بازدهی و نحوه بروز اثر این عوامل بر تلاطم، می‌تواند در شناخت هرچه بهتر از تلاطم بازدهی و از این طریق در قیمت‌گذاری دارایی‌ها و مشتقات مالی، مدیریت ریسک، سیاست‌گذاری و سایر فعالیت‌های مالی تأثیر مثبتی داشته باشد.

بازدهی، خود یکی از عوامل شناخته‌شده مؤثر بر تلاطم بازدهی است. ارتباط منفی بین بازدهی و تلاطم بازده یک دارایی تحت عنوان «اثر اهرمی[1]» شناخته می‌شود و بیانگر این امر است که با افزایش بازدهی دارایی، تلاطم آن کاهش و با کاهش بازدهی دارایی، تلاطم آن افزایش می‌یابد. یکی از رایج‌ترین توضیحات، رفتار متضاد بازدهی و تلاطم بازدهی سهام را به نسبت بدهی در ساختار سرمایه شرکت ارتباط می‌دهد (ایت ساهالیا و همکاران[2]، ۲۰۱۳). چنانچه فرض شود ارزش شرکت افزایش پیدا کند، ازآنجاکه مجموع ارزش سهام کمتر از ارزش کل شرکت است، با فرض ثبات ارزش بدهی، افزایش در بازدهی نسبی سهام بیش از افزایش در بازدهی کل شرکت خواهد بود. بنابراین سهام در شرکت با نسبت بدهی بالاتر، تلاطم بیشتری نسبت به کل شرکت خواهد داشت و این تفاوت تابعی از میزان نسبت بدهی به سهام در ساختار سرمایه شرکت است. این ارتباط با نسبت بدهی همچنین منجر به تغییر سیستمی و معکوس تلاطم بازدهی سهام با خود بازده می‌شود. هنگامی که بازده منفی سهم منجر به کاهش ارزش سهم در مقابل میزان ثابت بدهی می‌شود، نسبت بدهی افزایش می‌یابد که خود منجر به افزایش تلاطم سهام در آینده خواهد شد. در شرایطی که بازده سهام مثبت باشد نیز اثر معکوسی مورد انتظار است.

در اکثر مطالعات موجود در این حوزه تخمین تلاطم تنها از روی رفتار تاریخی بازدهی سهم و بدون تعدیل اثر این بازدهی بر روی ساختار سرمایه صورت پذیرفته‌است. حتی هنگامی که مدل‌های تلاطم تصادفی از خانواده گارچ مورد استفاده قرار گرفته است، نسبت

1. Leverage Effect
2. Ait-Sahalia, Y., et al.

بدهی تنها به عنوان پارامتری است که از داده‌های بازدهی سهم تخمین زده می‌شود و به عنوان پارامتری ساختاری و مرتبط با ساختار سرمایه شرکت در نظر گرفته نمی‌شود (Figlewski & Wang, 2000). چنانچه ارزش بدهی نیز هم‌جهت با ارزش شرکت حرکت کند، می‌تواند تا حدودی اثر بدهی بر روی تلاطم سهام را خنثی کند.

مطالعات اندکی که به رابطه نسبت بدهی با تلاطم بازدهی پرداخته‌اند، ارزش اسمی بدهی را به عنوان معیار محاسبه نسبت بدهی در نظر گرفته‌اند. اما با توجه به تأثیرپذیری ارزش بازاری بدهی از ارزش سهام شرکت و همچنین هدف پژوهش حاضر که بررسی توانایی توضیح مشاهده اثر اهرمی توسط نسبت بدهی است، تخمین صحیح نسبت بدهی و به واسطه آن ارزش بدهی دارای اهمیت بالایی می‌شود. در این پژوهش به منظور بررسی رابطه تلاطم بازدهی سهام با نسبت بدهی، با محاسبه ارزش بدهی شرکت با استفاده از قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی گسک، نسبت بدهی محاسبه شده است. با توجه به مشاهده اثر اهرمی تنها در شرایط نزولی بازار و همچنین عدم پایداری این اثر در داده‌های مورد بررسی پژوهش حاضر، عدم توانایی نسبت بدهی در توضیح رابطه بازدهی و تلاطم بازدهی استنتاج می‌شود.

ساختار مقاله به این صورت است که در بخش دوم توضیح اثر اهرمی و نحوه ارزش‌گذاری بدهی در شرکت با استفاده از مدل قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی گسک ارائه شده است. در بخش سوم پیشینه پژوهش مورد بررسی قرار گرفته است. بخش چهارم الگوی مورد استفاده را شرح می‌دهد و بخش پنجم به توضیح داده‌های پژوهش می‌پردازد. در بخش ششم برآورد مدل و تحلیل نتایج صورت گرفته و بخش هفتم شامل بحث و نتیجه‌گیری است.

۲. مبانی نظری

۲-۱. اثر اهرمی

اثر اهرمی به همبستگی منفی بین تلاطم بازده دارایی با بازده دارایی اطلاق می‌شود. به‌صورت عمومی افزایش قیمت دارایی با کاهش تلاطم بازده دارایی و کاهش قیمت دارایی با افزایش تلاطم بازده دارایی همراه است. عبارت اهرمی به توصیفی اقتصادی از این پدیده مرتبط

می‌شود که توسط بلک[1] (۱۹۷۶) و کریستی[2] (۱۹۸۲) ارائه شد. با کاهش قیمت دارایی، به دلیل افزایش ارزش بدهی نسبت به سهام، نسبت بدهی در شرکت‌ها افزایش می‌یابد. در نتیجه این اتفاق، انتظار می‌رود ریسک سهام افزایش یافته و تلاطم بازده آن بالا رود. درحالی‌که این مسئله تنها یک فرضیه است، رواج آن در ادبیات موضوع منجر به استفاده از عبارت اثر اهرمی برای توصیف این ارتباط آماری شده است (Ait-Sahalia, et al., 2013).

برای شفاف‌تر شدن موضوع، شرکتی را در نظر بگیرید که در ساختار سرمایه خود سهام و بدهی دارد. به منظور سادگی نیز فرض کنید بدهی بدون ریسک بوده و تغییر ارزش شرکت تنها از تغییرات ارزش سهام نشأت می‌گیرد. در این صورت ارزش بنگاه برابر خواهد بود با مجموع ارزش بدهی و سهام و ارزش سهام، حاصل‌ضرب قیمت هر سهم در تعداد سهام منتشرشده است. با تغییر در ارزش شرکت، این تغییر به‌صورت کامل از تغییر در ارزش سهام ناشی شده است. در این صورت در فرمول (۱) خواهیم داشت:

$$\frac{\Delta S}{S}=\frac{\Delta E}{E}=\frac{\Delta V}{V}\frac{V}{E}=\frac{\Delta V}{V}\left(\frac{E+D}{E}\right)=\frac{\Delta S}{V}\left(1+\frac{D}{E}\right) \qquad (۱)$$

که V ارزش شرکت، S قیمت هر سهم شرکت، D ارزش بدهی، N تعداد سهام منتشر شده، E ارزش مجموع سهام شرکت که برابر است با $N \times S$ و Δ بیانگر تغییرات است.

در این شرایط درصد تغییر قیمت سهام برابر درصد تغییر در ارزش سهام در ساختار سرمایه شرکت است. هرچه نسبت بدهی در شرکت بالاتر باشد، تلاطم بازدهی سهام نسبت به تلاطم بازدهی شرکت بیشتر خواهد بود. این رابطه در فرمول (۲) نشان داده شده است:

$$\sigma_S=\sigma_E=\sigma_V L \qquad (۲)$$

که σ_S تلاطم بازده سهم و برابر با تلاطم بازده کل سهام در ساختار سرمایه (σ_E) است. σ_V تلاطم ارزش کل شرکت بوده و L برابر است با $\left(1+{}^{D}/_{E}\right)$ که در این پژوهش معیار نسبت بدهی است. چنانچه σ_V ثابت باشد، با کاهش قیمت سهم نسبت بدهی افزایش و σ_S افزایش یافته و با افزایش قیمت سهم نسبت بدهی کاهش و σ_S کاهش می‌یابد (Figlewski

1. Black, F.
2. Christie, A. A.

.(& Wang, 2000

با در نظر گرفتن فرمول (۲)، می‌توان کشش تلاطم بازدهی سهام نسبت به سهام ($\theta_E =$ $\left(\frac{d\sigma_V L}{dE}\right) \times \left(\frac{E}{\sigma_V L}\right) = \theta_S$) و بدهی ($\theta_D$) را محاسبه نمود. بنابراین خواهیم داشت:

$$\theta_E = \theta_S = -\frac{D}{D+E} \quad (۳)$$

$$\theta_D = \frac{D}{D+E} \quad (۴)$$

همچنین می‌توان کشش تلاطم بازدهی سهام نسبت به تغییرات در L را نیز با استفاده از فرمول (۲) محاسبه نمود:

$$\theta_L = \frac{\partial \sigma_S}{\partial L}\frac{L}{\sigma_S} = \frac{\sigma_V L}{\sigma_S} = 1 \quad (۵)$$

روابط بالا با فرض ثبات تلاطم شرکت (σ_V) بوده است. چنانچه این فرض برقرار نباشد با گرفتن مشتق از فرمول (۲) خواهیم داشت:

$$d\sigma_S = \sigma_V \frac{dL}{dV} = \mathrm{L}\frac{d\sigma_V}{dV}dV$$

همچنین:

$$\frac{dL}{dV}dV = \frac{dL}{dE}\frac{dE}{dV}dV = -\frac{D}{E^2}dV$$

و با جایگزینی در توابع کشش خواهیم داشت:

$$\theta_L = \frac{d\sigma_S}{dL}\frac{L}{\sigma_S} = \left(\sigma_V - \frac{L}{D/E^2}\frac{\partial \sigma_V}{\partial V}\right)\frac{L}{\sigma_S} = 1 - \frac{E^2 L^2}{D\sigma_S}\frac{\partial \sigma_V}{\partial V} \quad (۶)$$

حال با توجه به فرمول (۶) چنانچه تلاطم بازده کل ارزش شرکت رفتار معکوسی نسبت به ارزش شرکت داشته باشد، کشش تلاطم سهام نسبت به نسبت اهرمی (L) بیشتر از واحد خواهد بود.

مدل بررسی این موضوع به شکل فرمول (۷) خواهد بود:

$$\Delta ln\sigma_S = c + a\Delta lnL + \mathfrak{D} \quad (۷)$$

که $\mathfrak{D}$ متغیر موهومی است. a تخمین کشش تلاطم سهام نسبت به نسبت اهرمی (θ_L) است. چنانچه ارزش کل شرکت ثابت در نظر گرفته شود، این عبارت باید برابر با ۱ بوده و چنانچه رفتار معکوس تلاطم بازدهی شرکت نسبت به بازدهی شرکت مفروض باشد، این عبارت باید از ۱ بزرگتر باشد. اما چنانچه این عدد کوچکتر از ۱ باشد، به این مفهوم خواهد بود که

تغییرات نسبت بدهی نمی‌تواند به‌صورت کامل ارتباط رفتار تلاطم بازدهی با بازدهی سهام را توضیح دهد (Figlewski & Wang, 2000).

۲-۲. ارزش‌گذاری بدهی، مدل قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی گسک

اختیار ترکیبی[1] به اختیاری گفته می‌شود که دارایی پایه آن اختیار دیگری باشد. اولین بار گسک[2] (۱۹۷۹) در مقاله‌ای تحت عنوان «ارزش‌گذاری اختیارات ترکیبی» تئوری قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی را ارائه نمود (Lajeri-Chaherli, 2002).

فرمول محاسبه ارزش اختیار خرید C به عنوان یک اختیار ترکیبی می‌تواند تابعی از ارزش یک بنگاه برابر V باشد، به شرطی که سهام بنگاه به عنوان یک اختیار روی ارزش کل بنگاه دیده شود.

یک شرکت با سهام عمومی و دارای اوراق بهادار جاری را در نظر بگیرید. فرض کنید اوارق شرکت بدون پرداخت دوره‌ای باشند که به دارنده آن حق مطالبه ارزش اسمی[3] اوراق معادل M با سررسید T را می‌دهد. همچنین فرض کنید شرکت حق انتشار بدهی جدید با قدرت مطالبه بیشتر و یا برابر اوراق فعلی و همچنین پرداخت سود سهام قبل از سررسید این اوراق را نداشته باشد. در نهایت فرض کنید شرکت در سال T، به شرط توانایی، بدهی اوراق را پرداخت کرده و باقی‌مانده ارزش بنگاه را پس از تسویه بنگاه به عنوان سود نقدی به سهامداران پرداخت می‌نماید. در این حالت دارندگان اوراق مالکین بنگاه هستند و به سهامداران، اختیار خرید دارایی‌های بنگاه را با سررسید اوراق داده‌اند. حال، یک اختیار روی سهام این شرکت در حقیقت اختیار با دارایی پایه اختیار و یک اختیار ترکیبی است. چنین شرایطی می‌تواند توسط توابع $C = f(S,t) = F(g(V,t),t)$ نشان داده شود که در این توابع t زمان حال است. بنابراین تغییرات ارزش اختیار خرید می‌تواند توسط تابعی از تغییرات ارزش بنگاه و زمان توضیح داده شود.

گسک نشان می‌دهد تحت این شرایط ارزش اختیار از فرمول (۸) پیروی می‌کند:

$$C = VN_2(h + \sigma_v\sqrt{\tau_1}, k + \sigma_v\sqrt{\tau_2}; \sqrt{\tau_1/\tau_2}) - Me^{-r_F\tau_2}N_2\left(h, k; \sqrt{\tau_1/\tau_2}\right) - Ke^{-r_F\tau_1}N_1(h) \quad (۸)$$

1. Compound Option
2. Geske, R.
3. Face Value

که $h = \frac{\ln(V/\overline{V})+(r_F-\frac{1}{2}\sigma_v^2)\tau_1}{\sigma_v\sqrt{\tau_1}}$ و $k = \frac{\ln(V/M)+(r_F-\frac{1}{2}\sigma_v^2)\tau_1}{\sigma_v\sqrt{\tau_2}}$ همچنین $\overline{V}$ نیز به نحوی انتخاب می‌شود که:

$$S_\tau - K = VN_1\left(k+\sigma_v\sqrt{\tau}\right) - Me^{-r_F\tau}N_1(k) - K = 0;\ \ \tau = T - t^* \qquad (۹)$$

در فرمول‌های (۸) و (۹)، K قیمت اجرای اختیار خرید، C ارزش اختیار خرید، t^* تاریخ اجرای اختیار، V ارزش فعلی شرکت، S ارزش فعلی سهام شرکت، M ارزش اسمی اوراق قرضه، r_F نرخ بازده بدون ریسک، T زمان سررسید اوراق قرضه، t زمان حال، σ_v^2 واریانس لحظه‌ای بازده شرکت در واحد زمان، $N_a(\cdot)$ تابع توزیع نرمال تجمعی a متغیره، $\tau_1 = t^* - t$، $\tau_2 = T - t$ و $\sqrt{\tau_1/\tau_2}$ ضریب همبستگی هستند.

حال سهامی را در نظر بگیرید که دارای دو نوع اوراق کوتاه‌مدت و بلندمدت است. در این حالت سهامداران در حقیقت دارای یک اختیار معامله با دارایی پایه اختیار معامله دیگر هستند. دارندگان اوراق در حقیقت صاحبان بنگاه بوده که اختیار خرید به سهامداران داده‌اند. اختیار دوم اختیاری است که دارای قیمت اجرای معادل ارزش اسمی اوراق کوتاه‌مدت و با سررسید اوراق کوتاه‌مدت است و در صورت پرداخت قیمت اجرا در زمان سررسید، اختیار دیگری در دست سهامداران خواهد بود که قیمت اجرای آن معادل ارزش اسمی اوراق بلندمدت و سررسید آن معادل سررسید اوراق بلندمدت خواهد بود. در این حالت سهام، یک اختیار ترکیبی است که ارزش آن از فرمول ارائه شده توسط گسک پیروی می‌کند.

به‌طور مشخص به منظور بررسی مدل ارائه شده توسط گسک برای ارزش‌گذاری بدهی شرکت با فرض دو دوره بدهی کوتاه‌مدت و بلندمدت، شرکتی را با بدهی بلندمدت M_2 با سررسید T_2 و بدهی کوتاه‌مدت M_1 و سررسید T_1 و با قید $T_2 \geq T_1$ در نظر بگیرید. چنانچه در زمان T_1 ارزش شرکت معادل V_{T_1}، بیشتر از مجموع ارزش اسمی بدهی کوتاه‌مدت، M_1، و ارزش بازاری بدهی بلندمدت در زمان T_1، B_{2T_1}، باشد، در نتیجه شرکت ورشکست نبوده و می‌تواند مجدد تأمین مالی نماید. چنین امری برابر با این عبارت است که ارزش سهام شرکت در زمان T_1 پس از پرداخت بدهی کوتاه‌مدت معادل M_1، مثبت است. بنابراین یک ارزش بحرانی برای شرکت در زمان T_1، برابر $\overline{V}_{T_1}$، وجود دارد که فرمول (۱۰) را برقرار خواهد کرد:

$$\begin{aligned}\bar{V} = V_{T_1} = M_1 + B_{2T_1} = M_1 + V_{T_1} - S_{T_1} \\ = M_1 + V_{T_1} - M_1 + V_{T_1} N\left(k_2 + \sigma_v\sqrt{T_2 - T_1}\right) \\ + M_2 e^{-r_F(T_2 - T_1)} N(k_2)\end{aligned} \quad (۱۰)$$

و با توجه به مدل گسک در حالت دو مرحله‌ای، برای قیمت سهام در زمان حال خواهیم داشت:

$$\begin{aligned}S = VN_2(k_1 + \sigma_v\sqrt{T_1 - t}, k_2 + \sigma_v\sqrt{T_2 - t}; \rho) \\ - M_2 e^{-r_F(T_2 - t)} N_2(k_1, k_2; \rho) \\ - M_1 e^{-r_F(T_1 - t)} N(k_1)\end{aligned} \quad (۱۱)$$

که در فرمول (۱۱):

$$\rho = \sqrt{(T_1 - t)/(T_2 - t)}$$

$$k_1 = \frac{\ln(\mathrm{V}/\bar{V}) + (r_F - 1/2\sigma_v^2)(T_1 - \mathrm{t})}{\sigma_v\sqrt{T_1 - \mathrm{t}}}$$

$$k_2 = \frac{\ln(\mathrm{V}/M_2) + (r_F - 1/2\sigma_v^2)(T_2 - \mathrm{t})}{\sigma_v\sqrt{T_2 - \mathrm{t}}}$$

این مدل دارای ۳ متغیر V، σ_v و $\bar{V}_{T_1}$ است که شناخته‌شده نیستند. برای محاسبه V و σ_v نیازمند رابطه‌ای هستیم که تلاطم اختیار را به تلاطم دارایی پایه مرتبط می‌کند:

$$\sigma_s = \frac{\partial S}{\partial V}\frac{V}{S}\sigma_v \quad (۱۲)$$

با در اختیار داشتن داده‌های قیمت سهام، تعداد سهام منتشرشده، ارزش اسمی و سررسید بدهی‌ها می‌توان مدل گسک برای V، σ_v و $\bar{V}_{T_1}$ را با استفاده از فرمول‌های (۱۰)، (۱۱) و (۱۲) حل نمود.

با کسر ارزش بازاری سهام از ارزش شرکت محاسبه‌شده در مدل گسک، به ارزش بدهی‌های شرکت و از آن به نسبت بدهی می‌رسیم.

۳. پیشینه پژوهش

ابونوری و مؤتمنی (۱۳۸۵) با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری به بررسی هم‌زمان اثر اهرمی و بازخورد تلاطم[1] با استفاده از داده‌های شاخص کل بازار سهام تهران پرداخته‌اند و وجود این اثر هم‌زمان رد نشده است. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که تلاطم پیش‌بینی

1. Volatility Feedback Effect

نشده، اثر منفی بر بازده سهام داشته‌اند، درحالی‌که برخلاف نظریه اثر بازخورد تلاطم، تلاطم پیش‌بینی شده با بازده سهام ارتباط مستقیم نداشته است.

ابونوری و مؤتمنی (۱۳۸۶) در پژوهش خود تأثیر تلاطم بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران را به‌وسیله الگوی گارچ نمایی و با استفاده از سری زمانی روزانه شاخص کل بازار سهام در دوره زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۵ بررسی کرده‌اند. نتایج آزمون آن‌ها وجود اثر اهرمی را تأیید کرده است.

راسخی و خانعلی‌پور (۱۳۸۸) با به‌کارگیری داده‌های ماهانه شاخص کل سهام در دوره زمانی فروردین ۱۳۷۰ تا شهریور ۱۳۸۶ و با استفاده از تکنیک واریانس ناهمسان شرطی به مدل‌سازی تلاطم بازده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. چولگی مثبت توزیع بازدهی، رد فرضیه وجود کارایی اطلاعاتی و بر این اساس اثرگذاری اطلاعات و اخبار با گذر زمان بر روی قیمت‌ها از جمله نتایج پژوهش آن‌ها است.

سجادی‌نیا (۱۳۹۰) در پایان‌نامه مقطع کارشناسی ارشد خود با استفاده از مدل‌های تلاطم تصادفی به بررسی وجود اثر اهرمی می‌پردازد.

راسخی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی رابطه ریسک و بازده در بازار سهام ایران تحت مدل ARJI-GARCH پرداخته و نتایج آن با دو مدل GARCH-M و GARCH-JUMP مقایسه شده است. نتایج برآورد الگوها برای داده‌های روزانه شاخص کل بازار بورس تهران طی دوره ۱۳۷۶/۷/۶ تا ۱۳۹۳/۱۲/۲ دلالت بر معناداری جزء جامپ به طوری دارد که ریسک بازده سهام ایران هر دو جزء تغییرات ملایم و رویدادهای شوک‌گونه و جامپی را شامل می‌شود و از این رو مدل GARCH-M سنتی به تنهایی برای بررسی رابطه ریسک و بازده در بازار سهام ایران مناسب نیست. همچنین در تجزیه‌وتحلیل پاداش ریسک متغیر با زمان، نتیجه می‌گیرند که در کوتاه‌مدت تنها ریسک ناشی از وقوع جامپ معنادار است.

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی عوامل مؤثر بر هزینه مالی بنگاه‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار بین سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳ پرداخته‌اند. رابطه مثبت هزینه مالی بنگاه‌ها با میزان تسهیلات دریافتی از بانک‌های خصوصی، تعداد بانک‌های اعتباردهنده و نسبت اهرمی بودن ساختار سرمایه، از نتایجی است که در این پژوهش استحصال شده است.

در میان مطالعات خارج از ایران بسیاری از محققان به تلاطم بازدهی بازار سهام به‌صورت عمومی در طول زمان اشاره کرده‌اند و این تغییرات را با عوامل مختلفی توضیح داده‌اند.

آفیسر[1] (۱۹۷۳) این تغییرات را به تلاطم متغیرهای کلان اقتصادی مرتبط می‌داند. بلک (۱۹۷۶) و کریستی (۱۹۸۲) بدهی مالی را توضیح‌دهنده بخشی از این تلاطم معرفی می‌کنند. مرتون[2] (۱۹۸۰)، پیندیک[3] (۱۹۸۴)، پوتربا و سامرز[4] (۱۹۸۸)، فرنچ و همکاران[5] (۱۹۸۷) در کنار برخی دیگر از محققین به دنبال کشف ارتباط بین تلاطم بازار سهام و تغییرات بازدهی مورد انتظار سهام بوده‌اند.

در کنار این مطالعات، شورت[6] (۱۹۸۹) تحلیل مبسوطی از تلاطم بازده سهام در طول زمان و رابطه آن با سایر متغیرهای اقتصادی ارائه می‌دهد. او رابطه بین تلاطم بازده سهام را با تغییرات متغیرهای اسمی و حقیقی کلان، بدهی‌های مالی، رفتار مبادله‌ای سهام، ریسک ورشکستگی و بازدهی شرکت‌ها مورد بررسی قرار داده است.

بولرسلو و همکاران[7] (۱۹۹۲) مروری بر ادبیات موضوع در استفاده از مدل‌های خانواده آرچ[8] به منظور مدل کردن تلاطم در طول زمان برای متغیرهای مالی داشته‌اند.

در کنار تلاطم بازدهی سهام در طول زمان، این تلاطم رفتار نامتقارنی نسبت به منفی یا مثبت بودن بازدهی داشته‌اند. تلاطم بازدهی با کاهش قیمت سهم تمایل به افزایش و با افزایش قیمت سهم تمایل به کاهش دارند. یکی از ابتدایی‌ترین مطالعات مؤید این رفتار مربوط به بلک (۱۹۷۶) است که توسط سایر محققین نظیر کریستی (۱۹۸۲)، شورت (۱۹۸۹)، گلستن و همکاران[9] (۱۹۹۳) و براون و همکاران[10] (۱۹۹۵) نیز تکرار شده است.

یکی از رایج‌ترین توضیحات رفتار متضاد قیمت و تلاطم بازدهی سهام به میزان بدهی در ساختار سرمایه شرکت ارتباط دارد. در حقیقت بلک و شولز[11] در مقاله ابتدایی خود (۱۹۷۳)

1. Officer, R. R.
2. Merton, R. C.
3. Pindyck, R. S.
4. Poterba, J. M. & Summers, L. H.
5. French, K. R., et al.
6. Schwert, G. W.
7. Bollerslev, T., et al.
8. ARCH
9. Glosten, L. R., et al.
10. Braun, P. A., et al.
11. Black, F. & Scholes, M.

اثر بدهی در رفتار قیمت سهام را توضیح داده و این موضوع توسط مرتون[1] (۱۹۷۳)، گالای و ماسولیس[2] (۱۹۷۶) و گسک (۱۹۷۹) بسط داده شد.

فیگلوسکی و وانگ[3] (۲۰۰۰) نیز در جستجوی پاسخ به این سؤال هستند که آیا رفتار نامتقارن بازدهی و تلاطم سهام که تحت عنوان اثر اهرمی شناخته می‌شود، درواقع می‌تواند توسط تغییرات در نسبت بدهی توضیح داده شود یا خیر. یافته‌های آن‌ها با بررسی شاخص S&P100 و همچنین شرکت‌های موجود در آن حاکی از آن است که اثر اهرمی در قیمت‌های نزولی بیشتر بوده است. همچنین اثر اهرمی تنها در زمان تغییر قیمت سهم و نه هنگام تغییر در میزان بدهی وجود داشته است. در نهایت چنین نتیجه می‌گیرند که اثر اهرمی در شرایط بازار نزولی وجود داشته و این اثر ارتباط اندکی با نسبت بدهی شرکت دارد.

نارداری و اسکراگز[4] (۲۰۰۵) با گسترش مدل تجزیه واریانس کمپبل[5] (۱۹۹۱) برای پذیرش تغییر تلاطم بازار سهام در طول زمان، اخبار سود توزیعی آتی سهام را عامل اصلی تلاطم بازار سهام می‌دانند.

در این زمینه بیان اقتصادی دیگری نیز ارائه شده است: افزایش پیش‌بینی‌شده در تلاطم بازدهی سهام نیازمند نرخ بازده بالاتری است که تنها با یک کاهش در قیمت بروز خواهد یافت که در کار فرنچ و همکاران (۱۹۸۷) و کمپبل و هنتشل[6] (۱۹۹۲) مشاهده می‌شود. توضیح اهرمی بیان می‌کند که بازده منفی منجر به اهرمی‌تر شدن بنگاه و در نتیجه منجر به ریسک بالاتر و تلاطم بیشتر می‌شود. اثر بازخورد تلاطم، بیانگر ارتباطی یکسان است اما نحوه تحلیل علیت آن برعکس بوده و افزایش تلاطم را عامل بازدهی منفی آتی می‌داند.

اگرچه براساس داده‌های روزانه و یا حتی بلندمدت‌تر، کشف رابطه علت و معلولی به دلیل هم‌زمانی اثر اهرمی و تلاطم دشوار است اما چنین بیان‌های متفاوتی نیز مورد بررسی و مقایسه قرار گرفته‌اند (برای مثال بکائرت و وو[7] (۲۰۰۰)). با استفاده از داده‌های بازه‌های زمانی کوتاه‌تر، برای مثال ۵ دقیقه، به منظور ساخت تلاطم محقق شده در زمانی طولانی‌تر،

1. Merton, R. K.
2. Galai, D. & Masulis, R. W.
3. Figlewski, S. & Wang, X.
4. Nardari, F. & Scruggs, J.
5. Campbell, J. Y.
6. Campbell, J. Y. & Hentschel, L.
7. Bekaert, G. & Wu, G.

بولرسلو و همکاران (۲۰۰۶) رابطه‌ای منفی بین تلاطم و بازدهی جاری[1] و تأخیری[2] که برای چند روز باقی می‌ماند، همبستگی کم بین بازدهی و تلاطم تأخیری و همبستگی قوی بین بازدهی در دوره‌های زمانی کوتاه‌مدت و ارزش مطلق آن‌ها پیدا کرده‌اند.

با این وجود ایت ساهالیا و همکاران (۲۰۱۳) به وجود همبستگی نزدیک به صفر بین بازدهی روزانه و تلاطم بازدهی برای بیشتر دارایی‌ها برخلاف انتظار همبستگی منفی بر مبنای دلایل اقتصادی اشاره می‌کنند.

چوی و ریچاردسون[3] (۲۰۱۶) بر روی تلاطم دارایی‌های شرکت به جای سهام شرکت تمرکز کرده‌اند. یافته‌های آن‌ها شامل تأثیر بالای میزان اهرمی بودن بر تلاطم سهام و پایداری اثر اهرمی و موقتی بودن اثر تلاطم دارایی بر روی تلاطم سهام، می‌تواند توضیح‌دهنده تفاوت رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت تلاطم بازدهی سهام باشد.

لوخاندا شیبوتزه و همکاران[4] (۲۰۱۹) نیز به بررسی اثر بدهی و اندازه شرکت بر روی بازدهی سهام پرداخته‌اند.

اسپینوسا و نیتو[5] (۲۰۲۰) نیز با استفاده از مدل TAR[6] و براساس تابع واریانس شرطی به بررسی اثر اهرمی در شاخص BOVESPA در بورس پرتغال پرداخته‌اند.

بولرسلو و همکاران (۲۰۲۰) نیز با استفاده از مدل جدید تلاطم چندمتغیره نامتقارن و بررسی آن برای سهام و همچنین سبد بازار به بررسی اثر اهرمی پرداخته‌اند.

کامبوروديس و همکاران[7] (۲۰۲۱) با استفاده از مدل خودتوضیح ناهمگون[8] که شامل تلاطم ضمنی[9]، اثر اهرمی، بازده روزانه و نوسانات تلاطم محقق شده[10] است، به دنبال پیش‌بینی تلاطم محقق‌شده هستند. برای این منظور ۱۰ شاخص سهام بین‌المللی را مورد تحلیل قرار می‌دهند. اگرچه براساس یافته‌های آن‌ها تمامی مدل‌های شامل تلاطم ضمنی (HAR-IV) بهتر از مدل ساده HAR عمل می‌کنند، گسترش این مدل نیز توسط تمامی بازارها مورد

1. Current
2. Lagged
3. Choi & Richardson
4. Lukhanda Shibutse, R., et al.
5. Espinosa, O. & Nieto, F.
6. Threshold Autoregression
7. Kambouroudis, D. S., et al.
8. Heterogeneous Autoregressive (HAR)
9. Implied Volatility (IV)
10. Volatility of Realized Volatility

تأیید قرار گرفته است. استفاده از بازده روزانه در تمامی بازارها به جز انگلستان، نوسانات تلاطم محقق شده در آمریکا و اثر اهرمی در پنج بازار دیگر منجر به بهبود عملکرد مدل و پیش‌بینی شده است.

٤. روش‌شناسی پژوهش و تصریح مدل

الگوی فیگلوسکی و وانگ (۲۰۰۰) به منظور بررسی اثر اهرمی در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته‌است، با این تفاوت که در پژوهش حاضر ارزش بدهی و به تبع آن نسبت بدهی با استفاده از مدل قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی گسک (۱۹۷۹) محاسبه شده است.

مدل فرمول (۱۳) برای بررسی اثر اهرمی به مفهوم عمومی آن مبنی بر ارتباط نامتقارن بین بازدهی سهم و تلاطم بازدهی است:

$$\Delta\sigma_1 = a_0 + a_1 R \qquad (۱۳)$$

که $R = ln(S_t/S_{t-1})$ و a_1 تخمینی از کشش تلاطم بازدهی نسبت به ارزش سهام (θ_S) است. همچنین $\Delta\sigma_1$ برابر تغییر در لگاریتم طبیعی در متغیر تلاطم بازدهی $(\ln\sigma_{t+1} - \ln\sigma_{t-1})$ است.

چنانچه رفتار معکوس بازدهی و تلاطم بازدهی ناشی از اثر تغییرات بازدهی بر روی نسبت بدهی باشد، تغییرات مثبت و منفی در بازدهی باید اثر مشابهی بر روی تلاطم بازدهی داشته باشد. به منظور بررسی این موضوع رگرسیون فرمول (۱۴) مورد آزمون قرار خواهد گرفت:

$$\Delta\sigma_1 = a_0 + a_1 R + a_2 R \times \mathfrak{D} \qquad (۱۴)$$

در فرمول (۱۴) چنانچه R منفی باشد $\mathfrak{D}$ برابر ۱ و در غیر اینصورت برابر صفر خواهد بود. در این صورت مقدار منفی معنادار برای a_2 بیانگر این امر خواهد بود که اثر اهرمی در قیمت‌های نزولی قوی‌تر بوده است.

به منظور بررسی پایداری و یا از بین رفتن اثر اهرمی ناشی از تغییرات قیمت سهام رگرسیون فرمول‌های (۱۵) و (۱۶) برآورد می‌شوند:

$$\Delta\sigma_3 = a_0 + a_1 R_t + a_2 R_{t-1} + a_3 R_{t-2} \qquad (۱۵)$$

$$\Delta\sigma_3 = a_0 + a_1 R_t + a_2 R_{t-1} + a_3 R_{t-2} + a_4 R_t \times \mathfrak{D}_t + a_5 R_{t-1} \times \mathfrak{D}_{t-1} + a_6 R_{t-2} \times \mathfrak{D}_{t-2} \qquad (۱۶)$$

که $\Delta\sigma_3$ برابر است با $\ln\sigma_{t+1} - \ln\sigma_{t-3}$ و داریم:

$$R_{t-i} = (lnS_{t-i} - lnS_{t-i-1}); i = 0,1,2$$

$\mathfrak{D}_{t-i}$: متغیر موهومی برابر با ۱ اگر $R_{t-i} < 0$ و برابر با صفر در غیر این صورت و $i = 0,1,2$.

جهت بررسی تأثیر نسبت بدهی بر روی تلاطم بازدهی سهام، معادله‌های رگرسیون فرمول‌های (۱۷) و (۱۸) می‌تواند مورد آزمون قرار گیرد:

$$\Delta\sigma_1 = a_0 + a_1 LN \quad (۱۷)$$

$$\Delta\sigma_1 = a_0 + a_1 LN + a_2 LN \times \mathfrak{U} \quad (۱۸)$$

که LN برابر است با $\ln(\frac{L_t}{L_{t-1}})$ و $\mathfrak{U}$ متغیر موهومی است و برابر ۱ زمانی که LN مثبت است و برابر صفر در غیر اینصورت. L_t همانند توضیح فرمول (۲) برابر است با $\left(1 + {}^{D}/_{E}\right)$.

a_1 تخمینی است از θ_L و چنانچه تمامی تلاطم شرکت به سهام منتقل شود، این عبارت برابر با یک خواهد بود. همچنین مشابه مدل قبل، چنانچه a_2 معنادار و مخالف صفر باشد، به مفهوم تفاوت اثر نسبت بدهی بر روی تلاطم سهام در زمان‌های صعودی و یا نزولی بودن این نسبت است.

در نهایت به منظور بررسی پایداری و یا از بین رفتن اثر اهرمی ناشی از تغییرات نسبت بدهی، رگرسیون فرمول‌های (۱۹) و (۲۰) برآورد می‌شوند:

$$\Delta\sigma_3 = a_0 + a_1 LN_t + a_2 LN_{t-1} + a_3 LN_{t-2} \quad (۱۹)$$

$$\Delta\sigma_3 = a_0 + a_1 LN_t + a_2 LN_{t-1} + a_3 LN_{t-2} + a_4 LN_t \times \mathfrak{U}_t + a_5 LN_{t-1} \times \mathfrak{U}_{t-1} + a_6 LN_{t-2} \times \mathfrak{U}_{t-2} \quad (۲۰)$$

که عناصر آن همانند قبل تعریف می‌شود.

در این تحقیق از روش رگرسیونی کوانتایل[1] استفاده شده است. روش‌های رگرسیونی معمولی ارتباط بین متغیرهای مستقل و وابسته را براساس تابع میانگین شرطی ارائه می‌کنند. رگرسیون‌های حداقل مربعات معمولی در مواقعی که خطاهای رگرسیونی، توزیع غیرنرمال داشته باشند، غیرکارا هستند. درحالی‌که رگرسیون کوانتایل در مواردی که خطاها توزیع نرمال نداشته و یا داده‌های پرت داشته باشیم، قوی‌تر عمل می‌کند. با استفاده از رگرسیون کوانتایل می‌توان بدون محدودیت‌های فروض رگرسیون معمولی مانند واریانس ناهمسانی و حضور تأثیرگذار داده‌های دورافتاده در برآورد ضرایب، مدل را برآورد نمود. در این رگرسیون از حداقل نمودن مجموع قدرمطلق باقیمانده‌های موزون برای برآورد پارامتر الگو

1. Quantile Regression

استفاده می‌شود که به آن روش حداقل قدرمطلق انحرافات[1] گفته می‌شود (شکوهی‌فرد و همکاران، ۱۳۹۸).

همچنین در این نوع رگرسیون چنانچه فرضیه صفر آزمون برابری شیب‌ها[2] و آزمون تقارن[3] رد نشود، پارامترهای کوانتایل ۰/۵ و میانگین برابر بوده و می‌تواند جایگزین مدل رگرسیون معمولی در نظر گرفته شود.

آزمون برابری شیب بین کوانتایل‌های مختلف توسط کوئنکر و باست[4] (۱۹۸۲) ارائه شده است. آماره این آزمون از توزیع χ^2 با درجه آزادی $(p-1)(k-1)$ پیروی می‌کند که در این عبارت k تعداد رگرسیون کوانتایل و p تعداد رگرسور است. همچنین فرضیه صفر در این آزمون برابری ضرایب کوانتایل‌های مختلف است.

آزمون تقارن نیز توسط نوی و پاول[5] (۱۹۸۷) ارائه شده است که فرضیه صفر این آزمون تقارن توزیع در کوانتایل‌های مختلف است. این آزمون نیز از توزیع χ^2 با درجه آزادی $p(k-1)/2$ پیروی می‌کند.

۵. پایه‌های آماری

در این پژوهش ۲۲ شرکت بزرگ بورسی غیربانکی از ۳۰ شرکت بزرگ در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شده‌اند که ۷ نماد بانکی و یک نماد به دلیل کمبود اطلاعات از آن حذف شده است. دلیل حذف نمادهای بانکی در این پژوهش تفاوت عملکرد بدهی در ساختار سرمایه آن‌ها به دلیل ماهیت کسب‌وکار بانکی است (Damodaran, A., 2013). داده‌های مرتبط با قیمت، تعداد سهم و ساختار بدهی این شرکت‌ها از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۹ به منظور بررسی جمع‌آوری شده‌است.

داده‌های مرتبط با قیمت و صورت‌های مالی به منظور استخراج ساختار بدهی، از طریق مرکز پردازش اطلاعات مالی ایران و تعداد سهام منتشرشده از طریق شرکت مدیریت فناوری بورس تهران استخراج شده است. با توجه به این‌که میزان اسمی بدهی در بازه‌های ۶ ماهه و

1. Least Absolute Deviation (LAD)
2. Slope Equality Test
3. Symmetry Test
4. Koenker, R. & Bassett Jr, G.
5. Newey, W. K. & Powell, J. L.

یا ۳ ماهه منتشر شده است، داده‌های ماهانه با فرض توزیع یکسان تغییر در طول ماه‌های هر بازه محاسبه شده‌اند.

تلاطم تاریخی بازده سهام از داده‌های بازده روزانه و با محاسبه جذر واریانس بازده روزانه محاسبه شده است. این تلاطم روزانه با ضرب در جذر ۲۵۲ به تلاطم سالانه تبدیل شده‌اند؛ هرچند عدم تبدیل تلاطم روزانه به سالانه- به دلیل بررسی تغییرات لگاریتم آن در پژوهش حاضر- تأثیری در نتایج پژوهش نخواهد داشت.

نسبت بدهی با تقسیم کل ارزش شرکت محاسبه شده از طریق شیوه قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی گسک بر ارزش بازاری سهام در پایان هر دوره که از ضرب قیمت پایان دوره سهم در تعداد سهام موجود در پایان دوره حاصل می‌آید، محاسبه شده است.

با داشتن قیمت ماهانه سهام، تغییرات بازده سهام محاسبه شده، ارزش اسمی و سررسید بدهی‌های موجود در صورت‌های مالی، می‌توان فرمول‌های (۱۰)، (۱۱) و (۱۲) را برای دستیابی به ارزش شرکت (V) حل نمود و با کسر ارزش بازاری سهم از آن به ارزش بدهی رسید.

٦. برآورد مدل و تحلیل نتایج

به منظور شناخت بهتر از داده‌های پژوهش، آمار توصیفی متغیرهای تحقیق برای ۲۲۵۲ ماه- شرکت در جدول ۱ گزارش شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها در شرکت‌های نمونه‌ای

متغیر	علامت	میانگین	میانه	بیشترین مقدار	کمترین مقدار	انحراف معیار	چولگی	ضریب کشیدگی
ارزش بازاری سهام (میلیارد تومان)	E	۷۷،٦٥٨	٥٢،٨٩٧	٦٨٤،٣٢٩	٤٣٣	٨٣،٤٨٣	٢/٨٤	١١/١٤
ارزش بدهی (میلیارد تومان)	D	٢٨،٢٣٤	١٠،١٩٤	٣١٨،٧٥٧	٢٧	٤٥،٨١٠	٣/٠٥	١٠/٥٩
تلاطم بازدهی	σ	٠/٢٩	٠/٢٥	٤/٢٨	٠/٠١	٠/٢٩	٦/٦٠	٦٨/٣٢

ادامه جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها در شرکت‌های نمونه‌ای

بازدهی	R	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۵۲	-۰/۳۶	۰/۱۱	۰/۶۳	٤/۳۳
نسبت بدهی	L	۱/۵۰	۱/۲۰	۱۰/۱۸	۱/۰۰	۰/۹۹	٤/۲۰	۲۳/۹۲
$\ln(\sigma_{t+1}/\sigma_{t-1})$	$\Delta\sigma_1$	-۰/۰۲	-۰/۰۵	۳/۵۳	-۳/۷۸	۰/۹۲	۰/۰۳	٤/۹۱
$\ln(\sigma_{t+1}/\sigma_{t-3})$	$\Delta\sigma_3$	۰/۰۱	-۰/۰۲	۳/٤۸	-٤/۱۸	۰/۹۸	-۰/۰۹	٤/۳۱
$\ln(L_t/L_{t-1})$	LN	-۰/۰۰	۰/۰۰	۱/٤۱	-۱/۲۰	۰/۰٦	۱/۰۸	۲۰۰/۸۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای مثال با توجه به جدول ۱، میانگین ارزش بازاری سهام در شرکت‌های نمونه‌ای برابر ۷۷ هزار و ۶۵۸ میلیارد تومان و میانگین ارزش بدهی که توسط مدل ارزش‌گذاری اختیارات ترکیبی گسک محاسبه شده است برابر ۲۸ هزار و ۲۳۴ میلیارد تومان بوده است. همچنین میانگین نسبت بدهی $(1 + D/E)$ برابر ۱/۵۰ محاسبه شده است. مقادیر بیشینه، کمینه و انحراف معیار نشان‌دهنده تفاوت قابل توجه بین شرکت‌های مورد بررسی است. همچنین با توجه به اینکه رگرسیون‌های پژوهش حاضر در قالب تغییرات لگاریتم مورد بررسی قرار گرفته است، اثر مشاهدات مرزی روی نتایج بسیار اندک خواهد بود.

به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس- پرون (PP) مربوط به داده‌های تلفیقی استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول ۲ ارائه شده است. با توجه به نتایج جدول ۲، تمامی متغیرها در سطح مانا هستند و نیازی به تفاضل‌گیری وجود ندارد.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرها (اعداد داخل پرانتز سطح معناداری را نشان می‌دهد)

متغیر	آماره ADF	آماره PP	نتیجه
$\Delta\sigma_1$	٦٨١/٦٢٣ (۰/۰۰۰۰)	٦٦٣/١٧٣ (۰/۰۰۰۰)	مانا
$\Delta\sigma_3$	۳۰٥/۰٦٣ (۰/۰۰۰۰)	٥٢٩/۰۰٢ (۰/۰۰۰۰)	مانا
LN	٧٥٤/٥٦۰ (۰/۰۰۰۰)	١١١٩/۰٦ (۰/۰۰۰۰)	مانا
R	٨۰٣/٤٤٣ (۰/۰۰۰۰)	١٢١٦/٩٤ (۰/۰۰۰۰)	مانا

مأخذ: یافته‌های پژوهش

چنانچه فرضیه صفر آزمون‌های برابری شیب و تقارن رد نشود، می‌توان از رگرسیون کوانتایل ۰/۵ به جای رگرسیون معمولی استفاده نمود. به همین منظور نتایج این آزمون‌ها برای مدل‌های ارائه شده در فرمول‌های (۱۳) الی (۲۰) در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳. آزمون والد به منظور تست برابری شیب و تقارن در کوانتایل‌های مختلف

مدل	آماره آزمون برابری شیب	آماره آزمون تقارن کوانتایل‌ها	نتیجه
فرمول ۱۳	۱/۸٦۹ (۰/۳۹۳)	۹/۰٤۲ (۰/۳۳۹)	برابری شیب و تقارن
فرمول ۱٤	۳/٦۳۳ (۰/٤٥۸)	۱/٤۸٥ (۰/٦۸۷)	برابری شیب و تقارن
فرمول ۱٥	۹/۸۸۱ (۰/۱۳۰)	۸/۳۱٤ (۰/۱٥٤)	برابری شیب و تقارن
فرمول ۱٦	۱۰/۱٥٥ (۰/۱٦٥)	۱۰/۷۱۷ (۰/۱۷۷)	برابری شیب و تقارن
فرمول ۱۷	۱/۱۰۱ (۰/٥۷۷)	۱/۱۸۱ (۰/٥٥٤)	برابری شیب و تقارن
فرمول ۱۸	۲/۰٦۹ (۰/۷۲۳)	۲/٤۲٦ (۰/٤۸۹)	برابری شیب و تقارن
فرمول ۱۹	۷/۰۰۱ (۰/۳۲۱)	٥/۹۰۸ (۰/۲۰٦)	برابری شیب و تقارن
فرمول ۲۰	٤٦۰ (۰/٦٦۳)	۷/۲٥٥ (۰/٤۰۳)	برابری شیب و تقارن

مأخذ: یافته‌های پژوهش- اعداد داخل پرانتز سطح معناداری را نشان می‌دهند.

با توجه به نتایج آزمون والد در جدول ۳ که حاکی از برابری شیب و تقارن در تمامی مدل‌ها است، می‌توان از رگرسیون کوانتایل ۰/۵ بدون نگرانی درخصوص نوع توزیع و ناهمسانی واریانس استفاده نمود.

۱-٦. اثر اهرمی با بررسی بازدهی

همانطور که اشاره شد، اثر اهرمی به‌صورت عمومی به رابطه منفی بین بازدهی و تلاطم بازدهی اطلاق می‌شود. مدل‌های ارائه شده در فرمول‌های (۱۳) تا (۱۶) به بررسی رابطه بازدهی و تلاطم بازدهی می‌پردازد.

مدل‌های ارائه شده در فرمول‌های (۱۳) و (۱۴) به بررسی کلی رابطه بازدهی و تلاطم بازدهی می‌پردازند. جداول ۴ و ۵ به ترتیب نتایج تخمین مدل ارائه شده در فرمول‌های (۱۳) و (۱۴) را براساس رگرسیون کوانتایل ۰/۵ نشان می‌دهند.

جدول ٤. مدل ۱۳- اثر اهرمی با بررسی بازدهی $\Delta\sigma_1 = a_0 + a_1 R$

متغیر	عرض از مبدأ	R
ضریب	-۰/۰٤٤٦٥	۰/۹۲۵۷۰٤
آماره t	-۲/۱۲۵۰۳۵	۵/۸۷۰٦۸۲
سطح معناداری	۰/۰۳۳۷	۰/۰۰۰۰
R^2	۰/۰۱۰۸۳٦	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. مدل ١٤- اثر اهرمی با بررسی بازدهی و وجود متغیر موهومی

$\Delta\sigma_1 = a_0 + a_1 R + a_2 R \times \mathfrak{D}$

متغیر	عرض از مبدأ	R	$R \times \mathfrak{D}$
ضریب	-۰/۰۷٦٤٦۸	۱/۰۸۳۵٦۷	-۰/۷۰۳٦٤۷
آماره t	-۲/٦۲۲۷۱۱	٦/۱۲٤۹٦۱	-۱/٦۸٤۳۷۳
سطح معناداری	۰/۰۰۸۸	۰/۰۰۰۰	۰/۰۹۲۳
R^2		۰/۰۱۱۵٦۲	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به ضریب مثبت و معنی‌دار متغیر R در رگرسیون فرمول (۱۳)، می‌توان نتیجه گرفت داده‌های پژوهش حاضر اثر اهرمی به‌صورت عمومی و به مفهوم رابطه منفی بین تلاطم بازدهی و بازدهی سهم را تأیید نمی‌کنند.

با اجرای مدل رگرسیون ارائه شده در فرمول (۱۴) و اضافه نمودن متغیر موهومی بازدهی منفی، تغییر در اثر اهرمی تخمین‌زده‌شده مشاهده می‌شود. رابطه منفی تلاطم بازدهی و بازدهی سهم، چنانچه به واسطه اثر بازدهی بر روی نسبت بدهی رخ دهد، باید نسبت به رفتار مثبت و منفی بازدهی، عکس‌العمل مشابهی داشته باشد. هرچند ضریب بازدهی در شرایط نزولی بازار در سطح معناداری ۵ درصد معنادار نبوده است؛ با این وجود چنانچه رابطه‌ای هم وجود داشته باشد این رابطه در شرایط نزولی بازار نسبت به صعودی کاهش داشته است.

به منظور بررسی پایداری اثر اهرمی، مدل‌های ارائه شده در فرمول‌های (۱۵) و (۱۶) بررسی شده‌اند که نتایج برآورد این دو مدل به ترتیب در جداول ۶ و ۷ ارائه شده است.

چنانچه اثر اهرمی به‌صورت کامل به واسطه اثر بازدهی بر روی نسبت بدهی رخ دهد، تخمین عبارات a_1، a_2 و a_3 در معادله رگرسیون فرمول ۱۵ در طول بازه سه ماهه بررسی

تغییرات تلاطم بازدهی ($\Delta\sigma_3$) باید یکسان باشد اما چنانچه این اثر به مرور زمان از بین برود، ضرایب وقفه‌های بازدهی دوره‌های پیشین باید کوچکتر و با معناداری کمتری باشند.

جدول ٦. مدل ١٥- بررسی پایداری اثر اهرمی با بررسی بازدهی

$$\boldsymbol{\Delta\sigma_3 = a_0 + a_1 R_t + a_2 R_{t-1} + a_3 R_{t-2}}$$

متغیر	عرض از مبدأ	R_t	R_{t-1}	R_{t-2}
ضریب	-۰/۰٦٤۰۹٤	۱/۰۰۰۹۵۱	۰/۷۲۵۸۰٦	۰/۲٤٥۲۷۸
آماره t	-۲/٦٥۰۸۸۱	٥/٦۷۲۸۸۱	٤/۱۰٥۱۷۰	۱/۸۰٥٦۱۱
سطح معناداری	۰/۰۰۸۱	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۷۱۲
R^2		۰/۰۲۰۲۳۰		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷. مدل ١٦- بررسی پایداری اثر اهرمی با بررسی بازدهی و وجود متغیر موهومی

$$\boldsymbol{\Delta\sigma_3 = a_0 + a_1 R_t + a_2 R_{t-1} + a_3 R_{t-2} + a_4 R_t \times \mathfrak{D}_t + a_5 R_{t-1} \times \mathfrak{D}_{t-1} + a_6 R_{t-2} \times \mathfrak{D}_{t-2}}$$

متغیر	عرض از مبدأ	R_t	R_{t-1}	R_{t-2}	$R_t \times \mathfrak{D}_t$	$R_{t-1} \times \mathfrak{D}_{t-1}$	$R_{t-2} \times \mathfrak{D}_{t-2}$
ضریب	-۰/۱٤۷	۱/۷٦۷	۰/۷٦۹	-۰/۰٦۹	-۲/۰٥٦	-۰/۲٤۸	۰/٤٥۷
آماره t	-۲/۷۷۷	٤/۷۸۳	۲/٦۳۲	-۰/۲۳۱	-۲/۷٥۳	-۰/٤۰۳	۰/۷۷٦
سطح معناداری	۰/۰۰٥٦	۰/۰۰۰	۰/۰۰۸٦	۰/۸۱۷	۰/۰۰٦	۰/٦۸۷	۰/٤۳۷
R^2				۰/۰۲٤٤٤۹			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ضریب هر سه متغیر در معادله رگرسیون فرمول (۱۵) مثبت است. با این وجود این ضرایب با ایجاد وقفه در متغیر بازدهی کاهش یافته و همچنین سطح معناداری نیز کاهش می‌یابد تا آنجاکه ضریب بازدهی با دو دوره وقفه در سطح معناداری ۵ درصد بی‌معنی شده است. می‌توان گفت مشاهدات پژوهش حاضر مؤید از بین رفتن اثر بازدهی (هرچند مثبت) بر روی تلاطم بازدهی با گذشت زمان هستند.

با اضافه کردن سه متغیر موهومی و اجرای مدل رگرسیون فرمول (۱۶)، مشاهده می‌شود که ضریب بازدهی بدون وقفه در مقادیر منفی بازدهی (a_4)، منفی، معنادار و قابل توجه است. اثر بازدهی منفی بدون وقفه در تلاطم سه ماهه بازدهی برابر ۰/۲۸۸۹- است که مؤید وجود اثر اهرمی در بازدهی منفی است. این در حالی است که اندازه و معناداری ضرایب

بازدهی در شرایط صعودی بازار همانند حالت پیشین با افزایش وقفه‌ها کاهش می‌یابد تا آنجاکه ضریب بازدهی با دو وقفه بی‌معنی شده است.

۲-٦. اثر اهرمی با بررسی نسبت بدهی

به‌صورت عمومی اثر اهرمی به توضیحی از رابطه بازدهی و تلاطم بازدهی می‌پردازد که در آن بر نقش نسبت بدهی به عنوان واسط تأثیر بازدهی بر تلاطم بازدهی تأکید می‌شود. در بیشتر تحقیقات این حوزه تلاشی برای بررسی نسبت بدهی واقعی در ساختار سرمایه شرکت صورت نگرفته است. همچنین در مواردی که این بررسی صورت گرفته است، ارزش اسمی بدهی معیار بوده است. در این پژوهش با تخمین ارزش شرکت و به تبع آن ارزش بدهی از طریق قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی، نسبت بدهی محاسبه شده است. در این بخش به بررسی و آزمون اثر اهرمی با استفاده از نسبت بدهی پرداخته شده است. مدل‌های ارائه شده در فرمول‌های (۱۷) تا (۲۰) به این منظور اجرا شده‌اند. ابتدا به منظور بررسی ابتدایی اثر اهرمی با استفاده از نسبت بدهی، معادلات رگرسیون فرمول‌های (۱۷) و (۱۸) تخمین زده شده‌اند. نتایج این تخمین به ترتیب در جداول ۸ و ۹ قابل مشاهده است.

جدول ۸. مدل ۱۷- بررسی اثر اهرمی با نسبت بدهی $\Delta\sigma_1 = a_0 + a_1 LN$

متغیر	عرض از مبدأ	LN
ضریب	-۰/۰۲۵۹۷۵	-۱/۱۶۷۱۳۷
آماره t	-۱/۱۷۵۷۵۱	-۴/۸۸۷۴۶۱
سطح معناداری	۰/۲۳۹۹	۰/۰۰۰۰
R^2	۰/۰۰۲۵۶۵	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۹. مدل ۱۸- اثر اهرمی با بررسی نسبت بدهی و وجود متغیر موهومی $\Delta\sigma_1 = a_0 + a_1 LN + a_2 LN \times \mathfrak{U}$

متغیر	عرض از مبدأ	LN	$LN \times \mathfrak{U}$
ضریب	-۰/۰۵۲۵۳۲	-۱/٤۷۷٤۳۸	۱/٥۳۸۱٤۸
آماره t	-۲/۳۷۱۹٥٤	-۲/۹۳۰۰۲٤	۲/۰۸۱٤۷٥
سطح معناداری	۰/۰۱۷۸	۰/۰۰۳٤	۰/۰۳۷٥
R^2		۰/۰۰۳۸٦۱	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ضریب a_1 در این معادلات رگرسیون تخمینی از کشش تلاطم بازدهی سهم نسبت به تغییر در نسبت بدهی است. با توجه به فرمول (۶) چنانچه تمامی تغییرات ارزش شرکت به سهام منتقل شده و همچنین تلاطم در سطح کل شرکت ثابت باشد، این تخمین باید برابر ۱ باشد. همچنین چنانچه ارزش شرکت با افزایش تلاطم بازدهی سهام کاهش یابد، این عدد بزرگتر از ۱ خواهد بود.

ازآنجاکه یک افزایش در بازدهی منجر به یک کاهش در نسبت بدهی می‌شود، علامت مورد انتظار ضریب متغیر نسبت بدهی برعکس ضریب بازدهی در مدل رگرسیون فرمول (۱۳) خواهد بود. همانطور که در جدول ۸ قابل مشاهده است، این ضریب منفی، معنادار و برابر ۱/۱۶۷۱۳۷- است که وجود اثر اهرمی را رد می‌کند. با این حال با اضافه شدن متغیر موهومی به مدل و تفکیک رفتار نزولی و صعودی نسبت بدهی، مشاهده می‌شود که a_2 در فرمول ۱۸ مثبت، معنادار و همچنین قابل توجه است و حاکی از تأیید اثر اهرمی در شرایط صعودی نسبت بدهی (نزولی بازدهی) است.

همچنین به منظور بررسی پایداری اثر نسبت بدهی بر تلاطم بازدهی، مدل‌های ارائه شده در فرمول‌های (۱۹) و (۲۰) مورد آزمون قرار گرفته است که نتایج آن در جداول ۱۰ و ۱۱ قابل مشاهده است.

جدول ۱۰. مدل ۱۹- بررسی پایداری اثر اهرمی با بررسی بازدهی

$$\Delta\sigma_3 = a_0 + a_1 LN_t + a_2 LN_{t-1} + a_3 LN_{t-2}$$

متغیر	عرض از مبدأ	LN_t	LN_{t-1}	LN_{t-2}
ضریب	۰/۰۲۷۰۳۱-	۱/۲۲۷۲۷۹-	۰/٤٨٦٠٨١-	۰/۲٦۰٥٤۳
آماره t	۱/۲٤۹۱۱۳-	۲/٤۹۰۳٥۲-	۲/٤۷۱٤٤۸-	۰/٤۰٥۷۸٤
سطح معناداری	۰/۲۱۱۸	۰/۰۱۲۹	۰/۰۱۳٦	۰/٦۸٥۰
R^2	۰/۰۰٤۱۱۳			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۱. مدل ۲۰- بررسی پایداری اثر اهرمی با بررسی بازدهی و وجود متغیر موهومی

$$\Delta\sigma_3 = a_0 + a_1 LN_t + a_2 LN_{t-1} + a_3 LN_{t-2} + a_4 LN_t \times \mathfrak{U}_t + a_5 LN_{t-1} \times \mathfrak{U}_{t-1} + a_6 LN_{t-2} \times \mathfrak{U}_{t-2}$$

متغیر	عرض از مبدأ	LN_t	LN_{t-1}	LN_{t-2}	$LN_t \times \mathfrak{U}_t$	$LN_{t-1} \times \mathfrak{U}_{t-1}$	$LN_{t-2} \times \mathfrak{U}_{t-2}$
ضریب	-۰/۰۵٤	-۱/۵۰۲	-۱/۱۸۱	-۰/۰۲٤	۱/۰۷۲	۰/۷۰۹	۰/۵۹۷
آماره t	-۲/۰۰۲	-۱/۹۹٤	-۲/۲۷۸	-۰/۰٤٤	۰/۷۹۰	۰/۸۹۸	۰/۷۲٤
سطح معناداری	۰/۰٤٥٤	۰/۰٤٦۲	۰/۰۲۲۸	۰/۹٦٥	۰/٤۲۹	۰/۳٦۹۱	۰/٤۷۰
R^2	۰/۰۰٤۹۹۱						

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همانطور که در جدول ۱۰ مشاهده می‌شود، با افزایش وقفه‌های نسبت بدهی اندازه اثر و سطح معناداری کاهش می‌یابد و نشان می‌دهد که اثر نسبت بدهی بر روی بازدهی تلاطم سهم پایدار نبوده و با گذشت زمان از بین می‌رود.

در جدول ۱۱ نیز مشاهده می‌شود که ضریب نسبت بدهی با دو وقفه معنادار نیست. همچنین تمامی ضرایب نسبت بدهی بدون وقفه و یا با یک یا دو دوره وقفه بی‌معنی است. با این وجود اگر اثری هم وجود داشته باشد مؤید تقلیل رابطه منفی نسبت بدهی و تلاطم بازدهی در شرایط صعودی نسبت بدهی است. این ضریب در شرایط صعودی نسبت بدهی اختلاف زیادی با ۱ و با توضیح کامل اثر اهرمی دارد.

۷. بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت تلاطم بازدهی در بازارهای مالی و نقش آن در قیمت‌گذاری دارایی‌ها و مشتقات مالی، مدیریت ریسک و سیاست‌گذاری، شناخت مناسب از تلاطم بازدهی، عوامل مؤثر بر آن و همچنین نحوه ترتیب اثر این عوامل، می‌تواند نقش بسزایی در تحلیل رفتار آن داشته باشد. یکی از عوامل تأثیرگذار بر تلاطم بازدهی که در پژوهش‌های بسیاری مورد توجه قرار گرفته است، رفتار خودبازدهی است. رابطه منفی بین بازدهی و تلاطم بازدهی سهام تحت عنوان اثر اهرمی شناخته می‌شود. توضیح مرسوم، تأثیر بازدهی بر روی نسبت بدهی را عامل مشاهده این اثر معرفی می‌کند. با کاهش ارزش سهام، نسبت بدهی در ساختار سرمایه شرکت افزایش می‌یابد و در صورت ثبات تلاطم در سطح کلی شرکت، تلاطم سهام افزایش می‌یابد. در اکثر مطالعات پیرامون اثر اهرمی تنها به بررسی رابطه تلاطم بازدهی با

بازدهی پرداخته شده است و در مطالعات اندکی که به بررسی نسبت بدهی در این خصوص پرداخته شده است، نسبت بدهی با استفاده از ارزش دفتری بدهی در ساختار سرمایه محاسبه شده است. در این پژوهش پس از ارائه مبانی نظری درخصوص رابطه تلاطم بازدهی و بازدهی سهم در شرکت اهرمی، نحوه ارزش‌گذاری بدهی شرکت از طریق قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی ارائه شد.

به منظور رفع محدودیت‌های فروض رگرسیون معمولی مانند واریانس ناهمسانی و حضور تأثیرگذار داده‌های دورافتاده در برآورد ضرایب، از شیوه رگرسیون کوانتایل استفاده شده است که با توجه به عدم رد فرضیه برابری شیب و تقارن، از رگرسیون کوانتایل ۰/۵ به منظور تخمین پارامترها استفاده شده است.

چنانچه اثر اهرمی مبنی بر رابطه منفی تلاطم بازدهی و بازدهی سهام تنها نتیجه تأثیر بازدهی بر روی نسبت بدهی باشد، میزان این اثر در بازدهی نزولی و صعودی باید مشابه و یکسان باشد. همچنین با توجه به این موضوع که تأثیر بازدهی بر روی نسبت بدهی پایدار بوده و در طول زمان از بین نمی‌رود، انتظار می‌رود اثر بازدهی بر روی تلاطم بازدهی نیز پایدار باشد. نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد نه تنها بازدهی اثرات نامتقارنی بر روی تلاطم بازدهی داشته و در شرایط نزولی و صعودی بازدهی، اختلاف معناداری بین اثر بازدهی بر روی تلاطم بازدهی وجود دارد، بلکه به مرور زمان میزان این اثر و معناداری آن نیز کاهش می‌یابد.

یکی دیگر از اهداف پژوهش حاضر که کمتر در مطالعات بررسی اثر اهرمی مورد توجه قرار گرفته، بررسی اثر مستقیم نسبت بدهی بر روی تلاطم بازدهی بوده است. داده‌های پژوهش حاضر همانند حالت قبل در اثرات بازدهی بر روی تلاطم بازدهی، مؤید وجود اثر متفاوت نسبت بدهی در روندهای صعودی و نزولی نسبت بدهی است. در صورت صعودی بودن نسبت بدهی که می‌تواند ناشی از کاهش بازدهی باشد، رفتار یکسان تلاطم بازدهی و نسبت بدهی مشاهده شده اما در شرایط نزولی نسبت بدهی این رابطه معکوس بوده است. همچنین در بررسی پایداری تأثیر نسبت بدهی در تلاطم بازدهی، ضریب وقفه‌های نسبت بدهی معنادار نبوده و تنها ضریب نسبت بدهی دوره جاری بر روی تلاطم بازدهی طول دوره مورد بررسی معنادار بوده است.

در نهایت نتایج پژوهش حاضر حاکی از این است که اثر اهرمی اگر هم وجود داشته باشد، تنها در شرایط نزولی بازار (افزایش نسبت بدهی) مشاهده شده و این اثر پایدار نبوده است و از این رو نسبت بدهی نمی‌تواند توضیح‌دهنده رابطه رفتار بازدهی با تلاطم بازدهی باشد. توجه به تأثیرپذیری بیشتر تلاطم سهم از بازدهی در شرایط نزولی بازار با توجه به معکوس بودن این رابطه (افزایش تلاطم با کاهش بازدهی) و همچنین عدم توانایی نسبت بدهی در توضیح این رفتار به دلایل مذکور، می‌تواند در شناخت بیشتر از تلاطم بازار و در نهایت کنترل آن اهمیت بسزایی داشته باشد.

تعارض منافع

وجود ندارد.

ORCID

Teymour Mohammadi http://orcid.org/0000-003-4394-774X

Mohammad Reza Feghhi Kashani http://orcid.org/0000-0002-9509-0218

Mahdi Samei http://orcid.org/0000-0002-7193-990X

منابع

ابراهیمی، سجاد، مدنی‌زاده، سیدعلی و محمودزاده، امینه. (۱۳۹۷). عوامل مؤثر بر هزینه مالی: مطالعه موردی بنگاه‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۳(۷۶)، ۸۴-۵۳ doi.org/10.22054/ijer.2018.9512

ابونوری، اسماعیل و مؤتمنی، مانی. (۱۳۸۵). بررسی هم‌زمان اثر اهرمی و بازخورد نوسانات در بازار سهام تهران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۷۶، ۱۰۱-۱۱۷. https://dorl.net/dor/20.1001.1.00398969.1385.41.5.2.3

ابونوری، اسماعیل و مؤتمنی، مانی. (۱۳۸۶). بررسی اثر اهرمی در بازار سهام تهران. *فصلنامه علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز*، ۵۰، ۱-۱۱.

راسخی، سعید و خانعلی‌پور، امیر. (۱۳۸۸). تحلیل تجربی نوسانات و کارایی اطلاعاتی بازار سهام. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۳(۴۰)، ۲۹-۷۲.

راسخی، سعید، اسدی، سیدپیمان و شیدایی، زهرا. (۱۳۹۵). پویایی رابطه ریسک- بازده در بازار سهام ایران: شواهد جدید با به‌کارگیری الگوی GARCH-JUMP. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۱(۶۶)، ۵۹-۸۳. doi.org/10.22054/ijer.2016.7046

سجادی‌نیا، الهه. (۱۳۹۰). *بررسی وجود اثر اهرمی در مدل‌های تلاطم تصادفی*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیخ بهایی اصفهان.

شکوهی‌فرد، سیامک، آل‌عمران، رویا، مهرگان، نادر و رحیم‌زاده، فرزاد. (۱۳۹۸). اثر فساد بر توسعه انسانی (مدل رگرسیون کوانتایل). *فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی*، ۵(۱)، ۳۳-۶۷. doi.org/10.22075/jem.2020.19166.1398

References

Abunuri, E. & Motameni, M. (2006). Simultaneous analysis of leverage effect and volatility feedback effect in TSE. *Journal of Economic Research*, *76*, 101-117. https://dorl.net/dor/20.1001.1.00398969.1385.41.5.2.3 [In Persian].

Abunuri, E. & Motameni, M. (2007). Investigation of leverage effect in TSE. *Journal of Social Science and Humanities*, Shiraz University, *50*. [In Persian].

Ait-Sahalia, Y., Fan, J. & Li, Y. (2013). The leverage effect puzzle: Disentangling sources of bias at high frequency. *Journal of Financial Economics*, *109*(1), 224–249. doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.02.018

Bekaert, G. & Wu, G. (2000). Asymmetric volatility and risk in equity markets. *The Review of Financial Studies*, *13*(1), 1–42. doi.org/10.1093/rfs/13.1.1

Black, F. (1976). The pricing of commodity contracts. *Journal of Financial Economics*, *3*(1–2), 167–179. doi.org/10.1016/0304-405X(76)90024-6

Black, F. & Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, *81*(3), 637–654. http://dx.doi.org/10.1086/260062

Bollerslev, T., Chou, R. Y. & Kroner, K. F. (1992). ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence. *Journal of Econometrics*, *52*(1–2), 5–59. doi.org/10.1016/0304-4076(92)90064-X

Bollerslev, T., Litvinova, J. & Tauchen, G. (2006). Leverage and volatility feedback effects in high-frequency data. *Journal of Financial Econometrics*, *4*(3), 353–384. doi.org/10.1093/jjfinec/nbj014

Bollerslev, T., Patton, A. J. & Quaedvlieg, R. (2020). multivariate leverage effects and realized semicovariance GARCH models. *Journal of Econometrics*, *217*(2), 411-430. doi.org/10.1016/j.jeconom.2019.12.011

Braun, P. A., Nelson, D. B. & Sunier, A. M. (1995). Good news, bad news, volatility, and betas. *The Journal of Finance, 50*(5), 1575–1603. doi.org/10.2307/2329327

Campbell, J. Y. (1991). A variance decomposition for stock returns. *The Economic Journal, 101*(405), 157–179. doi.org/10.2307/2233809

Campbell, J. Y. & Hentschel, L. (1992). No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns. *Journal of Financial Economics, 31*(3), 281–318. doi.org/10.1016/0304-405X(92)90037-X

Choi, J. & Richardson, M. (2016). The volatility of a firm's assets and the leverage effect. *Journal of Financial Economics, 121*(2), 254-277. doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.05.009

Christie, A. A. (1982). The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage and interest rate effects. *Journal of Financial Economics, 10*(4), 407–432. doi.org/10.1016/0304-405X(82)90018-6

Damodaran, A. (2013). Valuing financial services firms. *Journal of Financial Perspectives, 1*(1), 59-74.

Ebrahimi, S., Madanizadeh. S.A. & Mahmudzadeh, A. (2018). Factors affecting financial costs, case study of TSE firms. *Iranian Journal of Economic Research*, 76, 53-74. doi.org/10.22054/ijer.2018.9512 [In Persian].

Espinosa, O. & Nieto, F. (2020). A study on the leverage effect on financial series using a TAR model: A bayesian approach. ArXiv Preprint ArXiv:2002.05319.

Figlewski, S. & Wang, X. (2000). Is the “Leverage Effect” a leverage effect? Available at SSRN 256109.

French, K. R., Schwert, G. W. & Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics, 19*(1), 3–29. doi.org/10.1016/0304-405X(87)90026-2

Galai, D. & Masulis, R. W. (1976). The option pricing model and the risk factor of stock. *Journal of Financial Economics (JFE), 3*(1/2), 53-81. doi.org/10.1016/0304-405X(76)90020-9

Geske, R. (1979). The valuation of compound options. *Journal of Financial Economics, 7*(1), 63–81. doi.org/10.1016/0304-405X(79)90022-9

Glosten, L. R., Jagannathan, R. & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The Journal of Finance, 48*(5), 1779–1801. doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x

Kambouroudis, D. S., McMillan, D. G. & Tsakou, K. (2021). Forecasting realized volatility: The role of implied volatility, leverage effect,

overnight returns, and volatility of realized volatility. *Journal of Futures Markets, 41*(10), 1618-1639. doi.org/10.1002/fut.22241

Koenker, R. & Bassett Jr, G. (1982). Robust tests for heteroscedasticity based on regression quantiles. *Econometrica: Journal of the Econometric Society, 50*(1), 43-61. doi.org/10.2307/1912528

Lajeri-Chaherli, F. (2002). A note on the valuation of compound options. *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products*, *22*(11), 1103–1115. doi.org/10.1002/fut.10048

Lukhanda Shibutse, R., Kalunda, E. & Achoki, G. (2019). Effect of leverage and firm size on financial performance of deposit taking savings and credit cooperatives in Kenya. *International Journal of Research in Business and Social Science (2147-4478), 8*(5), 182–193. doi.org/10.20525/ijrbs.v8i5.462

Merton, R. C. (1980). On estimating the expected return on the market: An exploratory investigation. *Journal of financial economics, 8*(4), 323-361. doi.org/10.1016/0304-405X(80)90007-0

Merton, R. K. (1973). *The sociology of science*: *Theoretical and empirical investigations*. University of Chicago press.

Nardari, F. & Scruggs, J. (2005). Why does stock market volatility change over time? A time-varying variance decomposition for stock returns. In EFA 2005 Moscow Meetings.

Newey, W. K. & Powell, J. L. (1987). Asymmetric least squares estimation and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society, 55*(4), 819-847. doi.org/10.2307/1911031

Officer, R. R. (1973). The variability of the market factor of the New York stock exchange. *The Journal of Business, 46*(3), 434–453. http://www.jstor.org/stable/2351391

Pindyck, R. S. (1984). Uncertainty in the theory of renewable resource markets. *The Review of Economic Studies, 51*(2), 289–303. doi.org/10.2307/2297693

Poterba, J. M. & Summers, L. H. (1988). Mean Reversion in stock prices: Evidence and implications. *Journal of Financial Economics, 22*(1), 27-59. doi.org/10.1016/0304-405X(88)90021-9

Rasekhi, S. & Khanalipur, A. (2009). Volatility analysis and informational efficiency in stock market. *Iranian Journal of Economic Research, 40*, 29-72. [In Persian].

Rasekhi, S., Asadi, S.P. & Sheidayi, Z. (2015). The risk-return relationship dynamics of Iran's stock market: New evidence using GARCH-JUMP model. *Iranian Journal of Economic Research, 66*, 59-83. doi.org/10.22054/ijer.2016.7046 [In Persian]

Sajadinia, E. (2010). Investigation of leverage effect in stochastic volatility models. [Master's thesis, Sheikh Bahaei University]. [In Persian]

Schwert, G. W. (1989). Why does stock market volatility change over time? *The Journal of Finance, 44*(5), 1115–1153. doi.org/10.1111/j.1540-6261.1989.tb02647.x

Shokuhifard, S., Ale Emran, R., Mehregan, N. & Rahimzadeh, F., (2019). The effect of corruption on human development (quantile regression model). *Journal of econometric* modeling, *1*, 33-67. doi.org/10.22075/jem.2020.19166.1398 [In Persian]

استناد به این مقاله: محمدی، تیمور، فقهی کاشانی، محمدرضا و صامعی، مهدی. (۱۴۰۳). اثر اهرمی و نقش نسبت بدهی در شرکت‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹(۹۸)، ۵۴-۸۵.

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

-- Iranian Journal of Economic Research----------
Volume 29, Issue 98, Spring 2024, 86-122
ijer.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/ijer.2023.70586.1149

ATU PRESS

Demand for Banking and Shadow Banking Services in Iran

Meysam Amiri* Assistant Professor, Department of Finance and Banking, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Samira Farahani Master of Economic Sciences, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Abstract

In recent decades, the functioning of financial markets and banks has undergone significant changes. Many institutions resembling traditional banks have emerged outside the regulatory framework of the central bank, a phenomenon known as shadow banking. Instead of engaging in the traditional activities of conventional banks, shadow banking employs a more diverse set of resources and instruments, lead to changes in economic risks and influencing economic policies in various countries. The present study aimed to examine shadow banking and its relationship with traditional banking from 2011 to 2021 in Iran. It relied on the modeling of money demand functions within a system of simultaneous equations along with the Minflex Laurent flexible functional form. Moreover, the BEKK–GARCH model was used to address heteroscedasticity. The findings indicate that shadow banking has grown at an increasing rate over the past decade. According to the Morishima elasticity of substitution, conventional banking and shadow banking alternated in replacing each other during the 2010s. Additionally, the results showed that the spillover effect of short-term deposit shocks and fixed-income funds on Islamic bonds was positively significant, while the effect of shocks from fixed-income funds on cash and short-term deposits was not significant.

* Corresponding Author: amiry82@yahoo.com
How to Cite: Amiri, M., & Farahani, S. (2024). Demand for Banking and Shadow Banking Services in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(98), 86-122.

eISSN:2476-6445 ISSN: 1726-0728 Accepted: 29/4/2023 Revised: 25/4/2023 Received: 6/11/2022 Original Research

1. Introduction

Since the early 1960s, a new phenomenon has emerged in the banking sector and has rapidly expanded, which involves the shift of intermediation from traditional banks to non-banks outside the supervision of the central bank (Buchak et al., 2018). These institutions, known as shadow banks, have grown rapidly in both developed and emerging countries over the past decades, playing a crucial role in the development of their monetary and financial markets (Łasak, 2015). However, shadow banking has also posed several challenges. Many financial experts attribute the recent global financial crisis to the complex structure of shadow banking, supported by a global consensus on the significant role of shadow banks in the 2007–2009 financial crisis (Pozsar et al., 2013; Lysandrou & Nesvetailova, 2014). Shadow banking presents both an opportunity and a challenge. While companies and households benefit from shadow banking as an alternative financial channel, maintaining financial stability in the market has become even more complex and challenging (Allen & Gu, 2020). In the present study, the term *cash* includes paper money, foreign currency, coins, traveler's checks, and short-term deposits as liabilities of bank deposits. Fixed-income funds and commercial papers are considered the liabilities of shadow banks. The study is based on the hypothesis that substitutability or complementarity between bank services and shadow banks is a critical factor in the effectiveness of monetary policies. An explanatory framework was developed to examine whether the relationship between traditional banking services and shadow banking in Iran is complementary or substitutive.

2. Materials and Methods

To model the money demand function, the study used the Minflex Laurent flexible functional form within a dual approach encompassing both conventional and shadow banking, as well as demand systems proposed by Diewert (1974). Additionally, Barnett's (2002) approach was employed to ensure the systematicity conditions of classical models, namely monotonicity, curvature, and positivity. The BEKK–GARCH model was used to address heteroscedasticity and estimate the model. MATLAB R2018b, Eviews11, and WinRATS10 were used estimate the theoretical models of the study.

3. Results and Discussion

The Morishima elasticity of substitution between different components of money demand showed that despite fluctuations in the level of elasticity, the elasticity of all components is less than one. Furthermore, since all elasticities

are positive, the components act as substitutes for each other. Among the examined elasticities, the highest average substitution occurred with Islamic securities compared to changes in fixed-income funds, while the lowest substitution occurred with fixed-income funds compared to changes in cash. In addition, investigating the response to shocks in each component of money demand revealed several points. First, the reaction of assets to demand shock fluctuations was initially positive for cash, although for Islamic securities, this effect decreased after three periods or months. The reaction of cash fluctuations to cash shock was significantly greater and increased for all assets. Second, the reaction of each asset to short-term deposit shocks was positive but small, except for the case of cash in which it was slightly negative in the first and second periods. This reaction increased during subsequent periods in the case of short-term deposits themselves. Third, concerning the fixed-income fund shock, although it was negative in the first period, it became positive in subsequent periods. The shock related to Islamic bonds and short-term deposits maintained a stable positive trend, and shocks from fixed-income funds increased for three periods but had a decreasing but positive trend thereafter. Fourth, investigating the reaction of fluctuations to shocks in Islamic securities showed that-except for cash which had a positive increasing trend-the trend for the other three assets initially increased and then decreased.

4. Conclusion

The results indicate that the demand for shadow banking services has gradually increased in Iran, aligning with global economic trends and the advantages shadow banks offer over conventional banks. Although shadow banks in Iran are perceived as competitors to conventional banks, studies show that the limitations imposed by unilateral policies in Iran's monetary market have led many shadow banking activities to be conducted by institutions related to conventional banking. In fact, utilizing shadow banking capacities has helped establish stability in Iran's conventional banking system. This finding aligns with the results of the Financial Stability Board (2013) and the related studies (Liu & Xie, 2020; Moshirian, 2014). According to these studies, many shadow banking services by conventional banks are carried out to bypass central bank regulations. Moreover, the findings of the present study on the substitution between conventional and shadow banking are consistent with the findings of Serletis and Zhou (2019), as contrasted to Lin and Li (2017), Górnicka (2016), and Noeth and Sengupta (2011), who view conventional and shadow banking as two complementary systems.

Keywords: Money Demand, Minflex Laurent Function, Shadow Banking, Morishima Elasticity of Substitution
JEL Classification: D50, E41,O17

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران ---------
دوره ۲۹، شماره ۹۸، بهار ۱۴۰۳، ۸۶-۱۲۲
ijer.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/ijer.2023.70586.1149

مقاله پژوهشی
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۸/۱۵
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۲/۵
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۲/۹
ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸
eISSN:۲۴۷۶-۶۴۴۵

تقاضا برای خدمات بانکداری و بانکداری سایه‌ای در ایران

میثم امیری * | استادیار گروه مالی و بانکداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

سمیرا فراهانی | کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

طی دهه‌های اخیر، کارکرد بازارهای مالی و بانک‌ها دستخوش تحولات چشمگیری شده و مؤسسات بسیاری شبیه به عملکرد بانک‌های متعارف، در خارج از ساختار نظارتی بانک مرکزی رشد کرده‌اند که تحت عنوان بانکداری سایه‌ای از آن‌ها یاد می‌شود. بانکداری سایه‌ای به جای تمرکز بر فعالیت‌های سنتی بانک‌های متعارف، مجموعه متنوع‌تری از منابع، ابزارها و ... را به‌کار گرفته و توانسته ضمن ایجاد تغییر در ریسک‌های اقتصادی، بر تحولات و سیاست‌های اقتصادی کشورها نیز مؤثر باشد. در این مطالعه به منظور برآورد بانکداری سایه‌ای و رابطه آن با بانکداری متعارف، طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ از مدل‌سازی تابع تقاضای پول در چارچوب یک سیستم معادلات هم‌زمان در کنار تابع مین‌فلکس‌لارنت که قابلیت انعطاف‌پذیری دارد، بهره گرفته شده است. همچنین با توجه به بحث واریانس ناهمسانی، مدل BEKK GARCH را برای برآورد مدل به‌کار برده تا به رفع ناهمسانی موجود کمک نماید. بررسی‌ها و نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که طی دهه اخیر بانکداری سایه‌ای با نرخ فزاینده‌ای رشد نموده و در دهه ۹۰ بانکداری متعارف و بانکداری سایه‌ای براساس شاخص کشش جانشینی موریشیما، جانشین یکدیگر بوده‌اند. همچنین نتایج نشان می‌دهد اثر سرریز شوک‌های سپرده کوتاه‌مدت و صندوق‌های با درآمد ثابت بر اوراق اسلامی مثبت، افزایشی و معنی‌دار است. در سوی مقابل، اثر سریز شوک‌های صندوق‌های با درآمد ثابت بر پول نقد و سپرده کوتاه مدت، بی‌معنی بوده است.

کلیدواژه: تقاضای پول، تابع مین‌فلکس‌لارنت، بانکداری سایه‌ای، کشش جانشینی موریشیما.

طبقه‌بندی JEL: O17، E41، D50

* نویسنده مسئول: amiry82@yahoo.com

۱. مقدمه

بررسی تحولات بازارهای مالی نشان می‌دهد از اوایل دهه ۶۰ میلادی، پدیده جدیدی وارد عرصه بانکداری شد و به سرعت گسترش یافت. در این پدیده واسطه‌گری از بانک‌های متعارف به مؤسسات غیر بانکی[1] و خارج از نظارت بانک مرکزی منتقل شد (Buchak, et al., 2018). این مؤسسات که از آن‌ها تحت عنوان بانکداری سایه‌ای[2] یاد می‌شود، طی دو سه دهه گذشته به سرعت در کشورهای توسعه‌یافته و نوظهور گسترش یافته‌اند و نقش بسیار مهمی در توسعه بازارهای پولی و مالی آن‌ها داشتند (Lasak, 2015).

در این‌جا دو نظریه سعی در تبیین گسترش بانکداری سایه‌ای داشتند: نخست افزایش بار نظارتی برای بانک‌های متعارف و دیگری شکل‌گیری فناوری‌های نوین. نظریه اول ادعا می‌کند که پس از بحران مالی، بانک‌های سنتی تحت فشارهای قانونی و نظارت بیشتری قرار گرفته‌اند. این فشارها باعث افزایش هزینه‌ها شده و تنوع دامنه محصولاتی را که بانک‌های متعارف می‌توانند ارائه دهند، کاهش داده است. در مقابل بانک‌های سایه‌ای که با این فشارها روبه‌رو نیستند، با قدم گذاشتن به شکاف‌های بانک‌های متعارف، سهم بازار بیشتری را به‌دست آوردند. همچنین درخصوص فناوری نوین، این ادعا بیان می‌شود که بهبود فناوری‌های نوین، نظیر بلاک چین، ضمن آن‌که مدل تجاری بانکداری متعارف را به چالش کشیده است، تغییراتی در سهم بازار به‌وجود آورده است. در حقیقت، فین تک‌ها[3] بانک‌های سایه‌ای را از بانک‌های متعارف دور کرده و موجب ایجاد محصولات متنوع‌تری خارج از چارچوب های نظارتی شده است (Buchak, et al., 2018). اما از سوی دیگر، حضور این نوع از سیستم بانکداری با چالش نیز همراه بوده است، به‌گونه‌ای‌که بسیاری از اندیشمندان حوزه مالی، ساختارهای پیچیده این نوع از سیستم مالی را هسته و مرکز اصلی بحران مالی جهانی اخیر می‌دانند و بیان می‌دارند تاحدی توافق جهانی وجود دارد مبنی بر این‌که بانک‌های سایه‌ای نقش بسزایی در ایجاد بحران مالی سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۹ داشته‌اند (Pozsar, et al., 2013; Lysandrou & Nesvetailova, 2014) و اگرچه سیستم بانکداری سایه‌ای می‌تواند عامل اصلی بحران نباشد اما زمینه‌ساز افزایش آسیب‌پذیری‌ها بوده و زمینه

1. Non-Banks
2. Shadow Banking
3. Fintech

را برای مداخله مؤثر کاهش داده است. در حقیقت، افزایش ظهور بانکداری سایه‌ای می‌تواند هم یک فرصت و هم یک چالش باشد.

در حالی که شرکت‌ها و خانوارها از بانکداری سایه‌ای در حال رشد به عنوان یک کانال تأمین مالی جایگزین بهره‌مند می‌شوند، در مقابل حفظ ثبات مالی در یک بازار مالی را پیچیده‌تر و با چالش‌هایی روبه‌رو ساخته است (Allen & Gu, 2020). باید اشاره داشت امروزه خدمات پولی توسط بانک‌ها و بانک‌های سایه‌ای در صنعت خدمات مالی خلق و ارائه می‌شود (Adrian & Shin, 2011) اما نقش و کانال‌های تأثیرگذاری آن‌ها بسیار می‌تواند متفاوت باشد.

همان‌طور که توسط استیک و سرلیتیس[1] (۲۰۱۶) نشان داده شده است، اهرم بانک‌های سایه‌ای همسو با ادوار تجاری است (در زمان رونق اقتصادی، بالا و در زمان رکود اقتصادی، پایین است) و رابطه آن با سطح فعالیت اقتصادی غیرخطی و نامتقارن است (نرخ رشد اهرم در شوک‌های منفی نسبت به شوک‌های مثبت اثر قوی بر رشد واقعی اقتصاد دارد). در مقابل در بانک‌ها مدیریت ترازنامه فعالانه است و یک نسبت اهرم ثابت را هدف قرار می‌دهند، به‌طوری‌که رابطه اهرم و فعالیت اقتصادی آن‌ها خطی و متقارن است (Serletis & Xu, 2019).

همان‌گونه که بیان شد، بانکداری سایه‌ای به تازگی به بخش قابل توجهی از ارائه خدمات مالی تبدیل شده است و در بسیاری از بخش‌ها و تحولات اقتصادی نقش دارد که هنوز به خوبی این اثرات درک نشده است. براین اساس، در این مقاله چارچوبی برای تجزیه و تحلیل نقش بانکداری سایه‌ای در پاسخگویی به تقاضای خدمات پولی در اقتصاد کشور در نظر گرفته شده است.

دراین مقاله، پول نقد شامل اسکناس، ارز، مسکوکات، چک‌های مسافرتی و سپرده‌های کوتاه‌مدت به عنوان تعهداتی از بدهی سپرده‌های بانک‌ها در نظر می‌گیرد و صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت، اوراق تجاری به عنوان تعهدات بانک‌های سایه‌ای محاسبه می‌شود و این فرضیه توضیح داده می‌شود که رابطه جانشینی و یا مکملی بین خدمات بانک‌ها و بانک‌های سایه‌ای عامل بسیار مهمی بر نحوه اثرگذاری سیاست‌های پولی خواهد بود. برای

1. Istiak, K. & Serletis, A.

بررسی این فرضیه، یک چارچوب تبیین می‌شود با هدف بررسی این سؤال که رابطه بین جانشینی یا مکملی بین خدمات بانکداری و بانکداری سایه‌ای در ایران چگونه است؟

برای بررسی این سؤال در این مقاله تابع تقاضای پول، با در نظر گرفتن یک فرم تابع انعطاف‌پذیر مین‌فلکس‌لارنت[1]، براساس رویکرد دوگانه (بانکداری متعارف و بانکداری سایه‌ای) و به‌صورت سیستمی بر مبنای سیستم تقاضای توسعه‌یافته توسط دایورت[2] (۱۹۷۴) در نظر گرفته می‌شود. همچنین به منظور برقراری شروط نظام‌مندی مدل‌های کلاسیک (یکنواختی، انحنا و مثبت بودن)، از رویکرد بارنت[3] (۲۰۰۲) پیروی می‌شود و برای در نظر گرفتن اختلالات واریانس ناهمسانی از رهیافت BEKK-GARCH جهت برآورد مدل استفاده می‌شود.

۲. مفهوم بانکداری سایه‌ای و ابعاد و ویژگی‌های آن

بانکداری سایه‌ای یک عنوان جذاب است که نمایانگر تمام خدمات مالی است که خارج از ساختار نظارتی بانک مرکزی تنظیم شده و ارائه می‌شوند. این مؤسسات کلیه مؤسساتی را تشکیل می‌دهند که مانند بانک فعالیت می‌کنند اما به عنوان بانک تنظیم و کنترل نمی‌شوند (Nidhiparpiani, 2020).

اگرچه این اصطلاح معنای زیادی را ارائه نمی‌دهد اما ازآنجاکه این نوع بانکداری تحت نظارت بانک مرکزی به فعالیت نمی‌پردازد، بانک سایه‌ای برازنده‌اش است چراکه سایه سبب ایجاد یک محیط تاریک می‌شود و در نهایت یک فضای مبهم ایجاد می‌کند و می‌تواند این تصویر را منتقل کند که هرچه هست، مشکوک و از نظر نظارتی برای سیستم پولی با چالش همراه است (Macey, 2012).

از زمان سخنرانی مک‌کالی[4] (۲۰۰۷) تا به حال، مفهوم بانکداری سایه‌ای در مقالات مختلفی به‌کار گرفته شد اما اختلاف نظر در مورد این‌که بانکداری سایه‌ای به چه طیفی اطلاق می‌شود، وجود دارد لذا تعاریف متعددی از سوی پژوهشگران این حوزه ارائه شده است. برخی از تعاریف با تمرکز بر فعالیت‌هایی که بانکداری سایه‌ای انجام می‌دهد، تعریف

1. Minflex Laurent Flexible Functional
2. Diewert, W.E.
3. Barnett, W. A.
4. McCulley, P.

شده است (مانند Elliott, et al., 2015). در برخی دیگر، تعاریف بر مبنای ابزارهای مورد استفاده در این سیستم هست (مانند Gorton & Metrick, 2010) و در سایر تعریف‌ها مبتنی بر مؤسسات و نهادهای مالی فعال (Nabilou & Alessio, 2017) در این حوزه که سعی در تبیین مفهوم بانکداری سایه‌ای دارند. در این میان می‌توان یکی از جامع‌ترین تعریف را، تعریف هیأت ثبات مالی در نظر گرفت. هیأت ثبات مالی در تعریف ۲۰۱۳[1] خود از بانکداری سایه‌ای بیان می‌کند: واسطه‌گرهای مالی که شامل فعالیت‌های مالی خارج از شبکه بانکی هستند. در بانکداری سایه‌ای محصولاتی نظیر اوراق بهادار با پشتوانه دارایی، وام‌های وکالتی، ابزارهای مالی مدیریت ثروت، سرمایه‌گذاری ساختاریافته و غیره وجود دارد که در اکثر کشورها در کنار بخش رسمی سیستم بانکی، یک بخش غیررسمی شکل می‌گیرد. طبق استاندارد هیأت ثبات مالی، نهادهای حاضر در بانکداری سایه‌ای شامل شرکت‌های بیمه، مؤسسات مالی عمومی، صندوق‌های مشترک بازار پول، شرکت‌های لیزینگ، صندوق‌های پوشش ریسک، صندوق‌های سرمایه‌گذاری و صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک است.[2]

در این مطالعه از تبیین و تعریف هیأت ثبات مالی بهره گرفته می‌شود؛ اگرچه تمرکز اصلی بر خدمات و فعالیت‌های این مؤسسات است.

- ابعاد و ویژگی‌های بانکداری سایه‌ای

با توجه به این‌که بانکداری سایه‌ای به عنوان محدوده مبهم و نوظهوری از بازار پولی و مالی است، نیازمندیم تا کمی موشکافانه به ویژگی‌ها و ریسک‌های آن پرداخته شود لذا در ادامه به برخی از مهم‌ترین ویژگی‌ها و ابعاد آن سیستم اشاره می‌شود.

- **عدم تمایل به نظارت و مقررات:** عملیات بانکداری سایه‌ای می‌تواند برای جلوگیری از تنظیم یا نظارت اعمال شده بر بانک‌های عادی با شکستن روند سنتی ارتباطات مالی، ساختارهای مستقل قانونی دیگری را مورد استفاده قرار دهد.

---

1. Financial Stability Board (FSB)

۲. باید اشاره داشت این تعریف با انتقادهایی روبه‌رو بوده چرا که بسیاری از اندیشمندان این حوزه اعتقاد دارند به منظور دستیابی به تحلیل‌های سیاستی مفیدتر نیاز است، مفاهیم بسیار دقیق‌تر و محدودتر تعریف گردند (برای مطالعه بیشتر به کتاب *Shadow Banking: Economics and Policy* نوشته Stijn Claessens, et al. مراجعه شود).

همچنین هنگامی که اشخاص غیربانکی و غیرمالی که مشمول مقررات نیستند، اداره سیستم بانکداری سایه‌ای را به عهده می‌گیرند؛ این امر منجر به ایجاد خطرات بزرگی می‌شود که به‌طور بالقوه می‌تواند برای کل سیستم مالی، بی‌ثباتی به بار آورد (Rubio, 2018). این واقعیت که بانک‌های سایه‌ای کمتر از بانک های سنتی تنظیم می‌شوند، ناگزیر به این معنی است که آربیتراژ نظارتی تقاضای بانکداری سایه‌ای را تا حدی پیش می‌برد. بنابراین، افزایش مقررات بانکی به‌طور قطع تقاضای بانکداری سایه‌ای را افزایش می‌دهد (Schwarcz & Carr , 2012).

- **پیوند میان بانکداری سایه‌ای و بانکداری متعارف:** فعالیت‌های بانکداری سایه‌ای با بخش بانکی مرتبط است و بانک‌های متعارف را در معرض خطرات مالی مشابه قرار می‌دهند، بدون آن‌که مشمول محدودیت‌ها، مقررات و نظارت‌های بانکی باشند. به عنوان مثال، برخی فعالیت‌های بانکداری سایه‌ای توسط بودجه کوتاه‌مدت تأمین می‌شود که مستعد خطرات ناشی از برداشت ناگهانی و گسترده وجوه، توسط مشتریان است و به‌طور کلی هرگونه چالش در بخش بانکداری سایه‌ای می‌تواند به سایر بخش‌ها نیز سرایت نماید. در شرایط نابسامانی یا عدم اطمینان شدید، خطرات ناشی از بانک‌های سایه‌ای به راحتی از طریق کانال‌های مختلف به بخش بانکی قابل انتقال است (European Commission, 2012).
- **تمرکززدایی:** نهادهای مالی به‌طور تدریجی واسطه‌گری را از فرآیندی متمرکز و منفرد به فرآیندی گسسته تبدیل کرده است که در آن واسطه‌گری مالی به یک توالی زنجیره‌ای از عملیات گسسته تجزیه می‌شود که در بین چندین مؤسسه تقسیم شده است و هریک با درجه بالاتری از تخصص به فعالیت می‌پردازند (Ari, et al., 2017) لذا در این سیستم تخصص در سرمایه‌گذاری نیز بیشتر است (Broos, et al., 2012).
- **ریسک سیستماتیک:** در تهیه و ارائه متنوع محصولات و خدمات مالی می‌تواند کارایی را افزایش دهد اما در عین حال می‌تواند خطرآفرین باشد چراکه با گسترش ریسک در بازار مالی، ریسک تمرکز بر یک نوع ابزار و محصول را کاهش دهد اما سایر بخش‌ها را درگیر می‌نماید. در حقیقت، بانکداری سایه‌ای در صورت عدم رعایت قوانین، ممکن است ریسک سیستمی برای سیستم مالی ایجاد کند. به عنوان

مثال، کارشناسان استدلال می‌کنند که قدرت و تحول اعتبار در سیستم بانکداری سایه‌ای قبل از بحران مالی اخیر به‌طور قابل توجهی به حباب دارایی در بازارهای مسکونی و تجاری کمک کرد (Schwarcz, 2012).

- **نوآوری در محصولات:** بانکداری سایه‌ای گزینه‌های دیگری را برای سرمایه‌گذاران به جای سپرده‌های بانکی ارائه می‌دهد.[1] بانکداری سایه‌ای تنوع بیشتری را در اکوسیستم مالی فراهم می‌کند و به تخصص‌سازی و ارائه محصولات نوین و منحصربه‌فرد برای هر تخصص می‌پردازد که همین تنوع محصولات در بانکداری سایه‌ای سبب شده است تا توجه سرمایه‌گذاران بسیاری را به خود جلب نماید و جذب سرمایه و نقدینگی را به ارمغان آورد (Calmès & Théoret, 2015). همچنین سیستم بانکداری سایه‌ای براساس نیازها و انتظارات مشتری، خدمات پیشنهاد می‌دهد و حتی متناسب با فعالیت افراد، ترکیب‌های جالبی جهت سرمایه‌گذاری ارائه می‌دهد که ابزارهای بانکداری سایه‌ای را انعطاف‌پذیر و کارآمد می‌کند (Markiewicz, 2016).
- **عدم پشتیبانی دولت و بانک مرکزی از بانکداری سایه‌ای:** سپرده‌های بانکداری سایه‌ای برخلاف سپرده‌های بانکداری متعارف مشمول بیمه سپرده بانک مرکزی نمی‌شود لذا در صورت ورشکستگی، این ریسک را به سپرده‌گذاران تحمیل می‌کنند، چراکه به منابع بانک مرکزی دسترسی ندارند و ازآنجاکه ذخیره قانونی و احتیاطی نیز نزد بانک مرکزی به امانت نگذاشته‌اند، سپرده‌گذاران ناچارند تا فروش متعلقات و دارایی‌های بانک‌های سایه‌ای صبر پیشه کنند. فروش یکباره دارایی‌ها نیز سبب کاهش ارزش دارایی‌ها می‌شود (Roosevelt, 2019).
- **پوشش بیشتر و رشد اقتصادی در بخش‌های اقتصادی:** در کشورهای در حال توسعه مانند چین و هند، بانکداری سایه‌ای با تأمین منابع مالی مختلف برای بخش‌های بازار که توسط بانک‌های سنتی نادیده گرفته شده، توانسته به رشد اقتصادی کمک کند (Elliott, et al., 2015; Sheng, 2015).

1. Global Standards Proportionality Working Group (GSPWG), 2018

- **رفاه اجتماعی:** بانکداری سایه‌ای با ارائه خدمات ارزان‌تر بـه بخش‌های تولیدی می‌تواند در کوتاه مدت رفاه اجتماعی اقتصاد را افزایش دهد. با این حال، در درازمدت، گسترش بانکداری سایـه‌ای می‌تواند باعث ورود بیش از حد بنگاه‌های تولیدی شود. اگر اثر ورود شرکت به اندازه کافی قوی باشد، می‌تواند فاصله دستمزد بین نیروی کار ماهر و غیرماهر و همچنین تولید واقعی اقتصاد را افزایش دهد (Chao, et al., 2017).
- **بهبود نقدینگی:** بـانکداری سایه‌ای می‌تواند خدمات مالی ارائه دهد که توسط بانک‌های عادی ارائه نمی‌شود، مـانند بازارسازی که نقدینگی بازار را بهبود می‌بخشد (European Commission, 2012). همچنین بانکداری سایه‌ای می‌تواند به رفع موقت کمبود نقدینگی سیستم مالی کمک نماید (Liao, et al. 2016).
- **خلق پول:** برخی از پژوهشگران براین باورند که فعالیت‌های مؤسسات بانکداری به خلق پول منجر می‌شود. از این رو بانکداری سایه‌ای نیز به سبب وجود تعامل با زیرساخت‌های نهادی سیستم پولی و همچنین به‌کارگیری ابزارهای مالی، نباید به عنوان یک سرمایه اقتصادی بلکه به عنوان یک پدیده پولی تلقی شود چراکه عملکرد آن موجب خلق پول می‌شود (Ricks, 2012). جفرز و پلیون[1] (۲۰۱۴) مطرح می‌کنند خلق پول از سوی بانک های سایه‌ای براساس اجتناب آن‌ها از الزامات سرمایه‌ای است که به‌طور جدی به بانکداری متعارف تحمیل می‌شود. رفتار بانک‌های سرمایه‌گذاری به عنوان بازیگران اصلی در بخش بانکداری سایه‌ای نشان می‌دهد که آن‌ها خارج از دستورالعمل‌های بانک مرکزی به فعالیت می‌پردازند و بدون محدودیت کفایت سرمایه به سرمایه‌گذاری پرداخته و محصولات مالی خود را ارائه می‌نمایند. بنابراین، بانکداری سایه‌ای تا زمانی که سطح سرمایه آن‌ها تحت کنترل نباشد، محدودیتی در روند انتشار پول ندارد.

1. Jeffers, E. & Plihon, D.

۳. مدل چارچوب نظری

۱-۳. تقاضای پول و بانکداری سایه‌ای

همان‌گونه که بیان شد امروزه خدمات پولی توسط بانک‌ها و بانک‌های سایه‌ای در صنعت خدمات مالی خلق و ارائه می‌شود. بر این اساس، در این مطالعه به منظور برآورد رابطه بانکداری سایه‌ای و متعارف از مدل‌سازی تابع تقاضای پول بهره گرفته می‌شود. با نگاهی به بازار پول و مکاتب فکری در اقتصاد به اهمیت توجه به مدل‌سازی تقاضای پول پی برده می‌شود. بازار پول و به دنبال آن تقاضای پول از مباحث کلیدی و محوری در علم اقتصاد و به‌ویژه در تئوری‌های اقتصادی است که به سبب اهمیت آن مورد توجه بسیاری از محققان قرار گرفته و سبب شده تا نظریه‌های پول تغییرات زیادی را در طول زمان تجربه کند و مطالعات بسیاری در این خصوص صورت پذیرد.

از نخستین فعالیت‌های نظری در این زمینه به مطالعات ایروینگ فیشر[1]، اقتصاددان برجسته مکتب نئوکلاسیک (۱۹۱۱) می‌توان اشاره کرد. او در نظریه مقداری پول بیان می‌کند که مردم برای مقاصد معاملاتی، متقاضی پول هستند. کینز اولین اقتصاددانی بود که با تفکیک بازارهای پول و کالاها و خدمات از یکدیگر، ضرورت توجه به رفتار عناصر بخش پولی اقتصاد را پررنگ کرد. در این باره او افزون بر معرفی انگیزه‌های پولی، پدیده جانشینی پول بر دارایی‌های دیگر را نیز مورد توجه قرار داد (طهرانچیان و نوروزی، ۱۳۹۰). کینز[2] در دهه ۱۹۳۰، عنوان کرد که مردم قسمتی از درآمد پولی خود را برای مقاصد سفته‌بازی و سوداگری به‌صورت دارایی نگهداری می‌کنند. در دهه ۱۹۷۰ نیز پیشرفت‌های تکنولوژیکی در بازارهای مالی، طیف وسیعی از دارایی‌های جدید را ایجاد کرد. پیدایش این دارایی‌ها به عنوان جانشینی غیرکامل برای پول، تأثیر عمیقی بر تقاضای پول گذاشت و رابطه مکملی یا جانشینی آن‌ها، مورد توجه و بحث بسیاری از اقتصاددانان قرار گرفت. در این مطالعه نیز براساس مطالعه سرلتیس و ژو[3] (۲۰۱۹) و با به‌کارگیری و ترکیب تئوری خرد و تئوری تجمیع بارنت[4] (۱۹۷۲) به برآورد تابع تقاضای پول در ایران پرداخته می‌شود که در آن به

1. Irving Fisher
2. Keynes
3. Serletis, A. & Xu, L.
4. Barnett

پول به عنوان یک کالای بادوام نگریسته می‌شود و منجر به حصول جریانی از خدمات شده است. بنابراین پول در تابع مطلوبیت وارد می‌شود. به‌همین‌جهت، برای برآورد تقاضا در مقاله حاضر، به شیوه زیر عمل می‌شود:

برای شروع برآورد تقاضا ابتدا تابع مطلوبیت مصرف‌کننده به شکل رابطه (۱) درنظر گرفته می‌شود.

$$u = u(cash, ds, mf, su) \quad (۱)$$

cash: پول نقد شامل اسکناس، سکه، ارز و سپرده‌های دیداری

ds: سپرده‌های کوتاه‌مدت

mf: خدماتی که توسط صندوق‌های با درآمد ثابت ارائه می‌شود.

su: اوراق اسلامی

برای بهینه‌سازی لازم است مطلوبیت مصرف‌کننده ماکزیمم شود.

$$Max\ u(x)\ subject\ to\ \acute{p}x\ \leq\ y \quad (۲)$$

البته به شرطی که میزان هزینه‌ها از درآمد فرد بیشتر نشود.

براساس مقاله بارنت ۱۹۷۸ می‌توان نوشت:

$$p = (p_{cash}, p_{ds}, p_{mf}, p_{su}), X = (cash, ds, mf, su) \quad (۳)$$

منظور از هزینه، مقدار مبالغی است که برای پول نقد (بازده پول نقد)−(cash)، سپرده‌های کوتاه‌مدت (متوسط بازده سپرده‌های کوتاه مدت سالانه)−(ds)، خدمات صندوق‌های بازار پول(متوسط بازده یکساله)−(mf) و متوسط بازده اوراق اسلامی بازار سرمایه−(su) در نظر گرفته می‌شود.

بر این اساس X که شامل چهار دارایی است تابعی از قیمت و درآمد مصرف‌کننده است.

در این معادلات راه حل شرط مرتبه اول تابع تقاضای مارشالی است که

$$X = X(P, Y) \quad (۴)$$

و تابع مطلوبیت غیرمستقیم h(p,y) خواهد بود.

تابع تقاضای (۴) همچنین می‌تواند در فرم سهم بودجه W ارائه شود که سهم بودجه هر چهار متغیر در تابع رابطه (۵) تبیین شده است.

$$w = (w_{cash}, w_{ds}, w_{mf}, w_{su}) \quad (۵)$$

که به‌صورت رابطه (۶) به‌دست می‌آید:

$$W_j = \frac{P_j X_j(P,Y)}{Y} \quad (۶)$$

میزان قیمت در مقدار هر متغیر (که تابعی است از هزینه و درآمد فرد مصرف‌کننده) تقسیم بر درآمد مصرف‌کننده، سهم بودجه هرکدام را مشخص می‌کند.

ازآنجاکه توابع تقاضای مارشالی از نظر درجه P و Y همگن از صفر درجه هستند، می‌توان سیستم تقاضا را در سهم بودجه به‌صورت رابطه (۷) نوشت.

$$W_j = w_j(v) \quad (۷)$$

که $v = (v_{cash}, v_{mf}, v_{repos}, v_{cp})$ و v_j که بیانگر قیمت استاندارد شده با درآمد است p_j/y.

برای انتخاب شکل تبعی مناسب تابع تقاضا، با توجه به اشکال‌هایی که گالانت و گلوب[1] (۱۹۸۴) به توابع انعطاف‌پذیر محلی مانند ترنسلوگ مطرح کرد، اقتصاددانان به استفاده از اشکال تبعی پیچیده‌تر سوق یافته‌اند که به شکل‌های تبعی انعطاف‌پذیر جامع مشهور است.

در این مقاله نیز از فرم‌های توابع انعطاف‌پذیر برای تخمین توابع جمع‌پذیر استفاده می‌شود. مزیت این روش این است که نتایج سیستم تقاضا که با این روش تخمین زده شده با نتایج یک طبقه گسترده از توابع جمع‌پذیر تطابق دارد و محدودیتی روی جانشینی عوامل ندارد. همچنین در این مقاله به‌طور ویژه از میان توابع انعطاف‌پذیر از مدل مین‌فلکس‌لارنت (ML) که با جزئیات در بارنت و لی[2] (۱۹۸۵) بیان شده، استفاده می‌شود تا تابع مطلوبیت غیرمستقیم زیر تخمین زده شود.

$$h_{(v)} = C + 2\delta'\sqrt{v} + \sum_{i=1}^{n} d_{ii}v_i + \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1;j\neq i}^{n} d_{ij}^2 v_i^{1/2} v_j^{1/2} - \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1;j\neq i}^{n} h_{ij}^2 v_i^{-1/2} v_j^{-1/2} \quad (۸)$$

در این رابطه n به معنای تعداد دارایی‌هاست (در مورد مقاله حاضر n=4)، v_i قیمت حقیقی شده (pi/y) ، c مقدار ثابت است و $\delta = (\delta_1, \ldots, \delta n)'$ و d_{ij} و h_{ij} پارامتر هستند. با استفاده از اتحاد روی تابع (۵) می‌توان سهم هر یک از دارایی‌ها را در سیستم تقاضای مین‌فلکس‌لارنت براساس روابط ذیل به‌دست آورد (برای i= 1,…,n)

1. Gallant, R. A. & Golub, G.
2. Barnett, W. A., & Lee, Y. W.

$$w_i = \frac{\delta_i v_i^{1/2} + d_{ii} v_i + \sum_{j=1, j\neq i}^{n} d_{ij}^2 v_i^{1/2} v_j^{1/2} + \sum_{j=1, j\neq i}^{n} h_{ij}^2 v_i^{-1/2} v_j^{-1/2}}{\delta' \sqrt{v} + \sum_{i=1}^{n} d_{ii} v_i + \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1, j\neq i}^{n} d_{ij}^2 v_i^{1/2} v_j^{1/2} - \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1, j\neq i}^{n} h_{ij}^2 v_i^{-1/2} v_j^{-1/2}} \quad (۹)$$

براساس مستندات و استدلال بارنت و لی (۱۹۸۵)؛

$$\sum_{i=1}^{n} d_{ii} + \sum_{i=1}^{n} \delta_i + \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1, j\neq 1}^{n} {d_{ij}}^2 - \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1, j\neq 1}^{n} {h_{ij}}^2 = 1 \quad (۱۰)$$

که در آن قیدها یا محدودیت‌ها به صورت رابطه (۱۱) در نظر گرفته می‌شود:

$$d_{ij} = d_{ji}\,,\ h_{ij} = h_{ji}\,,\ d_{ij} h_{ij} = 0\,,\ i \neq j \quad (۱۱)$$

۲-۳. الزامات محاسباتی و اقتصاد سنجی

۱-۲-۳. تصریح مدل تصادفی

به منظور برآورد سیستم‌های تقاضا مانند (۷)، آن را به‌صورت یک معادله تصادفی بازنویسی کرده و با افزودن جمله خطا به سیستم معادلات (با فرض این‌که سهم دارایی i به میزان جمله خطا ε از مقادیر واقعی خود منحرف شود)، مدل تصادفی مورد نظر را می‌توان در حالت کلی به صورت رابطه (۱۲) نوشت:

$$W_i = w(v_t\,, \theta) + \varepsilon_t \quad (۱۲)$$

که $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{nt})'$ برداری از اختلال کلاسیک، V بردار متغیرها و θ بردار پارامتری است که می‌بایست تخمین زده شود. همچنین فرض می‌شود که بردار جزء اخلال ε حاصل از یک جزء خطا کلاسیکی است

$$\varepsilon_t \sim N(0, H_t) \quad (۱۳)$$

که 0 یک ماتریس صفر است و H ماتریس n×n متقارن واریانس- کواریانس، مثبت خطاها است.

۲-۲-۳. منحصربه‌فردی (یکه)

ازآنجاکه معادلات سهم از ویژگی جمع‌پذیری برخوردارند، ماتریس کوواریانس جزء خطاها منفرد خواهد بود. این یک مشکل فنی است چراکه سیستم تقاضایی که تخمین زده می‌شود (به روش حداقل مربعات عمومی یا حداکثر احتمال) نیاز به معکوس کردن ماتریس

کواریانس H دارد. برای حل این مشکل می‌توان یکی از معادلات را به دلخواه از سیستم حذف کرد و آن را از سه معادله دیگر (درحالت چهار معادله‌ای) به‌دست آورد. نکته قابل توجه در این حالت (همان‌گونه که مک‌لارن[1] (۱۹۹۰) اثبات کرد)، عدم تغییر نتایج به معادله حذف شده است؛ بدین ترتیب می‌توان پارامترهای معادله حذف شده را از سایر معادلات به‌دست آورد.

۳-۲-۳. واریانس ناهمسانی

در این مقاله، از پیشرفت‌های اخیر سرلتیس و ژو (۲۰۱۷ و ۲۰۱۸) استفاده می‌شود و در نظر گرفته می‌شود که فرض واریانس همسانی برقرار است در صورتی که

$$\varepsilon_t|\psi_{t-1}\sim N(0, H_t) \qquad (۱۴)$$

که H_t با توجه به مجموعه اطلاعات ψ_{t-1} قابل اندازه‌گیری است. همان‌گونه که بیان شد برای منحصربه‌فرد بودن یک کالا (معادل یک معادله) را حذف کرده و لذا ماتریس (n-1) (n-1) × کوواریانس Φ، تشکیل شده از بردار خطای 1×(n-1) بردار خطا u، به عنوان یک زیرسیستم است. همچنین در این تحقیق از مقاله حسین و سرلتیس[2] (۲۰۱۷) پیروی کرده و فرض می‌شود (BEKK) GARCH (1,1) , K=1 نماینده‌ای است برای Φ_t.

$$\phi_t = CC' + B'\phi_{t-1}B + A'u_{t-1}u'_{t-1}A \qquad (۱۵)$$

که در این‌جا A رابطه بین واریانس شرطی و جزء خطا گذشته را بیان می‌کند، B نشان می‌دهد که چگونه واریانس شرطی فعلی و واریانس شرطی گذشته با هم ارتباط دارند، C یک ماتریس پایین مثلثی که حاوی پارامترهای ثابت در ماتریس واریانس شرطی است. این تصریح مدل این امکان را می‌دهد که براساس مقادیر گذشته Φ_{t-1} و مقادیر با وقفه u_{t-1}، u_{t-1} نوسانات فعلی هر یک از خدمات بانکی و بانکداری سایه‌ای را برآورد کرد.

٤-۲-۳. شروط نظام‌مندی مدل نئوکلاسیک

مطالعات متعددی در ایران با رویکردهای مختلف مدل‌سازی درخصوص توابع تقاضا در بخش‌های مختلف اقتصادی ایران انجام گرفته است. بیش‌تر این مطالعات بدون استفاده از توابع انعطاف‌پذیر انجام شده است و در مطالعاتی که از سیستم‌های انعطاف‌پذیر استفاده

1. Mc Laren, K. R.
2. Hossain, N. & Serletis, A.

کرده‌اند نیز، عدم اعمال شرایط تئوریک نظام‌مندی نئوکلاسیکی در تابع مطلوبیت (تقاضا) نتایج این مدل‌ها را غیرقابل استناد و نامعتبر کرده است (جدیدزاده، ۱۳۸۶).

باید اشاره کرد فرم‌های تابعی انعطاف‌پذیر در صورتی معتبر خواهند بود که سه شرط نظام‌مندی انحنا، یکنواختی و مثبت بودن را نیز رعایت کنند. بارنت (۲۰۰۲)، تأکید می‌کند که در صورت نبود نظم نظری: «... شروط مرتبه دوم رفتار بهینه‌یابی، نظریه دوگانگی برقرار نبوده و توابع تقاضای به‌دست آمده غیرقابل استناد و نادرست خواهند بود.»

در این مقاله شروط نظام‌مندی به‌صورت زیر مورد آزمون قرار می‌گیرند:

- شرط مثبت بودن با کمک تابع مطلوبیت غیرمستقیم آزمون می‌شود یعنی اگر $h\hat{}(v) > 0$ برای تمام t ها برقرار باشد، در این صورت شرط مثبت بودن در تمام نقاط برقرار است.
- شرط یکنواختی براساس مشتق تابع مطلوبیت غیرمستقیم به‌دست می‌آید یعنی در صورتی این شرط برقرار است که $\nabla h\hat{}(v) < 0$
- شرط انحنا مستلزم آن است که ماتریس اسلاتسکی شبه‌معین منفی باشد.

۵-۲-۳. کشش جانشینی موریشیما

برای بررسی روابط جانشینی یا مکملی میان بانکداری سایه‌ای و بانکداری متعارف، می‌توان از چهار شاخص کشش جایگزینی استفاده کرد.

مورد اول کشش قیمتی مارشالی:

$$\eta_{ij} = \frac{\delta \log x_i}{\delta \log p_j} \quad (۱۶)$$

مورد دوم کشش قیمتی متقابل هشین:

$$\eta_{ij}^{h} = \frac{\delta \log x_i^{h}}{\delta \log P_j} \quad (۱۷)$$

مورد سوم کشش جانشینی الن- اوزوا:

$$\sigma_{ij}^{a} = \frac{\eta_{ij}^{h}}{s_{i\,i}^{a}\sigma} \quad (۱۸)$$

مورد چهارم کشش جانشینی موریشیماست:

$$\sigma_{ij}^{m} = \eta_{ij}^{h} - \eta_{ij}^{h} \quad (۱۹)$$

لازم به ذکر است با توجه به مطالعات بلکوربی و راسل[1] (۱۹۸۹)، ممکن است کشش الن-اوزوا در موارد بیش از دو کالا (دارایی)، نامفهوم باشد و کشش جانشینی موریشیما، معیار صحیح‌تری در میان ۴ شخص بیان شده است. درنتیجه در این پژوهش از کشش جانشینی موریشیما استفاده می‌شود که درصد تغییرات مقدار دو نهاده به ۱٪ تغییرات در نسبت قیمت همان جفت نهاده را محاسبه می‌کند. کشش جانشینی موریشیما قادر است اطلاعات کاملی از مقایسه ایستا، تغییرات روابط فنی میان سهم اجزای نهاده‌ها در واکنش به تغییرات در نسبت قیمت نهاده‌ها ارائه دهد.

یکی از مزایای مهم کشش موریشیما نسبت به دیگر کشش‌ها، جانشینی فنی بین نهاده‌ها و درنظر گرفتن سهم هرکدام از اجزای نهاده به‌طور مناسب در روابط محاسباتی کشش است. ضرب سهم نهاده در رابطه موریشیما موجب می‌شود که رابطه کشش فنی به نحو صحیح محاسبه شود و دچار تورش نشود.

$$M_{ij} = \delta_{ij}^{m} = \frac{P_i c_{ij}(p_j)}{c_j(p_j)} - \frac{P_i c_{ii}(p_j)}{c_j(P_j)} \qquad (۲۰)$$

تغییر در نهاده i دو اثر متفاوت برروی مقدار نسبی i/j برجای می‌گذارد: باعث تغییر در مقدار نهاده i شده و در گام بعد اثرات مقطعی (جانشینی یا مکملی) برروی نهاده j دارد. آن‌چه که موریشیما به آن می‌پردازد در حقیقت اثر متقابل (تقاطعی) خالص است. به دلیل آن‌که اثرات خود قیمتی را از اثرات متقاطع حذف می‌کند.

$$\delta_{ij}^{m} = \varepsilon_{ji} - \varepsilon_{ii}\,, \quad i \neq j\,, \quad i,j = L,K,M,E \qquad (۲۱)$$
$$\delta_{ij}^{m} = \varepsilon_{ij} - \varepsilon_{jj}\,, \quad i \neq j\,, \quad i,j = L,K,M,E$$

$\delta_{ij}^{m} > 0$ دو نهاده i و j جانشینی فنی دارند و افزایش در قیمت نهاده j (افزایش در قیمت نسبی j/i با فرض ثبات در قیمت نهاده i) موجب افزایش مقدار نسبی P_j می‌شود.

$\delta_{ij}^{m} < 0$ دو نهاده i و j مکمل فنی یکدیگرند و افزایش در قیمت نهاده j (افزایش در قیمت نسبی j/i با فرض ثبات در قیمت نهاده i) موجب کاهش مقدار نسبی i/j می‌شود (شهیکی تاش و همکاران، ۱۳۹۲).

1. Blackorby, C. & Russell, R. R.

٤. داده‌ها و برآورد مدل

٤-١. داده‌ها

در تخمین سیستم معادلات تقاضای پول با استفاده از مدل مین‌فلکس‌لارنت، ۴ مؤلفه پولی به شرح ذیل را در نظر گرفته و با استفاده از مبانی نظری بیان شده، به برآورد پارامترهای سیستم معادلات پرداخته خواهد شد. این ۴ مؤلفه شامل:

$$u = u(cash, ds, mf, su) \quad (۲۲)$$

۱. cash: پول نقد شامل اسکناس، سکه، ارز و سپرده‌های دیداری

۲. ds: سپرده‌های کوتاه‌مدت

۳. mf: صندوق‌های با درآمد ثابت

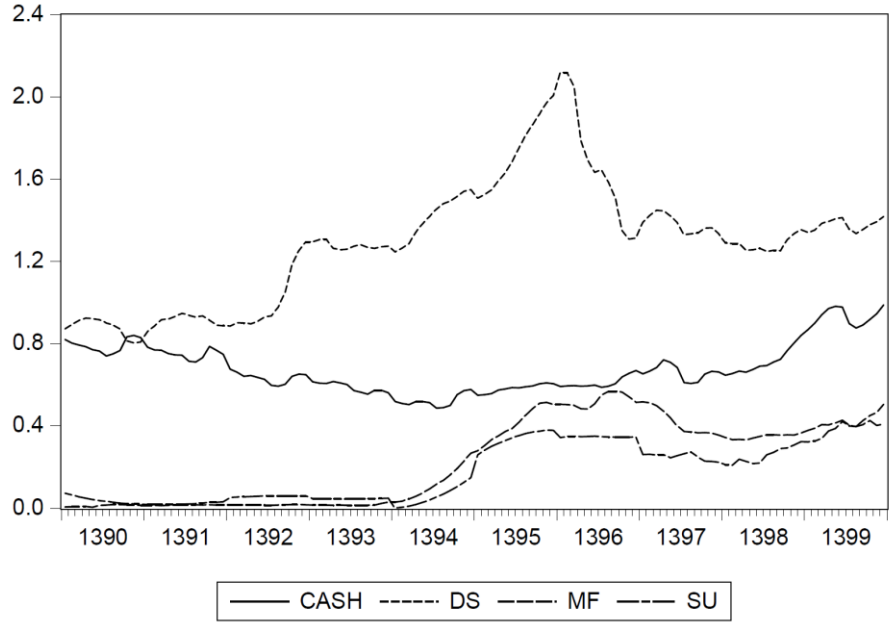
۴. su: اوراق اسلامی

داده‌ها و اطلاعات مورد استفاده در این تحقیق، از گزارشات و بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی ج.ا.ا.، گزارش سازمان بورس و اوراق بهادار، استخراج شده است. در این مدل متغیرها عبارتند از: وجه نقد، حجم سرمایه صندوق‌های با درآمد ثابت، حجم سپرده‌های کوتاه‌مدت، حجم اوراق اسلامی و شاخص قیمت مصرف‌کننده که داده‌ها به‌صورت ماهانه و از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ هستند.

ازآنجاکه سیستم معادلات تقاضا به‌صورت سرانه برآورد می‌شود، برای محاسبه مقدار سرانه هریک از مؤلفه‌ها، مقادیر آن را بر جمعیت فعال تقسیم و از سوی دیگر برای دستیابی به قیمت‌های واقعی و تورم‌زدایی و قیمت اسمی (هزینه استفاده) هریک از مؤلفه‌ها در ماه‌های مختلف براساس شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) که توسط بانک مرکزی منتشر شده، تعدیل شده است. بررسی نتایج مانایی متغیرها، بیان‌کننده عدم ایستایی تمام متغیرهاست. بنابراین، از تمام متغیرها یک مرتبه تفاضل‌گیری شد و آزمون ایستایی دوباره انجام گرفت که در نهایت، نتایج، نشان‌دهنده ایستایی تفاضل مرتبه اول تمام متغیرها بود.

در ادامه نمودار سرانه واقعی مؤلفه‌های سیستم معادلات تقاضا رسم شده است.

نمودار ۱. سرانه واقعی برای چهار نوع دارایی اسکناس، مسکوکات و سپرده‌های دیداری- سپرده‌های کوتاه‌مدت- صندوق‌های با درآمد ثابت- اوراق اسلامی بازار سرمایه

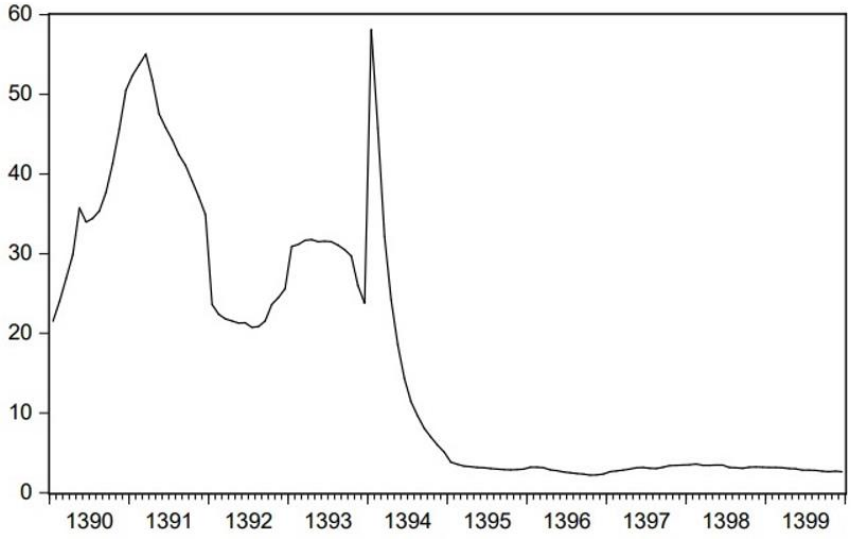


مأخذ: یافته‌های پژوهش

با نگاهی سطحی بر نمودار ۱، مشخص می شود که اگرچه سرانه واقعی هریک از این چهار دارایی در طی مدت مورد بررسی دارای نوسانات قابل توجه بوده اما خدمات بانکداری متعارف (پول نقد و سپرده کوتاه‌مدت) نسبت به بانکداری سایه‌ای (صندوق با درآمد ثابت و اوراق اسلامی) همواره سطح بالاتری را داشته است. اگرچه این سهم از حدود ۵۸ برابر تا قبل از سال ۱۳۹۴ به حدود ۳ برابر در سال‌های ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹ رسیده است (این نسبت در نمودار۲ به نمایش درآمده است). باید اشاره داشت نقطه عطف تاریخچه بانکداری سایه‌ای و صندوق‌های سرمایه‌گذاری در ایران از سال ۹۲ به بعد است. در این سال بازار بورس شناخته‌تر شد و مردم به سمت آن سرازیر شدند. از طرف دیگر مهم‌ترین رویداد در این حوزه، آغاز به کار صندوق‌های قابل معامله (ETF) بود که با استقبال بازار مواجه شد و ۵ صندوق قابل معامله تأسیس شده توانستند تا پایان همین سال ۲ هزار میلیارد سرمایه جذب کنند. غیر از این ۵ صندوق، ۲۶ صندوق دیگر هم مجوز فعالیت گرفتند و به این ترتیب تعداد

صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سال ۹۲ و ۹۳ و با احتساب انحلال ۴ صندوق به ۱۱۹ صندوق رسید. ارزش صندوق‌ها در سال ۱۳۹۳ به ۴۰ هزار میلیارد ریال رسید که ۷۰ درصد آن به سرمایه‌گذاران حقیقی تعلق داشت. از سوی دیگر در ماه‌های پایانی سال ۱۳۹۳ و ابتدای سال ۱۳۹۴ بانک مرکزی و دولت، سیاست‌های مهار تورم و نظارت بیشتر بر عملکرد بانک‌ها به‌ویژه درخصوص سود سپرده‌ها را مد نظر قرار دادند که سبب شد شاهد گسترش چشمگیری در بانکداری سایه‌ای در کشور باشیم.

نمودار ۲. نسبت پول و سپرده کوتاه‌مدت به صندوق با درآمد ثابت و اوراق اسلامی



مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای محاسبه هزینه استفاده (π_i) هر یک از مؤلفه‌های پولی نیز به شیوه رابطه (۲۳) عمل کردیم:

$$\pi_i = P^* \frac{R_{-r_i}}{1+R} \qquad (۲۳)$$

که در آن نرخ معیار هر دوره را از نرخ سود هر یک از مؤلفه‌های پولی در هر دوره کسر و به نرخ معیار هر دوره به اضافه یک تقسیم و سپس کل عبارت را در شاخص ضمنی قیمت آن دوره ضرب کردیم.

با توجه به این‌که قیمت یا نرخ آربیتروی برای اسکناس و مسکوک و سپرده‌های دیداری صفر است لذا هزینه استفاده این دو مؤلفه یکی است.

همچنین با توجه به وجود بازارهای دارایی مختلف که بازدهی‌های متفاوتی دارند، نرخ معیار را می‌توان متفاوت در نظر گرفت که در این تحقیق به‌صورت آربیتروی نرخ سود سپرده‌های بانکی بلندمدت در نظر گرفته شده است (طیب‌نیا و فرنام، ۱۳۹۱).

۲-٤. برآورد کشش جانشینی

براساس مدل‌های نظری بیان شده با استفاده از نرم‌افزارهای MATLAB R2018b، Eviews11 و WinRATS10، به برآورد مدل‌ها و بررسی شوک‌ها و اثرات آن‌ها پرداخته شده که نتایج آن در جدول ۱ بیان شده است. در این جدول برآورد مدل مین‌فلکس‌لارنت به‌صورت متعارف (کلاسیک) در ستون اول و برآورد مدل براساس BEKK در ستون دوم، ارائه شده است.

جدول ۱. پارامترها و آمارهای برآورد سیستم مین‌فلکس‌لارنت

مدل مین‌فلکس‌لارنت		
پارامتر ها*[1]	متعارف	**BEKK**
δ_1	۰/۰۱۱(۰/۸۵۱)	۰/۰۰۹(۰/٦۵۰)
δ_2	۰/۰۲۳(۰/۳٤۱)	۰/۰٤۱(۰/۰٤۱)
δ_3	۰/۰٤۱(۰/۰۲٤)	۰/۰۷۱(۰/۰۰۱)
δ_4	۰/۰۰۳(۰/۹۹۹)	۰/۰۰۰(۰/۹۹۹)
d_{11}	۰/٤۲۳(۰/۰۰۰)	۰/۸۱۱(۰/۰۰۰)
d_{12}	−۰/۰۰۲(۰/۰۱٦)	−۰/۰۱۳(۰/۰۰۰)
d_{13}	۰/۸٤۸(۰/۰۰۰)	−۰/۲۰۱(۰/٤۳۱)
d_{14}	۰/٦۱۸(۰/۰۰۰)	۰/۲۱۸(۰/۰۰۰)
d_{22}	۰/۱۱۹(۰/۰۱۱)	۰/۰۳۷(۰/۰۰۰)

۱. *اعداد داخل پرانتز میزان P-Value پارامترهای مدل است. همچنین در جدول زیرنویس (۱) نماد پول نقد (۲) سپرده کوتاه‌مدت (۳) صندوق با درآمدثابت (۴) اوراق اسلامی است.

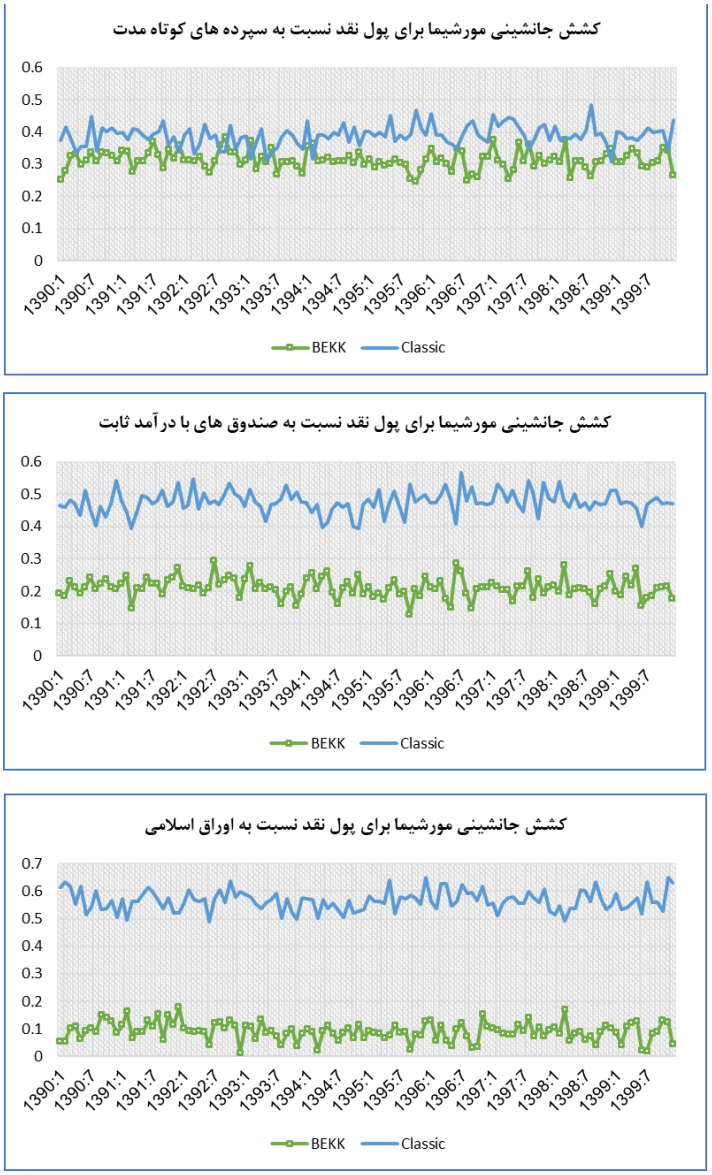
ادامه جدول ۱. پارامترها و آمارهای برآورد سیستم مین‌فلکس‌لارنت

d_{23}	۰/۳٤۱(۰/۹۹۹)	−۰/۱۱۱(۰/۰۰۰)
d_{24}	۰/۱۸٦(۰/۱٤٦)	۰/۰۰۰(۰/۳۲۱)
d_{33}	۰/۲۱۲(۰/۰۹۳)	۰/۰٤٦(۰/۰۰۰)
d_{34}	۰/۰۰۱(۰/٦۸٤)	−۰/۰۱۲(۰/۷۲۰)
d_{44}	۰/۰۰۰(۰/۹۹۹)	۰/۰۷۱(۰/۰۰۳)
h_{12}	۰/۲۱۱(۰/۰۰۱)	−۰/۰۳٤(۰/۰۰۰)
h_{13}	−۰/۰۱۵(۰/۰۰۰)	۰/۰۰۰(۰/۹۹۹)
h_{14}	−۰/۰۳۲(۰/٤۱۱)	−۰/۰۲۱(۰/۸۵٤)
h_{23}	۰/۱۹۸(۰/۹۹۹)	۰/۰۱۱(۰/۰۰۱)
h_{24}	−۰/۱۱٦(۰/۱۱٤)	۰/۰۰۸(۰/۱۱۹)
h_{34}	−۰/۱۰٤(۰/۸٤۱)	−۰/۰۲۱(۰/٤۱۳)
BIC	−٤۲۱۱/۱٤٦	−۷۸۵۱/۱٦٤

مأخذ: یافته‌های پژوهش

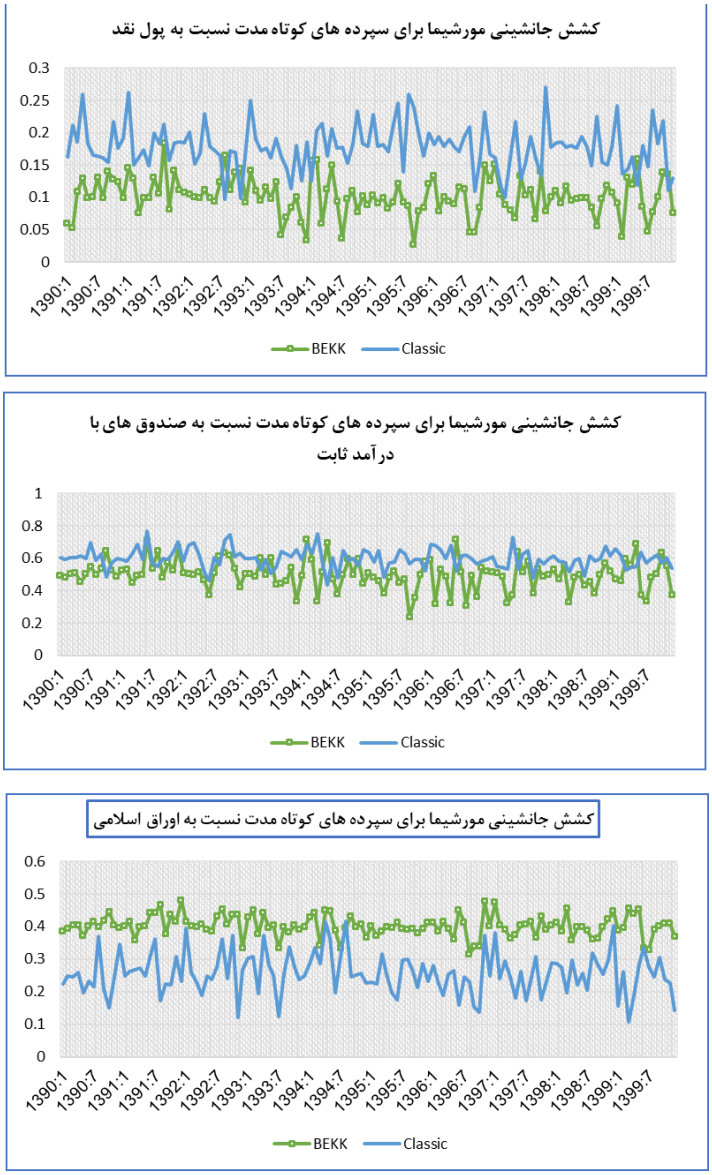
همان‌گونه که اشاره شد، کشش جانشینی موریشما، معیار مناسب‌تری جهت بررسی میزان جانشینی بین کالا و خدمات مختلف است. بر این اساس، در نمودارهای ۳ تا ۶ میزان این شاخص نمایش داده شده است. در هریک از نمودارها، میزان کشش جانشینی موریشیما برآورد شده به‌صورت متعارف و برآورد شده به روش BEKK ترسیم شده است.

نمودار ۳. کشش جانشینی موریشیما برای پول نقد



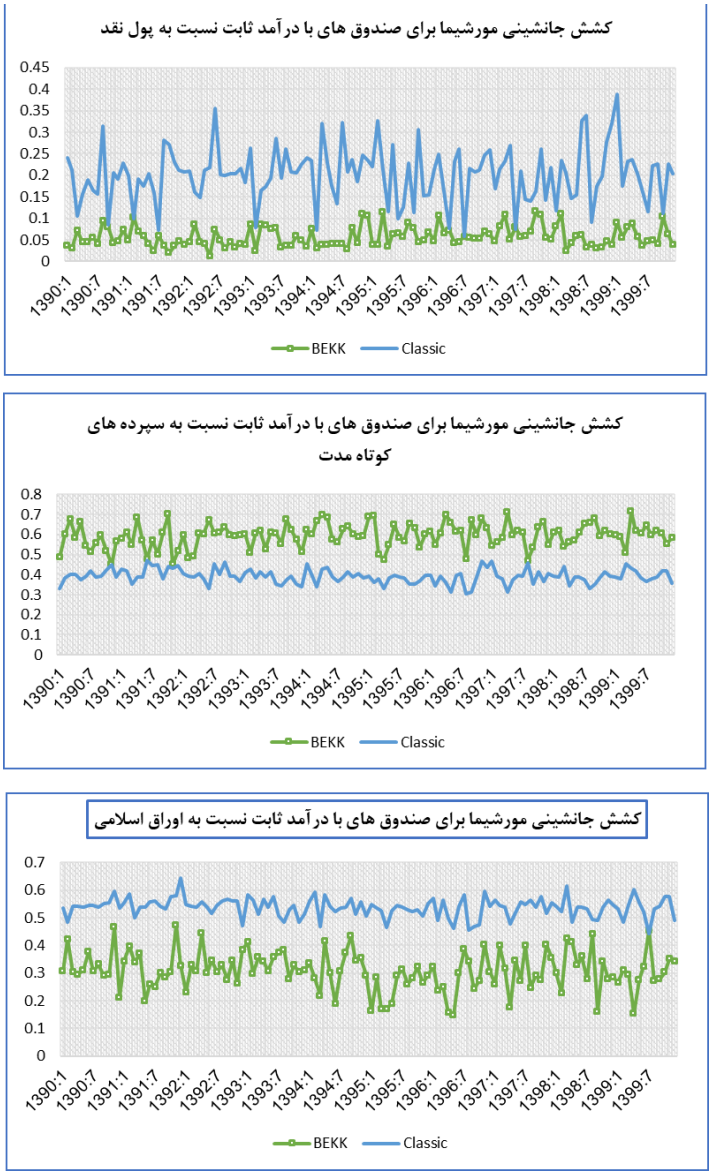
مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ٤. کشش جانشینی موریشیما برای سپرده کوتاه‌مدت



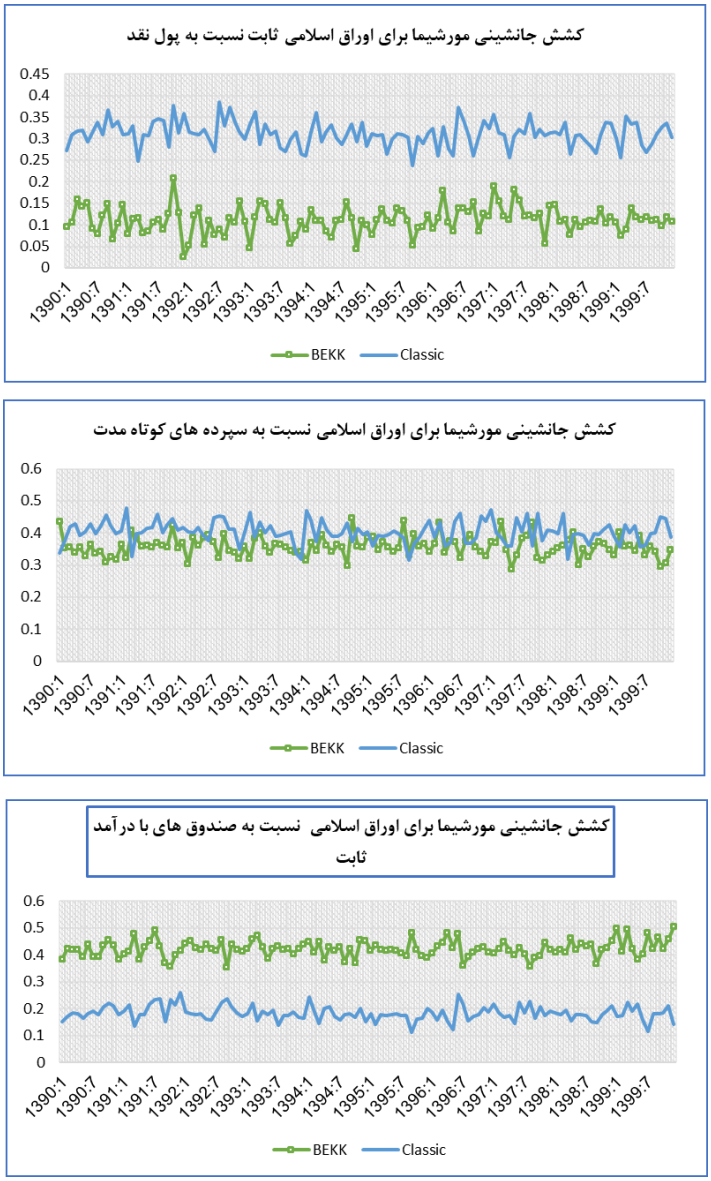
مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۵. کشش جانشینی موریشما برای صندوق‌های با درآمد ثابت



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ٦. کشش جانشینی موریشیما برای اوراق اسلامی



مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در نمودارهای ۳ تا ۶ مشاهده می‌شود، اگرچه نوساناتی بین میزان جانشینی بین مؤلفه‌های مختلف تقاضای پول وجود دارد اما کشش تمامی مؤلفه‌ها کمتر از یک است؛ با این حال به این خاطر که همگی مثبت بوده، مؤلفه‌ها جانشین یکدیگر هستند.

در بین کشش‌های بررسی شده متوسط بیشترین جانشینی مربوط به اوراق اسلامی نسبت به تغییرات صندوق‌های با درآمد ثابت بوده و کمترین مربوط به صندوق‌های با درآمد ثابت نسبت به تغییرات پول نقد است.

۳-٤. اثرات سرریز نوسان

تخمین واریانس در معادلات مختلف برای برآورد مدل BEKK در جدول ۲ ارائه شده است. لازم به ذکر است که همه شرایط نظم نظری در معادلات برآورد شده برقرار است.

جدول ۲. برآورد واریانس با استفاده از رویکرد BEKK

$$C = \begin{bmatrix} 0.024(0.001) & & \\ 0.011(0.000) & -0.028(0.018) & \\ 0.003(0.904) & 0.002(0.000) & 0.003(0.002) \end{bmatrix};$$

$$A = \begin{bmatrix} 0.318(0.000) & -0.214(0.000) & -0.118(0.000) \\ 0.041(0.000) & -0.714(0.000) & -0.004(0.000) \\ -0.004(0.001) & -0.014(0.116) & 0.711(0.000) \end{bmatrix}; B = \begin{bmatrix} 0.114(0.000) & -0.011(0.001) & 0.116(0.000) \\ -0.018(0.000) & 0.211(0.016) & 0.008(0.000) \\ -0.001(0.012) & -0.321(0.000) & 0.314(0.000) \end{bmatrix}$$

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲ برای مدل‌های BEKK GARCH، سرریز نوسان در بین دارایی‌های چهارگانه استفاده می‌شود.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، در این‌جا ما یک زیرسیستم برآورد کردیم اما ازآنجاکه برای بررسی‌ها نیاز به برآورد کامل داریم لذا از مطالعات سرلتیس و ژو (۲۰۱۸) و نیز استیک و سرلیتیس (۲۰۱۶) بهره گرفته و به منظور بررسی نوسانات از توابع تقاضای کامل استفاده نموده که براساس مطالعات آن‌ها رابطه (۲۳) برآورد شده است.

$$H_{t,zt} = C_{\mathrm{zt,full}} + A'_{\mathrm{zt,full}}\, \varepsilon_{\mathrm{t-1,zt-1}}\, \varepsilon'_{\mathrm{t-1,zt-1}}\, A_{\mathrm{zt,full}} + B'_{\mathrm{zt,full}}\, H_{t-1,zt-1} B_{\mathrm{zt,full}} \qquad (۲۳)$$

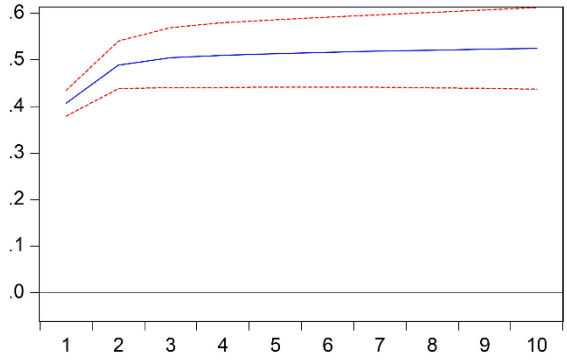
که $H_{\mathrm{t,zt}}$ ماتریس کوواریانس سیستم کامل و منحصربه‌فرد است. C_{ztfull} ماتریس ۴×۴ است که شبه‌معین مثبت است. A_{ztfull} و B_{ztfull} هر دو ماتریس پارامتری ۴×۴ هستند. در یک

مدل BEKK، A_{ztfull} و B_{ztfull} ، C_{ztfull} را می‌توان از برآورد پارامترهای زیرسیستم ۳×۳ برآورد نمود. بعد از به‌دست آوردن معادله (۱۶-۴)، می توان اثرات سرریز نوسان و واکنش نوسانات دینامیک هریک از چهار دارایی بیان شده را براساس شوک تقاضا در هریک از دارایی‌ها با استفاده از توابع پاسخ به شوک نوسان ارزیابی کرد که نمودارهای مربوطه در ذیل آمده است.

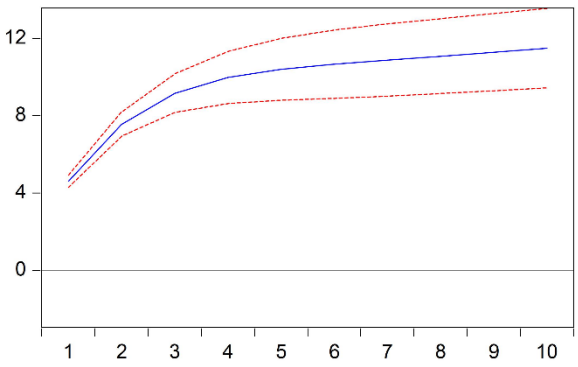
یکی از ویژگی‌های برآورد مدل سیستم معادلات به روش BEKK این است که می‌توان واکنش اثرات سرریز نوسانات خطاها در هر یک از معادلات را مورد بررسی قرار داد و لذا از این ویژگی جهت بررسی سرریز شوک‌های مربوط به هر یک از دارایی‌ها، از تابع تقاضا بهره می‌گیریم. براین اساس

نمودار ۷. نمودارهای واکنش نوسانات به شوک پول نقد

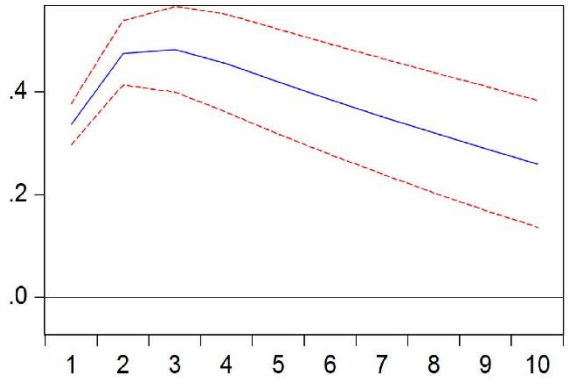
نمودار واکنش نوسانات سپرده کوتاه‌مدت به شوک پول نقد



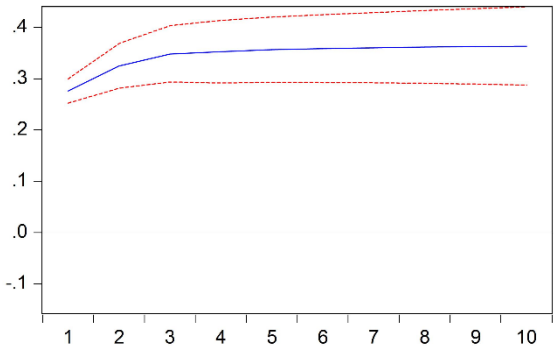
نمودار واکنش نوسانات پول نقد به شوک پول نقد



نمودار واکنش نوسانات اوراق اسلامی به شوک پول نقد



نمودار واکنش نوسانات صندوق با درآمد ثابت به شوک پول نقد

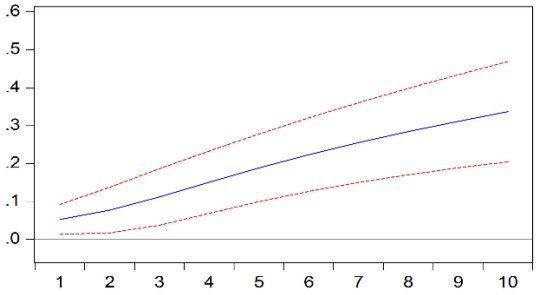


مأخذ: یافته‌های پژوهش

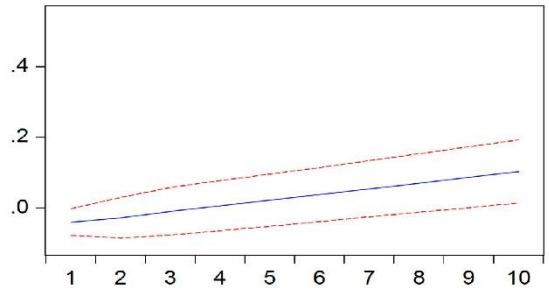
همان‌گونه که از نمودار ۷ پیداست، پاسخ نوسانات شوک تقاضای هر یک از دارایی‌ها به پول نقد در ابتدا مثبت است؛ گرچه درخصوص اوراق اسلامی پس از سه دوره (ماه) این اثر کاهش می‌یابد. در این میان واکنش نوسانات پول نقد نسبت به شوک پول نقد از همه دارایی‌ها به‌صورت قابل ملاحظه‌ای بیشتر و فزاینده است.

نمودار ۸. توابع واکنش نوسانات به شوک سپرده کوتاه‌مدت

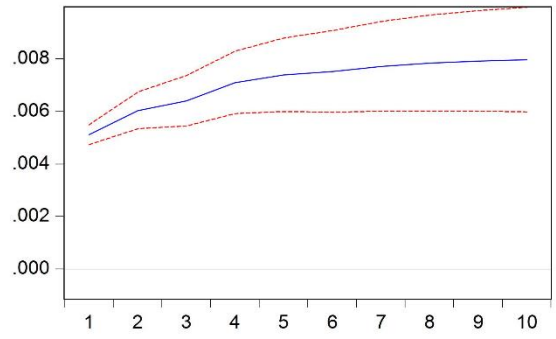
نمودار واکنش نوسانات سپرده کوتاه‌مدت به شوک سپرده کوتاه‌مدت



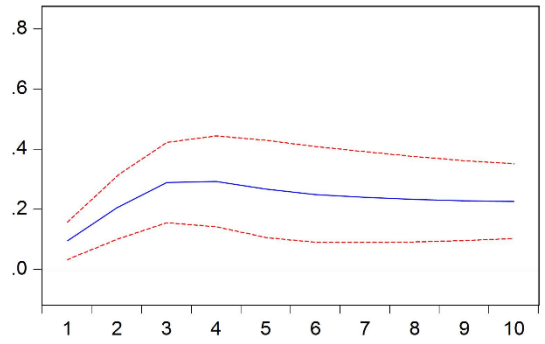
نمودار واکنش نوسانات پول نقد به شوک سپرده کوتاه‌مدت



نمودار واکنش نوسانات اوراق اسلامی به شوک سپرده کوتاه‌مدت



نمودار واکنش نوسانات صندوق با درآمد ثابت به شوک سپرده کوتاه‌مدت

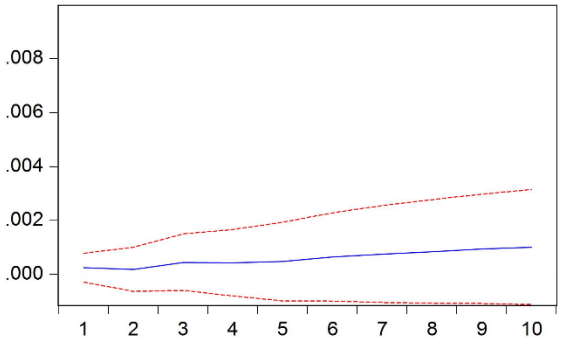


مأخذ: یافته‌های پژوهش

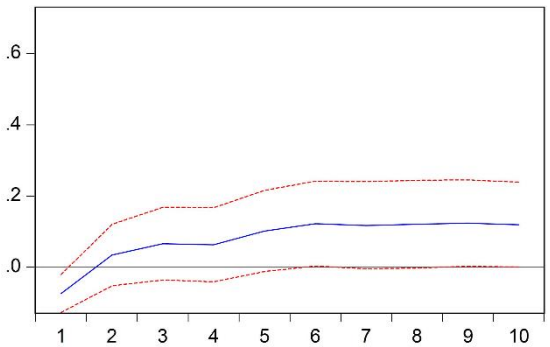
براساس نمودارهای واکنش نوسانات هر یک از دارایی‌ها به شوک سپرده کوتاه‌مدت، به جز پول نقد که در دوره اول و دوم اندکی منفی بوده، در دارایی‌ها این واکنش اگرچه اندک اما مثبت است. به‌ویژه در مورد خود سپرده کوتاه‌مدت که این واکنش در طی دوره‌های بعد نیز افزایش می‌یابد.

نمودار ۹. توابع واکنش نوسانات به شوک صندوق با درآمد ثابت

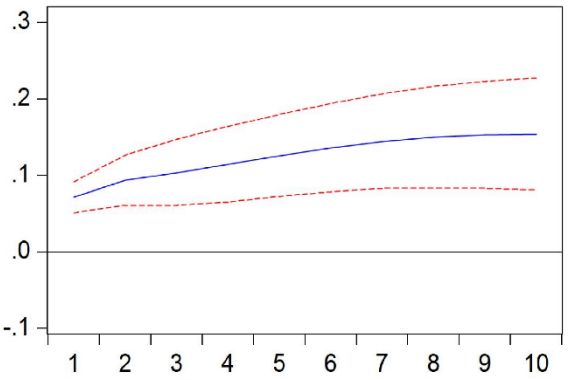
نمودار واکنش نوسانات سپرده کوتاه‌مدت به شوک صندوق با درآمد ثابت



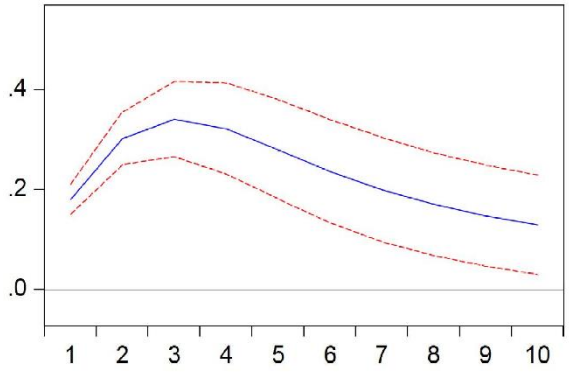
نمودار واکنش نوسانات پول نقد به شوک صندوق با درآمد ثابت



نمودار واکنش نوسانات اوراق اسلامی به شوک صندوق با درآمد ثابت



نمودار واکنش نوسانات صندوق با درآمد ثابت به شوک صندوق با درآمد ثابت

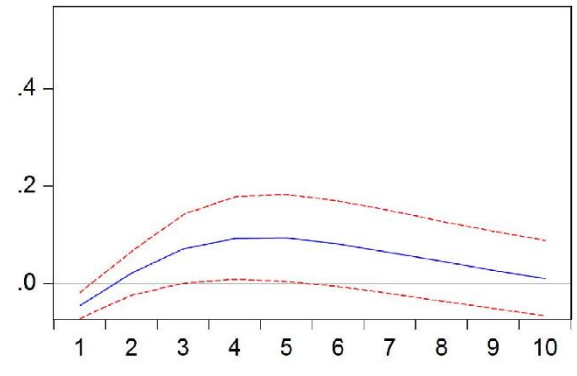


مأخذ: یافته‌های پژوهش

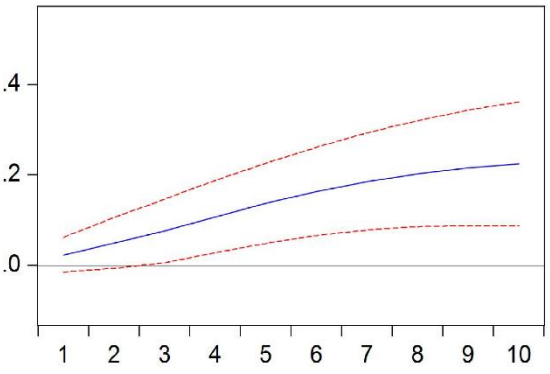
بررسی مربوط به شوک صندوق با درآمد ثابت نشان می‌دهد که درخصوص پول نقد اگرچه در دوره اول منفی است اما در دیگر دوره‌ها این شوک مثبت است و شوک مربوط به اوراق اسلامی و سپرده‌های کوتاه‌مدت از روند مثبت پایدار برخودار است و شوک‌های مربوط به صندوق با درآمد ثابت نیز گرچه برای سه دوره افزایشی است اما پس از آنان روند کاهنده اما مثبت دارد.

نمودار ۱۰. توابع واکنش نوسانات به شوک اوراق اسلامی

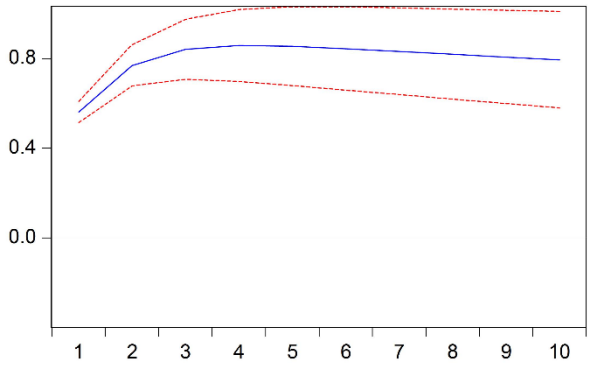
نمودار واکنش نوسانات سپرده کوتاه‌مدت به شوک اوراق اسلامی



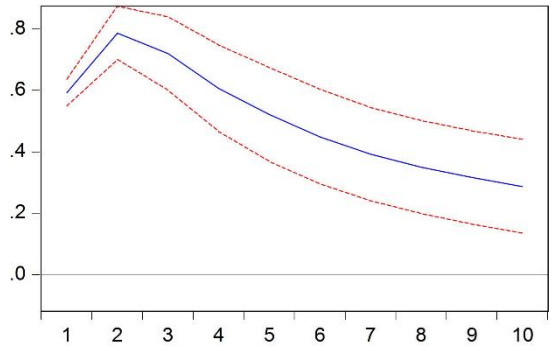
نمودار واکنش نوسانات پول نقد به شوک اوراق اسلامی



نمودار واکنش نوسانات اوراق اسلامی به شوک اوراق اسلامی



نمودار واکنش نوسانات صندوق با درآمد ثابت به شوک اوراق اسلامی



مأخذ: یافته‌های پژوهش

بررسی واکنش نوسانات به شوک اوراق اسلامی نشان می‌دهد که به جز پول نقد که روند مثبت افزایشی دارد درخصوص سه دارایی دیگر این روند ابتدا افزایشی و سپس کاهشی می‌شود.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

بررسی تحولات مربوط به سیستم بانکداری و بانکداری سایه‌ای با توجه به گسترش فناوری‌های بین‌المللی و شرایط اقتصادی فعلی کشور یکی از دغدغه‌های مهم اقتصاددانان و سیاست‌گذاران است. براین‌اساس این مقاله سعی نمود تا تحولات بانکداری متعارف و نیز بانکداری سایه‌ای را با توجه به میزان تقاضای افراد برای خدمات ارائه شده، اعم از پول نقد (اسکناس و مسکوکات، چک مسافرتی و سپرده دیداری)، سپرده‌های کوتاه‌مدت، صندوق‌های درآمد ثابت و اوراق اسلامی بازار سرمایه مورد بررسی و تحلیل قرار دهد.

نتایج به‌دست آمده از بررسی متغیرهای سیستم بانکداری متعارف و بانکداری سایه‌ای، بیانگر این موضوع است که در کشور ما نیز همسو با اقتصاد جهانی و به‌واسطه مزیت‌های بانک‌های سایه‌ای نسبت به بانک‌های متعارف، رفته‌رفته میزان تقاضا برای خدمات بانکداری سایه‌ای فزونی یافت. از سوی دیگر اگرچه بانک‌های سایه‌ای در ایران رقیبی برای بانک‌های متعارف تلقی می‌شوند اما بررسی‌ها نشان می‌دهد که به‌واسطه محدودیت‌های سیاست‌های

یک‌جانبه در بازار پولی کشور، گاهی بسیاری از فعالیت‌های بانکداری سایه‌ای امروزه توسط نهادهای مربوط به بانکداری متعارف صورت می‌پذیرد و در حقیقت، بهره‌گیری از ظرفیت‌های بانکداری سایه‌ای زمینه‌ای را بر ایجاد ثبات در بانکداری متعارف کشور فراهم آورده است که این موضوع با یافته‌های پژوهشی هیأت ثبات مالی (۲۰۱۳)، فریبرز مشیریان در استرالیا (۲۰۱۴) و لیو و ژی (۲۰۲۰) که بیان می‌دارند، بسیاری از خدمات بانکداری سایه‌ای توسط بانک‌های متعارف به منظور رهایی از مقررات نظارتی بانک‌های مرکزی صورت می‌گیرد، تطابق دارد. همچنین یافته‌های این مطالعه درخصوص جانشینی بانکداری سایه‌ای و متعارف که براساس روش پارامتریک و سیستم معادلات تقاضای پول به‌دست آمده است با یافته‌های مطالعه سرلتیس و ژو (۲۰۱۹) تطابق دارد و با یافته‌های مطالعه لین و لی[1] (۲۰۱۷) و گورنیکا[2] (۲۰۱۶) و نوئت و سنگوپتا[3] (۲۰۱۱) که این دو سیستم را مکمل هم می‌دانند، در تقابل است.

در پایان باید بیان داشت که با توجه به گسترش روزافزون خدمات بانکداری سایه‌ای در کشور، نیاز است بانک مرکزی بر نقش و اثر بانکداری سایه‌ای بر متغیرهای پولی و مالی توجه ویژه‌ای داشته و جایگاه و نظام نظارتی خود را مبتنی بر عملکرد بانکداری سایه‌ای مورد بازبینی قرار دهد.

همچنین ازآنجاکه بانکداری سایه‌ای می‌تواند در چگونگی اثرگذاری سیاست‌های پولی و مالی کشور بسیار مؤثر باشد، نیاز است که سیاست‌گذاران پولی جایگاه بانکداری سایه‌ای در این سیاست‌ها را به‌ویژه سیاست‌هایی نظیر تغییر نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری را مورد بررسی و توجه ویژه قرار دهند.

تعارض منافع

وجود ندارد.

1. Lin, Jyh-Horng & Li, Xuelian
2. Górnicka, Lucyna A.
3. Noeth, Bryan J. & Sengupta, Rajdeep

ORCID

Meysam Amiri https://orcid.org/0000-0003-0821-7266

Samira Farahani https://orcid.org/0000-0003-3632-4827

منابع

شهیکی‌تاش، محمدنبی، نوروزی، علی و رحیمی، غلامعلی. (۱۳۹۲). صرفه‌های مقیاس، سطح تولید بهینه و کشش جانشینی در صنایع انرژی‌بر ایران. فصلنامه *اقتصاد محیط زیست و انرژی*، ۲(۶)، ۷۵-۱۰۵.

طهرانچیان، امیرمنصور و نوروزی بیرامی، معصومه. (۱۳۹۰). آزمون جانشینی پول در ایران: کاربردی از الگوی خودبازگشتی با وقفه توزیعی (ARDL). فصلنامه *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۴۹(۱۶). ۹۹-۱۱۵.

طیب‌نیا، علی و فرنام، حامد. (۱۳۹۱). مدل راهبردی برای تقاضای پول در ایران با استفاده از مدل‌های انعطاف‌پذیر سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و لئونتیف. فصلنامه *راهبردی اقتصادی*، ۱(۱)، ۷۱-۱۰۶.

References

Adrian, T. & Shin, H. (2011). *Annual Review of Financial Economics, 3(1)*, 289-307

Allen, F. & Gu, X. (2020). Shadow banking in China compared to other countries. doi.org/10.1111/manc.12331

Ari, A., Darracq-Paries, M., Kok, C. & Żochowski, D. (2017). Shadow banking and market discipline on traditional banks. International Monetary Fund.

Barnett, W. A. (1978). The user cost of money. *Economics Letters*, *1*, 145–149. doi.org/10.1016/0165-1765(78)90051-4

Barnett, W. A. & Lee, Y. W. (1985). The global properties of the minflex laurent, generalized leontief, and translog flexible functional forms. *Econometrica*, *53*, 1421–1437. doi.org/10.2307/1913216.

Barnett, W. A. (2002). Tastes and technology: Curvature is not sufficient for regularity. *Journal of Econometrics*, *108*, 199–202. doi:10.1016/S0304-4076(01)00131-2

Blackorby, C. & Russell, R. R. (1989). Will the real elasticity of substitution please stand up? *American Economic Review*, *79*, 882–888.

Diewert, W. E. (1974). Applications of duality theory In M. Intriligator, & D. Kendrick (Vol. Eds.), Frontiers in *Quantitative Economics*: vol. 2, (106–171). Amsterdam: North-Holland.

Broos, M., Carlier, K., Kakes, J. & Klaaijsen, J. (2012). Shadow banking: An exploratory study for the Netherlands DNB occasional studies. Central bank and prudential supervisor of financial institutions. De Nederlandsche Bank NV.

Buchak, G., Matvos, G., Piskorski, T. & Seru, A. (2018). Fintech, regulatory arbitrage, and the rise of shadow banks. *Journal of Financial Econ*omics, *3*(130), 453-483. doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.03.011

Calmès, C. & Théoret, R. (2015). The rise of shadow banking and the hidden benefits of diversification.

Chao, C.C., Ee, M. S. & Zhang, J. (2017). Shadow banking and economic development in developing countries: Evidence from China. Department of Economics, Faculty of Business and Law, Deakin University, Australia.
Diewert, W.E. (1974). Intertemporal consumer theory & demand for durables. *Journal of Econometrics*. *42*, 497-516. doi.org/10.2307/1911787
Elliott, D., Kroeber, A. & Qiao, Y. (2015). Shadow banking in China: A primer. Economic Studies at Brookings. The Brookings Institution.
European Commission. (2012). Shadow Banking.
Financial Stability Board (FSB). (2013) Global shadow banking monitoring report 2013. FSB Publication, Financial Stability Board.
Gallant, R. A. & Golub, G. (1984). Imposing curvature restrictions on flexible functional forms. *Journal of Econometrics, 26*, 295–321.
Górnicka, L. A. (2016). Banks and shadow banks: Competitors or complements? *J. Finan. Intermediation*. doi.org/10.1016/j.jfi.2016.05.002
Gorton, G. & Metrick, A. (2010). Regulating the shadow banking system. Brookings Papers on Economic Activity, 2, 261–297, 2010.
Global Standards Proportionality Working Group (GSPWG), (2018). Member Survey Global Standards & Financial Inclusion: Shadow Banking (2019).
Hossain, N. & Serletis, A. (2017). A century of interfuel substitution. *Journal of Commodity Markets, 8*, 28–42. doi.org/10.1016/j.jcomm.2017.09.001
Istiak, K. & Serletis, A. (2016). A note on leverage and the macroeconomy. *Macroeconomic Dynamics*, 20, 429–445. doi.org/10.1017/S1365100514000340
Jeffers, E. & Plihon, D. (2014). Universal banking and shadow banking in europe.
Lasak, P. (2015). Regulatory responses to the Chinese shadow banking development. The Jagiellonian University in Kraków, Institute of Economics, Finance and Management.
Liao, M., Sun, T. & Zhang, J. (2016). China's financial linkages and implications for inter-agency cooperation (Working paper). Washington, DC IMF.
Lin, J.H. & Li, X. (2017). Regulatory policies on gramm-leach-bliley consolidation of commercial banking, *Journal of International Financial Markets, Institutions& Money*. shadow banking, and life insurance, *50*, 69-84, doi:10.1016/j.intfin.2017.09.005
Liu, Z. & Xie, C. (2020). Liquidity, capital requirements, and shadow banking. *International Review of Economics and Finance*, *76*, 1379-1388. doi:10.1016/j.iref.2019.11.019
Lysandroua, P. & Nesvetailova, A. (2014). The role of shadow bankingentities in the financial crisis: Adisaggregated view. City Political Economy Research Centre (CITYPERC). doi.org/10.1080/09692290.2014.896269
Macey, J. (2012). It's all shadow banking, actually. *Review of Banking & Financial Law*, *31* , 593-617.
Mc Laren, K. R. (1990). A variant on the arguments for the invariance of estimators in a singular system of equations. *Econometric Reviews, 9,* 91–102. doi.org/10.1080/07474939008800179.

Markiewicz, M. (2016). Shadow banking-definitions, determinants and risk for a financial system. Trends in the World Economy. Real Economy and Financial Sector in the Contemporary World.

Nabilou, H. & Alessio, M.P. (2017). The law and economics of shadow banking.

Nidhiparpiani, S.P. (2020). The impact of shadow banks on the commercial bank lending in india with reference to the housing finance sector. *International Journal of Recent Technology and Engineering* (*IJRTE*), *8*, 51-58. doi:10.35940/ijrte.F7133.038620

Noeth, B. J. & Sengupta, R. (2011). Is shadow banking really banking? The Regional Economist.

Pozsar, Z., Adrian, T., Ashcraft, A. & Boesky, H. (2013). Shadow banking. *FRBNY Economic Policy Review*.

Ricks, M. (2012). Money and (shadow) banking: A thought experiment. Vanderbilt University Law School.

Rubio, M. (2018). Shadow banking, macroprudential regulation and financial stability. University of Nottingham.

Roosevelt, F. D. (2019). The deposit contract, deposit insurance, and shadow banking. Contemporary Financial Intermediation, Fourth Edition 2020, 285-316. doi.org/10.1016/B978-0-12-405208-6.00012-7

Schwartz, C. & Carr, T. (2012). Shadow banking: Australian and international experience around times of financial stress and regulatory reform1. JASSA(3), 30.

Serletis, A. & Isakin, M. (2017). Stochastic volatility demand systems. *Econometric Reviews*, *36*, 1111–1122. doi.org/10.1080/07474938.2014.977091

Serletis, A. & Xu, L. (2018). Demand systems with heteroscedastic disturbances. Empirical Economics forthcoming.

Serletis, A. & Xu, L. (2019). The demand for banking and shadow banking services. *North American Journal of Economics and Finance*, *47*, 132-146. doi.org/10.1016/j.najef.2018.12.009

Sheng, A. (2015). Introduction. In: Sheng, A. & Soon, N. C. (Eds.), Bringing shadow banking into the light: Opportunity for financial reform in China. Fung Global Institute Report, 11-24.

استناد به این مقاله: امیری، میثم و فراهانی، سمیرا. (۱۴۰۳). تقاضا برای خدمات بانکداری و بانکداری سایه‌ای در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹(۹۸)، ۸۶-۱۲۲.

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

-- Iranian Journal of Economic Research----------
Volume 29, Issue 98, Spring 2024, 123-161
ijer.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/ijer.2024.76436.1228

ATU PRESS

Original Research
Received: 25/10/2023
Revised: 18/5/2024
Accepted: 1/6/2024
ISSN: 1726-0728
eISSN:2476-6445

Transmission Mechanisms of Contemporaneous Risk in Investment Portfolios: An R2 Connectedness Approach with Evidence from the Iranian National Pension Fund Investment Company

Soheil Rudari — Ph.D. in Economics, Ferdowsi University, Mashhad, Iran

Ali Mohammad Ahmadi — Assistant Professor, Research Center for Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran

Vahid Omidi* — Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Qom, Iran

Abstract

One of the primary concerns of the Iranian National Pension Fund is managing its investment portfolio. In this respect, the present study aimed to examine the long-term investment portfolio, the largest subset of which is V-sandoq. The analysis used the R2 connectedness approach proposed by Naeem et al. (2023) over the period from September 17, 2013, to September 22, 2023. The study focused on the immediate influence and susceptibility to influence of the stocks within the National Pension Fund. The results showed that, in terms of net influence and susceptibility, the stocks of Group 1 (i.e., Kechad, Foulad, Kegol, and Sheranol) were the most influential, transferring risk to the network. Conversely, the stocks of Group 2 (i.e., Shepas, Pasa, Shekabir, and Vebshahr) were the most influenced by the network. Therefore, risk is transferred from Group 1 stocks to the network, impacting Group 2 stocks the most. In network analysis, during a bear market with a threshold of -4%, there is a high degree of connectivity among the stocks in the portfolio. This suggests that

* Corresponding Author: v.omidi@qom.ac.ir
How to Cite: Rudari, S., Ahmadi, A. M., & Omidi, V. (2024). Transmission Mechanisms of Contemporaneous Risk in Investment Portfolios: An R2 Connectedness Approach with Evidence from the Iranian National Pension Fund Investment Company. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(98), 123-161.

portfolio adjustments are necessary under bear market conditions. Conversely, in a bull market with a threshold of +4%, there is no connectivity between the stocks, indicating that no portfolio adjustments are needed under such conditions.

1. Introduction

In recent years, Iran has consistently faced challenges with pension funds and the inability to generate adequate income to pay retirement salaries. With the number of retirees expected to increase in the coming years (particularly from the 1980s generation), effective management of the investment portfolio of the National Pension Fund's subsidiaries has become increasingly critical. Many state-owned companies were transferred to the National Pension Fund to finance retired pay from their profitability. However, budget evidence indicates that over 80% of retirement salaries are still financed through the government budget. This underscores the importance and necessity of revising the investment portfolio of the National Pension Fund's investment holdings. In this respect, the present study aimed to examine the portfolio management of one of the largest subsidiaries of the National Pension Fund, namely the Investment Company of the National Pension Fund or V-sandoq, over the period from September 17, 2013, to September 22, 2023. The study used the vector autoregression (VAR) model with time-varying parameters and R2 connectedness, as an immediate response, proposed by Naeem et al. (2023). The immediate impact analysis of variables on/from each other was chosen because any national, regional, or global event has immediate effects, and providing an appropriate response in portfolio management is of great importance.

2. Materials and Methods

The study employed the TVP-VAR algorithm and the Kalman filter introduced by Antonakakis et al. (2020), in conjunction with the approach proposed by Naeem et al. (2023). The key econometric structure of the TVP-VAR model is outlined below. For the sake of simplicity, it is presented in the form of a first-order VAR. Thus, the TVP-VAR model is as follows:

$$y_t = \emptyset_{ty_{t-1}} + e_t \ , \qquad e_t|F_{t-1} \sim N(0, H_t) \qquad (1)$$

$$vec(\phi_t) = vec(\phi_{t-1}) + \zeta_t \ , \qquad \zeta_t|F_{t-1} \sim N(0, \Xi_t) \qquad (2)$$

Time-varying parameters and time-varying error variances are essential components for the generalized impulse response functions (GIRF) and generalized forecast error variance decomposition (GFEVD) developed by Koop et al. (1996) and Pesaran and Shin (1998). These components underpin the connectivity approach of

Diebold and Yılmaz (2012, 2014). To obtain GIRF and GFEVD, the TVP-VAR needs to be converted to TVP-VMA by applying the Wold representation theorem. According to this theorem, GIRFs i j,t (K) at a forecast horizon *K* do not assume or depend on the ordering of shocks, providing a more robust interpretation of VAR models compared to standard IRFs, which are sensitive to the order of variables in the econometric system.

$$z_t = \sum_{i=1}^{p} \emptyset_{it}\, z_{t-i} + e_t = \sum_{j=1}^{\infty} \Lambda_{jt}\, e_{t-j} + e_t$$

The GIRF approach reflects the dynamic differences between all variables jjj. Mathematically, it can be expressed as Equation (3):

$$GIRF_t\left(K\,, \sqrt{H_{jj,t}}\;, F_{t-1}\right) = E\left(y_{t+k}\middle|\epsilon_{j,t} = \sqrt{H_{jj,t}}\;, F_{t-1}\right) - E\left(y_{t+J}|F_{t-1}\right) \tag{3}$$

$$\psi_{j,t}(K) = H_{jj,t}^{-\frac{1}{2}} \Lambda_{k,t} H_t \epsilon_{j,t} \tag{4}$$

Subsequently, GFEVD ψij,t(K)\psi_{ij,t} (K)ψij,t(K) represents the unique contribution of each variable to the forecast error variance of variable iii, interpreted as the percentage impact of one variable on the forecast error variance of another variable. This can be expressed as Equation (5):

$$\psi_{ij,t}(K) = \frac{\sum_{t=1}^{K-1} \Psi_{ij,t}^2}{\sum_{j=1}^{m} \sum_{t=1}^{K-1} \Psi_{ij,t}^2}\,, \quad \sum_{j=1}^{m} \psi_{ij,t}\,(K) = 1\,, \quad \sum_{i.i=1}^{m} \psi_{ij,t}\,(K) = m \tag{5}$$

The criteria for GIRF and GFEVD can help determine how much variable iii is influenced by others and how much it influences others. Three metrics are used for this purpose.

First, we must determine how much other variables in the system influence variable iii. This is obtained by summing the error variance shares for variable iii relative to variable jjj. The influence from others is then calculated using Equation (6):

$$\Gamma_{i \leftarrow j,t}(K) = \frac{\sum_{j=1.i\neq j}^{m} \psi_{ij,t}(K)}{\sum_{i=1}^{m} \psi_{ij,t}(K)} * 100 \tag{6}$$

Second, the impact of variable iii on others in the system is calculated through the measurement known as influence on others. This measurement is derived by summing the effects (error variance) that variable iii imposes on the forecast error variance of other variables:

$$\Gamma_{i\leftarrow j,t}(K) = \frac{\sum_{j=1.i\neq j}^{m} \psi_{ji,t}(K)}{\sum_{i=1}^{m} \psi_{ji,t}(K)} * 100 \quad (7)$$

The total connectivity index (TCI) is calculated based on the Monte Carlo simulations presented by Chatzanzinou et al. (2021). It demonstrates that the self-variance share consistently exceeds or equals all cross-variance shares. Since the average co-movement of the network is expressed as a percentage, which should be between [0,1], TCI needs to be slightly adjusted:

$$TCI_t^g(K) = \frac{\sum_{i,j=1.i\neq j}^{m} \tilde{\psi}_{ij,t}^g(K)}{k-1}, \quad 0 \leq TCI_t^g(K) \leq 1 \quad (8)$$

Finally, the TCI definition is modified to obtain pairwise partial connectivity index (PCI) scores between variables iii and jjj as follows:

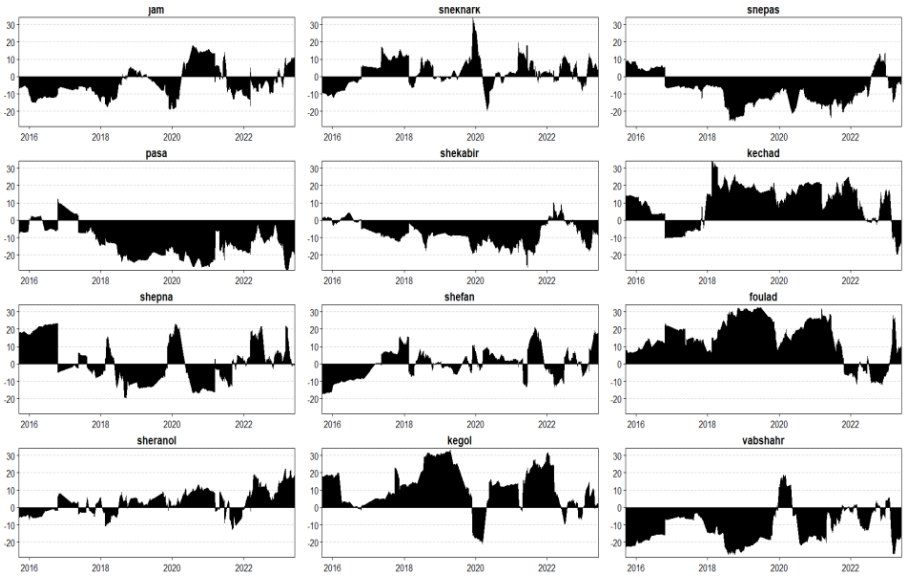
$$PCI_{ijt}(K) = 2\left(\frac{\tilde{\psi}_{ij,t}^g(K) + \tilde{\psi}_{ji,t}^g(K)}{\tilde{\psi}_{ii,t}^g(K) + \tilde{\psi}_{ij,t}^g(K) + \tilde{\psi}_{ji,t}^g(K) + \tilde{\psi}_{jj,t}^g(K)}\right) \quad 0 \leq PCI_{ijt}(K) \leq 1 \quad (9)$$

3. Results and Discussion

Figure 2 illustrates the temporal dynamics of stock influences received from other stocks. It shows the extent to which each stock has transferred or received risk from others. The stocks above the zero line indicate a net influence on the network, while those below indicate a net reception from the network during the examined period. Notably, Kechad, Foulad, Kegol, and Sheranol (Group 1) predominantly acted as influencers, transferring risk to the network. In contrast, Shepas, Pasa, Shekabir, and Vabshahr (Group 2) exhibited the highest reception from the network. Therefore, it can be inferred that external shocks transfer risk from Group 1 to the network, notably impacting the stocks in Group 2.

It is crucial to recognize that this influence/reception patterns vary over time and exhibit significant fluctuations. Specifically, the chart shows that the influence/reception of stocks on/from the network decreased with the outbreak of the COVID–19 pandemic from January 19, 2021. Conversely, the disclosure of the letter regarding the increase in petrochemical feed rates on May 7, 2023 heightened the risk transfer from petrochemical stocks to the studied network. This underscores that external shocks do not uniformly affect the portfolio under review, necessitating separate examination of each.

Figure1: Net Influence/Reception of Stocks on/from Each Other



Source: Research findings

4. Conclusion

The results of the long-term portfolio analysis indicated varying levels of interconnectedness influenced by economic, political, military, and health conditions—with the connectivity averaging around 45%. This reflects a high risk for the long-term portfolio. In terms of net influence and reception, Kechad, Foulad, Kegol, and Sheranol (Group 1) generally exerted influence by transferring risk to the network. In contrast, Shepas, Pasa, Shekabir, and Vabshahr (Group 2) predominantly received risk from the network. Thus, during external shocks, risk tends to shift away from Group 1 stocks, thus impacting Group 2 significantly. The outbreak of the COVID–19 pandemic on January 19, 2021 led to a decrease in the influence/reception of stocks on or from the network. Conversely, the disclosure of an increase in petrochemical feed rates on May 7, 2023 heightened risk transfer from petrochemical stocks to the studied network. Concerning the network analysis, there is a high degree of connectivity among the stocks in the portfolio during a bear market with a threshold of -4%. This suggests that portfolio adjustments are necessary under bear market conditions. In bearish markets, it thus becomes imperative to select stocks that have less connectivity. On the contrary, in a bull market with a threshold of +4%, there is no connectivity between the stocks, indicating that no portfolio adjustments are needed under such conditions. Hence, while

the examined portfolio is optimal during bull markets, adjustments are essential during bear markets to mitigate risks associated with high connectivity.

Keywords: Portfolio Management, R2 Connectedness Model, National Pension Fund Investment, Network Analysis.

JEL Classification: G32, G17, G11.

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران ---------
دوره ۲۹، شماره ۹۸، بهار ۱۴۰۳، ۱۲۳-۱۶۱
ijer.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/ijer.2024.76436.1228

مقاله پژوهشی
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۸/۳
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۲/۲۹
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۳/۱۲
ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸
eISSN:۲۴۷۶-۶۴۴۵

بررسی ساز و کار انتقال ریسک آنی در سبد سرمایه‌گذاری با استفاده از رویکرد R2 Connectedness: شواهدی از شرکت سرمایه‌گذاری صندوق بازنشستگی کشور

سهیل رودری | دکتری اقتصاد، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران
علی‌محمد احمدی | استادیار پژوهشکده اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
وحید امیدی * | استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه قم، قم، ایران

چکیده

یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های صندوق بازنشستگی کشوری مدیریت سبد سرمایه‌گذاری است. بر این اساس، در پژوهش حاضر سبد سرمایه‌گذاری بلندمدت، بزرگترین زیرمجموعه آن (وصندوق) در قالب رویکرد R2 Connectedness که توسط نعیم و همکاران (۲۰۲۳) مطرح شده است در دوره زمانی ۱۳۹۲/۰۶/۲۶-۱۴۰۲/۰۶/۳۱ (۲۰۱۳/۰۹/۱۷-۲۰۲۳/۰۹/۲۲) بررسی شده است. با توجه به اینکه وقایع سیاسی، اقتصادی و اجتماعی در لحظه، آثار و تبعاتی بر بازده سهم‌ها دارند، در این مطالعه به اثرگذاری/اثرپذیری آنی سهم‌های موجود در صندوق بازنشستگی کشور پرداخته شده است. نتایج نشان داد در حوزه اثرگذاری و اثرپذیری خالص، کچاد، فولاد، کگل و شرانول (گروه اول) در عمده مواقع اثرگذار بوده و ریسک را به شبکه منتقل کرده‌اند. در مقابل شپاس، پاسا، شکبیر و وبشهر (گروه دوم) بیشترین اثرپذیری از شبکه را داشته‌اند. در این صورت با بروز شوک خارجی، ریسک از سهم‌های گروه اول به شبکه منتقل شده و بیشترین اثر را بر سهم‌های گروه دوم می‌گذارد. در حوزه تحلیل شبکه و در بازار خرسی، آستانه ٪۴-، ارتباط بالایی بین سهم‌های موجود در پرتفو دیده می‌شود. ازاین‌رو، در شرایط بازار خرسی، تعدیل پرتفوی مورد بررسی ضروری است. همچنین ارتباط سهم‌ها در بازار گاوی، آستانه ٪۴+ هیچ‌گونه ارتباطی بین سهم‌ها وجود ندارد. این نکته بیانگر آن است که در این شرایط پرتفوی موجود نیازمند تعدیل نیست. همچنین چنانچه قصد فروش سهام وجود دارد بهتر است بر گروه پذیرنده ریسک یعنی شرکت‌های نفت پاسارگاد، پتروشیمی امیرکبیر، لاستیک ایران یاسا و گروه صنعتی بهشهر متمرکز شوند زیرا ریسک شرکت‌های گل‌گهر، چادرملو، فولاد مبارکه و نفت ایرانول توسط این شرکت‌ها جذب می‌شود.

کلمات کلیدی: مدیریت پرتفو، الگوی R2 Connectedness، سرمایه‌گذاری صندوق بازنشستگی کشور، تحلیل شبکه

طبقه‌بندی JEL: G32,G17,G11

* نویسنده مسئول: v.omidi@qom.ac.ir

۱. مقدمه

مدیریت سبد سرمایه‌گذاری همواره یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های شرکت‌های سرمایه‌گذاری جهت مدیریت بازدهی و ریسک بوده است. یکی از عوامل مهمی که به استقرار نظام مالی و اقتصادی کارآمد در یک کشور کمک می‌کند، عملکرد قوی بازارهای مالی است. بازار سهام با انباشت سرمایه مورد نیاز به منظور تأمین مالی برنامه‌های توسعه اقتصادی و ارتقای اهداف سیاست‌های پولی و مالی، منجر به احیای بخش‌های دولتی و خصوصی می‌شود. به عبارت دیگر، بازار سرمایه، می‌تواند به‌طور قابل توجهی بر کیفیت تصمیمات سرمایه‌گذاری تأثیر بگذارد. بر این اساس، جذب نقدینگی سرگردان، تخصیص مجدد سرمایه‌هایی که در یک لحظه به‌طور ناکافی یا ناکارآمد استفاده می‌شوند و حتی حمایت از سازمان‌دهی مجدد بخش‌ها، اهمیت جایگاه بازار سرمایه را در اقتصاد بسیاری از کشورها مشخص می‌کند (Innocent, et al., 2018). همچنین، بازار سرمایه با توجه به شفافیت بالا و توان جذب نقدینگی و تبدیل آن از پول راکد به سرمایه استفاده شده، نقش مهمی در تحریک سرمایه‌گذاری، افزایش تولید و تأمین کسری بودجه دولت ایفا می‌کند (Algaragolle, 2022). ازاین‌رو امروزه، بازار سرمایه به یک جزء مهم و جدا نشدنی از نظام اقتصادی تبدیل شده است. این واقعیت که شاخص‌های بورس، یکی از معیارهای سنجش سلامت اقتصاد کشور محسوب می‌شوند، نشان‌دهنده اهمیت بازار سرمایه و لزوم توجه و بررسی عمیق آن است (Sahoo, et al., 2020).

با وجود تأثیرپذیری بازار سرمایه از متغیرهای مختلف اقتصادی، سیاسی، نظامی و بهداشتی، بخش‌های مختلف صنایع به یک میزان تحت تأثیر قرار نخواهند گرفت و این موضوع نشان می‌دهد مدیریت سبد سرمایه‌گذاری بایستی به‌صورت متغیر در زمان بررسی گردد. به عنوان مثال، تحریم‌های نفتی ایران در سال ۱۳۹۱ بر سهام شرکت‌های نفتی اثر منفی داشته، درحالی‌که بر نسبت سهام صنایع سیمانی تأثیر معناداری نداشته است. همچنین در این سال، با اعمال تحریم‌ها، نرخ ارز افزایش یافت. اما این پدیده، موجب سودآوری و جذب سرمایه‌گذاران بیشتر در بنگاه‌های صادراتی شد که درآمدشان به ارزهای قوی‌تر از ریال بود (Orangian, et al., 2021). نتایج مشابهی هنگام تجزیه و تحلیل تأثیر COVID-19 بر بازده سهام به‌دست آمده است. در دوره همه‌گیری ویروس کرونا، بازده سهام بخش‌های مختلف

منفی بوده اما بخش مراقبت‌های بهداشتی و دارویی بازدهی مثبتی را نشان دادند (Mittal & Sharma, 2021). بیماری کرونا از طریق توقف بخش‌های صنعتی، گردشگری، هوانوردی و سایر بخش‌های مرتبط، تأثیر منفی بر بازار سهام داشته است. درنتیجه، برخی از بخش‌های صنعتی نوسانات بالاتری را نسبت به سایرین تجربه کردند که بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و مزایای بالقوه تنوع پرتفوی تأثیر می‌گذارد (Aloui & Jabeur, 2022). درنتیجه، اگرچه بازده بخش‌های مختلف سهام به‌طور معمول در بلندمدت همبستگی مثبت دارد اما در کوتاه‌مدت می‌تواند تفاوت‌های اساسی بین صنایع وجود داشته باشد (Malik, 2022). بنابراین مدیریت سبد سرمایه‌گذاری برای شرکت‌های سرمایه‌گذاری از اهمیت بسیار زیادی برخوردار است.

کشور ایران در طی سال‌های اخیر همواره با معضل صندوق‌های بازنشستگی و عدم توانایی در خلق درآمد مناسب جهت پرداخت حقوق و دستمزد بازنشستگان روبه‌رو بوده است و با توجه به اینکه تعداد افراد بازنشسته در سال‌های آینده افزایش خواهد یافت (بازنشسته شدن دهه ۶۰)، اهمیت مدیریت سبد سرمایه‌گذاری زیرمجموعه‌های صندوق بازنشستگی کشوری از اهمیت بسزایی برخوردار است. درواقع، بسیاری از شرکت‌های دولتی به صندوق بازنشستگی کشور واگذار شد تا از محل سودآوری آن‌ها، حقوق و دستمزد بازنشستگان تأمین شود اما شواهد بودجه نشان می‌دهد کماکان بیش از ۸۰ درصد حقوق و دستمزد بازنشستگان از طریق بودجه دولت تأمین می‌شود و این موضوع اهمیت و ضرورت بازنگری در سبد سرمایه‌گذاری مجموعه سرمایه‌گذاری صندوق بازنشستگی کشوری را نشان می‌دهد. بر این اساس، در پژوهش حاضر مدیریت پورتفوی یکی از بزرگترین زیرمجموعه‌های صندوق بازنشستگی کشوری (شرکت سرمایه‌گذاری صندوق بازنشستگی کشوری (وصندوق)) در دوره زمانی ۱۳۹۲/۰۶/۲۶-۱۴۰۲/۰۶/۳۱ (۲۰۱۳/۰۹/۱۷-۲۰۲۳/۰۹/۲۲) با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در زمان و اتصال R2[1] به‌صورت واکنش آنی که توسط نعیم و همکاران[2] (۲۰۲۳) معرفی شده است، بررسی می‌شود. بررسی اثرگذاری/ اثرپذیری متغیرها بر/ از یکدیگر به‌صورت آنی از آن جهت انتخاب شده است که بروز هر اتفاقی در سطح کشور، منطقه یا جهان اثرات آنی به

1. TVP-VAR with R2 Connectedness
2. Naeem, M., et al.

این شیوه اثرگذاری داشته که پاسخ مناسب به آنها در مدیریت پورتفو از اهمیت زیادی برخوردار است.

در ادامه در بخش دوم مبانی نظری، در بخش سوم داده‌ها و روش‌شناسی، در بخش‌های چهارم و پنجم به ترتیب یافته‌های پژوهش و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲. مبانی نظری پژوهش

در بازار سهام، نوسانات قیمت سهام، یا بازده بخش‌های مختلف صنعت، اثر پیوندی قابل توجهی را نشان می‌دهد. بحران مالی، سیاست‌های پولی و تجاری، تحریم‌ها، حوادث ناگهانی بهداشت عمومی و مواردی از این دست می‌تواند به راحتی باعث ایجاد ریسک‌های مالی شود. در این شرایط، نوسانات بازار نه تنها تحت تأثیر عوامل فوق بلکه تحت تأثیر نوسانات ناشی از سایر بازارها نیز قرار می‌گیرد. این تکانه‌های درونزا یا برونزا، الزامات بالایی را برای ارتقای توانایی مدیریت ریسک مالی و شناسایی صحیح ساختار سرریز نوسانات در بازار سهام ایجاب می‌کنند. ازاین‌رو، اثر سرریز نوسانات بازارهای مالی همواره مورد توجه بخش مقررات نظارت مالی و پژوهشگران داخلی و خارجی بوده است (Xiong & Han, 2015). موج افزایش یا کاهش قیمت‌ها می‌تواند از یک یا چند بخش شروع شود و از طریق اثر پیوند بین صنایع به سایر بخش‌های صنعت انتقال یابد. ارتباط بین بخش‌های صنعت از دو جنبه قابل بررسی است: نخست، تعامل بین صنایع بالادستی و پایین‌دستی در زنجیره صنعت و دوم تخصیص دارایی و رفتار آربیتراژ سرمایه‌گذاران (Yin, et al., 2020).

با استفاده از ساختار پیوند میان بخش‌ها جهت شناسایی صنایع رهبر و پیرو در بازار سهام و نحوه انتقال و دریافت نوسانات، از یک‌سو سرمایه‌گذاران می‌توانند تخصیص دارایی‌های خود را به موقع تنظیم کرده و در عین حال از ریسک دوری کنند. با توجه به ارتباط دارایی‌های مختلف با یکدیگر، بروز نوسانات در یک دارایی می‌تواند به سایر دارایی‌ها نیز منتقل شود؛ البته علیّت و شدت انتقال و دریافت نوسان در طی زمان و در بازدهی‌های مثبت و منفی می‌تواند متفاوت باشد که در مدیریت ریسک پرتفوی سرمایه‌گذاری بسیار بااهمیت است (حسینی ابراهیم‌آباد و همکاران، ۱۳۹۸). بر همین اساس سرمایه‌گذاران به‌طور مداوم در حال جایگزینی دارایی‌ها و متنوع‌سازی سبد دارایی جهت پوشش ریسک هستند. دانستن نحوه و میزان سرریز نوسانات میان دارایی‌های مختلف در طی زمان، به‌ویژه در بازدهی‌های

مثبت و منفی برای طراحی سبد سرمایه‌گذاری و راهبردهای پوشش ریسک می‌تواند برای سرمایه‌گذاران راهگشا باشد (Reboredo, et al., 2021). انتقال نوسان میان دارایی‌ها نشان‌دهنده جریان اطلاعات بین آنها است. بر این اساس درک اشتباه درخصوص نحوه ارتباط متقابل میان آنها می‌تواند منجر به اجرای سیاست‌های اقتصادی غیربهینه و حتی سرکوب تولید شود.

درخصوص دارایی‌های مختلف، می‌توان بیان داشت که بروز نوسان در یک دارایی می‌تواند از طریق تغییر در عرضه و تقاضای سرمایه‌گذاران موجب تأثیر بر سایر دارایی‌ها شود (Aroury, et al., 2015). جریان سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مختلف تحت تأثیر شرایط کلان اقتصادی و سیاسی است و سرمایه‌گذاران با تحلیل این موارد و عوامل درونی بازار سهام، اقدام به خرید و فروش سهام می‌کنند. به‌طور کلی چنانچه دارایی دارای شرایط مناسب نباشد، منابع مالی از آن خارج و به دارایی دیگر منتقل می‌شود و در چنین شرایطی نوسان به سایر بازارها منتقل می‌شود. به‌دنبال افزایش نوسان در یک دارایی، درک و تحلیل آن دارایی برای سرمایه‌گذاران سخت می‌شود و انتظار سفته‌بازی را افزایش می‌دهد و در چنین شرایطی اعتماد به دارایی خاص از بین می‌رود و در بهترین حالت موجب انتقال سرمایه به دارایی دیگر می‌شود (محسنی و بت‌شکن، ۱۳۹۹).

یکی از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر بازدهی دارایی‌های مختلف تورم است. تورم بالا بازده واقعی سرمایه گذاری را کاهش می‌دهد. همچنین با افزایش تورم و کاهش ارزش پول ملی، نرخ ارز افزایش می‌یابد که در این صورت، چنانچه مجموع کشش صادرات و واردات بزرگتر از یک (شرط مارشال – لرنر[1]) باشد، کاهش ارزش پول ملی موجب بهبود تراز پرداخت‌ها و رونق اقتصادی می‌شود. در ارتباط با بازار سهام و بورس نیز، رابطه مثبت بین افزایش نرخ ارز و قیمت سهام زمانی وجود دارد که کاهش ارزش پول منجر به صادرات بیش‌تر و در نتیجه افزایش در سود شرکت و جذب سرمایه‌گذاران و در نهایت سبب افزایش قیمت سهام شود اما در صورت نبودن این شرط، ارزش کالاهای وارداتی افزایش می‌یابد، درحالی‌که محصولات صادراتی به علت واردات محور بودن نهاده‌ها، تغییر چندانی نمی‌کنند (Nguyen, et al., 2021). بنابراین، مطابق پدیده «عبور نرخ ارز[2]» افزایش نرخ ارز به‌طور

1. Marshall-Lerner
2. Exchange rate pass-through

مستقیم و مستقیم به قیمت مصرف‌کننده منتقل می‌شود. این امر نشان می‌دهد به دنبال کاهش ارزش پول داخلی، افزایش قیمت (نهاده‌های وارداتی، کالاهای واسطه‌ای و نهایی) به قیمت‌های داخلی منتقل می‌شود. همچنین با افزایش نوسانات ارز و سهام، امکان ایجاد نقدینگی بیشتر توسط افراد از طریق آثار تکاثری وجود دارد که مجدداً می‌تواند منجر به شکل‌گیری تورم شود.

ازآنجاکه اکثر کشورهای درحال‌توسعه وابستگی زیادی به نهاده‌های وارداتی برای تولید دارند در صورت کاهش ارزش پول ملی، قیمت داخلی نهاده‌های وارداتی افزایش می‌یابد و هزینه‌های تولید نیز تحت تأثیر قرار می‌گیرد. افزایش سطح عمومی قیمت‌ها که ناشی از افزایش نرخ ارز است، به‌طور معمول باعث ایجاد یکسری تحولات می‌شود که اغلب به فرآیند تورم دامن می‌زنند. علاوه بر این، تورم بالا سبب نااطمینانی و افزایش نوسانات در بازارهای دارایی می‌شود (Sathyanarayana & Gargesa, 2018). سرمایه‌گذاران می‌توانند دارایی‌هایی که همبستگی منفی و یا کمترین سرریز را با یکدیگر دارند، هدف قرار دهند. سرمایه‌گذاران ریسک‌پذیر به‌دنبال سرمایه‌گذاری در دارایی‌هایی هستند که دارای سرریز قوی بر سایر دارایی‌ها هستند. بازارهای دارایی ممکن است در وضعیت بحران نسبت به وضعیت باثبات، سرایت[1] بیشتری را تجربه نمایند و در چنین شرایطی بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری، انتخاب دارایی و مدیریت ریسک اهمیت دوچندان خواهد داشت (Gkillas, et al., 2018).

۱-۲. پیشینه پژوهش

کرمی و رستگار (۱۳۹۷) به تخمین اثر سرریز بازده و نوسانات صنایع مختلف بر یکدیگر در بورس تهران با استفاده از الگوی DCC-GARCH در دوره ۱۳۹۴:۱۲-۱۳۹۰:۰۵ با تواتر ماهانه پرداختند. نتایج حاکی از آن است که صنعت مواد و محصولات دارویی بیشترین میزان اثرگذاری و صنعت فرآورده‌های نفتی، کک و سوخت هسته‌ای کمترین میزان اثرگذاری را بر سایر صنایع منتخب دارند.

حسینی ابراهیم‌آباد و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی سرریز تکانه و تلاطم میان شاخص‌های منتخب بورس تهران با استفاده از الگوی گارچ چندمتغیره نامتقارن (Asymmetric BEKK

1. Contagion

GARCH) در دوره ۱۳۹۶/۰۸/۳۰-۱۳۸۷/۰۹/۲۳ پرداختند. نتایج نشان داد در رژیم صفر، میان تکانه‌ها و تلاطم صنایع ارتباط متقابل وجود دارد و همچنین تلاطم گذشته هر گروه نسبت به تکانه‌های گذشته آن گروه سهم بیشتری در تلاطم جاری آن گروه در رژیم صفر داشته است. نتایج در رژیم یک نیز نشان داد که اخبار مربوط به گروه فرآورده‌های نفتی بر تلاطم گروه خودرو اثر معنی‌داری ندارند و بالعکس، درحالی‌که انتقال تکانه‌ها بین گروه‌های بانکی و فرآورده‌های نفتی و گروه‌های بانک‌ها و خودرو دوطرفه است. همچنین تلاطم گروه بانکی بر تلاطم گروه فرآورده‌های نفتی تأثیرگذار است و سرریز تلاطم بین گروه‌های فرآورده‌های نفتی و خودرو یک‌طرفه است.

آرغا و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی همبستگی شرطی پویا میان دارایی‌های مختلف با بازدهی شاخص قیمت سهام در ایران در دوره زمانی ۱۳۹۶:۰۲-۱۳۸۰:۰۱ به‌صورت ماهانه با استفاده از الگوی DCC-FIAPARCH[1] پرداختند. براساس نتایج، ضریب همبستگی پویای شرطی بازده فلزات، تولیدات صنعتی و مس با بازده سهام مثبت و معنادار است. بنابراین جهت پوشش ریسک بهتر است هم‌زمان در یک سبد خرید و یا فروش قرار نگیرند.

سزاوار و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی همبستگی شرطی میان بازارهای ارز، طلا، مسکن، سهام و نفت در اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۹۵:۱۲-۱۳۷۱:۰۱ با استفاده از الگوی DCC-GARCH پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد میان ارز و طلا همبستگی شرطی بالا و میان مسکن و ارز همبستگی شرطی پایینی وجود دارد.

آشنا و لعل خضری (۱۳۹۹) به بررسی همبستگی پویای شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی با نوسانات بازارهای ارز، سهام و سکه در ایران در دوره ۱۳۹۸:۱۲-۱۳۸۱:۱ با استفاده از الگوی DCC-GARCH پرداخته‌اند. نتایج بیان می‌دارد نوسانات سیاست اقتصادی جهانی اثر معنادار بر نوسانات بازارهای ارز، سهام و سکه دارد. به‌گونه‌ای‌که تأثیر مثبت بر نوسانات قیمت سکه و تأثیر مثبت و منفی (بسته به دوره زمانی) بر بازار ارز و سهام داشته است.

محسنی و بت‌شکن (۱۳۹۹) به بررسی همبستگی شرطی میان صنایع در بازار سرمایه با استفاده از الگوی گارچ چندمتغیره (VECH-BEKK GARCH) در دوره زمانی ۱۳۹۷-

1. Dynamic Conditional Correlation Fractionally Integrated Asymmetric Power ARCH

۱۳۸۸ پرداختند. نتایج نشان داد که صنعت بانک با صنعت دارویی، مخابرات و سرمایه‌گذاری رابطه مثبت و با صنایع عرضه برق و گاز و همچنین وسایل ارتباطی دارای همبستگی شرطی منفی است.

طالبلو و مهاجری (۱۳۹۹) با استفاده از داده‌های شاخص قیمت ۱۵ گروه صنعتی در چارچوب رویکرد فضا-حالت غیرخطی نشان داده‌اند بیشترین درجه همبستگی تلاطم بازده سهام در میان چهار صنعت محصولات شیمیایی و پتروشیمی، فلزات اساسی، محصولات فلزی و فرآورده‌های نفتی بوده است.

دادمهر و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی سرایت میان بازارهای پولی و مالی در ایران در دوره ۱۳۹۶-۱۳۸۶ با داده‌های روزانه با استفاده از الگوی FIAPARCH پرداختند. نتایج نشان می‌دهد رخدادهای سیاسی داخلی تأثیری بر بروز شوک بازارهای پولی و مالی نداشته اما اثر سرایت میان این بازارها تأیید شده است. همچنین وجود رفتار گله‌ای بین سرمایه‌گذاران در دوره‌های تلاطم تأیید شده است.

طالبلو و مهاجری (۱۴۰۱) با استفاده از مدل TVP-VAR به بررسی ارتباط بین ۱۲ صنعت در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتیجه مطالعه آنها بیانگر آن است که بیش از ۵۶ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی به تغییرات بین بخشی مربوط است. همچنین، فلزات اساسی و سرمایه‌گذاری انتقال‌دهنده‌های شوک و قند و شکر و سرامیک پذیرندگان شوک در بازه مورد بررسی بوده‌اند.

رودری و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی فراوانی- زمان سرریز نوسانات میان نرخ ارز، تورم، قیمت سهام و مسکن در ایران با استفاده از رویکرد خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در زمان[1] در مقیاس- زمان‌های مختلف پرداختند. نتایج نشان داد که عمده ارتباط میان نوسانات متغیرهای مورد بررسی به‌صورت کوتاه‌مدت بوده است. چنانچه نوسانات کوتاه‌مدت ارز ادامه‌دار باشد و منجر به ایجاد نوسانات تورم و قیمت مسکن شود، در میان‌مدت نوسانات تورم و قیمت مسکن زمینه انتقال نوسان به نرخ ارز را ایجاد خواهد کرد و با افزایش نوسانات ارزی، بازار سهام به‌شدت متلاطم خواهد شد.

1. Time-Varying Parameters-Vector Autoregressive

شیرافکن لمسو و همکاران (۱۴۰۲) با استفاده از مدل TVP-QVAR به بررسی ارتباط بین شاخص‌های صنایع منتخب بورسی طی بازه زمانی ۱۳۹۷/۰۱/۰۱ تا ۱۴۰۱/۰۵/۰۱ پرداخته‌اند. نتیجه مطالعه انجام شده بیانگر آن است که صنعت سرمایه‌گذاری‌ها نقش اصلی در تحلیل شبکه‌ای میان صنایع مورد بررسی را ایفا می‌کند که این امر در شرایط بازدهی پایین و متوسط، بیشتر نیز بوده است.

رودری و همکاران (۱۴۰۲) با استفاده از مدل Asymmetric TVP-VAR ارتباط بین سهم‌های صنعت پتروشیمی را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه بیانگر آن است که بین ارتباط در بازدهی منفی و مثبت عدم تقارن برقرار است و شدت ارتباط در بازدهی مثبت بیشتر است. همچنین، سهم‌های شبنا، شبریز در بازدهی منفی و شبندر در بازدهی مثبت سهم‌های پیشرو هستند.

امیدی و همکاران (۱۴۰۳) ارتباط بین صنایع بانکی، خودرو، سیمان، فلزات اساسی و فرآورده‌های نفتی در بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از مدل Asymmetric TVP-VAR مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج به‌دست آمده از این مطالعه بیانگر آن است که شاخص کل ارتباط گروه‌های ذکر شده در بازدهی منفی بیش از بازدهی مثبت بوده است. همچنین، بانک‌ها و فلزات اساسی نقش هدایت‌کننده و انتقال‌دهنده ریسک به سایر گروه‌ها را داشته‌اند. از سوی دیگر، گروه خودرو و فراورده‌های نفتی، پذیرنده ریسک بوده‌اند و بازدهی آنها توسط دو گروه بانک‌ها و فلزات اساسی قابل توضیح است.

طالبلو و همکاران (۱۴۰۳) با استفاده از مدل TVP-VAR ارتباط بین ۲۰ صنعت بورسی را مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج مطالعه انجام شده بیانگر آن است که ۱) وجود ریسک سیستمی در بازار ایران تأیید می‌شود و ۲) صنایع پتروشیمی، فلزات، معادن و پالایشگاه قوی‌ترین اتصالات زوجی را دارند.

جیانگ و همکاران[1] (۲۰۱۹) در تحقیقی به بررسی سرریز ریسک مدیریت پرتفوی بین فلزات گرانبها و بازارهای سهام کشورهای BRICS[2] پرداختند. یافته‌های تحقیق نشان داد که

1. Jiang, et al.

۲. شامل کشورهای برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی است.

فلزات گرانبها به نحو مؤثری ریسک بازارهای سهام کشورهای چین و هند را پوشش می‌دهند اما در بازارهای روسیه و برزیل این موضوع تأیید نشد.

سالیسو و همکاران[1] (۲۰۱۹) در تحقیقی به بررسی سرریزی پویا بین بازارهای پول و سهام در نیجریه با استفاده از مدل VARMA-GARCH[2] طی دوره ۲۰۰۰ الی ۲۰۱۵ پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها سرریزی بازده و شوک بین بازارهای پول و سهام را تأیید کرد همچنین نتایج تحقیق آنها پایداری شوک‌های وارده به بازار سهام و ناپایداری شوک‌های وارده به بازار پول را نشان داد.

یونوس[3] (۲۰۲۰) به بررسی ارتباط میان طلا، سهام، اوراق قرضه و مسکن در آمریکا پرداخت. نتایج بلندمدت نشان می‌دهد طلا در قبل از بحران مالی (۲۰۰۷-۱۹۸۵) پوشش ریسک مناسبی برای سایر دارایی‌ها نبوده است. اما در دوره کوتاه‌مدت و در بحران مالی (۲۰۰۹-۲۰۰۷) طلا حداقل تأثیر را از شوک متغیرهای کلیدی اقتصادی پذیرفته است و نشان می‌دهد که طلا پناهگاه امن ضعیف[4] بوده است.

لی و همکاران[5] (۲۰۲۱) ارتباط پویا بین دارایی‌هایی چون نفت خام، طلا، اوراق قرضه، سهام و ارز را در بازه ۲۰۱۸ تا ۲۰۲۰ و با استفاده از مدل TVP-VAR مورد بررسی قرار داده‌اند. نتیجه مطالعه انجام شده بیانگر آن است که طلا انتقال‌دهنده خالص ریسک پیش از شروع کرونا بوده است، درحالی‌که بازار سهام آمریکا و چین پس از شیوع کرونا انتقال‌دهنده خالص ریسک به سایر بازارها بوده‌اند.

لیو و همکاران[6] (۲۰۲۲) به بررسی ارتباط نوسانات و وابستگی بازاری میان بازارهای مالی عمده در چین با استفاده از الگوی TVP-VAR پرداختند. نتایج نشان داد بازارهای مسکن، سهام، اوراق قرضه، ارز و آتی کالایی دارای ارتباط قوی میان نوسانات نیستند. بیش‌ترین میزان انتقال نوسانات مربوط به بازار اوراق قرضه و بیش‌ترین میزان دریافت نوسانات مربوط به آتی کالایی بوده است. همچنین انتقال سرریز نوسانات میان بازارهای مختلف در طی سه بحران مالی مورد مطالعه بیشتر بوده است.

---

1. Salisu, et al.
2. Vector Autoregressive Moving Average- GARCH
3. Yunus
4. Weak Safe Haven
5. Li, et al.
6. Liew, et al.

احمد و هو[1] (۲۰۲۱) در تحقیقی به بررسی انتقال نوسان بین بازارهای نفت، کامودیتی و بازارهای سهام با استفاده از مدل VAR-BEKK-GARCH پرداختند. یافته‌های پژوهش آنها نشان‌دهنده سرریز یک‌طرفه بازده از بازار نفت به بازار سهام و سرریز یک‌طرفه بازده از بازار سهام چین و بازار نفت به شاخص کالاها در چین بود. نبود سرریز بازده بین طلا و بازار سهام (نفت) نقش سرمایه‌گذاری مطمئن در طلا را اثبات نمود. همچنین نتایج، سرریزی دوطرفه نوسان و شوک بین بازارهای نفت و سهام و سرریزی یک‌طرفه از بازار سهام و نفت به بازار کالا را نشان داد، علاوه بر این هیچ شواهدی از اثرات سرریز از بازارهای کالایی به بازارهای سهام و نفت مشاهده نگردید.

کائو و همکاران[2] (۲۰۲۲) با استفاده از رویکرد Asymmetric TVP-VAR سرریز ریسک بین رمزارزها و بازار مالی چین را مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتیجه مطالعه آنها بیانگر آن است که در حالت تقارن، اثر رمزارزها بر بازار چین بیشتر از حالت عکس آن بوده است. همچنین، نوسانات منفی در این مطالعه قوی‌تر از نوسانات مثبت ارزیابی شده‌اند. همچنین، چنگ و همکاران[3] (۲۰۲۳) ارتباط بین نفت خام، بازار طلا و بازار سهام در چین را مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتیجه مطالعه انجام شده بیانگر ارتباط نامتقارن بین بازارهای ذکر شده است.

آدکویا و همکاران[4] (۲۰۲۲) با استفاده از رویکرد Asymmetric TVP-VAR انتقال ریسک بین قیمت نفت و قیمت اوراق بهادار اسلامی را بررسی کرده‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد در بازه مورد مطالعه حالت منفی غالب بوده است و انتقال ریسک بیشتری را نشان می‌دهد.

رحمان و همکاران[5] (۲۰۲۳) ارتباط بین بازار آتی آلومینیوم، طلا، مس و روی را در بازه ۲۰۱۱ تا ۲۰۲۱ و با مدل TVP-QVAR بررسی کرده‌اند. نتیجه مطالعه آنها بیانگر آن است که طلا مهم‌ترین انتقال‌دهنده و مس و روی مهم‌ترین پذیرنده ریسک بوده‌اند.

1. Ahmed, A. & Huo, R.
2. Cao, G. & Xie, W.
3. Cheng, S., et al.
4. Adekoya, O.B., et al.
5. Rehman, M.U., et al.

آلشاتر و همکاران[1] (۲۰۲۳) ارتباط بین صنایع IT در جهان از ۱۵ ژانویه ۲۰۱۶ تا ۲۴ ژوئن ۲۰۲۲ را با استفاده از مدل W-TVP-VAR[2] مورد مطالعه قرار داده‌اند. بنابر نتایج به‌دست آمده از این مطالعه، نوسانات به آهستگی در بین بازارها منتقل می‌شود و تا بیست روز دوام دارد. همچنین، نتایج مؤید وجود عدم تقارن در بازدهی‌های مثبت و منفی است.

قائمی اصل و همکاران[3] (۲۰۲۳) به بررسی ارتباط پویا میان صنایع مختلف در بازار سهام و شاخص فناوری لجر[4] در دوره زمانی ابتدای ژوئن ۲۰۱۸ تا پایان ژوئن ۲۰۲۱ با استفاده از الگوی TVP-QVAR پرداختند. نتایج نشان داد که تقریباً در تمامی دهک‌های بازدهی، ارتباط میان شاخص فناوری و صنایع مختلف مثبت بوده است و این موضوع در شرایط بلندمدت و همچنین شرایط بازار خرسی بیشتر بوده است.

همانطور که مشاهده می‌شود در سال‌های اخیر مطالعات گسترده‌ای جهت شناسایی شیوه اثرگذاری/ اثر پذیری بازارهای مختلف بر/ از یکدیگر صورت گرفته است. نتایج این تحقیقات بیانگر وجود همبستگی‌های شرطی و پویایی بین دارایی‌های مختلف و بازدهی انواع بازارها است. این نتایج نه‌تنها دارای ارزش افزوده برای محققان و متخصصان اقتصاد و مالی است بلکه می‌تواند به مدیران سرمایه‌گذاری و تصمیم‌گیرندگان در بازار سرمایه کمک کند تا ریسک‌های مختلف را بهتر شناسایی و مدیریت کنند. از جمله نتایج مهم مطالعات مذکور، تأکید بر اهمیت تنوع در سبدهای سرمایه‌گذاری و یا فروش و عدم تمرکز بر روی یک دارایی خاص برای کاهش ریسک‌های بازار است. همچنین، تحلیل‌های جدید در زمینه انتقال ریسک بین دارایی‌های مختلف و بازارها نشان می‌دهد که عوامل مختلفی مانند نوسانات ارز، تورم، وضعیت اقتصادی و حتی شرایط جهانی می‌توانند بر تحولات بازارها تأثیرگذار باشند. در نهایت، این تحقیقات نشان می‌دهند که درک عمیق‌تر از ارتباطات و همبستگی‌های میان دارایی‌ها و بازارها، ابزار قدرتمندی برای تصمیم‌گیری‌های موفق در زمینه سرمایه‌گذاری و مدیریت ریسک است. ازاین‌رو، در این مطالعه به بررسی شیوه اثرگذاری/ اثرپذیری سهم‌های موجود در صندوق بازنشستگی کشوری با رویکردی جدید پرداخته شده است. وجه تمایز این مطالعه با سایر مطالعات انجام شده در آن است که بر اثرگذاری/ اثرپذیری

1. Alshater, M.M., et al.
2. Wavelet-Time Varying Parameter-VAR
3. Ghaemi Asl, M., et al.
4. Ledger Technology Index

آنی متغیرها تأکید شده است. با توجه به لزوم اتخاذ تصمیمات صحیح گردانندگان صندوق بازنشستگی کشور در مواجه با شوک‌های مختلف و تغییر در بازدهی صندوق، بررسی ارتباط آنی متغیرها از اهمیت فراوانی برخوردار است.

۳. داده‌ها و روش‌شناسی پژوهش

در پژوهش حاضر به بررسی نحوه و مکانیسم انتقال بازدهی میان سهام موجود در پورتفوی بلندمدت شرکت سرمایه‌گذاری صندوق بازنشستگی کشوری جهت مدیریت پورتفولیو در دوره زمانی ۱۴۰۲/۰۶/۳۱-۱۳۹۲/۰۶/۲۶ (۲۰۱۳/۰۹/۱۷-۲۰۲۳/۰۹/۲۲) با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در زمان و اتصال R2 که توسط نعیم و همکاران (۲۰۲۳) معرفی شده است، پرداخته شده است. لازم به توضیح است که کلیه اطلاعات از سامانه اطلاعات مالی ایران[1] استخراج شده است. در ادامه در جدول ۱ نتایج مربوط به تحلیل توصیفی ارائه شده است.

براساس نتایج جدول ۱، به‌طور میانگین بیشترین بازدهی مربوط به نمادهای شکبیر و جم است. همچنین بیشترین نوسان نیز مربوط به نمادهای شپنا و وبشهر بوده است. براساس آماره توزیع نرمال، بازدهی تمامی نمادها دارای توزیع غیرنرمال هستند. همچنین نتایج کشیدگی نشان می‌دهد کلیه متغیرها دارای توزیع لپتوکورتیک[2] و دنباله فربه و متورم[3] هستند. ازآنجاکه بازدهی کلیه نمادها دارای توزیع لپتوکورتیک هستند و همچنین احتمال وجود شکست ساختاری در بازدهی صنایع وجود دارد بایستی از آزمون ریشه واحد الیوت، روتنبرگ و استاک[4] استفاده نمود (Asadi, et al., 2022). نتایج آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد بازدهی کلیه صنایع مورد بررسی در پژوهش در سطح مانا هستند.

1. Fipiran
2. Leptokurtic Distribution
3. Fat Tail
4. Elliott, Rothenberg & Stock (ERS)

جدول ۱. تحلیل توصیفی متغیرهای پژوهش

	jam	pasa	shepna	sheranol	shekhark	shekabir	shefan	kegol	shepas	kechad	foulad	vabshahr
میانگین	۰/۵	۰/۳۳	۰/٤۰	۰/٤۲	۰/٤۵	۰/۵۱	۰/٤۳	۰/۳٦	۰/۲٦	۰/٤۰	۰/٤۵	۰/۳۳
واریانس	۲٦/۱	۲۳/٦	٤۲/۸	۱٤/۱	۱۷/٤	۲۵/۲	۲۳/۷	۲۳/۸	۲۳/۹	۲۳/۲	۲۳/۹	۲۷/۱
چولگی	۵/۰۷	۰/۸٤	−۰/۷٦	۲	۳/۱	۳/٤	۳/۵	۱/۹	۱/۸۳	۲/۹	۳/۳	٤/۹
کشیدگی	۵۲/۷	۱۵/۵	۱۱۸	۲٦	۲۷/٦	۳٦/٦	٤۲/۱	٤۳/۷	۱۸/۱	۷۱/۷	۵۲/۵	۷۵٦
ERS	−۹/٤	−۱۲/٦	−۱۲/۳	−۱۳/٤	۱۰/۹	۱۲/٦	۱۲/۳	۱۲/۵	۱۳/۱	−۱۳/٤	۱۳/۵	−۱۱/۹

معرفی سهام‌های موجود در پورتفولیو:

Jam: پتروشیمی جم pasa: لاستیک ایران یاسا shepna: پالایشگاه نفت اصفهان

sheranol: شرکت نفت ایرانول Shekhark: پتروشیمی خارک shekabir: پتروشیمی امیرکبیر

shefan: پتروشیمی فناوران kegol: صنعتی و معدنی گل گهر shepas: نفت پاسارگاد

kechad: صنعتی و معدنی چادرملو foulad: فولاد مبارکه اصفهان vabshahr: گروه صنعتی بهشهر

*** نشان‌دهنده معناداری در سطح خطای یک درصد است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در پژوهش حاضر از الگوریتم TVP-VAR و فیلتر کالمن معرفی شده توسط آنتوناکاکیس و همکاران[1] (۲۰۲۰) در کنار رویکرد مورد استفاده توسط نعیم و همکاران (۲۰۲۳) استفاده شده است. این روش نه‌تنها به پارامترهای مدل VAR اجازه می‌دهد در طول زمان تغییر کنند بلکه مدل‌های میانگین متحرک با وزن نمایی چندمتغیره را نیز معرفی می‌کند تا واریانس خطا و ماتریس واریانس پارامتر در طول زمان تغییر کند. به این ترتیب این مدل دارای انعطاف‌پذیری قابل توجهی است.

در اینجا ما ساختار اقتصادسنجی کلیدی TVP-VAR را بیان می‌کنیم. برای سادگی، ما این را در قالب یک VAR مرتبه اول ارائه می‌کنیم. بنابراین مدل TVP-VAR را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$y_t = \emptyset_{ty_{t-1}} + e_t \quad , \qquad e_t|F_{t-1} \sim N(0, H_t) \qquad (۱)$$

$$vec(\phi_t) = vec(\phi_{t-1}) + \zeta_t \quad , \qquad \zeta_t|F_{t-1} \sim N(0, \Xi_t) \qquad (۲)$$

1. Antonakakis, N., et al.

پارامترهای متغیر با زمان و واریانس های خطای متغیر با زمان، اجزای اساسی برای توابع پاسخ ضربه تعمیم یافته (GIRF) و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته (GFEVD) هستند که توسط کوپ و همکاران[1] (۱۹۹۶) و پسران و شین[2] (۱۹۹۸) توسعه یافته‌اند که رویکرد ارتباطی دیابولد و ایلماز[3] (۲۰۱۲)، دیابولد و ایلماز (۲۰۱۴) بر آن استوار است. برای به‌دست آوردن GIRF و GFEVD، ابتدا باید TVP-VAR را با اعمال قضیه نمایش Wold به نمایش TVP-VMA تبدیل کنیم که بیان می‌کند GIRFs i j,t (K) که در آن K افق پیش‌بینی است که در آن ساختار/ ترتیب خطاها را فرض نمی‌کنند یا به آن وابسته نیستند و بنابراین رویکرد قوی‌تری برای تفسیر مدل‌های VAR نسبت به IRFهای استاندارد که به ترتیب متغیرهای وارد شده به سیستم اقتصادسنجی حساس هستند، ارائه می‌کنند.

$$z_t = \sum_{i=1}^{p} \emptyset_{it}\, z_{t-i} + e_t = \sum_{j=1}^{\infty} \Lambda_{jt}\, e_{t-j} + e_t$$

رویکرد GIRF تفاوت پویایی بین همه متغیرهای j را نشان می‌دهد. از نظر ریاضی، می‌تواند به صورت معادله ۳ بیان شود:

$$GIRF_t\left(K, \sqrt{H_{jj,t}}, F_{t-1}\right) = E\left(y_{t+k} \middle| \epsilon_{j,t} = \sqrt{H_{jj,t}}, F_{t-1}\right) - E\left(y_{t+J} | F_{t-1}\right) \quad (۳)$$

$$\psi_{j,t}(K) = H_{jj,t}^{-\frac{1}{2}} \Lambda_{k,t} H_t \epsilon_{j,t} \quad (۴)$$

متعاقباً، GFEVD ψij,t (K) سهم منحصربه‌فرد هر یک از متغیرها را در واریانس خطای پیش‌بینی متغیر i نشان می‌دهد که به این صورت تفسیر می‌شود که چقدر، برحسب درصد، یک متغیر بر واریانس خطای پیش‌بینی متغیر دیگر تأثیر می‌گذارد. این مطلب را می توان به صورت معادله ۵ بیان کرد:

$$\psi_{ij,t}(K) = \frac{\sum_{t=1}^{K-1} \Psi_{ij,t}^2}{\sum_{j=1}^{m} \sum_{t=1}^{K-1} \Psi_{ij,t}^2}, \quad \sum_{i=1}^{m} \psi_{ij,t}(K) = 1, \quad \sum_{i,j=1}^{m} \psi_{ij,t}(K) = m \quad (۵)$$

با این معیارها برای GIRF و GFEVD که در دسترس است، می‌توان بیان نمود که چه مقدار متغیر i تحت تأثیر سایرین است و چه مقدار متغیر i بر دیگران تأثیر می‌گذارد. برای این منظور از سه معیار زیر استفاده می‌شود:

1. Koop, G., et al.
2. Pesaran, H. H., & Shin, Y.
3. Diebold, F. X., & Yılmaz, K.

ابتدا، بایستی مشخص شود که سایر متغیرها در سیستم چقدر بر متغیر i تأثیر می‌گذارند. این موضوع با جمع کردن سهم‌های واریانس خطا برای متغیر i نسبت به متغیر j به‌دست می‌آید. بر این اساس اثرپذیری از سایرین[1] به‌دست می‌آید و به‌صورت معادله ۶ محاسبه می‌شود:

$$\Gamma_{i\leftarrow j,t}(K)=\frac{\sum_{j=1.i\neq j}^{m}\psi_{ij,t}(K)}{\sum_{i=1}^{m}\psi_{ij,t}(K)}*100 \qquad (۶)$$

دوم، تأثیر متغیر i بر سایرین در سیستم محاسبه می‌شود. این اندازه‌گیری، اثرگذاری بر سایرین[2] نامیده می‌شود که با جمع کردن اثرات (واریانس خطا) که متغیر i بر واریانس خطای پیش‌بینی متغیرهای دیگر دارد، محاسبه می‌شود:

$$\Gamma_{i\leftarrow j,t}(K)=\frac{\sum_{j=1.i\neq j}^{m}\psi_{ji,t}(K)}{\sum_{i=1}^{m}\psi_{ji,t}(K)}*100 \qquad (۷)$$

در آخر، از دو معیار بالا برای به‌دست آوردن آنچه به عنوان خالص اثرگذاری یا اثرپذیری[3] شناخته می‌شود استفاده می‌شود. این اندازه‌گیری توضیح می دهد که آیا تأثیر متغیر i بر دیگران بیشتر از تأثیر دیگران بر متغیر i است یا خیر و به سادگی به عنوان تفاوت بین معادلات (۶) و (۷) به‌دست می‌آید:

$$\Gamma_{i,t}(K)=\Gamma_{i\rightarrow j,t}(K)-\Gamma_{i\leftarrow j,t}(K) \qquad (۸)$$

مقدار مثبت (منفی) نشان می‌دهد که متغیر i بیشتر (کمتر) سایرین را متأثر ساخته و یا از دیگران تأثیر می‌پذیرد.

شایان ذکر است که اگر متغیری به عنوان "انتقال‌دهنده خالص" شناخته شود، به این معنی نیست که بر هر یک از متغیرهای فردی دیگر در شبکه تسلط دارد بلکه به این معنی است که به‌طور متوسط بر سایرین تسلط دارد. علاوه بر سه معیار بالا، معیارهای اندازه‌گیری دوبه‌دو نیز وجود دارد که نشان می‌دهد دو متغیر i و j نحوه ارتباط میان آنها چگونه است. براین اساس، معیار اتصال جهتی جفتی خالص[4] (NPDC) را به‌دست آوریم که به شرح زیر تعریف می‌شود:

$$NPDC_{ij}(K)=\left(\frac{\varphi_{jit}(K)-\varphi_{ijt}(K)}{k}\right)*100$$

1. From Others
2. To Others
3. Net
4. Net Pairwise Dynamic Connectedness

شاخص اتصال کل[1] (TCI) براساس شبیه‌سازی‌های مونت کارلو ارائه‌شده در مطالعه چانتازنیو و همکاران[2] (۲۰۲۱) محاسبه می‌شود. می‌توان نشان داد که سهام واریانس خود از نظر ساخت همیشه بزرگتر یا برابر با تمام سهم‌های واریانس متقاطع هستند. ازآنجاکه می‌توان میانگین مقدار حرکت مشترک شبکه را برحسب درصد بیان کرد که باید بین [۰,۱] باشد، باید TCI کمی تنظیم شود:

$$TCI_t^g(K) = \frac{\sum_{i,j=1.i\neq j}^{m} \tilde{\psi}_{ij,t}^g(K)}{k-1}, \quad 0 \leq TCI_t^g(K) \leq 1 \qquad (۹)$$

در نهایت، تعریف TCI را می توان برای به‌دست آوردن امتیازهای شاخص اتصال جزئی زوجی[3] (PCI) بین متغیرهای i و j به‌صورت زیر تغییر داد:

$$PCI_{ijt}(K) = 2\left(\frac{\tilde{\psi}_{ij,t}^g(K) + \tilde{\psi}_{ji,t}^g(K)}{\tilde{\psi}_{ii,t}^g(K) + \tilde{\psi}_{ij,t}^g(K) + \tilde{\psi}_{ji,t}^g(K) + \tilde{\psi}_{jj,t}^g(K)}\right) \qquad (۱۰)$$
$$0 \leq PCI_{ijt}(K) \leq 1$$

٤. یافته‌های پژوهش

براساس نتایج جدول ۲، بیشترین اثرگذاری بر سایر شرکت‌ها به ترتیب مربوط به فولاد (فولاد مبارکه)، گل گهر (کگل) و چادرملو (کچاد) بوده است و در نقطه مقابل، بیشترین اثرپذیری از سایر شرکت‌ها مربوط به گل گهر، فولاد مبارکه و چادرملو بوده است. نکته مهم اثرگذاری خالص کلیه شرکت‌های موجود در پورتفوی بلندمدت شرکت سرمایه‌گذاری صندوق بازنشستگی کشوری است. بزرگترین اثرگذاری خالص مربوط به فولاد مبارکه، پتروشیمی خارک و سپس نفت ایرانول بوده است. این موضوع نشان می‌دهد که بیشترین توضیح‌دهندگی مربوط به پورتفوی بلندمدت متعلق به شرکت‌های مذکور بوده است که می‌توانند نحوه حرکت بسیاری از شرکت‌های دیگر موجود در سبد را توضیح دهند. مجموع اتصالات میان کلیه نمادها در دوره مورد بررسی به‌طور میانگین ۵۶/۲۱ درصد بوده است. این موضوع نشان می‌دهد ارتباط میان نمادهای موجود در پورتفوی بلندمدت بالا است و در چنین شرایطی افزودن شرکت جدید به پورتفوی بلندمدت می‌تواند ریسک سبد را افزایش

1. Total Connectedness Index
2. Chatziantoniou, et al.
3. Partial Connectedness Index

دهد. درواقع، هر چه میزان ارتباط میان دارایی‌ها بزرگتر باشد، امکان بهره‌مندی از مزایای متنوع کردن سبد کمتر خواهد بود.

جدول ۲. جدول اتصالات زوجی ایستا

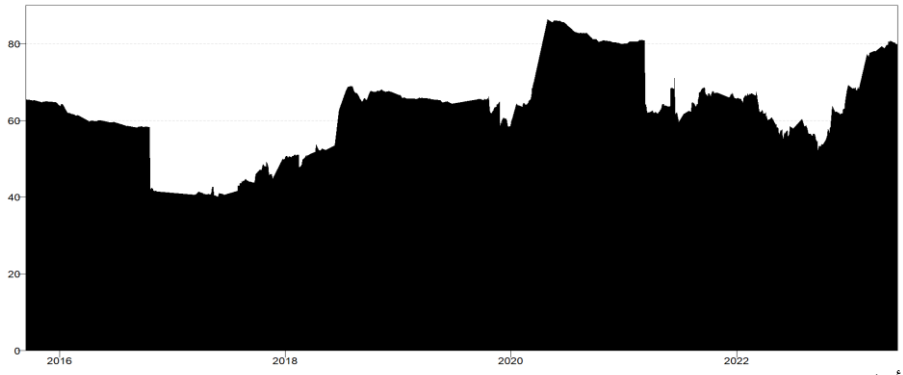
	jam	pasa	shepna	sheranol	shekhark	shekabir	shefan	kegol	shepas	kechad	foulad	vabshahr	FROM
jam	۰/۰	۱/٤	٤/۳	٤/٥	٦/۱	۲/۷	۱۰	٦/۹	۲/٥	٦/۳	۷/۸	۲/۹	٥٥/۸
pasa	۱/٦	۰/۰	۱/۸	۳/٤	۳/٥	٤/۲	۲/٤	۲/٥	۳	۲	۲/۹	٥/۱	۳۲/۸
shepna	٤/٤	۱/٦	۰/۰	۳/۱	٤/۸	۳/۲	٦/٦	٤/۸	۷/٥	٦/۲	۱۰/٦	۳/۳	٥۹/٥
sheranol	٤/٤	۳/۱	٥/۹	۰/۰	۱۰/۱	۲/٤	۳/۸	٤/٦	٦/۹	٥/۷	٥/۸	٥/۷	٥۸/۸
shekhark	٦	۳	٤/٥	۹/۸	۰/۰	۲/۹	۱۲	٦/٤	۱/۸	٥/۲	٦/۹	۱/٦	٦۱/٤
shekabir	۲/۷	٤	۳/٥	۲/٥	۳/۲	۰/۰	۲/٥	۲/٦	۲/٤	۲/۹	۲/۷	۳/۱	۳۲/٥
shefan	۹/۸	۲/۲	٦/٥	۳/۸	۱۲/۹	۲/۳	۰/۰	۷/٤	۳/۷	٤/۸	٦/۳	۳/۳	٦۳/٦
kegol	۷	۲/۲	٤/۸	٤/۹	٦/٥	۲/٤	۷/۳	۰/۰	۲/٥	۱۹	۱٤	۳/۳	۷٥/۳
shepas	۲/٦	۲/۹	۸	۷/٤	۲	۲/٤	۳/۸	۲/۷	۰/۰	۳/٥	۳/۹	٥/۲	٤٤/۹
kechad	٦/۳	۱/۸	٦	٥/۸	٥/٤	۲/۸	٤/۷	۱۹	۳/۳	۰/۰	۱۲	۳/۹	۷۲/٥
foulad	۷/۷	۲/٥	۱۰	٥/۸	٦/۸	۲/٤	٦/۲	۱٤	۳/۷	۱۲	۰/۰	۲/۳	۷٤/۷
vabshahr	۳/۲	٤/۹	۳/۷	٥/۹	۱/۸	۳	۳/٦	۳/٥	٥/۲	٤/۲	۲/۷	۰/۰	٤۲/۲
TO	٥٦/۱	۳۰/۳	٥۹/٥	٦۰/٤	٦۳/٤	۳۱	٦٤/۲	۷٥/۷	٤۳/۱	۷۳	۷۷/۱	٤۰/۱	
NET	۰/۳	−۲/٤	−۰/۰۳	۱/٥	۲	−۱/٤	۰/٥	۰/٤	−۱/۷	۰/٥	۲/٤	−۱/۲	TCI=٥٦/۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نمودار ۱ ارتباط کل سهم‌های موجود در سبد سرمایه‌گذاری شرکت سرمایه‌گذاری صندوق بازنشستگی کشوری ترسیم شده است. همانطورکه مشاهده می‌شود این ارتباط در زمان نوسانات زیادی را تجربه کرده است. به‌طور مشخص، میزان ارتباط از بیش از شصت درصد در بازه مورد مطالعه آغاز شده و در برهه‌هایی تا چهل درصد کاهش یافته و در برهه‌هایی تا بیش از هشتاد درصد افزایش یافته است. باید توجه داشت که افزایش ارتباط بین سهم‌های موجود در یک پورتفو بیانگر افزایش شدت انتقال ریسک بین آنها است. لذا، در بازه‌هایی که TCI افزایش یافته انتقال ریسک بین سهم‌ها نیز افزایش داشته است. هر چه میزان ارتباط بین سهم‌های پرتفو کمتر باشد، سبد موجود عملکرد بهتری در معنای کاهش ریسک خواهد داشت. به عبارت دیگر، اگر ارتباط کمتر باشد بروز شوک خارجی با شدت کمتری از یک سهم به سایر سهم‌ها منتقل خواهد شد. ازاین‌رو، مشاهده می‌شود که در پرتفوی مورد

بررسی در سالهای اخیر، به‌ویژه با کاهش روند ابتلا به ویروس COVID-19، روند ارتباط در حال افزایش بوده است که این موضوع لزوم تعدیل اقلام پرتفو را نشان می‌دهد.

نمودار ۱. شاخص کل ارتباطات سهم‌های موجود در پرتفوی مورد بررسی



مأخذ: یافته‌های پژوهش

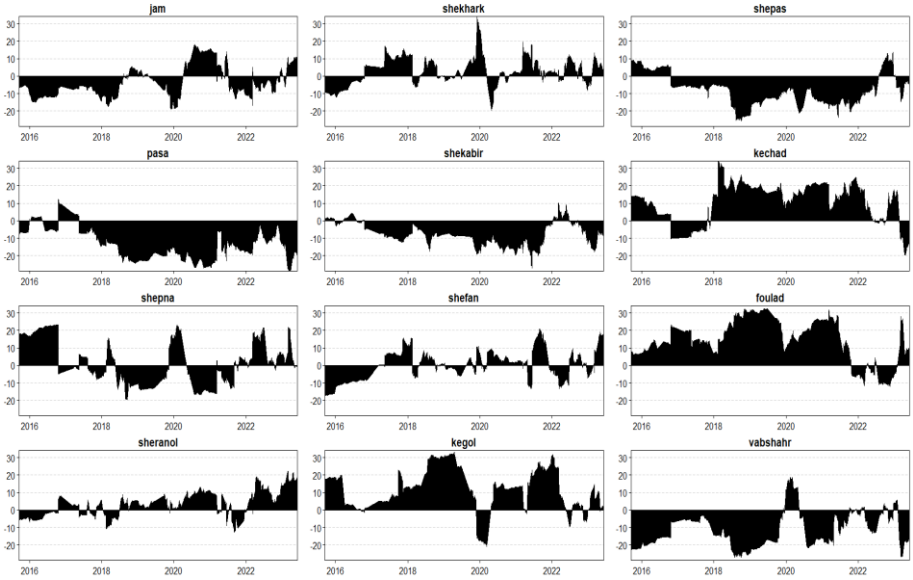
نمودار ۲ اثرگذاری/ اثرپذیری سهم‌ها بر/ از سایر سهم‌ها در طول زمان را نشان می‌دهد. این نمودار بیانگر آن است که هر سهم چه میزان ریسک به سهم دیگر منتقل و چه میزان ریسک از آن‌ها دریافت کرده است. اگر نمودار هر سهم در قسمت بالای خط صفر باشد بیانگر خالص اثرگذاری به شبکه و اگر زیر خط صفر باشد بیانگر خالص اثرپذیری از شبکه در بازه زمانی مورد مطالعه است.

همانطورکه مشاهده می‌شود کچاد، فولاد، کگل و شرانول در عمده مواقع اثرگذار بوده و ریسک را به شبکه منتقل کرده‌اند. در مقابل شپاس، پاسا، شکبیر و وبشهر بیشترین اثرپذیری از شبکه را نشان می‌دهند. در این صورت می‌توان چنین بیان داشت که با بروز شوک خارجی، ریسک از سهم‌های گروه اول به شبکه منتقل شده و بیشترین اثر را بر سهم‌ها گروه دوم می‌گذارد.

البته باید توجه داشت که این اثرگذاری/ اثرپذیری در طول زمان ثابت نبوده و نوسانات زیادی را تجربه کرده است. به‌طور مشخص در این نمودار مشاهده می‌شود که با شیوع ویروس COVID-19 از ۲۹ دی ۱۳۹۹ (۱۹ ژانویه ۲۰۲۱) میزان اثرگذاری/ اثرپذیری سهم‌ها بر/ از شبکه کاهش داشته است. از سوی دیگر، افشای نامه افزایش نرخ خوراک پتروشیمی‌ها در ۱۷ اردیبهشت ۱۴۰۲ (۷ می ۲۰۲۳) انتقال ریسک از سهم‌های پتروشیمی به شبکه مورد

بررسی را افزایش داده است. این موضوع بیانگر آن است که شوک‌های خارجی بر پرتفوی مورد بررسی اثرات یکسانی نداشته و نوع اثرگذاری هر یک از آنها باید به‌طور مجزا مورد بررسی قرار گیرد.

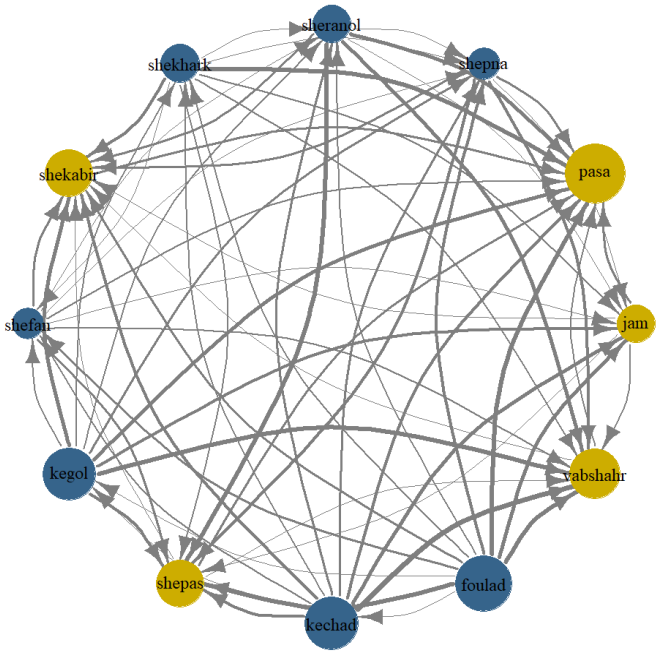
نمودار ۲. خالص اثرگذاری/ اثرپذیری سهم‌های موجود در پرتفوی مورد بررسی بر/ از یکدیگر



مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نمودار ۳ تا ۵ متوسط ارتباط سهم‌های پرتفوی شرکت سرمایه‌گذاری صندوق بازنشستگی کشوری در حالت‌های مختلف بازار، خرسی، گاوی و متوسط، نشان داده شده است. همانطورکه در نمودار ۳ مشاهده می‌شود در بازار خرسی، آستانه ٪۴-، ارتباط بالایی بین سهم‌های موجود در پرتفو دیده می‌شود. ازاین‌رو، در شرایط بازار خرسی تعدیل پرتفوی مورد بررسی ضروری است. به عبارت دیگر، نظر به اینکه انتقال ریسک در شبکه مورد مطالعه در حالت خرسی بازار بسیار گسترده است تعدیل پرتفو و انتخاب سهم‌هایی که در این شرایط ارتباط کمتری داشته باشند ضرورت می‌یابد. در این نمودار نقاط زردرنگ سهم‌ها، پذیرنده ریسک و نقاط آبی رنگ، سهم‌های انتقال‌دهنده ریسک را نشان می‌دهد.

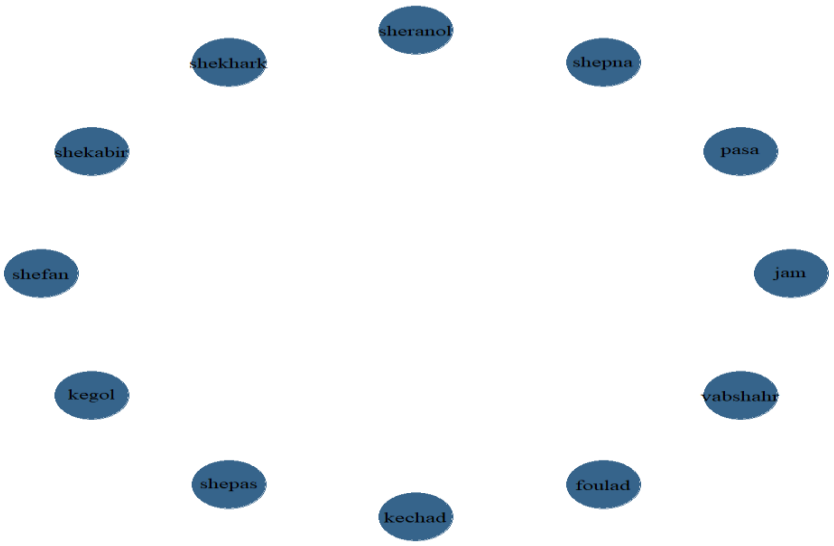
نمودار ۳. شبکه ارتباطات سهم‌های موجود در پرتفوی مورد بررسی در حد آستانه ٪۴۰-



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴ ارتباط سهم‌ها در بازار گاوی، آستانه ٪۴+ را نشان می‌دهد. چنانچه در این نمودار مشاهده می‌شود، هیچ‌گونه ارتباطی بین سهم‌ها وجود ندارد. این نکته بیانگر آن است که در این شرایط پرتفوی موجود نیازمند تعدیل نیست. به عبارت دیگر، در شرایط بازار گاوی پرتفوی مورد بررسی بهینه بوده اما در بازار خرسی تعدیل آن امری ضروری است.

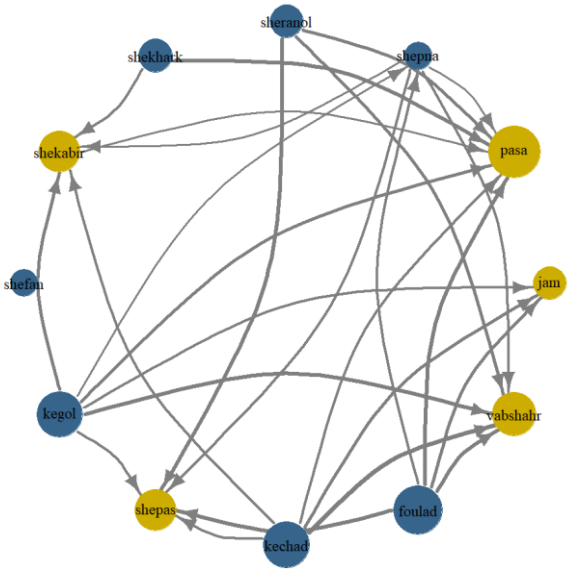
نمودار ٤. شبکه ارتباطات سهم‌های موجود در پرتفوی مورد بررسی در حد آستانه ٪٤+



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۵ ارتباط سهم‌ها در آستانه ٪۰/۵+ را نشان می‌دهد. در این شرایط که حالت نرمال بازار است، ارتباط بین صنایع به‌گونه‌ای است که انتقال ریسک در مقایسه با بازار خرسی کاهش داشته اما همچنان وجود دارد. در این شرایط به نظر می‌رسد ضرورت تعدیل پورتفو کمتر از حالت خرسی باشد.

نمودار ۵. شبکه ارتباطات سهم‌های موجود در پرتفوی مورد بررسی در حد آستانه ٪۰/۵+

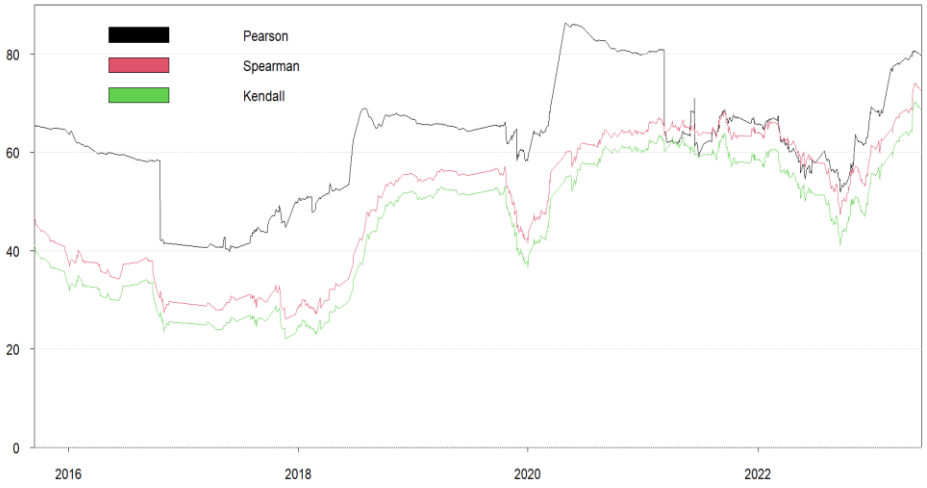


مأخذ: یافته‌های پژوهش

در یک جمع‌بندی از نتایج حاصل شده در نمودارهای ۳ تا ۵ می‌توان چنین بیان داشت که در بازدهی‌های نزولی تعدیل پرتفوی شرکت سرمایه‌گذاری صندوق بازنشستگی کشوری اهمیت زیادی دارد. با توجه به اینکه هدف از تشکیل این شرکت و شرکت‌های مشابه افزایش سهم آنها در پرداختی حقوق بازنشستگان و کاهش بار مالی دولت بوده، به نظر می‌رسد تغییر در اقلام پرتفو در شرایطی که انتظار می‌رود روند نزولی بلندمدتی بر بازار حاکم باشد، امری ضروری است.

در نمودار ۶ استحکام نتایج بررسی شده است. در این پژوهش از روش پیرسون استفاده شده است. با این حال دو روش اسپیرمن و کندال نیز جهت برآورد الگو قابل استفاده است. ازاین‌رو، به منظور بررسی صحت نتایج به‌دست آمده TCI مربوط به دو روش دیگر در نمودار ۶ نشان داده شده است. همانطورکه مشاهده می‌شود در تمام بازه مورد مطالعه روند TCI هر سه روش مشابه بوده است.

نمودار ٦. بررسی استحکام نتایج



منبع: یافته‌های پژوهش

همچنین، با توجه به اینکه در مدل مورد استفاده از وقفه صفر استفاده شده است، در جدول ۳ نتایج مربوط به آزمون فروض کلاسیک ارائه شده است.

جدول ۳. نتیجه آزمون‌های فروض کلاسیک

نوع آزمون	آزمون F	
	احتمال	آماره
آماره (جارک- برا)[1]	۰/۹۸	۰/۰٤
آزمون خودهمبستگی سریالی (بروش- گادفری)	۰/۸۰	۰/۲۱
آزمون ناهمسانی واریانس (ARCH)	۰/۹٤	۰/۳۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همانطورکه مشاهده می‌شود در همه موارد فرضیه صفر رد شده که بیانگر برقرار بودن فروض کلاسیک است.

۱. آماره مربوط به این آزمون آماره جارک- برا است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

مدیریت پورتفولیو یکی از مهم‌ترین وظایف شرکت‌های سرمایه‌گذاری است. کشور ایران در طی سال‌های اخیر همواره با معضل صندوق‌های بازنشستگی و عدم توانایی در خلق درآمد مناسب جهت پرداخت حقوق و دستمزد بازنشستگان روبه‌رو بوده است و با توجه به اینکه تعداد افراد بازنشسته در سال‌های آینده افزایش خواهد یافت (بازنشسته شدن دهه ۶۰)، مدیریت سبد سرمایه‌گذاری زیرمجموعه‌های صندوق بازنشستگی کشوری از اهمیت بسزایی برخوردار است. درواقع، بسیاری از شرکت‌های دولتی به صندوق بازنشستگی کشور واگذار شد تا از محل سودآوری آن‌ها، حقوق و دستمزد بازنشستگان تأمین شود اما شواهد بودجه نشان می‌دهد کماکان بیش از ۸۰ درصد حقوق و دستمزد بازنشستگان از طریق بودجه دولت تأمین می‌شود و این موضوع اهمیت و ضرورت بازنگری در سبد سرمایه‌گذاری بلندمدت مجموعه سرمایه‌گذاری صندوق بازنشستگی کشوری را نشان می‌دهد. بر این اساس بازنگری در سبد سرمایه‌گذاری بلندمدت امری ضروری است. بر این راستا در پژوهش حاضر مدیریت پرتفولیوی بلندمدت یکی از بزرگترین زیرمجموعه‌های صندوق بازنشستگی کشوری (شرکت سرمایه‌گذاری صندوق بازنشستگی کشوری (وصندوق)) در دوره زمانی ۱۳۹۲/۰۶/۲۶-۱۴۰۲/۰۶/۳۱ (۲۰۱۳/۰۹/۱۷-۲۰۲۳/۰۹/۲۲) با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در زمان و اتصال R2 که توسط نعیم و همکاران (۲۰۲۳) معرفی شده است، بررسی شده است.

نتایج میزان ارتباط میان پورتفوی بلندمدت نشان داد که میزان ارتباط با توجه به شرایط اقتصادی، سیاسی، نظامی و بهداشتی متفاوت بوده است و به‌طور میانگین حدود ۴۵ درصد ارتباط دیده شده است که نشان از ریسک بالای سبد بلندمدت است. در حوزه اثرگذاری و اثرپذیری خالص، کچاد، فولاد، کگل و شرانول (گروه اول) در عمده مواقع اثرگذار بوده و ریسک را به شبکه منتقل کرده‌اند. در مقابل شپاس، پاسا، شکبیر و وبشهر (گروه دوم) بیشترین اثرپذیری از شبکه را داشته‌اند. در این صورت می‌توان چنین بیان داشت که با بروز شوک خارجی، ریسک از سهم‌های گروه اول به شبکه منتقل شده و بیشترین اثر را بر سهم‌های گروه دوم می‌گذارد. در این راستا، با شیوع ویروس COVID-19 از ۲۹ دی ۱۳۹۹ (۱۹ ژانویه ۲۰۲۱) میزان اثرگذاری/ اثرپذیری سهم‌ها بر/ از شبکه کاهش داشته است. از

سوی دیگر، افشای نامه افزایش نرخ خوراک پتروشیمی‌ها در ۱۷ اردیبهشت ۱۴۰۲ (۷ می ۲۰۲۳) انتقال ریسک از سهم‌های پتروشیمی به شبکه مورد بررسی را افزایش داده است.

در حوزه تحلیل شبکه و در بازار خرسی، آستانه ٪۴-، ارتباط بالایی بین سهم‌های موجود در پرتفو دیده می‌شود. ازاین‌رو، در شرایط بازار خرسی تعدیل پرتفوی مورد بررسی ضروری است. به عبارت دیگر، نظر به اینکه انتقال ریسک در شبکه مورد مطالعه در حالت خرسی بازار بسیار گسترده است تعدیل پرتفو و انتخاب سهم‌هایی که در این شرایط ارتباط کمتری داشته باشند ضرورت می‌یابد. همچنین ارتباط سهم‌ها در بازار گاوی، آستانه ٪۴+، هیچ‌گونه ارتباطی بین سهم‌ها وجود ندارد. این نکته بیانگر آن است که در این شرایط پرتفوی موجود نیازمند تعدیل نیست. به عبارت دیگر، در شرایط بازار گاوی پرتفوی مورد بررسی بهینه بوده اما در بازار خرسی تعدیل آن امری ضروری است.

ارتباط سهم‌ها در آستانه ٪۰/۵+ (شرایط عادی) به‌گونه‌ای است که انتقال ریسک در مقایسه با بازار خرسی کاهش داشته اما همچنان وجود دارد. در این شرایط به نظر می‌رسد ضرورت تعدیل پورتفو کمتر از حالت خرسی باشد. همچنین جهت بررسی اعتبار نتایج میزان ارتباط میان اجزای موجود در پورتفولیو نشان داد که استفاده از رویکردهای مختلف همبستگی (کندال، پیرسون و اسپیرمن) در تمام بازه مورد مطالعه روند TCI هر سه روش مشابه بوده است و نتایج از اعتبار کافی برخوردار است. بر این اساس بایستی در شرایط رکودهای طولانی‌مدت بازار سهام، تعدیل در سبد سرمایه‌گذاری شرکت سرمایه‌گذاری صندوق بازنشستگی کشوری صورت پذیرد. درواقع، چنانچه قصد تهاتر سهام با سایر مجموعه‌ها وجود دارد بایستی در این شرایط باشد و در شرایط صعودی تهاتر و خریداری سهام شرکت‌ها، ریسک بالایی را به مجموعه سرمایه‌گذاری صندوق بازنشستگی تحمیل خواهد نمود. همچنین چنانچه قصد فروش سهام وجود دارد بهتر است بر گروه پذیرنده ریسک یعنی شرکت‌های نفت پاسارگاد، پتروشیمی امیرکبیر، لاستیک ایران یاسا و گرو صنعتی بهشهر متمرکز شوند زیرا ریسک شرکت‌های گل‌گهر، چادرملو، فولاد مبارکه و نفت ایرانول توسط این شرکت‌ها جذب می‌شود. چنانچه قصد خرید سهام جدید وجود دارد بایستی در قالب رویکرد مورد بررسی در پژوهش حاضر، مدیریت سبد سرمایه‌گذاری مدنظر قرار گیرد.

تعارض منافع

وجود ندارد.

ORCID

Soheil Rudari https://orcid.org/0000-0003-2050-4698
Ali Mohammad Ahmadi https://orcid.org/0000-0003-4538-1583
Vahid Omidi https://orcid.org/0000-0003-2074-3920

منابع

آرغا، لیلا، مولایی، محمد و خضری، محسن. (۱۳۹۸). بررسی همبستگی پویای شرطی دارایی‌های منتخب با بازده شاخص قیمت سهام در ایران: رهیافتی از مدل DCC-FIAPARCH. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۶(۴)، ۲۵۱-۲۷۴. doi: 10.22075/jae.2020.27467.1258

آشنا، ملیحه و لعل خضری، حمید. (۱۳۹۹). همبستگی پویای شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی با نوسان بازارهای سهام، ارز و سکه در ایران: کاربرد الگوی M-GARCH رهیافت DCC. *فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی*، ۵(۲)، ۱۴۷-۱۷۲. doi: 10.22075/jem.2020.20667.1480

امیدی، وحید، رودری، سهیل و جمشیدی، امیر. (۱۴۰۳). بررسی ارتباط بین گروه بانک‌ها، خودرو، سیمان، فلزات اساسی و فرآورده‌های نفتی در بورس اوراق بهادار تهران به تفکیک شرایط با بازدهی مثبت و منفی با استفاده از الگوی Asymmetric TVP-VAR. *راهبرد مدیریت مالی*. ۱۲(۱)، ۶۹-۸۶. doi: 10.22051/jfm.2024.43995.2830

حسینی ابراهیم‌آباد، سیدعلی، جهانگیری، خلیل، حیدری، حسن و قائمی‌اصل، مهدی. (۱۳۹۸). بررسی سرریزهای تکانه و تلاطم میان شاخص‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل Asymmetric BEKK-GARCH. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۸(۲۹)، ۱۲۳-۱۵۵. doi: 10.22084/aes.2018.15376.2578

دادمهر، مهرداد، رهنمای رودپشتی، فریدون، نیکومرام، هاشم و فلاح شمس، میرفیض. (۱۴۰۰). بررسی سرایت میان بازارهای پولی و مالی در ایران. *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی*، ۱۲(۲)، ۱۲۳-۱۶۶. doi: 10.29252/jem.2021.224004.1665

رودری، سهیل، جلیلی، اسماعیل و امیدی، وحید. (۱۴۰۲). مدیریت سبد سرمایه‌گذاری در صنعت پالایشگاهی: بررسی شرایط با بازدهی مثبت و منفی: رویکرد Asymmetric TVP-VAR. *چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۱۳(۴۳)، ۱۳۳-۱۵۴. doi: 10.48308/jfmp.2024.104291

رودری، سهیل، فراهانی‌فرد، سعید، شاه‌آبادی، ابوالفضل و عادلی، امیدعلی. (۱۴۰۱). بررسی فراوانی- زمان سرریز نوسانات میان نرخ ارز، تورم، قیمت سهام و قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی*، ۱۳(۲)، ۶۳-۹۳. doi: 10.29252/jem.2022.228781.1783

سزاوار، محمدرضا، خزایی، علیرضا و اسلامیان، مجتبی. (۱۳۹۸). بررسی همبستگی شرطی میان بازارهای ارز، طلا، مسکن، سهام و نفت در اقتصاد ایران. *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، ۸(۲۹)، ۳۷-۶۰. doi: 10.22075/jes.2019.15487.1148

شیرافکن لمسو، مهدی، ایزدی، حمیدرضا و سیستانی بندویی، یاسر. (۱۴۰۲). ارتباط متغیر در زمان چندکی میان شاخص صنایع منتخب بورس اوراق بهادار ایران: بررسی حالت‌های بازدهی بالا، پایین و متوسط (رویکردTVP-Quantile VAR). *اقتصاد مالی*، ۱۷(۶۵)، ۱۲۱-۱۵۲. doi: 10.30495/fed.2023.707988

طالبلو، رضا، مهاجری، پریسا، شاکری، عباس، محمدی، تیمور و ذبیحی، زهرا. (۱۴۰۳). برآورد ریسک سیستمی و سرریز تلاطمات در صنایع بورسی و کاربرد آن در سبدسازی بهینه؛ رویکرد TVP-VAR. *پژوهش‌های اقتصادی ایران. (در دست انتشار)* doi: 10.22054/ijer.2024.77367.1250

طالبلو، رضا و مهاجری، پریسا. (۱۴۰۱). بررسی پویایی‌های سرریز تلاطمات بین بازده بخش‌ها با رویکرد اتصالات خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در طول زمان (TVP-VAR)؛ شواهدی از بازار سهام ایران. *تحقیقات اقتصادی*. ۵۷(۲)، ۳۲۱-۳۵۶. doi: 10.22059/jte.2021.322088.1008455

طالبلو، رضا و مهاجری، پریسا. (۱۳۹۹). الگوسازی سرایت تلاطم در بازار سهام ایران؛ رویکرد فضا- حالت غیرخطی. *تحقیقات اقتصادی*. ۵۵(۴)، ۹۶۱-۹۹۰.

کرمی، سپیده و رستگار، محمدعلی. (۱۳۹۷). تخمین اثر سرریز بازده و نوسانات صنایع بر روی یکدیگر در بازار بورس تهران. *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*. ۳۵(۹)، ۳۲۳-۳۴۲. Dor: 20.1001.1.22519165.1397.9.35.15.8

محسنی، حسین و بت‌شکن، محمدهاشم. (۱۳۹۹). بررسی همبستگی شرطی میان صنایع در بازار سرمایه. *فصلنامه پژوهش‌های راهبردی بودجه و مالی*، ۱(۱)، ۷۵-۹۱. doi: 10.22084/bfr.2020.20158.2357

References

Adekoya, O.B., Akinseye, A.B., Antonakakis, N., Chatziantoniou, I., Gabauer, D. & Oliyide, J. (2022). Crude oil and islamic sectoral stocks: asymmetric tvp-var connectedness and investment strategies. *Resources Policy*, *78*, 1-15. doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102877

Ahmed, A. & Huo, R. (2021). Volatility transmissions across international oil market, commodity futures and stock markets: Empirical evidence from China. *Energy Economics*, *93*, 1-14. doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104741

Algaragolle, W.M.H. (2022). The legal effects of stock markets in activating investment and increasing economic growth in Iraq in light of the temporary law for stock markets no.(74) of 2004. *Journal of Positive School Psychology*, *6*(1s), 120-129. doi.org/10.1457/j.frl.2022.20157893

Aloui, R., Jabeur, S.B. & Mefteh-Wali, S. (2022). Tail-risk spillovers from China to G7 stock market returns during the COVID-19 outbreak: A market and sectoral analysis. *Research in International Business and Finance*, *62*, 101709. doi.org/10.1016/j.ribaf.2022.101709

Alshater, M.M., Alqaralleh, H. & El Khoury, R. (2023). Dynamic asymmetric connectedness in technological sectors. *The Journal of Economic Asymmetries*, *27*, 1-15. doi.org/10.1016/j.jeca.2022.e00287

Antonakakis, N., Chatziantoniou, I. & Gabauer, D. (2020). Refined measures of dynamic connectedness based on time-varying parameter vector autoregressions. *Journal of Risk and Financial Management*, *13*(4), 1-15. doi.org/10.3390/jrfm13040084

Argha, L., Mowlaei, M., & Khezri, M. (2020). Investigating impact of the selected domestic and foreign assets returns on stock price index returns in Iran: An approach from DCC-FIAPARCH model. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *6*(4), 251-274. doi: 10.22075/jae.2020.27467.1258. [In Persian]

Aroury, M.E.H., Lahiani, A. &khuong Nguyan D. (2015). World gold prices and stock returns in China: Insights for hedging and diversification strategies. *Economic Modeling*, *44*, 273-282. doi.org/10.1016/j.econmod.2014.10.030

Asadi, M., Roubaud, D. & Tiwari, A.K. (2022). Volatility spillovers amid crude oil, natural gas, coal, stock, and currency markets in the US and China based on time and frequency domain connectedness. *Energy Economics*, *109*, 105961. doi.org/10.1016/j.eneco.2022.105961

Ashena, M., & La'l khezri, H. (2020). The dynamic correlation of global economic policy uncertainty index with stock, exchange rate and gold markets in Iran: Application of M-GARRCH and DCC approach. *Journal of Econometric Modelling*, *5*(2), 147-172 doi: 10.22075/jem.2020.20667.1480. [In Persian]

Cao, G. & Xie, W. (2022). Asymmetric dynamic spillover effect between cryptocurrency and China's financial market: Evidence from TVP-VAR based connectedness approach. *Finance Research Letters, 49*, 103070. doi.org/10.1016/j.frl.2022.103070

Chatziantoniou, I., Gabauer, D. & Stenfors, A. (2021). Interest rate swaps and the transmission mechanism of monetary policy: A quantile connectedness approach. *Economics Letters, 204*, 109891. doi.org/10.1016/j.econlet.2021.109891

Cheng, S., Deng, M., Liang, R. & Cao, Y. (2023). Asymmetric volatility spillover among global oil, gold, and Chinese sectors in the presence of major emergencies. *Resources Policy, 82*, 103579. doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103579

Dadmehr, M., Rahnama Roodposhti, F., Nikoumaram, H. & Fallah Shams, M. F. (2021). Investigating the effects of contagion between monetary and financial markets of Iran. *Journal of Economics and Modelling, 12*(2), 123-166. doi: 10.29252/jem.2021.224004.1665. [In Persian]

Diebold, F. X. & Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of forecasting, 28*(1), 57-66. doi.org/10.1016/j.ijforecast.2011.02.006

Diebold, F. X. & Yılmaz, K. (2014). On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms. *Journal of econometrics, 182*(1), 119-134. doi.org/10.1016/j.jeconom.2014.04.012

Ghaemi Asl, M., Adekoya, O.B. & Rashidi, M.M. (2023). Quantiles dependence and dynamic connectedness between distributed ledger technology and sectoral stocks: enhancing the supply chain and investment decisions with digital platforms. *Annals of Operations Research, 327*(1), doi.org/435-464. 10.1007/s10479-022-04882-2

Gkillas, K., Vortelinos, D.I. & Suleman, T. (2018). Asymmetries in the African financial markets. *Journal of Multinational Financial Management, 45*, 72-87. doi.org/10.1016/j.mulfin.2018.04.004

Hoseini, A., Jahangiri, K., Heydari, H. & Ghaemi Asl, M. (2019). Study of shock and volatility spillovers among selected indices of the TEHRAN stock exchange using asymmetric BEKK-GARCH model. *Journal of Applied Economics Studies in Iran, 8*(29), 123-155. doi: 10.22084/aes.2018.15376.2578. [In Persian]

Innocent, G., Shukla, J. & Mulyungi, P. (2018). Effects of macroeconomic variables on stock market performance in Rwanda. Case study of Rwanda stock exchange. *European Journal of Economic and Financial Research, 3*(1),104-125. doi.org/10.46827/ejefr.v0i0.364

Jiang,Y., Fu,Y. & Ruan,W. (2019). Risk spillovers and portfolio management between precious metal and BRICS stock markets. *Physica A*, 534,120993. doi.org/10.1016/j.physa.2019.04.229

Karami, Sepideh and Rostegar, Mohammad Ali (2018). Estimation of the spillover effects of returns and volatility between industries in the TEHRAN stock exchange. *Financial Engineering and Securities*

Management, *35*(9), 323-342. Dor: 20.1001.1.22519165.1397.9.35.15.8. [In Persian]

Koop, G., Pesaran, M. H. & Potter, S. M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of econometrics*, *74*(1), 119-147. doi.org/10.1016/0304-4076(95)01753-4

Li, X., Li, B., Wei, G., Bai, L., Wei, Y. & Liang, C. (2021). Return connectedness among commodity and financial assets during the COVID-19 pandemic: Evidence from China and the US. *Resources Policy*, *73*, 102166. doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102166

Liew, P.X., Lim, K.P. & Goh, K.L. (2022). The dynamics and determinants of liquidity connectedness across financial asset markets. *International Review of Economics & Finance*, 77, 341-358. doi.org/10.1016/j.iref.2021.10.003

Malik, F. (2022). Volatility spillover among sector equity returns under structural breaks. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, *58*(3), 1063-1080. doi.org/10.1007/s11156-021-01018-8

Mittal, S. & Sharma, D. (2021). The impact of COVID-19 on stock returns of the Indian healthcare and pharmaceutical sector. *Australasian Accounting, Business and Finance Journal*, *15*(1), 5-21. doi.org/10.14453/aabfj.v15i1.2

Mohajeri, P. & Taleblou, R. (2022). Investigating the dynamics of volatility spillovers across sectors' returns utilizing a time-varying parameter vector autoregressive connectedness approach; Evidence from Iranian stock market. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E-Eghtesadi)*, *57*(2), 321-356. doi: 10.22059/jte.2023.349895.1008727. [In Persian]

mohseni, H. & botshekan, M. H. (2020). Investigating Conditional Correlation Among Industries In The Capital Market. *Budget and Finance Strategic Research*, *1*(1), 75-91. doi: 10.22084/bfr.2020.20158.2357. [In Persian]

Naeem, M.A., Chatziantoniou, I., Gabauer, D. & Karim, S. (2023). Measuring the G20 stock market return transmission mechanism: evidence from the R2 connectedness approach. Available at SSRN 4357224. doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102986

Nguyen, N.H., Nguyen, H.D., Vo, L.T.K. & tran, C.Q.K. (2021). The impact of exchange rate on exports and imports: Empirical evidence from Vietnam. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, *8*(5), 61-68. doi.org/10.3390/jrfm12010006

Orangian, A., Varahrami, V. & Orangian, E. (2021). A comparative study of the impact of sanctions on the oil and cement companies listed in Tehran stock exchange: Forecasting and future trends. *Journal of Research in Emerging Markets*, *3*(2), 1-12. doi.org/10.30585/jrems.v3i2.579

Pesaran, H. H. & Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics letters*, *58*(1), 17-29. doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0

Reboredo, J.C., Ugolini, A. & Hernandez, J.A. (2021). Dynamic spillovers and network structure among commodity, currency, and stock markets. *Resources Policy*, 74, 102266. doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102266

Rehman, M.U., Vo, X.V., Ko, H.U., Ahmad, N. & Kang, S.H. (2023). Quantile connectedness between Chinese stock and commodity futures markets. *Research in International Business and Finance*, *64*, 101810. doi.org/10.1016/j.ribaf.2022.101810

Rudari, S., Jalili, E. & Omidi, V. (2023). Portfolio management in the refining industry: investigating conditions with positive and negative returns: An asymmetric TVP-VAR approach. *Financial Management Perspective*, *13*(43), 133-154. doi: 10.48308/jfmp.2024.104291. [In Persian]

Roudari, S., Farahanifard, S., Shahabadi, A. & Adeli, O. (2022). Investigating the time-frequency volatility spillover among exchange rate, inflation, stocks and housing prices in Iran. *Journal of Economics and Modelling*, *13*(2), 65-93. doi: 10.29252/jem.2022.228781.1783. [In Persian]

Sahoo, A.P., Patnaik, B. & Satpathy, I. (2020). Impact of macroeconomic variables on stock market-a study between India and America. *European Journal of Molecular & Clinical Medicine*, *7*(11), 2020. doi.org/14.1024/ejm.2020.152487

Salisu, A. & Isah, K.A.A. (2019). Dynamic spillovers between stock and money markets in Nigeria: A VARMA-GARCH approach. *Review of Economic Analysis* ,*11*,255-283. doi.org/10.15353/rea.v11i2.1628

Taleblou, R., Mohajeri, P., Shakeri, A., mohammadi, T. & zabihi, Z. (2024). Estimating the systemic risk and volatility spillovers among industries listed stock market and its application in optimal portfolio; TVP-VAR approach. *Iranian Journal of Economic Research*, doi: 10.22054/ijer.2024.77367.1250. [In Persian]

Taleblou, R. & Mohajeri, P. (2021). Modeling the transmission of volatility in the Iranian stock market space-state nonlinear approach. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, *55*(4), 963-990. doi: 10.22059/jte.2021.322088.1008455. [In Persian]

Omidi, V., Roudari, S. & Jamshidi, A. (2024). Investigating the relationship between bank, automotive, cement, base metals, and petroleum products in Tehran stock exchange in positive and negative return by asymmetric TVP-VAR. *Financial Management Strategy*, *12*(1), 69-86. doi: 10.22051/jfm.2024.43995.2830. [In Persian]

Sathyanarayana, S. & Gargesa, S. (2018). An analytical study of the effect of inflation on stock market returns. *IRA-International Journal of Management & Social Sciences*, *13*(2), 48-64. doi.org/10.21013/jmss.v13.n2.p3

Sezavar, M. R., khazaei, A. & eslamian, M. (2019). Conditional correlation between foreign exchange markets, gold, housing, stock and oil in the

Iranian economy. *Economic Strategy*, *8*(29), 37-60. doi: 10.22075/jes.2019.15487.1148. [In Persian]

Shirafkan Lamsou, Mehdi, Izadi, Hamidreza and Sistani Bandoei, Yaser. (2023). Time-varying quantile dependency among selected industry indices of the Tehran stock exchange: Examining high, low, and medium return states (TVP-quantile var approach). *Financial Economics*, *17*(65), 121-152. doi: 10.30495/fed.2023.707988 [In Persian]

Xiong, Z. & Han, L. (2015). Volatility spillover effect between financial markets: Evidence since the reform of the RMB exchange rate mechanism. *Financial Innovation*, *1*, 1-12. doi.org/10.1186/s40854-015-0009-2

Yin, K., Liu, Z. & Jin, X. (2020). Interindustry volatility spillover effects in China's stock market. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, *539*, 122936. doi.org/10.1016/j.physa.2019.122936

Yunus, N. (2020). Time-varying linkages among gold, stocks, bonds and real estate. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *77*, 165-185. doi.org/10.1016/j.qref.2020.01.015

استناد به این مقاله: رودری، سهیل، احمدی، علی‌محمد و امیدی، وحید. (۱۴۰۳). بررسی سازوکار انتقال ریسک آنی در سبد سرمایه‌گذاری با استفاده از رویکرد R2 Connectedness : شواهدی از شرکت سرمایه‌گذاری صندوق بازنشستگی کشور. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹(۹۸)، ۱۲۳-۱۶۱.

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

-- Iranian Journal of Economic Research----------
Volume 29, Issue 98, Spring 2024, 162-197
ijer.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/ijer.2024.77423.1251

ATU PRESS

Original Research Received: 29/12/2023 Revised: 10/2/2024 Accepted: 27/2/2024 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

Institutional Congruity and Political Economy Equilibrium of Contemporary Iran: A Game Theory Approach

Alireza Raanaei — Ph.D. Student of Economics, Department of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran

Rouhollah Shahnazi — Associate Professor, Department of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran

Seyyed Aqil Hoseiny* — Assistant Professor, Department of Economics, Yasouj University, Yasouj, Iran

Abstract

The history of modern Iran is marked by numerous movements and revolutions, primarily aimed at achieving a proper balance between the state and society. Despite significant efforts, Iranians have not yet reached the ideal equilibrium. This research aimed to provide a brief overview of modern Iranian history and examine the pathways of progress for both the state and society. Utilizing an institutional analysis framework and the concept of institutional congruity, the study developed a new analytical framework to analyze the state–society interaction in Iran. A game theory approach was then used to examine various scenarios of the state–society interaction. The findings revealed that the depreciation, economy of scale, and instability of preferences are crucial factors in the dynamics between the state and society. However, the rate of time preference emerged as the most decisive factor, leading to three possible equilibriums: democracy, despotic Leviathan, and absent Leviathan.

1. Introduction

According to Hegel, Iranians were historically the first people to establish a state, with their continuous history beginning with their empire (Hegel, 2004, p. 191). This continuous history narrates the dialectic between the state and society in Iran. The dynamics of this

* Corresponding Author: aqil.hoseiny@yu.ac.ir.
How to Cite: Raanaei, A., Shahnazi, R., & Hoseiny, S. A. (2024). Institutional Congruity and Political Economy Equilibrium of Contemporary Iran: A Game Theory Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(98), 162-197.

interaction can result in a stable equilibrium, an unstable equilibrium, or a fundamental disequilibrium. Given the unique nature of Iran, is it possible to achieve a balanced relationship where societal demands are met, and the state could provide ideal governance? How can we conceptualize the successive transformations and instability in the state–society interaction in contemporary Iran? Why did the Constitutional Revolution lead to Reza Khan's dictatorship? Why did the secularization under Pahlavi II lead to the Islamic Revolution? How can we interpret this history of highs, lows, and turbulence? To address these issues, the present study aimed to explain the contemporary interaction between the state and society in Iran by using the institutional congruity framework and game theory. The goal was to present various possible equilibriums for Iran's contemporary political economy. In other words, the research sought to elucidate the potential balance of the political economy in Iran based on the state–society interaction.

2. Materials and Methods

In the institutional balance between the state and society, a dynamic interplay is unfolding. Building on the model proposed by Acemoglu and Robinson (2023), this study attempted to derive various possible scenarios of the state–society interaction in Iran. Time is represented discretely, with the length of each period denoted as $\Delta>0$. At time *t*, the variables from the previous period are as follows:

$$(x_{t-\Delta}, s_{t-\Delta}) \in [0,1]$$

where *x* represents the capacity of society, and *s* represents the capacity of state. At each point, society and the state are represented by a player. At any time, players simultaneously choose their investments $i_t^x \geq 0$, $i_t^s \geq 0$, which determines their current capacity according to the following equations:

$$x_t = x_{t-\Delta} + i_t^x \Delta - \delta\Delta \quad (1)$$
$$s_t = s_{t-\Delta} + i_t^s \Delta - \delta\Delta \quad (2)$$

For both the short-term state and society, various scenarios can be formulated regarding the presence or absence of depreciation and the oscillating nature of their inclinations. Consider the cost function for two players as follows:

$$C_x(x_t, x_{t-\Delta}) = c\left(\frac{x_t - x_{t-\Delta}}{\Delta} + \delta\right) + [\max\{\gamma - x_{t-\Delta}, 0\} - \max\{\gamma - s_{t-\Delta}, 0\}]\left(\frac{x_t - x_{t-\Delta}}{\Delta} + \delta\right)$$

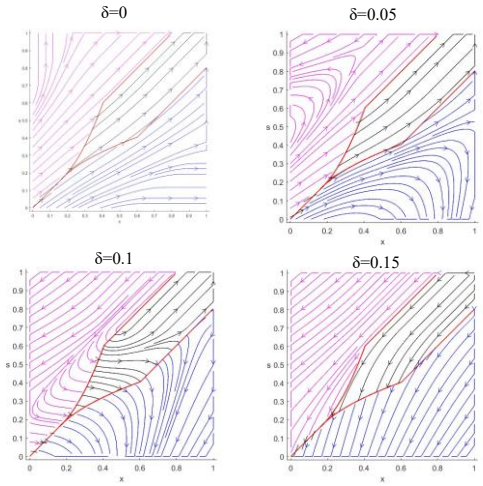
and

$$C_s(s_t, s_{t-\Delta}) = c\left(\frac{s_t - s_{t-\Delta}}{\Delta} + \delta\right) + [\max\{\gamma - s_{t-\Delta}, 0\} - \max\{\gamma - x_{t-\Delta}, 0\}]\left(\frac{s_t - s_{t-\Delta}}{\Delta} + \delta\right)$$

3. Results and Discussion

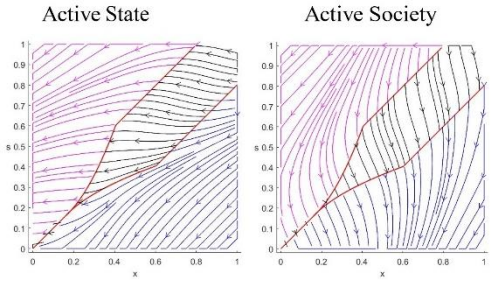
The results suggest that beginning with low capacities for both the state and society can lead to a trajectory where a society starting with a weak state might directly evolve into one moving toward either a despotic Leviathan or an absent Leviathan. This dynamic is illustrated in the following phase diagram:

Figure 1: First Scenario: The Short-Term Society



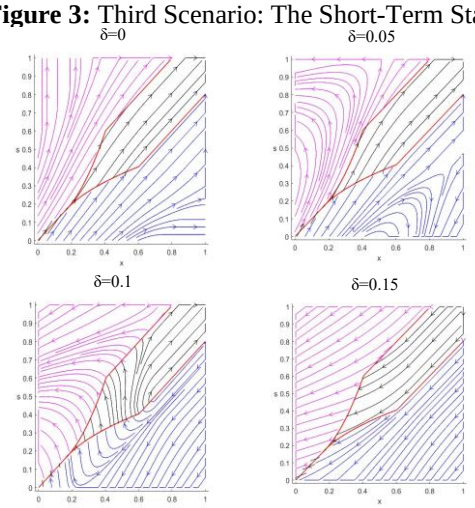
In this scenario, it is evident that without depreciation, there is significant potential for Iranians to advance within a narrow corridor. However, as depreciation increases, this potential diminishes, eventually leading to a state of collapse (0, 0).

Figure 2: Second Scenario: The Short-Term Society with Unstable Preferences



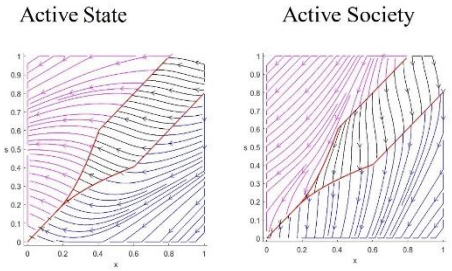
The transformations in modern Iranian history show varying dynamics in both society and the state across different periods, reflecting differences in their types and levels of societal participation and efforts to achieve their respective goals. The high dynamics demonstrate that in a short-term scenario-assuming a depreciation rate of 0.1-if society is active (while the state is not), the predominant state tends towards anarchy. In the opposite scenario, the predominant state shifts towards a despotic Leviathan.

Figure 3: Third Scenario: The Short-Term State



The results of this scenario mirror those of the first scenario, highlighting the significant impact of depreciation on future possibilities. In contrast, the possibilities lean more towards a despotic Leviathan, whereas in the first scenario, the tendencies for a short-term society leaned more towards anarchy.

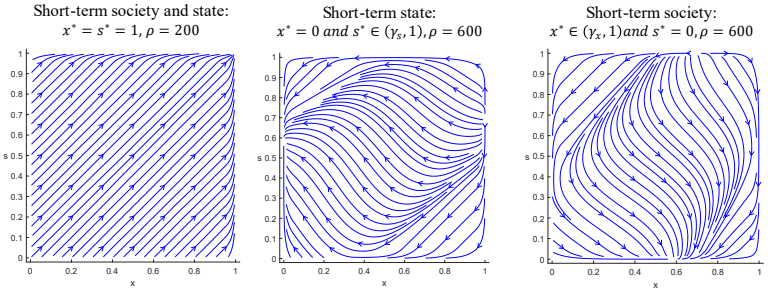
Figure 4: The Short-Term State with Unstable Preferences



In this scenario, similar to the second one, it is apparent that the efforts and engagement of both society and the state must be parallel and substantially proportional to each other. If either entity remains passive, the situation tends towards either pure despotism or anarchy.

When it comes to time preference rates, it is crucial to consider the long-term, forward-looking perspectives of both the state and society. In the first scenario, the state is short-term and active with $\gamma_x = 0.8, \gamma_s = 0.4, \delta = 0.1$. Being active implies significant investment in the state capacity accumulation. In the second scenario, the state remains short-term and active with $\gamma_s = 0.8, \gamma_x = 0.4, \delta = 0.1$. These two situations were examined under two conditions: $\rho = 200 > \bar{\rho} = 100$ and $\rho = 600 > \bar{\rho} = 100$.

Figure 5: The Role of Time Preference in the Long-Run Equilibria of Iran's Political Economy



The above phase diagram effectively illustrates the significance of time preferences and their causal precedence in determining the state of the Leviathan in Iran. Even with depreciation and the short-term nature of both society and the state, achieving a stable equilibrium state (narrow corridor) is feasible when time preferences are appropriately aligned. Otherwise, depending on the short-term nature of either society or the state, the expected outcome will tend towards despotism or pure anarchy.

4. Conclusion

In Iran, both society and the state must adopt a long-term rationality based on historical self-awareness to progress harmoniously. The primary challenges faced by Iranian society and the state stem from their short-term outlooks, as reflected in their time preferences. Whether society or the state prioritizes short-term goals, it becomes evident that depreciation significantly limits the possibility to enter the narrow corridor of stability. When both the state and society fail to coordinate efforts— whether in the short-term society or short-term state—it often leads to either pure despotism or anarchy. Despite the depreciation, economies of scale, and instability of preferences, it is the rate of time preferences that ultimately determines whether entry into the narrow corridor is feasible. Furthermore, this rate of time preferences dictates whether the equilibrium state leans towards a despotic Leviathan or an absent one, contingent upon the economies of scale achieved by both the state and society.

Keywords: Institutional Congruity, Institutional Balance, Political Economy, State-Society Interaction, Social Time Preference

JEL Classification: B15, C7, P00**.**

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران ---------
دوره ۲۹، شماره ۹۸، بهار ۱٤۰۳، ۱٦۲-۱۹۷
ijer.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/ijer.2024.77423.1251

مقاله پژوهشی
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۸
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۱۱/۲۱
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۸
ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸
eISSN:۲۴۷۶-۶۴۴۵

تناسب نهادی و تعادل‌های اقتصاد سیاسی ایران معاصر: رویکرد نظریه بازی

علیرضا رعنائی دانشجوی دکتری اقتصاد پولی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.
روح‌اله شهنازی دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.
سیدعقیل حسینی * استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه یاسوج، یاسوج، ، ایران.

چکیده

تاریخ ایران معاصر با هدف دستیابی به یک توازن مناسب میان دولت و جامعه، درگیر جنبش‌های بزرگی بوده است. اگرچه جهد ایرانیان در تاریخ معاصر خود بی‌ثمر نبوده اما هنوز به توازن ایده‌آل میان دولت و جامعه دست نیافته‌اند. پژوهش حاضر با روایت مختصر از تاریخ معاصر، مسیرهای پیش‌روی دولت و جامعه ایرانی (دولت مستبد، دولت ضعیف، دولت فراگیر) را بررسی می‌نماید. برای این منظور، با بسط چارچوب تحلیل نهادی و به‌کارگیری ایده بدیع «تناسب نهادی»، یک چارچوب تحلیلی جدید برای تحلیل تعامل جامعه- دولت در ایران ساخته شده است؛ سپس با استفاده از نظریه بازی سناریوهای مختلف این تعامل بررسی می‌شود. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که نرخ استهلاک (تخریب دستاوردهای گذشته توسط دولت یا جامعه)، صرفه ناشی از مقیاس (آستانه‌ای که پس از عبور از آن، تلاش جامعه و دولت برای انباشت ظرفیت خود حالت فزاینده پیدا خواهد کرد) و بی‌ثباتی نرخ‌های رجحان زمانی (تغییر رجحان‌های دولت و جامعه در کوتاه‌مدت) عوامل مهمی در پویایی‌های مربوط به تعامل دولت و جامعه است. نشان داده می‌شود که از بین این سه عامل، نرخ رجحان زمانی تعیین‌کننده‌ترین عامل است، به‌طوری‌که نوع تعادل ممکن برای ایران (دولت فراگیر، دولت مستبد و دولت ضعیف) توسط نرخ رجحان زمانی دولت و جامعه تعیین می‌شود.

کلیدواژه‌ها: اقتصاد سیاسی، تعامل جامعه- دولت، رجحان زمانی اجتماعی، تناسب نهادی، توازن نهادی.

طبقه‌بندی JEL: B15 ،C7 ،P00.

* نویسنده مسئول: aqil.hoseiny@yu.ac.ir

۱. مقدمه

به باور هگل، ایرانیان نخستین مردمانِ تاریخی بوده و نخستینِ دولت را داشته‌اند و تاریخِ پیوسته با امپراتوری آنان آغاز می‌شود (Hegel, 2004). با این حال، این تاریخِ پیوسته روایتگر دیالکتیک پرنوسان میان دولت- جامعه در ایران بوده است. پویایی‌های تعامل دولت- جامعه به یک وضعیت نهایی ختم می‌شود که می‌تواند یک تعادل باثبات یا لرزان و یا یک عدم تعادل باشد. آیا امکان‌های تعادلی برای دولت و جامعه ایرانی وجود دارد که با توجه به ماهیت خاص خود در یک توازن قرار بگیرند، به نحوی که هم جامعه به مطالبات خود برسد و هم دولت بتواند حکمرانی ایده‌آلی را ارائه دهد؟ تحولات پی‌درپی و بی‌ثباتی در سطح تعامل دولت- جامعه در ایران معاصر را چگونه می‌توان صورت‌بندی نمود؟ چرا انقلاب مشروطه به دیکتاتوری رضاخان و سکولاریزاسیون پهلوی دوم به انقلاب اسلامی منجر شد؟ چگونه می‌توان این تاریخ پر فراز و نشیب و پرتلاطم را تبیین ساخت؟

روایت‌های گوناگونی در باب تعامل متلاطم دولت- جامعه در ایران معاصر انجام شده است که هر یک تبیین‌کننده بخشی از واقعیت هستند. متفکران مختلفی نظیر همایون کاتوزیان[1] (۱۹۸۱)- با نظریه «ایران؛ جامعه کوتاه‌مدت»- و سیدجواد طباطبایی (۱۳۹۵)- با نظریه «ایرانشهری و زوال اندیشه سیاسی»- سعی کرده‌اند ایران معاصر را روایت کنند. این روایت‌های گوناگون اگرچه درک ما را از تاریخ ایران عمق می‌بخشند اما چنانکه یوگر[2] (۱۹۹۷) بیان داشته است، برای حل مسئله علل تعامل ناپایدار دولت- جامعه، به یک چارچوب اقتصاد سیاسی نیاز است. قیصری و نصر[3] (۲۰۰۹) استدلال کرده‌اند که چارچوب نهادگرایی بهترین چارچوب برای پرداختن به این سنخ موضوعات است. با وجود مزیت نسبی رویکرد نهادی، این رویکرد نواقصی دارد و در این پژوهش سعی شده است با معرفی و بسط ایده «تناسب نهادی»، ریشه‌های عدم شکل‌گیری توازن و تعادل نهادی در ایران معاصر تبیین شود.

نظریه بازی روش مناسبی برای تحلیل تعامل میان کنش‌گران و شکل‌گیری تعادل‌هایِ ممکن است. در ادبیات اقتصاد سیاسی، تعامل میان دولت و جامعه، یک موقعیت جدیدی را

1. Katouzian, H.
2. Ugur, M.
3. Gheissari, A. & Nasr, V.

به‌وجود می‌آورد که از آن تحت عنوان پالیتی[1]، لویاتان[2] و یا دیالکتیک دولت- جامعه یاد می‌شود. این موجودیت[3] جدید، صورت‌های مختلفی را به خود می‌گیرد: تعادل باثبات، تعادل بی‌ثبات و عدم تعادل.

هدف پژوهش حاضر این است که با استفاده از چارچوب تناسب نهادی و روش نظریه بازی، تبیینی از تعامل دولت- جامعه ایران معاصر ارائه دهد به نحوی که این تبیین بازنمایان‌گر تعادل‌های ممکن گوناگون برای اقتصاد سیاسی معاصر ایران باشد. به عبارت دیگر، هدف پژوهش حاضر تبیین تعادل‌های ممکن اقتصاد سیاسی ایران مبتنی بر تعامل دولت- جامعه است.

ساختار مقاله بدین شرح است: در بخش دوم مبانی نظری تبیین شده و در بخش سوم پیشینه پژوهش ارائه می‌شود. در بخش چهارم مدل پایه مبتنی بر عجم‌اوغلو و رابینسون[4] (۲۰۲۳) ارائه می‌شود. بخش پنجم مختصات ایران معاصر مبتنی بر تناسب نهادی تبیین خواهد شد. در بخش ششم یافته‌های پژوهش تحلیل می‌شود و در نهایت بخش هفتم به جمع‌بندی پژوهش می‌پردازد.

۲. مبانی نظری

مبانی نظری پژوهش حاضر به دو مسئله مشخص می‌پردازد: نخست تعامل دولت- جامعه و شکل‌گیری امکان‌های مختلف برای تعادل و دوم، تبیین این واقعیت که هر نوع تعاملی میان نهادهای مختلف، باید در یک ساختار و سیستم نهادی بررسی شود.

۲-۱. میدانِ «تعامل» به مثابه موجودیت مستقل از دولت و جامعه: انواع پالیتی

عجم‌اوغلو و رابینسون (۲۰۱۷، ۲۰۱۹، ۲۰۲۲، ۲۰۲۳) بر پایه صورت‌بندی جدیدی از مفاهیم و استدلال‌های کلاسیک نشان داده‌اند[5] که تعاملات میان دولت و جامعه، پالیتی‌های مختلفی

1. Polity
2. Leviathan
3. Entity
4. Acemoglu, D. & Robinson, J.

۵. چنان‌که ماکیاولی (۱۹۶۱) گفته است: «مردم در هرکجا که باشند نگران خوانند بود که تحت سلطه یا ظلم طبقه اشراف قرار نگیرند و اشراف نیز به دنبال تسلط و سرکوب مردم هستند. این خواسته‌های متضاد یکی از این سه نتیجه را به دنبال خواهد داشت: یک شهریار، یک شهر آزاد و یا یک هرج‌ومرج (آنارشی)»(Machiavelli, 1961).

را به‌وجود می‌آورد که از میان آن‌ها در بلندمدت سه نوع تعادل اقتصاد سیاسی امکان‌پذیر است: لویاتانِ غایب (دولت ضعیف)، لویاتان (دولت) مستبد و لویاتان لگام‌زده شده (دولت فراگیر یا دموکراتیک).

اگرچه دولت به مثابه یک نهاد سیاسی و جامعه به مثابه برآیند نیروهای اجتماعی تعاریف مستقل خود را دارند اما زمانی که این دو نهاد با یکدیگر وارد تعامل می‌شوند، به جای آن‌که در این تعامل، تمرکز بر روابط درونی هر یک از آن‌ها باشد، باید بر یک موجودیت سوم تمرکز داشت که درواقع براساس برهم‌کنش این نیروها به‌وجود می‌آید. درواقع نفس تعامل این دو نهاد خود هویت و موجودیت سومی است که قابل فروکاست به هیچ‌یک از این دو نهاد نیست. این تعامل خود یک زمین و میدان مجزایی است که نیروهای نهاد اجتماعی و سیاسی در آن بر یکدیگر نوعی برهم‌کنش دارند و خروجی این برهم‌کنش‌ها حالات مختلفی از وضعیت اجتماعی و سیاسی را رقم می‌زنند.

نکته مهم مستقل بودن این موجودیت سوم یا پالیتی به مثابه تجلی‌گاه اراده دولت و جامعه است. گائوس و کاکاتاس[1] (۲۰۰۴) بیان داشته‌اند که پالیتی یک نظم مجزا از حاکم و شهروند است. حتی خود اصطلاح لویاتان که عجم‌اوغلو از کتاب توماس هابز[2] اقتباس کرده است متضمن اعتقاد به موجودیت سوم است (Hobbes, 1996).

پس به‌طور خلاصه می‌توان گفت در تعادل‌های اقتصاد سیاسی تمرکز بر یک موجودیت سوم یعنی میدان برآیند نیروها و تعاملات خواهد بود و نه خود صرف عناصر (یعنی دولت و جامعه) و روابط درونی هر یک. این تمرکز بر میدان تعامل به جای توجه به عناصر باعث می‌شود که بتوان به سیستم روابط التفات بهتری یافت (Bourdieu & Wacquant, 1992). مزیت این تمرکز بر پالیتی یا میدان تعامل این است که از پیچیدگی روابط درونی نهادها می‌کاهد. به عنوان مثال، این مسئله که منظور از نهاد سیاسی دولت[3] است یا حکومت[4]؟ یا این‌که کدام یک از گروه‌های مختلف ذی‌نفع در جامعه نقش مهم‌تری در تجلی اراده نهاد اجتماعی دارند؟ همچنین ساختار خاص نهادی ایران اقتضاء می‌کند که نوع سومی از نهاد که نیمه‌خصوصی- نیمه‌دولتی در کنار دولت- جامعه تحلیل شود. با این همه، تکیه بر مفهوم

1. Gaus, G. F. & Kukathas, C.
2. Thomas Hobbes
3. State
4. Government

پالیتی و میدان تعامل می‌تواند تا حد بسیار زیادی، پژوهش حاضر را از درگیر شدن با پیچیدگی‌های بالا بی‌نیاز ساخته و این موضوعات را می‌توان به پژوهشی مجزا واگذار کرد.

۲-۲. تناسب نهادی طولی و عرضی

ماهیت، مکانیسم و عملکرد نهادها در یک ساختار و سیستم مشخص می‌شود. در واقع، هر نهاد در حالت انزوا از دیگر نهادها وجود ندارد بلکه همواره در یک ربط و نسبت با سایر نهادها و با کنش‌گران قرار دارد. دولت و جامعه دو نهادی هستند که برخورد انگیزه‌ها و عملکرد آن‌ها در یک ساختار نهادی محقق می‌شود. همان‌طور که در بخش قبلی بیان شد امکان‌های متنوعی (تحت مفهوم پالیتی) را می‌توان برای تعامل دولت و جامعه در نظر گرفت، اما پرسش مهم این است که عامل تعیین‌کننده در تحقق نوع هر یک از این امکان‌ها چیست؟ به عبارت دیگر، امکان‌های متنوع نوع تعامل دولت- جامعه وابسته به چه چیزی است؟

تعامل دولت و جامعه نه در یک وضعیت خلأ نهادی بلکه در یک مجموعه و ساختار نهادی رخ می‌دهد. در نتیجه تعادل‌های اقتصاد سیاسی ممکن نیز در یک ساختار نهادی رخ می‌دهد. ایده نگارندگان این مقاله این است که این ساختار نهادی باید از یک «تناسب نهادی» برخوردار باشد. به عنوان مثال اگر یک تناسب نهادی خاص ایجاب کند که حاکمیت از بالا به پایین مشروع است (به دلیل فضل حاکمان یا قدرت الهی) و رعیت حق مداخله ندارد، چنین تناسب نهادی ظرفیتی ایجاد می‌کند که مسیر به سوی دولت مستبد همگرا شود. در چنین وضعیتی دشوار است که بتوان از دموکراسی صحبت کرد. علاوه بر امکانی که تناسب نهادی ایجاد کرده است، ماندگاری در چنین وضعیتی، باعث نهادینه شدن نوع ارتباط میان دولت و جامعه می‌شود و بدین ترتیب مشروعیت بخشیدن به حکومت فرادستان آسان‌تر می‌شود.

رویکردهای گوناگونی سعی داشته‌اند که نهادهای منفرد را مبتنی بر ساختار و سیستم تحلیل کنند از جمله: رویکرد سیستمی به نهادها[1] (Kasper & Streit, 1999)، رویکرد شبکه[2] (Dai, 2015)، ماتریس بافت اجتماعی[3] (Hayden, 1982) و ماتریس نهادی[4]

1. Systematic Approach to Institutions
2. Network Approach
3. Social Fabric Matrix (SFM)
4. Institutional Matrix

(Kirdina, 2014). تمام رویکردهای فوق برای تحلیل نهادها در سیستم و ساختار مناسب هستند، با این حال مطالعه گیتس[1] و همکاران (۲۰۰۶) و لی[2] (۱۹۹۹) مبتنی بر دو مفهوم ناسازگاری و عدم تطابق نهادی به اهداف پژوهش حاضر نزدیک‌تر است. گیتس و همکاران (۲۰۰۶) ناسازگاری میان دو نوع نظام سیاسی دموکراسی و اتوکراسی را مورد توجه قرار داده و نشان داده‌اند که اگر در یک سیستم، این دو نوع نظام سیاسی وجود داشته باشد، باید انتظار فروپاشی سیستم را داشت. لی (۱۹۹۹) نیز از عدم تطابق نهادی بین دو سیستم یا ساختارهای نهادی صحبت می‌کند. زمینه تجربی بحث وی مربوط به عدم تطابق بین سیستم نهادی هنگ‌کنگ استعمارشده توسط بریتانیا و مدل حکومتی مدنظر مقامات چینی برای هنگ‌کنگ پسااستعماری است.

در میان مطالعات داخلی حسینی و همکاران (۱۴۰۱) با تکیه بر تاریخ ایران معاصر ایده تناسب نهادی را صورت‌بندی کرده‌اند. پژوهش حاضر سعی دارد با صورت‌بندی نظری این ایده آن را بسط داده و بدین ترتیب تفاوت آن را با مطالعه گیتس و همکاران (۲۰۰۶) و لی (۱۹۹۹) نیز روشن می‌سازد. در رویکرد «تناسب نهادی» استمرار و اثربخشی نهایی یک نهاد فقط به کیفیت خود آن نهاد بستگی ندارد بلکه به جایگاه آن در سیستم کلی و به‌طور خاص تناسب آن با سایر نهادها بستگی دارد. از سوی دیگر استمرار کل سیستم نیز به تناسب کلی میان نهادها بستگی دارد. زوال یک سیستم زمانی روی می‌دهد که نهادها قادر به تناسب و سازگار شدن نباشند. تناسب نهادی به هم‌سنخ بودن و سازگاری نهادها در نسبت با یک بنیاد مشخص تأکید می‌کند. تفاوت کلیدی تناسب نهادی با مطالعه گیتس و همکاران (۲۰۰۶) و لی (۱۹۹۹) در این است که آن‌ها به ناسازگاری دو نوع نهاد سیاسی در یک سیستم توجه دارند؛ حال آن‌که تناسب نهادی مدنظر پژوهش حاضر اشاره به دو نوع تناسب عرضی (میان تمامی حوزه‌های نهادی اعم از سیاسی، اقتصادی و اجتماعی) و تناسب طولی (میان بنیادهای ارزشی سیستم و کلیت نهادهای موجود در سیستم و همچنین میان قوای شناختی و ذهنی و شکل‌گیری عینی و بیرونی نهادها) دارد. صورت‌بندی نظری تناسب نهادی و تبیین آن براساس تناسب نهادی طولی و عرضی، نوآوری پژوهش حاضر نسبت به حسینی و همکاران (۱۴۰۱) است.

1. Gates, S.
2. Lee, E. W. Y.

۳-۲. اهمیت جنبه شناختی نهادها

محققان مختلف مبتنی بر مبانی فکری خاص خود بر اهمیت توجه به جنبه شناختی نهادها تأکید داشته‌اند (Aoki, 2011; Hayek, 2012; Hindriks & Guala, 2015; Hodgson, 1988; Lindenberg, 1998; North, 2010; Petracca & Gallagher, 2020; Searle, 2005). پرداختن به این موضوع در سطح گسترده، از حوصله پژوهش حاضر خارج است. به همین دلیل به‌صورت مختصر، اشاراتی به اهمیت جنبه شناخت در شکل‌گیری و کارکرد نهادی می‌شود تا در بخش بعدی بتوان نتیجه‌گیری‌های لازم مرتبط با هدف پژوهش حاضر را از آن استخراج کرد.

نورث در یکی از آثار متأخر خود تأکید می‌کند که تحلیل نهادی باید نهادها را در قالب «حیث التفاتی[1]» توضیح دهد (North, 2010). حیث التفاتی که یک مفهوم تخصصی در فلسفه ذهن است به خوبی اهمیت قوه شناخت در شکل‌گیری و عملکرد نهاد را نشان می‌دهد. جان سرل[2] نهادها را مبتنی بر مفهوم حیث التفاتی توضیح می‌دهد. حیث التفاتی مشخصه بسیاری از حالات و رویدادهای ذهنی است که به کمک آن، به اشیاء و حالات موجود در جهان هدایت و معطوف می‌شوند. البته ازآنجاکه انسان منفرد یک عنصر از یک جمع است باید حیث التفاتی جمعی را مدنظر داشت (Searle, 1983, 2005). از نظر جان سرل نهادها «به لحاظ هستی‌شناختی، ذهنی و به لحاظ معرفت‌شناختی، عینی»[3] هستند؛ ذهنی هستند زیرا فقط از طریق پذیرش یا توافق انسانی وجود دارد، عینی هستند زیرا گزاره‌های صادره مبتنی بر آن مستقل از قضاوت ذهنی فاعل شناسا یا سوژه است. نهادها فقط تا آن‌جا وجود دارند که بازنمایی شوند. اهمیت جنبه شناختی در آثار نهادگرایان قدیم نیز وجود داشته است (Commons, 1934; Hamilton, 1932; Veblen, 1899). در همین ارتباط هاجسون[4] (۱۹۹۸) تأکید می‌کند که شناخت در اقتصاد نهادی قدیم، جایگاه محوری دارد. هایک[5] نیز که متعلق به سنت اتریش است نظم نهادی را برآمده از نظم شناختی می‌داند (Wenzel, 2010). لیدنبرگ[6] (۱۹۹۸) معتقد است روابط بین لایه‌های نهادی مختلف را نمی‌توان به

1. Intentionality
2. Searle, J. R.
3. Ontologically Subjective, Epistemologically Objective
4. Hodgson, G. M.
5. Hayek, F. A.
6. Lindenberg, S.

طور مکفی بدون نظریه رفتاری تبیین کرد (Lindenberg, 1998). ایده تناسب نهادی تا حدود زیادی می‌تواند این خلأ را پر کند.

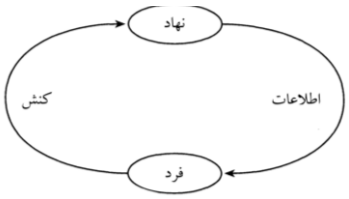
٤-۲. ارتباط دوطرفه نهاد و ذهن

تعاریف مختلفی که از نهاد ارائه شده است را می‌توان ذیل دو رویکرد دسته‌بندی کرد: «نهاد به مثابه قاعده» و «نهاد به مثابه تعادل». در رویکرد اول نهادها به مثابه قواعدی هستند که کنش افراد درگیر در تعاملات اجتماعی را هدایت می‌کنند. رویکرد دوم نهادها را به مثابه الگوهای رفتاری می‌بیند (Greif & Kingston, 2011; Hodgson, 2015). برای تحلیل هم‌تطوری مدل‌های ذهنی و نهادها باید این دو رویکرد را با یکدیگر لحاظ کرد. زیرا در یک فرد، ذهن تحت فرمان ساختار عمل می‌کند و در دیگری ذهن فاعلیتی دارد که می‌تواند ساختار را تغییر دهد. با وجود آن‌که ممکن است بین این دو رویکرد تضاد وجود داشته باشد اما گوالا و هیندریکس[1] (۲۰۱۵) با طرح ایده «قواعد-در-تعادل» تفسیری سازگار از دو رویکرد تعادل‌محور و قاعده‌محور ارائه کرده‌اند.

در کنار هم قرار دادن «نهاد به مثابه قاعده» و «نهاد به مثابه تعادل» روشن می‌سازد که ذهن انسان با ساختارها (ساحت بیرونی نهادها) در یک ارتباط متقابل قرار دارند. درواقع، نهاد به مثابه قاعده بر اثرگذاری ساختار بر ذهن (اطلاعات) و نهاد به مثابه تعادل بر اثرگذاری ذهن بر ساختار (کنش) تمرکز دارد. این ارتباط دوطرفه را در شکل ۱ می‌توان نشان داد. هاجسون تأکید می‌کند که پذیرش اطلاعات نیازمند یک چارچوب شناختی برای پردازش و تفسیر معنایی از داده‌هاست (Hodgson, 1998).

1. Hindriks, F., & Guala, F.

شکل ۱. ارتباط دوطرفه نهاد و فرد

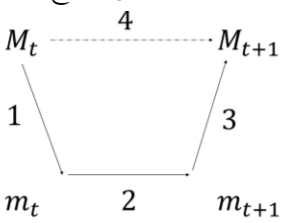


مأخذ: هاجسون (۱۹۹۸).

۵-۲. ارتباط سطح خرد و کلان (ذهن و عین)

کولمن[1] (۱۹۹۴) ارتباط میان نهاد و ذهن را براساس سطوح خرد و کلان نشان داده است.

شکل ۲. ارتباط نهاد و ذهن (سطح خرد و کلان)



مأخذ: کولمن (۱۹۹۰)

در شکل ۲ رابطه شماره ۱ کلان- خرد نشان می‌دهد که مدل‌های ذهنی تحت تأثیر وضعیت کلان (نهادها) سیستم قرار دارد. رابطه خرد- خرد ۲ نشان می‌دهد که کنش‌های فردی براساس مدل‌های ذهنی شکل می‌گیرد. رابطه خرد- کلان ۳ نشان می‌دهد برخی الگوها و قاعده‌مندی‌ها در سطح کلان براساس کنش‌های فردی تبیین می‌شوند. رابطه ۴ کلان-کلان نیز زمان را نشان می‌دهد که چگونه پدیده‌های کلان جدید براساس پدیده‌های کلان قبلی قابل توضیح هستند. نهادها خود را از طریق روابط ۱، ۲ و۳ بازتولید می‌کنند.

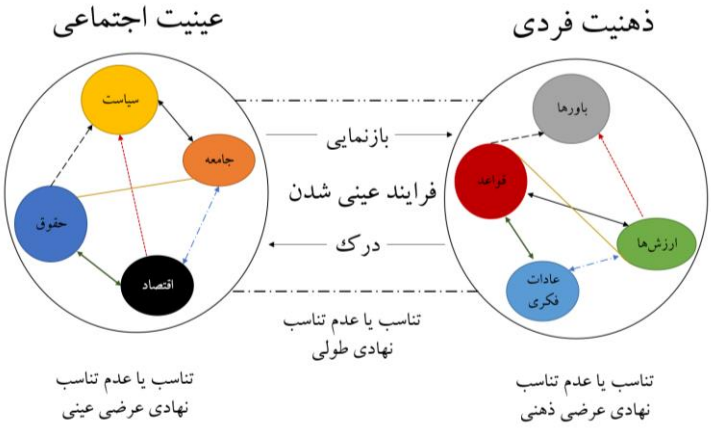
میان قوای شناختی و ساحت بیرونی نهادها، مدل‌های ذهنی قرار دارد. انسان‌ها براساس مدل‌های ذهنی، محیط اطراف خود را درک می‌کنند. مدل‌های ذهنی که به کمک قوای شناختی انسان ساخته می‌شود درواقع بازنمایی‌های ذهنی از واقعیت‌های عینی هستند (Rosenbaum, 2021). اثرپذیری مدل‌های ذهنی از عوامل بیرونی باعث می‌شود که

1. Coleman, J. S.

مدل‌های ذهنی تغییر کنند. تغییر مدل‌های ذهنی زمینه تغییرات نهادی را ایجاد می‌کند زیرا با تغییر مدل‌های ذهنی، انسان‌ها درک متفاوتی به‌دست می‌آورند و شیوه‌های رفتاری آنان تغییر کرده و در نهایت تغییرات نهادی اجتناب‌ناپذیر می‌شود.

هاجسون (۱۹۹۸) معتقد است در تعامل متقابل ذهن و نهاد با یک بازگشت به ظاهر نامتناهی مواجه هستیم؛ مشابه معمای «مرغ، تخم‌مرغ» که نقطه پایانی ندارد. بنابراین این ایده که بتوان تمام تبیین را براساس ذهن یا نهاد انجام داد، بی‌بنیاد است. نکته مهم این است که هر فردی در دنیایی از نهادهای از پیش موجود متولد شده و ذهنیت وی توسط آن شکل می‌گیرد، حتی اگر دیگران این نهادها را ساخته باشند و یا بتوان آن‌ها را تغییر داد. به عبارت دیگر باید در نظر داشت که ما هرگز یک وضعیت اولیه بدون نهاد نداریم.

شکل ۳. تناسب نهادی طولی و عرضی



مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نتیجه می‌توان این‌گونه نتیجه گرفت: ازآنجاکه نهادها تجلی بیرونی باورهای ذهنی و درونی افراد است، علاوه بر تناسب درونی در این دو سطح، می‌بایست یک تناسب بیرونی نیز بین این دو سطح وجود داشته باشد. مطابق با شکل ۳، در ساحت ذهن، می‌بایست یک تناسبی میان ارزش‌ها، باورها، عادات فکری و قواعد وجود داشته باشد. سپس فرد با تکیه بر حیث التفاتی جمعی و ساخت مدل‌های ذهنی نسبت به محیط درکی پیدا می‌کند. محیط نیز هم به‌صورت پیشینی و هم به‌صورت ادراک‌شده بازنمایی می‌شود. رفت‌وبرگشت ادراک و

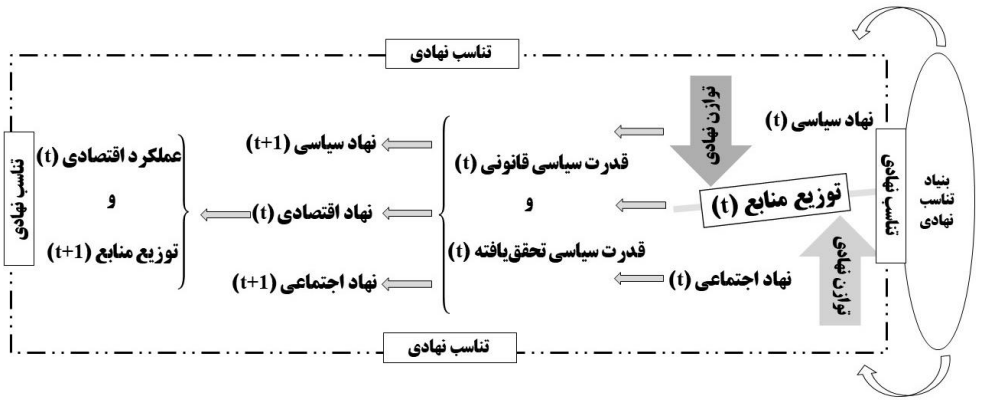
بازنمایی فرایند عینی شدن نهادهای ذهنی را می‌سازد. تناسب نهادی عرضی عینی یعنی تناسب میان نهادهای اقتصادی، سیاسی، حقوقی و اجتماعی موکول به وجود یک تناسب نهادی عرضی ذهنی در سطح شناختی است. ذهنیت افراد یک جامعه، قادر به پذیرش هر نوع نهادی در سطح روبنا نیست بلکه فقط نهادهایی را پذیراست که در سطح ذهنی و شناختی درک درستی نسبت به آن‌ها داشته باشد. از سوی دیگر، نهادهای بیرونی برآمده از سطح درونی شناختی، تنها در صورتی با یکدیگر تناسب خواهند داشت که همگی برآمده از یک سطح درونی شناختی باشند. در این شرایط است که تناسب نهادی در معنای کلی می‌تواند شکل بگیرد.

٦-٢. تناسب نهادی و توازن دولت- جامعه

تا بدین‌جا زنجیره استدلالی این‌گونه بوده است: تعادل اقتصاد سیاسی مبتنی بر تعامل دولت- جامعه (در قالب مفهوم پالیتی) شکل می‌گیرد و نوع پالیتی نیز منوط به تناسب نهادی است. پس از تبیین تناسب نهادی، لازم است که نشان داده شود تعامل دولت- جامعه چگونه در یک تناسب نهادی تحقق می‌یابد. برای نشان دادن این امر از مفهوم «توازن نهادی» استفاده می‌شود. «توازن نهادی» به رقابت و بازی میان نهاد سیاسی و نهاد اجتماعی اشاره دارد. توازن نهادی براساس تناسب نهادی استوار می‌شود زیرا بازی و رقابت میان این نهادها در فضایی شکل می‌گیرد که توسط تناسب نهادی امکان‌های مختلف آن گشوده شده است.

تناسب نهادی نه تنها امکان‌های بالقوه در تعیین انواع تعامل میان نهاد سیاسی و اجتماعی را مشخص می‌سازد، بلکه زمینه را برای ظهور سایر نهادها فراهم می‌کند. در واقع، تناسب نهادی یک نقش دوجانبه ایفا می‌کند؛ از سویی تعامل میان دولت و جامعه را رقم می‌زند و از سوی دیگر بسترهایی را فراهم می‌کند که مبتنی بر آن تعامل دولت- جامعه و سایر نهادها شکل می‌گیرد. تأثیر تناسب نهادی در حالت نخست مستقیم و در حالت دوم غیرمستقیم است. مستقیم به آن دلیل که نوع تعامل دولت- جامعه را رقم می‌زند و غیرمستقیم به آن معنا که به مثابه روح حاکم بر نهادهای جامعه عمل خواهد کرد.

شکل ٤. تعامل نهادها، توازن نهادی و تناسب نهادی



مأخذ: یافته‌های پژوهش

در شکل ۴، اثرگذاری مستقیم و غیرمستقیم تناسب نهادی، و نزاع نهاد سیاسی و اجتماعی در زمان t بر سر توزیع منابع مشخص است. نزاع بر سر توزیع منابع، شکل‌دهنده دو قدرت سیاسی است: «قدرت سیاسی قانونی[1]» که متعلق به نهاد سیاسی مشروع است و «قدرت سیاسی تحقق‌یافته[2]» که متعلق به نهاد غیرسیاسی یعنی هر نوع ائتلافی اعم از اجتماعی یا فرادستان که در غیر از قالب نظام سیاسی قانونی شکل می‌گیرد، است. نزاع پرتلاطم میان این دو قدرت سیاسی، نهاد اقتصادی در زمان t را می‌سازد. از درون این نهاد اقتصادی، عملکرد اقتصادی زمان t و توزیع منابع زمان t+1 ساخته می‌شود. همچنین بسته به این‌که در نبرد میان قدرت سیاسی قانونی و تحقق‌یافته، نیروهای اجتماعی یا فرادستان برنده بازی شوند یا سهم بیشتری از دسترسی به منابع به‌دست آورند، نهادهای سیاسی و اجتماعی دوره t+1 شکل خواهد گرفت. پس به‌طور خلاصه، نوع تعامل دولت- جامعه در یک کشور منوط به بنیاد تناسب نهادی است که ساختار و سیستم نهادی را به‌وجود آورده است.

1. De Jure
2. De Facto

۳. پیشینه پژوهش

هر کدام از مباحث تعامل دولت- جامعه و تعادل اقتصاد سیاسی فی‌نفسه موضوعاتی کلی و عمومی هستند که در مسائل مصداقی گوناگونی به کار گرفته شده‌اند. از این‌رو باید به مصادیق خاصی پرداخت که از این چارچوب برای تحلیل استفاده کرده‌اند.

فاکس[1] و همکاران (۲۰۲۳) با بررسی شرایط ۱۹ کشور به این نتیجه رسیدند که فرایند هم‌افزایی تعامل دولت و جامعه می‌تواند هر یک از آن‌ها را قدرتمندتر سازد. بوندارنکو[2] و همکاران (۲۰۲۱) استدلال کردند که تعامل دولت- جامعه تعیین‌کننده سطح توسعه کشورها است. با این حال کشورهای پیشرفته نیز به بهبود سطح تعامل دولت- جامعه نیاز دارند. کیائوان[3] (۲۰۲۰) معتقد است که الگوهای رفتاری مقامات دولتی چین برآمده از تعامل میان دولت- جامعه است. ژانگ و لی[4] (۲۰۲۰) نیز نشان داده‌اند که افزایش سواد، سرمایه انسانی و وفاداری به دولت، باعث تسهیل تعامل دولت- جامعه در فرانسه از قرن نوزدهم تا به امروز شده است.

عجم‌اوغلو (۲۰۱۰) به این نتیجه رسیده است که می‌بایست جنبه‌های اقتصاد سیاسی را در تحلیل کشورهای در حال توسعه لحاظ کرد. رو[5] (۲۰۰۶) نیز با استفاده از نظریه بازی و در نظر داشتن رجحان‌های متفاوت دولت و جامعه، تعادل اقتصاد سیاسی را تحلیل کرده است. یوگر (۱۹۹۷) و کروسل[6] و همکاران (۱۹۹۷) نیز توضیح می‌دهند که تعامل دولت- جامعه را باید براساس اقتصاد سیاسی مطالعه کرد.

بررسی تعامل دولت- جامعه بر مبنای تعادل اقتصاد سیاسی و در چارچوب نهادگرایی از جمله موضوعاتی است که ادبیات داخلی کمتر به آن توجه داشته است. با این حال مؤمنی و همکاران (۱۴۰۱)، حسینی و همکاران (۱۴۰۱)، نوربخش و نادری (۱۳۹۹)، جنادله (۱۳۹۶) و امیراحمدی[7] (۱۹۹۶) با انجام پژوهش‌های نوآورانه در این زمینه به نتایج قابل‌توجهی دست یافته‌اند.

---

1. Fox, J.
2. Bondarenko, O.
3. Qiaoan, R.
4. Zhang, L. & Lee, M.
5. Roe, T.
6. Krusell, P.
7. Amirahmadi, H.

مؤمنی و همکاران (۱۴۰۱) نشان داده‌اند نظریات مرسوم اقتصاد سیاسی سیر تحولات تاریخی ایران را نادیده گرفته‌اند. همچنین حسینی و همکاران (۱۴۰۱) با جمع‌آوری شواهد تاریخی نشان داده‌اند که ایران دوره قاجار و پهلوی از یک عدم تناسب نهادی رنج برده است که همین مسئله عامل فروپاشی آن‌ها بوده است. نوربخش و نادری (۱۳۹۹) استدلال می‌کنند که بی‌ثباتی تعامل دولت- جامعه منجر به زوال جامعه و دولت خواهد شد. علی جنادله (۱۳۹۶) نشان داده است فراز و فرود حکومت‌ها در تاریخ ایران را باید براساس شکل‌گیری تعادل نهادی مبتنی بر موازنه قدرت فهم کرد. در نهایت امیراحمدی (۱۹۹۶) نشان می‌دهد که شکل‌گیری جامعه مدنی در گرو ایجاد توازن بین دولت و جامعه است.

با وجود نتایج مفید پژوهش‌های داخلی، با جستجوهای به عمل آمده، پژوهش متمرکزی یافت نشد که تعادل اقتصاد سیاسی را مبتنی بر تعامل دولت- جامعه در چارچوب تناسب نهادی و با روش نظریه بازی برای تاریخ ایران معاصر سنجیده باشد. با این حال نتایج پژوهش‌های داخلی فوق به خوبی مواد تجربی مورد نیاز صورت نظری پژوهش حاضر را تأمین کرده‌اند. بنابراین پیشنهاد می‌شود برای یافتن شواهد بیشتر به آثار فوق مراجعه شود، زیرا به دلیل محدودیت‌های حجم مقاله امکان بررسی گسترده آنان در پژوهش حاضر وجود ندارد.

٤. روش پژوهش

نظریه بازی ابزار قدرتمندی برای طراحی تعاملات میان کنش‌گران است (Guerin, 2007). اگرچه گفته می‌شود که نظریه بازی مبتنی بر تعاملات استراتژیک است، با این حال مرز واضحی میان تعامل استراتژیک و غیراستراتژیک وجود ندارد (Wright & Leyton-Brown, 2020).

با بسط الگوی عجم‌اوغلو و رابینسون (۲۰۲۳) سعی می‌شود که حالات ممکن مختلف از تعامل میان دولت- جامعه برای ایران استخراج شود. این الگو مبتنی بر نظریه رقابت پویا مبتنی بر تعامل هم‌ستیزانه[1] بر سر منابع است که توسط هیرشفلایر[2] (۱۹۸۹) معرفی شده است که در

1. Conflict Interaction
2. Hirshleifer, J.

آن امکان برنده یا بازنده قطعی یک طرف (در این‌جا یعنی دولت مستبد یا دولت ضعیف) و همچنین امکان صلح دو طرف (در این‌جا یعنی دولت فراگیر یا دموکراسی) وجود دارد.

زمان به‌صورت گسسته و طول دوره‌ها نیز به‌صورت $\Delta > 0$ نمایش داده می‌شود. در زمان t متغیرها از دوره قبل به ما رسیده‌اند به فرمی که در تعریف (۱) آمده است:

$$(x_{t-\Delta}, s_{t-\Delta}) \in [0,1] \quad (۱)$$

که در آن x ظرفیت جامعه و s ظرفیت دولت است، در هر نقطه جامعه و دولت توسط یک بازیکن نمایش داده می‌شود. در هر زمان بازیکنان به‌طور همزمان سرمایه‌گذاری‌های خود را انتخاب می‌کنند $i_t^x \geq 0$, $i_t^s \geq 0$ که ظرفیت جاری آن‌ها طبق معادلات (۲) و (۳) تعیین می‌شود:

$$x_t = x_{t-\Delta} + i_t^x \Delta - \delta\Delta \quad (۲)$$

$$s_t = s_{t-\Delta} + i_t^s \Delta - \delta\Delta \quad (۳)$$

که در آن $\delta > 0$ استهلاک ظرفیت‌های هر دو بازیکن در مدت زمان محل بحث است. هزینه سرمایه‌گذاری جامعه به صورت $c_x(i_t^x)$ می‌باشد که در طول زمان Δ به‌صورت $\tilde{C}_x(i_t^x, x_{t-\Delta})$. Δ نشان داده می‌شود، در جایی که:

$$\tilde{C}_x(i_t^x, x_{t-\Delta}) = \begin{cases} c_x(i_t^x) & if\ x_{t-\Delta} > \gamma_x \\ c_x(i_t^x) + (\gamma_x - x_{t-\Delta}) i_t^x & if\ x_{t-\Delta} \leq \gamma_x \end{cases} \quad (۴)$$

یک فرض اصلی الگو این است که افزایش ظرفیت دولتی و اجتماعی به‌صورت صرفه ناشی از مقیاس پویا است، یعنی هزینه ظرفیت‌سازی از یک آستانه معین کمتر خواهد شد. یا به عبارت دیگر، زمانی که هر یک از دولت و جامعه ظرفیت کافی داشته باشد، دستیابی به ظرفیت‌های بیشتر آسان‌تر می‌شود. عبارت $\gamma_x > 0$ ماهیت بازده فزاینده انباشت ظرفیت را نشان می‌دهد، این عبارت نشان‌دهنده این واقعیت است که شروع ظرفیت‌سازی از یک سطح پایین ظرفیت، هزینه بیشتری خواهد داشت. هزینه سرمایه‌گذاری برای فرادستان نیز مانند جامعه است. تولید از طریق تعامل جامعه و دولت از طریق رابطه (۵) به‌دست می‌آید:

$$f(x_t, s_t) \quad (۵)$$

در زمان t اگر فرادستان و جامعه با یکدیگر رقابت کنند و یک طرف پیروز شود تمام درآمد اقتصاد را تصاحب کرده و طرف دیگر چیزی نصیبش نمی‌شود. احتمال‌های پیروز شدن تابعی از ظرفیت‌های نسبی است. طبق نابرابری (۶) فرادستان زمانی پیروز می‌شود که:

$$s_t \geq x_t + \sigma_t \qquad (۶)$$

در جایی که σ_t از توزیع H مستقل از تمام رویدادهای گذشته استخراج شده است، چگالی تابع توزیع H با h نشان داده می‌شود. وجود عبارت تصادفی σ_t بیانگر این واقعیت است که عوامل تصادفی مختلف بر نتیجه هر تعارض و رقابت بین جامعه و دولت تأثیر می‌گذارند. این تصریح از تابع رقابت تصادفی نشان می‌دهد که احتمال برنده شدن فرادستان برابر با $H(s-x)$ و احتمال برنده شدن جامعه برابر است با $1-H(s-x)=H(x-s)$. در هر زمان t جامعه با انتخاب x_t (یا معادل i_t^x) و با $x_{t-\Delta}$ داده‌شده، و فرادستان نیز با انتخاب s_t و با $s_{t-\Delta}$ داده‌شده رابطه (۷) و (۸) را حداکثر می‌سازد:

$$H\,(x_t - s_t) - \Delta.\,C_x(x_t, x_{t-\Delta}) \qquad (۷)$$

$$H\,(s_t - x_t) - \Delta.\,C_s(s_t, s_{t-\Delta}) \qquad (۸)$$

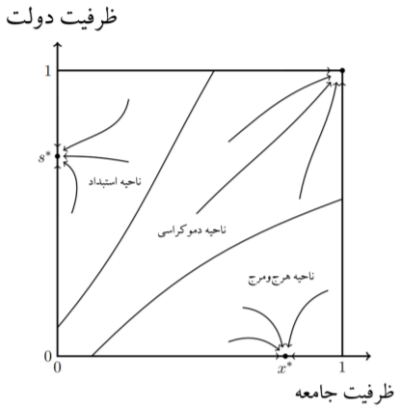
یک تعادل پویا (نش) با بازیکنان عمرِ کوتاه توسط دنباله‌ای از $\{x_{k\Delta}^*, s_{k\Delta}^*\}_{k=0}^{\infty}$ داده شده است، به قسمی که با توجه به $x_{(k-1)\Delta}^*$ داده‌شده، $x_{k\Delta}^*$ بهترین واکنش به $s_{k\Delta}^*$ است و همچنین با توجه به $s_{(k-1)\Delta}^*$ داده‌شده، $s_{k\Delta}^*$ بهترین واکنش به $x_{k\Delta}^*$ است.[۱] مطابق الگوی پایه‌ای بالا، سه تعادل نش مجانبی (محلی) باثبات شکل می‌گیرد:

$1.\ x^* = s^* = 1$
$2.\ x^* = 0\ and\ s^* \in (\gamma_s, 1).$
$3.\ x^* \in (\gamma_x, 1) and\ s^* = 0.$

روابط بالا سه تعادل باثبات (مجانبی) را نشان می‌دهد که می‌توان در شکل ۵ مشاهده کرد. وضعیت بالا حالات عدم‌تعادل یا تعادل بی‌ثبات را نشان نمی‌دهد و ازاین‌رو ممکن است برای وضعیت ایران معاصر محدودکننده باشد. لذا با بسط مدل عجم‌اوغلو و رابینسون (۲۰۲۳) مسیرهای پیش‌روی تاریخ ایران را استخراج می‌کنیم.

۱. تصمیمات سرمایه‌گذاری فرادستان و جامعه براساس شروط مرتبه اول تعیین می‌شود که اثبات آن نزد نویسندگان موجود است.

شکل ۵. تعادل‌های باثبات و پویایی‌های محلی آن



مأخذ: عجم‌اوغلو و همکاران (۲۰۲۳)

۵. مختصات ایران مبتنی بر عدم‌تناسب نهادی

حسینی و همکاران (۱۴۰۱) نشان داده‌اند که فروپاشی قاجار و پهلوی براساس عدم‌تناسب نهادی بوده است. در دوره قاجار انقلاب مشروطه به مثابه یک انقلاب حقوقی در تناسب با سایر نهادهای ایران قرار نداشت. عصر پهلوی نیز بی‌توجه در راستای مدرنیزاسیون ایران تلاش کرد که اصلاحات نهادی انجام دهد اما تقدیری جز فروپاشی در انتظار آنان نبود.

انقلاب اسلامی نیز نوعی دگرگونی نهادی به شمار می‌رود. جمهوری اسلامی دو رکن اساسی دارد: ولایت فقیه و مردم‌سالاری دینی. نظریه ولایت فقیه برآمده از سنت اسلامی است. وجه دموکراتیک جمهوری اسلامی نیز در مردم‌سالاری دینی تجلی می‌یابد. ترکیب این دو رکن اساسی، زمانی دشوار می‌نماید که جنبه‌های برآمده از سنت اسلامی در تقابل با نظم نهادی برآمده از سنت غربی (به عنوان مثال اصل تفکیک قوا) قرار می‌گیرد. تفکیک قوا در یک سنت تاریخی دیگری و طی یک مکانیسم سکولاریزاسیون صورت‌بندی‌شده است. تقابل این دو اصل که هر یک مبتنی بر یک بنیاد نهادی استوار شده‌اند، نوعی عدم تناسب نهادی ایجاد می‌کند که در تاریخ ایران معاصر مصداق ندارد و خاصه دوران جمهوری اسلامی است. به تعبیر سیدحسین نصر[1] (۲۰۰۳) «اسلام هم دین و هم تمدن است». دین اسلام، نهادسازی خاص خود را انجام می‌دهد. اگر این نهادسازیِ مبتنی بر بنیاد اسلامی،

1. Nasr, S. H.

در رقابت و تقابل با نهادهای برآمده از یک بنیاد سکولار قرار گیرد، لاجرم نوعی عدم تناسب نهادی شکل می‌گیرد. تداوم عدم تناسب نهادی در نهایت منجر به فروپاشی خواهد شد. دولت- جامعه ایرانی برای رسیدن به پایداری و برقراری تناسب نهادی باید نزاع بین جمهوری اسلامی و دموکراسی سکولار را حل کند. حل این نزاع زمانی ممکن خواهد شد که یا جنبه‌های تمدن اسلامی غلبه یابد یا دموکراسی سکولار.

هانری کربن[1] (۱۹۸۶) فیلسوف فرانسوی حتی قبل از وقوع انقلاب اسلامی معتقد بود که قدسی‌سازی نهادها منجر به یک سکولاریسم (حتی در سطح متافیزیکی و فلسفی) می‌شود. داریوش شایگان[2] (۲۰۱۰) نیز معتقد است که دین اسلام در قرائت انقلابی زمانی که می‌خواهد علیه تمدن غرب بایستد، به ناچار خود نیز غربی می‌شود. تلاش برای احیای معنویت خود منجر به سکولاریسم می‌شود. پارگو[3] (۲۰۲۱) نیز معتقد است که انقلاب اسلامی تنها یک واکنش به پروژه مدرنیته سکولار بود. اسلامی‌سازی غیرعمد و ناخواسته به سکولاریزاسیون منجر شده است. با این وجود در آن سوی دیگر سیدحسین نصر (۲۰۱۰) معتقد است که جمهوری اسلامی مطلق سکولار نخواهد بود، بلکه می‌تواند هم دینی باشد و هم دموکراتیک، زیرا دموکراسی برای جوامع مختلف معانی مختلفی دارد. استدلال نصر این است که دموکراسی حتی بین فرانسه و انگلیس نیز معنی متفاوتی دارد.

صرفه ناشی از مقیاس یا بازده به مقیاس، استهلاک و نرخ رجحان زمانی، سه متغیر مهم در الگوی پایه‌ای عجم‌اوغلو و رابینسون (۲۰۲۳) هستند که البته به جز متغیر اول برای دو متغیر دیگر توجیه نظری ارائه نکرده‌اند. در این قسمت به‌صورت مستقل از پژوهش آنان، توجیه دو متغیر استهلاک و نرخ رجحان زمانی ارائه می‌شود.

وجود صرفه ناشی از مقیاس به تعبیر عجم‌اوغلو و رابینسون (۲۰۲۳) یک فرض شهودی است. این فرض را از آن‌جا می‌توان شهودی دانست که وقتی فرد یک حداقلی از ظرفیت را تحصیل کند، به‌دست آوردن ظرفیت بیشتر آسان‌تر خواهد بود. متغیر نرخ استهلاک در چارچوب الگوی پژوهش حاضر اشاره به تخریب دستاوردهای گذشته توسط دولت یا جامعه دارد. درواقع دولت یا جامعه در تعامل با یکدیگر ممکن است به دستاوردهای قابل‌توجهی

1. Corbin, H.
2. Shayegan, D.
3. Pargoo, M.

دست یابند. اما تضمینی وجود ندارد که این دستاوردها تخریب نشود یا از بین نرود. فوران[1] (۱۹۹۴) و رهنما[2] (۲۰۲۱) نشان داده‌اند که تعاملات دولت- جامعه در ایران واجد چنین مشخصه‌ای بوده است. نرخ رجحان زمانی در ادبیات متعارف علم اقتصاد اشاره به تصمیم‌گیری افراد بین انتخاب‌های امروز و فرداست. آسایش فردا در گرو رنج امروز است. اگر یک جامعه یا دولت رجحان زمانی بالایی داشته باشد یعنی امروز را به فردا ترجیح می‌دهد. این در حالی است که گوده[3] (۲۰۱۹) نشان داده است رجحان زمانی بالا می‌تواند تداوم تمدن را با مشکل مواجه سازد. علاوه بر اهمیت بالا یا پایین بودن نرخ رجحان زمانی، نوسانات آن نیز مهم است. جامعه و دولت کوتاه‌مدت که به ترتیب مورد تأکید کاتوزیان و طباطبایی است اشاره به رجحان زمانی بالای جامعه و دولت در ایران معاصر دارد.

٦. یافته‌ها

برای آن‌که بتوان پویایی‌های تعامل دولت و جامعه در تاریخ ایران معاصر را بررسی کرد، نیاز به معیارهایی برای تفکیک رفتار دولت و جامعه داریم. همایون کاتوزیان و سیدجواد طباطبایی دو متفکر ایرانی هستند که هر کدام تحلیلی از نسبت دولت- جامعه ارائه داده‌اند. کاتوزیان از جامعه کوتاه‌مدت و طباطبایی از دولت کوتاه‌مدت سخن گفته‌اند.

فارغ از این‌که دولت کوتاه‌مدت باشد یا جامعه، مشخصه کوتاه‌مدت بودن اشاره بر میزان نرخ رجحان زمانی دارد. برای دولت یا جامعه کوتاه‌مدت این رجحان بالاست و برای یک جامعه یا دولت بلندمدت پایین است. در کنار این دو روایت، نکته مهم دیگر به ویژگی تحول‌گرانه تاریخ ایران بازمی‌گردد. تغییرات مداوم در مناسبات اجتماعی و سیاسی، آیا دستاوردهای دوره‌های پیشین را انباشت می‌کند یا به‌صورت مخرب آن‌ها را از بین برده و هر یک از جامعه و دولت دوباره باید بر سر آن اهداف تلاش کنند. در این‌جا نیز دو حالت وجود دارد: حالت نخست این است که تحولات پایدار و استهلاک صفر است و حالت بعدی این است که تحولات ناپایدار بوده و استهلاک وجود دارد، در نتیجه پس از هر دگرگونی و تغییری، تلاش‌های دولت و جامعه از بین می‌رود و در دوره پسادگرگونی باید از اول تلاش کرد.

1. Foran, J.
2. Rahnema, A.
3. Goode, O.

کوتاه‌مدت بودن را یک بار به تفکیک دولت و جامعه می‌توان بحث کرد که در صرفه ناشی از مقیاس منعکس می‌شود و بار دیگر فارغ از این تفکیک و مبتنی بر نرخ رجحان زمانی. ماندگاری تلاش‌های برای انباشت ظرفیت هر دو بازیکن را نیز می‌توان در حالت وجود یا عدم وجود استهلاک نشان داد. نوسانی بودن امیال دولت و جامعه را نیز می‌توان در میزان هزینه سرمایه‌گذاری بازتاب داد. مبتنی بر نکات گفته شده، سناریوهای مختلفی را می‌توان در نظر گرفت.

تحولات و دگرگونی‌ها در تاریخ ایران نامتوازن بوده است. بنابراین برخلاف الگوی پایه، صرفه ناشی از مقیاس برای جامعه و دولت در ایران یکسان نیست لذا برای اندازه‌گیری آن از دو سناریوی متفاوت کاتوزیان و طباطبایی استفاده می‌کنیم. مطابق با جامعه کوتاه‌مدت، اصلاحات نهاد اجتماعی نیاز به اهتمام بیشتری دارد بنابراین $\gamma_x > \gamma_s$ خواهد بود. در مقابل سیدجواد طباطبایی معتقد است که حکومت‌ها در ایران مستعجل بوده و مدام تغییر می‌کنند بنابراین تلاش بیشتری برای اصلاحات نهاد سیاسی مورد نیاز است و $\gamma_s > \gamma_x$ خواهد بود.

برای هر یک از دولت کوتاه‌مدت و جامعه کوتاه‌مدت در دو حالت وجود یا نبود استهلاک و همچنین نوسانی بودن امیال دولت و جامعه می‌توان سناریوهای متفاوتی نوشت. الگوی پایه حالتی که به‌صورت مستقیم بین لویاتان غایب و لویاتان مستبد گذار وجود داشته باشد را نشان نمی‌دهد. مدل باید به‌گونه‌ای تعدیل شود که گذار مستقیم از حالت استبداد به هرج‌ومرج و بالعکس را بتواند نشان دهد.[۱] به غیر از حالات تعادل باثبات که در قسمت روش بیان شد، امکان‌های عدم تعادل و تعادل بی‌ثبات را می‌توان در حالات زیر اثبات کرد:

حالات عدم تعادل:

$1. x^* = s^* = 0$
$2. x^* = 0\ , s^* \in (0, \gamma_s)\ or\ s^* = 0, x^* \in (0, \gamma_x)$
$3. x^* \in (\gamma_x, 1), s^* \in (\gamma_s, 1)$

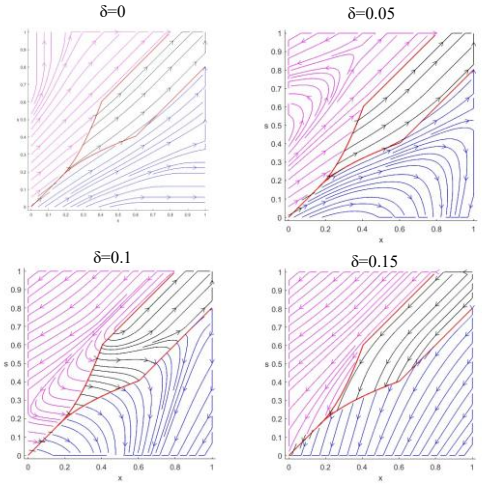
حالات تعادل بی‌ثبات:

$1. x^* \in (0, \gamma_x), s^* \in (0, \gamma_s)$
$2.\ x^* \in (\gamma_x, 1), s^* \in (0, \gamma_s)\ or\ x^* \in (0, \gamma_x), s^* \in (\gamma_s, 1)$
$3. s^* = 1, x^* < 1\ or\ x^* = 1\ , s^* < 1.$

۱. اثبات ریاضی این حالت نزد نویسندگان موجود است و به دلیل محدودیت در این‌جا ارائه نشده است.

سناریو اول حالتی است که جامعه کوتاه‌مدت $(\gamma_x = 0/7 > \gamma_s = 0/4)$ با رجحان‌های باثبات $(\delta = 0, 0/05, 0/1, 0/15)$ باشد. این سناریو را می‌توان در نمودار ۱ مشاهده کرد.

نمودار ۱. سناریوی اول: جامعه کوتاه‌مدت با رجحان‌های باثبات

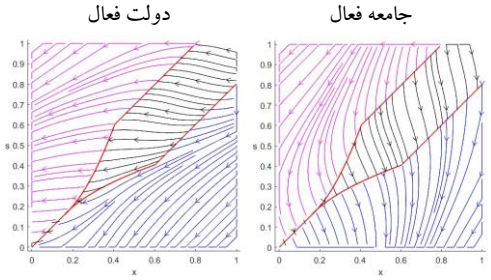


مأخذ: یافته‌های پژوهش

در این سناریو، کامل مشخص است که در صورت فقدان استهلاک، امکان‌های بیشتری به سمت توازن دولت- جامعه پیش‌روی ایرانیان قرار دارد. با افزایش استهلاک این امکان‌ها کاهش می‌یابد تا جایی که سرانجام به وضعیت فروپاشی (۰، ۰) منجر می‌شود.[۱] سناریوی دوم بدین شکل است که جامعه کوتاه‌مدت $(\gamma_x = 0.7 > \gamma_s = 0/4)$ با رجحان‌های بی‌ثبات (با فرض $\delta = 0/1$) باشد. این حالت را می‌توان در نمودار ۲ مشاهده کرد.

۱. اثبات ریاضی در نظریه بازی این‌که چگونه این وضعیت به عدم تعادل و فروپاشی منجر می‌شود نزد نویسندگان موجود است که در صورت نیاز ارائه می‌شود.

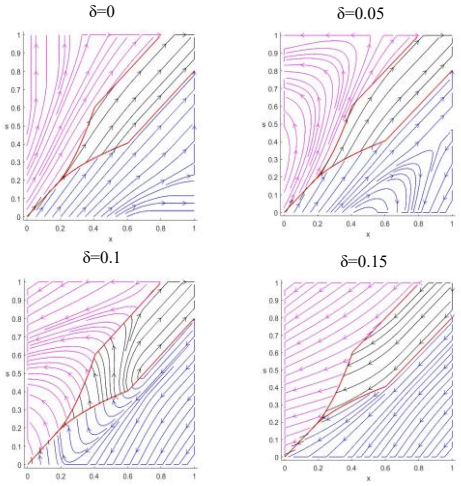
نمودار ۲. سناریوی دوم: جامعه کوتاه‌مدت با رجحان‌های بی‌ثبات



مأخذ: یافته‌های پژوهش

تحولات تاریخ ایران معاصر نشان می‌دهد که جامعه و دولت در دوره‌های مختلف، رجحان‌های متفاوتی از خود نشان داده است که این تفاوت در رجحان‌ها در نوع و میزان مشارکت اجتماعی و تلاش برای تحقق اهدف‌شان، خود را نشان می‌دهد. پویایی‌های بالا نشان می‌دهد که در حالت جامعه کوتاه‌مدت، با فرض استهلاک ۰/۱، اگر جامعه فعال باشد (دولت فعال نباشد) وضعیت غالب به سوی هرج‌ومرج (دولت ضعیف) خواهد بود و در حالت عکس، وضعیت غالب به سوی دولت مستبد تغییر خواهد کرد. سناریوی سوم حالتی است که دولت کوتاه‌مدت ($\gamma_x = 0/4 < \gamma_s = 0/7$) با رجحان‌های باثبات ($\delta =$ 0, 0/05, 0/1,0/15) باشد. این سناریو را می‌توان در نمودار ۳ مشاهده نمود.

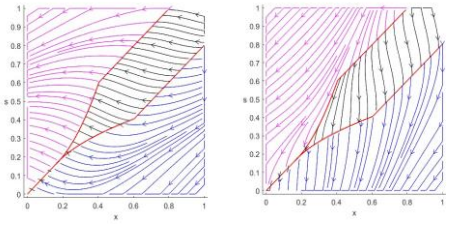
نمودار ۳. دولت کوتاه‌مدت با رجحان‌های با ثبات



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج این سناریو نیز مشابه سناریوی اول است و نشان‌دهنده اثرگذار بودن استهلاک در امکان‌های پیش‌رو است. با این تفاوت که امکان‌ها بیشتر به سوی لویاتان مستبد خواهد بود، برخلاف سناریوی نخست که امکان‌های یک جامعه کوتاه‌مدت بیشتر به سوی آنارشیسم بود. در حالتی که دولت کوتاه‌مدت ($\gamma_x = 0/4 < \gamma_s = 0/7$) با رجحان‌های بی‌ثبات (با فرض $\delta = 0/1$) باشد:

نمودار ٤. سناریوی چهارم: دولت کوتاه‌مدت با رجحان‌های بی‌ثبات



مأخذ: یافته‌های پژوهش

در این سناریو نیز مانند سناریوی دوم مشخص است که تلاش و اهتمام جامعه و دولت باید موازی و در یک نسبت معنادار با یکدیگر باشد. اگر یکی از این دو منفعل باشد، وضعیت به استبداد یا آنارشیسم محض می‌انجامد.

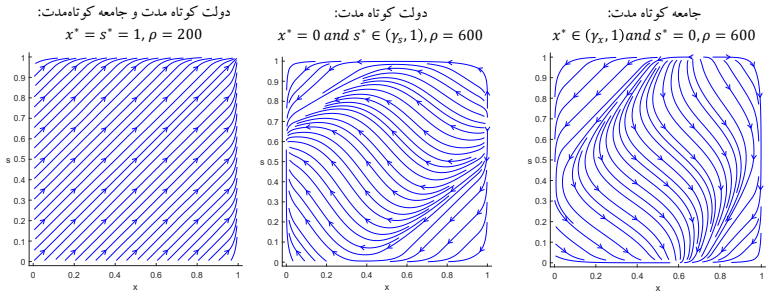
برای بحث از نرخ رجحان زمانی باید طول عمر دولت و جامعه را بلندمدت و آن‌ها را جلونگر در نظر بگیریم. به مانند حالت قبل فرض می‌شود که مدل نسل غیرهمپوشان است اما هر نسل دارای یک عمر با توزیع نمایی پواسون با پارامتر β است در جایی که $\beta = 1 - e^{-\rho\Delta}$.

نرخ رجحان زمانی به‌صورت $0 < \underline{\rho} \leq \bar{\rho}$ وجود خواهد داشت، به‌طوری‌که به ازای تمام $\rho > \bar{\rho}$، سه تعادل باثبات مجانبی که در بالا ذکر شد، وجود خواهد داشت. همچنین به ازای تمام $\rho < \underline{\rho}$، تنها تعادل باثبات منحصربه‌فرد عام $x^* = s^* = 1$ خواهد بود.

فرض می‌شود که $\bar{\rho} = 100$ باشد. اکنون دو حالت مختلف را برای ایران در نظر می‌گیریم:

حالت نخست جامعه کوتاه‌مدت و فعال یعنی $\gamma_x = 0/8, \gamma_s = 0/4, \delta = 0/1$. منظور از فعال بودن نیز این است که هزینه سرمایه‌گذاری قابل‌توجهی نسبت به دولت برای انباشت ظرفیت خود انجام می‌دهد. حالت دوم دولت کوتاه‌مدت و فعال یعنی $\gamma_s = 0/8, \gamma_x = 0/4, \delta = 0/1$. اکنون در دو وضعیت $\rho = 200 > \bar{\rho} = 100$ و $\rho = 600 > \bar{\rho} = 100$ این دو حالت بررسی می‌شود.

نمودار ۵. نقش رجحان زمانی در تعادل‌های بلندمدت اقتصاد سیاسی ایران



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار (۵) به خوبی اهمیت رجحان زمانی و تقدم علّی آن در تعیین وضعیت لویاتان در ایران را نشان می‌دهد. حتی با وجود استهلاک و کوتاه‌مدت بودن جامعه و دولت، اگر رجحان زمانی در مقادیر مناسب قرار داشته باشد، می‌توان به وضعیت تعادل باثبات (دولت فراگیر و دموکراتیک) دست یافت. در غیر این صورت بسته به کوتاه‌مدت بودن جامعه یا دولت وضعیت استبداد یا آنارشیسم محض مورد انتظار خواهد بود.

۷. بحث و نتیجه‌گیری

بررسی تعامل دولت- جامعه و (عدم) تعادل اقتصاد سیاسی در چارچوب تناسب نهادی به خوبی بیانگر این است که به تعبیر عجم‌اوغلو و رابینسون (۲۰۲۲: ۳۲۴)، «هیچ نقطه فرجامین یکتایی وجود ندارد که لاجرم تمام جوامع به سوی آن حرکت کنند» زیرا هر جامعه‌ای بر مبنای تناسب نهادی خود باید ارزیابی شود و امکان‌های پیش‌روی خود را شناسایی کند. طبق یافته‌های پژوهش توجه به استهلاک برای حفظ دستاوردهای تاریخی بسیار مهم است. فارغ از آن‌که دولت یا جامعه کوتاه‌مدت باشد، استهلاک امکان‌های ورود به دالان باریک را بسیار محدود می‌سازد. عدم وجود تلاش موازی دولت و جامعه (امیال یا رجحان بی‌ثبات و نوسانی) نیز منجر به استبداد یا هرج‌ومرج محض می‌شود. صرفه ناشی از مقیاس نیز برای حفظ تعادل و تداوم پویای آن ضروری است.

با وجود اهمیت استهلاک و صرفه به مقیاس، رجحان زمانی مهم‌ترین عامل در تعیین نوع تعادل اقتصاد سیاسی ایران است. این نرخ رجحان زمانی است که عامل تعیین‌کننده برای رفتن به سمت تعادل پایدار جامعه- دولت در ایران است. علاوه‌براین نرخ رجحان زمانی وضعیت تعادلی دولت مستبد یا دولت ضعیف را تعیین می‌کند (البته قرار گرفتن در هریک از این دو تعادل به وضعیت صرفه‌به‌مقیاس دولت و جامعه بستگی دارد). بنابراین اصلی‌ترین تهدید پیش روی جامعه و دولت ایران، «کوتاه‌مدت بودن» است که خود را در بالا بودن رجحان زمانی متجلی می‌سازد.

توصیه سیاستی پژوهش حاضر این است که توجه به رجحان زمانی می‌تواند مسیر را برای تعادل پایدارتر و باثبات‌تر در چشم‌انداز اقتصاد سیاسی ایران هموار کند. همچنین با توجه به سه عنصر یاد شده، مداخلات سیاستی می‌تواند ناظر به استراتژی‌هایی باشد که تمرکزش بر حفظ دستاوردهای تاریخی، بهینه‌سازی صرفه ناشی از مقیاس و ارتقای چشم‌اندازهای

بلندمدت در فرایندهای تصمیم‌گیری باشد تا بدین ترتیب ایران به سوی آینده‌ای باثبات‌تر و مرفه‌تر هدایت شود. در نتیجه هم جامعه و هم دولت در ایران باید مبتنی بر خودآگاهی تاریخی نوعی عقلانیت بلندمدت را برای خود ترسیم کنند تا بتوانند به‌صورت هماهنگ و متوازن با یکدیگر ارتقا یابند. پژوهش حاضر بین ادبیات اقتصاد نهادی، رفتاری و سیاسی پیوندی ایجاد کرده است. برای پژوهش‌های پیشنهادی آتی می‌توان به تفصیل به ارتباط اقتصاد نهادی و رفتاری در قالب تناسب نهادی طولی و عرضی پرداخت.

تعارض منافع

وجود ندارد.

ORCID

Alireza Raanaei https://orcid.org/0009-0008-2187-6550
Rouhollah Shahnazi https://orcid.org/0000-0003-1219-7384
Seyyed Aqil Hoseiny https://orcid.org/0000-0001-8666-3208

منابع

جنادله، علی. (۱۳۹۶). روابط نهادی دولت و جامعه در ایران پیشانوسازی (نقد نظریه شکاف تاریخی دولت و ملت در ایران و ارائه یک دیدگاه بدیل). *فصلنامه علوم اجتماعی*، ۲۷(۷۶)، ۲۷-۷۴. doi:10.22054/qjss.2017.7601

حسینی، سیدعقیل، رعنائی، علیرضا و معرفی محمدی، عبدالحمید. (۱۴۰۱). تحلیل نقش عدم تناسب نهادی و ناکارآمدی نظام حکمرانی در توسعه‌نیافتگی ایران قبل از انقلاب. *بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۹ (۲)، ۳-۲۷. doi:10.30465/ce.2023.34015.1580

مؤمنی، فرشاد، میرزایی، حجت‌الله و جعفری شهرستانی، علی. (۱۴۰۱). ارزیابی نظریات متفکرین معاصر در رابطه با علل توسعه‌نیافتگی ایران با تأکید بر حقوق مالکیت در چاچوب رهیافت‌های اقتصاد سیاسی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*. doi:10.22054/ijer.2022.67001.1084

نوربخش، یونس و نادری، حمید. (۱۳۹۹). تحلیل روابط دولت و جامعه و نقش آن در شکل‌گیری مسائل اجتماعی و وضعیت آنومیک در جامعه. *مطالعات جامعه‌شناختی (نامه علوم اجتماعی سابق)*، ۲۷(۱)، ۱۹۹-۲۲۲. doi:10.22059/jsr.2020.78752

طباطبایی، سیدجواد. (۱۳۹۵). *تأملی درباره ایران، جلد نخست، دیباچه‌ای بر نظریه انحطاط ایران؛ با ملاحظات مقدماتی در مفهوم ایران*. تهران: انتشارات مینوی خرد.

کاتوزیان، محمدعلی همایون. (۱۹۸۱). *اقتصاد سیاسی ایران؛ از مشروطیت تا پایان سلسله پهلوی، ترجمه محمدرضا نفیسی و کامبیز عزیزی (۱۴۰۲)*. تهران: نشر مرکز.

Reference

Acemoglu, D. (2010). Theory, general equilibrium, and political economy in development economics. *Journal of Economic Perspectives*, *24*(3), 17–32. doi.org/10.1257/jep.24.3.17

Acemoglu, D. & Robinson, J. (2022). Non-modernization: Power–culture trajectories and the dynamics of political institutions. *Annual Review of Political Science*, *25*(1), 323–339. https://doi.org/10.1146/annurev-polisci-051120-103913

Acemoglu, D. & Robinson, J. A. (2017). *The emergence of weak, despotic and inclusive states*. National Bureau of Economic Research. https://www.nber.org/papers/w23657

Acemoglu, D. & Robinson, J. A. (2019). *The narrow corridor to liberty: The red queen and the struggle of state against society*. Penguin, New York.

Acemoglu, D. & Robinson, J. A. (2021). *Culture, institutions and social equilibria: A framework*. National Bureau of Economic Research. https://www.nber.org/papers/w28832

Acemoglu, D. & Robinson, J. A. (2023). Weak, despotic, or inclusive? how state type emerges from state versus civil society competition. *American Political Science Review*, *117*(2), 407–420. doi.org/10.1017/S0003055422000740

Amirahmadi, H. (1996). Emerging civil society in Iran. *SAIS Review (1989-2003)*, *16*(2), 87–107. doi.org/10.1353/sais.1996.0022

Aoki, M. (2011). Institutions as cognitive media between strategic interactions and individual beliefs. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *79*(1–2), 20–34. doi.org/10.1016/j.jebo.2011.01.025

Bondarenko, O., Kozarezenko, L., Chunikhina, T. & Solomka, O. (2021). Social interaction of the state and society as a reference point of public marketing. *Studies of Applied Economics*, *39*(6), Article 6. doi.org/10.25115/eea.v39i6.5121

Bourdieu, P. & Wacquant, L. J. (1992). *An invitation to reflexive sociology*. University of Chicago press.

Coleman, J. S. (1994). *Foundations of social theory*. Harvard university press.

Commons, J. R. (1934). *Institutional economics–its place in political economy*, New York: Macmillan.

Corbin, H. (1986). Philosophie Iranienne et philosophie comparée. *Revue Philosophique de La France Et de l*, *176*(1). https://philpapers.org/rec/CORPIE-2

Dai, S. (2015). *Networks of institutions: institutional emergence, social structure and national systems of policies* (Vol. 1). Routledge.

Foran, J. (Ed.). (1994). *A century of revolution: social movements in Iran* (Vol. 2). U of Minnesota Press.

Fox, J., Sullivan Robinson, R. & Hossain, N. (2023). Pathways towards power shifts: state-society synergy. *World Development, 172*, 106346. doi.org/10.1016/j.worlddev.2023.106346

Gates, S., Hegre, H., Jones, M. P. & Strand, H. (2006). Institutional inconsistency and political instability: polity duration, 1800–2000. *American Journal of Political Science, 50*(4), 893–908. doi.org/10.1111/j.1540-5907.2006.00222.x

Gaus, G. F. & Kukathas, C. (Eds.). (2004). Handbook of *Political theory*. Sage.

Gheissari, A. & Nasr, S. V. R. (2009). *Democracy in Iran: History and the quest for liberty*. Oxford University Press.

Goode, O. (2019). *A matter of time: How time preferences make or break civilization*. Independently published.

Greif, A. & Kingston, C. (2011). Institutions: rules or equilibria? In N. Schofield & G. Caballero (Eds.), *Political economy of institutions, democracy and voting* (13–43). Springer Berlin Heidelberg. doi.org/10.1007/978-3-642-19519-8_2

Guerin, F. (2007). Applying game theory mechanisms in open agent systems with complete information. *Autonomous Agents and Multi-Agent Systems*, *15*(2), 109–146. doi.org/10.1007/s10458-006-9005-2

Hamilton, W. H. (1932). Institution. *Encyclopedia of the social sciences*, *8*, 84–89.

Hayden, F. G. (1982). Social fabric matrix: from perspective to analytical tool. *Journal of Economic Issues*, *16*(3), 637–662. doi: 10.1080/00213624.1982.11504025

Hayek, F. A. (2012). *The sensory order: an inquiry into the foundations of theoretical psychology*. University of Chicago Press.

Hegel, G. W. F. & Sibree, J. (2004). *The philosophy of history*. Courier Corporation.

Hindriks, F. & Guala, F. (2015). Institutions, rules, and equilibria: a unified theory. *Journal of Institutional Economics*, *11*(3), 459–480. doi:10.1017/S1744137414000496

Hirshleifer, J. (1989). Conflict and rent-seeking success functions: ratio vs. difference models of relative success. *Public Choice*, *63*(2), 101–112. doi.org/10.1007/BF00153394

Hobbes, T. (1996). *Leviathan*. Oxford World's Classic. Oxford Press.

Hodgson, G. M. (1988). *Economics and institutions: A manifesto for a modern insitutional economics*. University of Pennsylvania Press. doi.org/10.9783/9781512816952

Hodgson, G. M. (1998). The approach of institutional economics. *Journal of Economic Literature*, *36*(1), 166–192.

Hodgson, G. M. (2015). On defining institutions: Rules versus equilibria. *Journal of Institutional Economics*, *11*(3), 497–505. doi:10.1017/S1744137415000028

Hoseiny, S. A., Raanaei, A., Moarefi mohammadi, A. (2022). Analysis of the role of institutional inconsistency and inefficiency of the governance system in the underdevelopment of Iran before the revolution of 1979. *Journal of Iranian Economic Issues*, *9*(2), 3-27. doi:10.30465/ce.2023.34015.1580 [In Persian]

Janadleh, A. (2017). Institutional relations between state and society in pre-modernized Iran (criticizing the theory of historical gap between the state and

the nation in Iran and providing an alternative view). *Quarterly Journal of Social sciences*, *76*(27), 27-74 [In Persain]. doi:10.22054/qjss.2017.7601

Kasper, W. & Streit, M. E. (1999). *Institutional economics*. Books.

Katouzian, H. (1981). *The political economy of modern Iran*, London and New York: Macmillan and New York University Press.

Kirdina, S. (2014). Institutional matrices and the development of Russia, or introduction to X&Y theory. *Forthcoming in the Journal for Institutional Studies*, *6*(4).

Krusell, P., Quadrini, V. & Ríos-Rull, J.V. (1997). Politico-economic equilibrium and economic growth. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *21*(1), 243–272. doi.org/10.1016/0165-1889(95)00931-0

Lee, E. W. Y. (1999). Governing post-colonial Hong Kong: institutional incongruity, governance crisis, and authoritarianism. *Asian Survey*, *39*(6), 940–959.doi.org/10.2307/3021147

Lindenberg, S. (1998). The cognitive turn in institutional analysis: beyond NIE and NIS? *Journal of Institutional and Theoretical Economics (JITE)/Zeitschrift Für Die Gesamte Staatswissenschaft*, *154*(4), 716–727.

Machiavelli, N. (1961) [1532]. *The prince*. New York: Penguin

Moameni, F., Mirzaei, H. & Jafari, A. (2022). Evaluating the thoughts of contemporaneous intellectuals concerning the causes of underdevelopment in Iran with an emphasis on property right according to political economy approach. *Iranian Journal of Economic Research*, https://doi:10.22054/ijer.2022.67001.1084 [In Persian].

Nasr, S. H. (2003). *Islam: Religion, history, and civilization*.

Nasr, S. H. (2010). *In search of the sacred: A conversation with Seyyed Hossein Nasr on his life and thought*. Bloomsbury Publishing USA.

North, D. C. (2010). *Understanding the process of economic change*. Princeton university press.

Nourbakhsh, Y. & Naderi, H. (2020). Analysis of changes in the types of state-society relations in the formation of social issues and the occurrence of anomic status. *Sociological Review*, *27*(1), 199-222. doi:10.22059/jsr.2020.78752 [In Persian].

Pargoo, M. (2021). *Secularization of Islam in post-revolutionary Iran*. Routledge.

Petracca, E. & Gallagher, S. (2020). Economic cognitive institutions. *Journal of Institutional Economics*, *16*(6), 747–765. doi.org/10.1017/S1744137420000144

Qiaoan, R. (2020). State–society relations under a new model of control in China: Graduated control 2.0. *China Information*, *34*(1), 24–44. doi.org/10.1177/0920203X19897740

Rahnema, A. (2021). *The rise of modern despotism in Iran: The shah, the opposition, and the US, 1953–1968*. Simon and Schuster.

Roe, T. (2006). *A primer on political economy in static general equilibrium*. https://ageconsearch.umn.edu/record/280361/

Rosenbaum, E. (2022). Mental models and institutional inertia. *Journal of Institutional Economics*, *18*(3), 361–378. doi:10.1017/S174413742100059X

Searle, J. R. (1983). *Intentionality: An essay in the philosophy of mind*. Cambridge university press.

Searle, J. R. (2005). What is an institution? *Journal of Institutional Economics*, *1*(1), 1–22. doi:10.1017/S1744137405000020.

Shayegan, D. (2010). *Qu'est-ce qu'une révolution religieuse?* Albin Michel.

Tabatabai, S. J. (2013). *On Iran 1: An introduction to the theory of decline of Iran*. Tehran: Mino Kherad. [In Persian]

Ugur, M. (1997). State-society interaction and European integration: A political economy approach to the dynamics and policy-making of the European union. *Review of International Studies*, *23*(4), 469–500. doi.org/10.1017/S0260210597004695

Veblen, T. (1899). *The theory of the leisure class*. sl: Oxford University Press.

Wenzel, N. G. (2010). An institutional solution for a cognitive problem: Hayek's sensory order as foundation for Hayek's institutional order. In *The Social Science of Hayek's 'The Sensory Order.'* Emerald Group Publishing Limited.

Wright, J. R. & Leyton-Brown, K. (2020). A formal separation between strategic and nonstrategic behavior. *Proceedings of the 21st ACM Conference on Economics and Computation*, 535–536. doi.org/10.1145/3391403.3399525

Zhang, N. & Lee, M. M. (2020). Literacy and state–society interactions in nineteenth-century France. *American Journal of Political Science*, *64*(4), 1001–1016. doi.org/10.1111/ajps.12524

استناد به این مقاله: رعنائی، علیرضا، شهنازی، روح‌اله و حسینی، سیدعقیل. (۱۴۰۳). تناسب نهادی و تعادل‌های اقتصاد سیاسی ایران معاصر: رویکرد نظریه بازی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹(۹۸)، ۱۶۲-۱۹۷.

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

-- Iranian Journal of Economic Research----------
Volume 29, Issue 98, Spring 2024, 198-233
ijer.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/ijer.2024.76813.1236

ATU PRESS

The Role of the Government and Large Local Companies in Income Distribution: A Case Study of Urban Areas of Khuzestan Province

Sayed Amin Mansouri *
Associate Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.

Seyed Morteza Afghah
Associate Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.

Behrouz Sadeghi Amroabadi
Assistant Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.

Hassan Farazmand
Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.

Yaghoub Andayesh
Assistant Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.

Ali Boudaghi
Assistant Professor, Department of Sociology, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.

Abstract

One of the significant challenges in regional development is examining the role of local governments and their relationship with large local companies in income distribution. This challenge is particularly pertinent when large companies have national objectives, and most of their production capacity is capital-intensive and knowledge-intensive, but their operational area is locally focused on the user. The present research aimed to explore the role of the government and large local companies in income distribution. Khuzestan Province was chosen due to its unique characteristics in this regard. The study covered the period from 2006 to 2020, analyzing seasonal data using the generalized method of moments (GMM). The findings indicate that the

* Corresponding Author: Sa.mansouri@scu.ac.ir
How to Cite: Mansouri, S. A., Sadeghi Amroabadi, B., Farazmand, H., Andayesh, Y., & Boudaghi, A. (2024). The Role of the Government and Large Local Companies in Income Distribution: A Case Study of Urban Areas of Khuzestan Province. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(98), 198-233.

eISSN:2476-6445 ISSN: 1726-0728 Accepted: 18/6/2024 Revised: 14/6/2024 Received: 18/11/2023 Original Research

government's current and construction expenditures in the province have a negative and significant effect on the urban Gini coefficient. In contrast, the value-added variable of large industrial companies in the province has a positive and significant effect on the urban Gini coefficient. The results suggest that careful planning and coordination between large companies and provincial managers should be sought by adopting policies such as increasing local employment and training local workforce, thereby reducing dissatisfaction and income inequality in the province.

1. Introduction

One of the significant challenges in regional development is examining the role of local governments and their relationship with large local companies in income distribution. This challenge is particularly pertinent when large companies have national objectives, and most of their production capacity is capital-intensive and knowledge-intensive, but their operational area is locally focused on the user. Based on the available evidence, large companies in Khuzestan Province (e.g., oil, petrochemical, and steel companies), which are part of national entities, generate national income. However, the local population's share of this income is small. Meanwhile, private companies in Khuzestan Province are under pressure to pay taxes. This has led to the perception among the people in the province that the presence of these national entities has resulted in a low local share of their income. In other words, the income generated by these companies flows out of the province, leaving the local population with a minimal share. In this respect, the present research aimed to explore the role of the government and large local companies in income distribution in Khuzestan Province during 2006–2020.

2. Materials and Methods

The primary research question is whether the government's financial policies and the presence of large companies in Khuzestan Province significantly affect income distribution within the province. Using the generalized method of moments (GMM), the study relied on the seasonal data from 2006 to 2020 to address the research question.

3. Results and Discussion

The results indicate that government's current and construction expenditures in the province have a negative and significant effect on the urban Gini coefficient. Conversely, the value-added variable of large industrial companies in the province has a positive and significant effect on the urban Gini coefficient. This suggests that the presence of

large industrial companies has not only failed to reduce inequality but actually increased urban inequality in the province. The findings also show that both types of user investment and Berber knowledge are effective in reducing the urban Gini coefficient in Khuzestan Province. Additionally, the study found that air pollution in the province has a positive and significant effect on the urban Gini coefficient. This implies that increased pollution, caused by industrial activities, disproportionately impacts the lower classes as the benefits of these activities do not reach the lower-income population. Instead, these polluting industries impose negative external effects on the local population while contributing to increased inequality by introducing imbalances considering payments to national production factors.

4. Conclusion

According to the research results, the presence of large companies in the province has neither generated local benefits nor reduced income inequality in the urban sector. It is thus recommended that careful planning and coordination between large companies and provincial managers should be sought by adopting policies such as increasing local employment and training local workforce, thereby reducing dissatisfaction and income inequality in the province.

Acknowledgements

We express our gratitude to the Vice-Chancellor for Research Affairs of Shahid Chamran University of Ahvaz for his assistance in conducting this research.

Conflict of interest

The authors declare no conflict of interest in publishing this article

Funding

This study is part of a research project related to industry between Shahid Chamran University of Ahvaz and the Management and Planning Organization of Khuzestan Province, financially supported by contract number 100z1310004 (971875).

Keywords: Local Government, Income Distribution, National Companies, GMM, Khuzestan

JEL Classification: H3, R11, C22.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۸/۲۷

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۳/۲۵

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۳/۲۹

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

eISSN:۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران ---------

دوره ۲۹، شماره ۹۸، بهار ۱۴۰۳، ۱۹۸-۲۳۳

ijer.atu.ac.ir

DOI: 10.22054/ijer.2024.76813.1236

نقش دولت و شرکت‌های بزرگ محلی در توزیع درآمد: مطالعه موردی مناطق شهری استان خوزستان

سیدامین منصوری * دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

سیدمرتضی افقه دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

بهروز صادقی عمروآبادی استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

حسن فرازمند استاد گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

یعقوب اندایش استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

علی بوداقی استادیار گروه جامعه‌شناسی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

چکیده

یکی از چالش‌های مهم در توسعه منطقه‌ای بررسی نقش دولت‌های محلی و ارتباط آن با شرکت‌های بزرگ محلی بر توزیع درآمد است؛ به‌خصوص زمانی که شرکت‌های بزرگ اهداف ملی داشته باشند و عمده توان تولیدی آن‌ها سرمایه‌بر و دانش‌بر باشد ولی منطقه تحت پوشش شرکت کاربر باشد. هدف اصلی در این تحقیق بررسی نقش دولت و شرکت‌های بزرگ محلی بر توزیع درآمد است. برای این منظور، استان خوزستان به دلیل ویژگی‌های منحصربه‌فرد از این منظر انتخاب شد و برای دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۹ به‌صورت فصلی و با استفاده از روش GMM به بررسی اهداف تحقیق پرداخته شد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اثر هزینه‌های جاری و عمرانی دولت در استان بر ضریب جینی شهری منفی و معنادار و اثر متغیر ارزش‌افزوده شرکت‌های بزرگ صنعتی استان بر ضریب جینی شهری مثبت و معنادار است. با توجه به نتایج تحقیق، پیشنهاد می‌شود با یک هماهنگی و برنامه‌ریزی دقیق بین شرکت‌های بزرگ و مدیران استانی، در راستای کاهش نارضایتی و نابرابری درآمدی استان با سیاست‌هایی همچون افزایش اشتغال بومی و آموزش نیروهای بومی استان گام بردارند.

کلیدواژه‌ها: دولت محلی، توزیع درآمد، شرکت‌های ملی، GMM، خوزستان.

طبقه‌بندی JEL: H3, R11, C22.

این مطالعه بخشی از طرح پژوهشی ارتباط با صنعت بین دانشگاه شهید چمران اهواز و سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان خوزستان است که طی قرارداد شماره ۱۰۰ ض ۱۳۱۰۰۰۴ (۹۷۱۸۷۵) حمایت مالی شده است.

* نویسنده مسئول: sa.mansouri@scu.ac.ir

۱. مقدمه

در ادبیات توسعه اقتصادی، دو موضوع تخصیص و توزیع منابع از اهمیت بالایی برخوردار است که در صورتی‌که کارایی در تخصیص و توزیع منابع اتفاق افتد، رفاه اقتصادی جامعه حداکثر خواهد شد. نقش نهاد دولت در موضوع توزیع درآمد بسیار باارزش است. اجرای سیاست‌های مالیاتی، پرداخت‌های انتقالی و مخارج عمومی و اجتماعی دولت جهت توزیع مجدد درآمد در دسترس دولت است که در این بین، منابع مالیاتی برای توزیع مجدد درآمد، مهم‌ترین ابزار در دست دولت‌ها است. مالیات هم مهم‌ترین منابع هزینه‌های دولت و هم یکی از ابزارهای مؤثر سیاستی برای ثبات اقتصادی، مدیریت نابرابری درآمدی و تخصیص مجدد منابع اقتصادی است. شاید بتوان عنوان کرد که هدف‌گذاری سیاست مالی و نقش آن در توزیع درآمد، می‌بایست در رفع نیازهای خاص فقرا باشد. این مسئله در زمانی که یک نوع تعارض در رفاه بین مناطق و یا بخش‌های کشور به‌وضوح رخ می‌دهد اهمیت بالاتری دارد. این موضوع زمانی اهمیت بیشتری پیدا می‌کند که در دنیا شکاف بین فقرا و ثروتمندان طی ۳۰ سال اخیر به حداکثر خود رسیده است (منصوری و همکاران، ۱۴۰۲). این تعارض باعث بروز ناهنجاری‌های اجتماعی از قبیل سرقت، جرم، بزهکاری، اعتیاد و... می‌شود. لذا حکمرانی دولت بر مدیریت بحران‌ها مؤثر بوده (Mahmoudinia & Amroabadi, 2023). و تلاش می‌کنند تا با استفاده از سیاست‌های متنوع، توزریع درآمد را عادلانه‌تر کنند. مطالعات نشان داده است که کیفیت حکمرانی یکی از عوامل مهم در توسعه انسانی و اقتصادی است (منصوری و افقه، ۱۳۹۶ و ۱۳۹۹).

از طرفی حضور شرکت‌های مادر و بزرگ در یک استان و اشتغال‌زایی آنها و به حرکت درآوردن چرخه‌های درآمدی با وجود پیوندهای پسین و پیشین گسترده می‌تواند وضعیت رفاهی، فقر و نابرابری افراد مستقر در استان را تحت تأثیر قرار دهد. از طرف دیگر، این شرکت‌ها بر نوع سرمایه‌گذاری‌های داخلی استان که کاربر، سرمایه‌بر یا دانش‌بر باشد تأثیر زیادی داشته است و به‌طور مسلم، می‌تواند بر اشتغال‌زایی و درآمدزایی استان و درنتیجه نابرابری مؤثر باشد. این تبعیض زمانی آشکار می‌شود که عمده شرکت‌ها، شرکت‌هایی سرمایه‌بر و دانش‌بر هستند ولی عمده نیروی کار در استان از نوع کم‌دانش و در اصطلاح، کاربر هستند. براساس شواهد موجود، استان خوزستان با شرکت‌های بزرگ مانند شرکت

نفت و شرکت‌های پتروشیمی و فولادسازی که جزو واحدهای ملی هستند، پس از تهران دارای رتبه دوم تولید ناخالص داخلی بین استان‌هاست و شرکت‌های خصوصی در استان خوزستان نیز دارای سهم بالایی از پرداخت مالیات در کشور هستند. براساس آمار سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان خوزستان، در سال ۱۴۰۲ به‌طور متوسط حدود پنج درصد از درآمد کشور در استان خوزستان وصول شده و براساس مرکز آمار ایران، استان خوزستان طی سال‌های اخیر همیشه جزو ۵ استان اول کشور از سهم مالیات شرکت‌ها یا اشخاص حقوقی در ایران بوده است (مرکز آمار ایران، ۱۴۰۲). این موضوع، یکی از مسائلی است که مردم در استان خوزستان بر این باور هستند که وجود واحدهای ملی باعث شده است سهم مردم از این واحدها کم باشد و به عبارتی درآمدهای این شرکت‌ها به خارج از استان سرازیر می‌شود و سهم مردم نمی‌شود. همچنین تاب‌آوری اقتصادی در تمام شهرستان‌های استان خوزستان در وضعیت «بی‌ثبات و همگرا» قرار دارد و شهرستان‌های آبادان، اهواز، ایذه و باغملک، شوشتر و گتوند، بالاترین تاب‌آوری و شهرستان‌های امیدیه و بندر ماهشهر و بندر امام خمینی کمترین تاب‌آوری را در استان نشان داده‌اند (منصوری و دیگران، ۱۴۰۰). بنابراین سؤالی که مطرح می‌شود این است که آیا منابع تخصیص داده شده کم است یا درست استفاده نمی‌شود و به جای اینکه صرف توسعه استان شود، صرف مخارج بروکراتیک ادارات استان می‌شود؟ لذا سؤال اصلی تحقیق این است که چرا درآمدهای سرشار این شرکت‌ها، با وجود اینکه درصدی از درآمد این شرکت‌ها به‌صورت منابع بودجه‌ای در اختیار استان قرار داده می‌شود، باعث توسعه این مناطق نمی‌شود؟ چطور می‌توان این پیوند را ایجاد کرد تا به عنوان موتور رشد اقتصاد منطقه شوند؟ برای این منظور از روش اقتصادسنجی سری زمانی پویا (GMM) جهت بررسی اهداف تحقیق طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۹ فصلی استفاده شده است. داده‌های این تحقیق از سایت مرکز آمار ایران و سالنامه‌های آماری استان خوزستان و وزارت تعاون کار و رفاه اجتماعی جمع‌آوری شده است. بر این اساس ساختار مقاله در چند بخش تنظیم شده است: در بخش اول مبانی نظری تحقیق بیان می‌شود. پس از آن پیشینه مطالعات بیان شده و در بخش آخر به بررسی مدل تحقیق رسیدگی می‌شود و در نهایت نتیجه‌گیری ارئه خواهد شد.

۲. مبانی نظری تحقیق

توزیع درآمد یکی از مهم‌ترین اهداف توسعه‌ای هر کشوری می‌باشد و بررسی عوامل مؤثر بر آن از مهم‌ترین موضوعات اقتصادی مطرح در ایران و جهان است (صادقی عمروآبادی، ۱۴۰۱؛ مرادی و همکاران، ۱۴۰۲). اقتصاددانان قبل از قرن نوزدهم اعتقاد داشتند که اقتصاد می‌تواند به‌صورت خودکار عمل کند و عدم تعادل‌های اقتصاد را در بلندمدت به‌صورت طبیعی از میان ببرد. با گذشت زمان و دگرگونی‌های گسترده در جهان و پیچیدگی‌های روزافزون در اقتصاد، به دلیل ایجاد عدم تعادل‌هایی در اقتصاد و عدم برطرف شدن آن‌ها با سازوکار خودکار مورد اعتقاد اقتصاددانان کلاسیک، طرز تلقی از وظایف دولت تغییر پیدا کرد. دولت‌ها برای مقابله با این عدم تعادل‌ها به مداخله در اقتصاد روی آوردند و وظایف دولت‌ها زیادتر شد و به موارد پیشرفت و سلامت جامعه و تأمین رفاه گسترش پیدا کرد. در این شرایط، اعمال سیاست‌های مالی و پولی و سرمایه‌گذاری‌های دولتی نقش مهمی جهت انجام وظایف دولت پیدا کرد. در این مسیر دستیابی به توزیع درآمد عادلانه، مستلزم استفاده صحیح از ابزارهای اقتصادی و سیاست‌های پولی و مالی است (جلالی، ۱۳۸۷).

از دیدگاه اقتصاددانان مکتب عرضه ازجمله آرتور لافر[1]، کاهش نرخ مالیات باعث ایجاد انگیزه کار در اقتصاد و درنتیجه موجب افزایش سرمایه‌گذاری و افزایش اشتغال (کاهش نرخ بیکاری) می‌شود؛ به‌عبارت‌دیگر، با افزایش عرضه کل، تورم مهار می‌گردد (منصوری و همکاران، ۱۴۰۰). همچنین، آن‌ها معتقدند براساس تأکید برطرف عرضه، به لحاظ نظری کاهش نرخ مالیات درنهایت بهره‌وری نیروی کار را افزایش می‌دهد. با افزایش بهره‌وری نیروی کار، براساس نظریه بهره‌وری نهایی، با فرض ثابت بودن قیمت‌ها، دستمزد واقعی و درنتیجه درآمد افراد افزایش می‌یابد. این امر می‌تواند در بلندمدت موجب بهبود سطح رفاه و کاهش نابرابری در جامعه گردد (فطرس و معبودی، ۱۳۸۷). سیمون کوزنتس[2] اولین فردی بود که به رابطه بین نابرابری درآمد (توزیع درآمد) و توسعه اقتصادی معتقد بود. براساس فرضیه u کوزنتس وارون، در حین فرآیند توسعه اقتصادی هر کشوری، نابرابری درآمدها، ابتدا در طی مراحل اولیه توسعه افزایش می‌یابد سپس در سطح معینی ثابت می‌ماند و به‌تدریج

1. Artur Lafer
2. Simon Kuznets

طی مراحل نهایی توسعه کاهش می‌یابد. کالدور[1] در مدل کمبریج خود نشان داد که هر چه توزیع درآمد به نفع صاحبان سرمایه تغییر کند، میزان بیشتری از درآمد به سرمایه‌گذاری اختصاص‌یافته و به‌تبع آن رشد اقتصادی سریع‌تر خواهد بود (سیفی‌پور و رضایی، ۱۳۹۰).

در نظر کینز[2]، دولت به‌عنوان یک عمل‌کننده اقتصادی و نه‌تنها به‌عنوان یک تولیدکننده کالای عمومی مطرح شد. کینز معتقد است که دولت به دلایلی از جمله اشتغال ناقص، چسبندگی دستمزدها، دام نقدینگی، انعطاف‌ناپذیری قیمت‌ها و کمبود تقاضای مؤثر می‌بایست در اقتصاد دخالت کند (Afonso, et al., 2010). دیتزل[3] و واگنر[4] به نقش دولت در اقتصاد به‌عنوان ایجادکننده سرمایه اشاره می‌کنند. وی توسعه فعالیت‌های اقتصادی دولت را براساس عوامل فنی، تمرکز جمعیت و شهرنشینی و... ارائه می‌دهد. ویکسل[5] فعالیت بخش عمومی را به‌صورت یک دوره تصمیم‌های سیاسی و انتخاب جمعی مورد بررسی قرار می‌دهد و معتقد به جستجوی یک راه عملی برای تشخیص خواسته افراد در تهیه و تدارک نهایی کالاها و خدمات عمومی بود. بر این اساس، مکتب انتخاب عمومی، با در نظر گرفتن بوروکراسی دولت و به همراه نظر رأی‌دهندگان، تابع تقاضا برای کالاهای عمومی را همراه با تابع عرضه این کالاها مطرح کرده و در تابع بخش عمومی وارد می‌کند (حسنوند و نادمی، ۱۳۹۷). ازاین‌رو آنچه مسلم است درصدی از دخالت دولت به منظور کاهش نابرابری در اقتصاد از منظر کلیه مکاتب اقتصادی وجود دارد.

از اواسط دهه ۱۹۷۰ به بعد، همگرایی فزاینده‌ای در میان اقتصاددانان بانفوذ و سیاست‌گذاران وجود داشت که سیستم‌های مالیاتی برای دستیابی به «خنثایی» بیشتر مالیات به‌طورکلی نیاز به اصلاح داشته‌اند (Tanzi, 1987). این بخشی از تغییرات گسترده‌تر در الگوی اقتصادی بود. براساس این برداشت که رکود اقتصادی (بیکاری بالا همراه با تورم بالا) که توسط برخی از کشورهای توسعه‌یافته و برخی از کشورهای درحال‌توسعه در دهه ۱۹۷۰ تجربه شده است تا حدودی به دلیل اثرات تحریف‌کننده مداخله دولت بوده است. درنتیجه، سیاست‌های پولی شروع به اولویت‌دهی برای مبارزه با تورم به قیمت افزایش

1. Kaldor, N.
2. Keynes, J.
3 Dietzel, H.
4. Wagner, R.
5. Wiksell, K.

بیکاری نمود. اعتقاد بر این بود که مشکل بیکاری با ایجاد انعطاف‌پذیری بیشتر در شرایط «استخدام و اخراج نیروی کار» و تعیین دستمزد و با تغییر توزیع درآمد قابل حل است. این امر مبتنی بر احیای اعتقادات به کارآیی بازارها هست. مطابق این دیدگاه، بار مالیاتی و مخارج دولت باید به حداقل برسد و توزیع بار مالیاتی و تخصیص مخارج عمومی باید در درجه اول با معیارهای کارآیی مشخص شود (McLure Jr, 1984; Slemrod, 1990). ملاحظات توزیعی باید به‌کار گرفته شود تا از نابرابری شدید درآمد جلوگیری شود که باید بیشتر از طریق کاهش مخارج باشد (Engel, et al., 1999؛ صادقی عمروآبادی و هوشمندی، ۱۴۰۰). مالیات بالا بر سود شرکت‌ها و نرخ بالای مالیات بر درآمد نهایی برای کسانی که در سطوح بالای درآمدی قرار دارند، به‌عنوان کند شدن فعالیت اقتصادی در توزیع مجدد درآمد و ثروت ناکارآمد تلقی می‌شوند (Bird & Zolt, 2014).

انتظار می‌رود مالیات پایین‌تر از گروه‌های پردرآمد و سود از دو طریق منجر به سرمایه‌گذاری بیشتر شود. ابتدا اعتقاد بر این بود که سود خالص بالاتر باعث افزایش مشوق‌ها و منابع مالی برای سرمایه‌گذاری مجدد توسط شرکت‌ها می‌شود. دوم، انتظار می‌رود درآمد خالص بالاتر در مقیاس‌های بالای درآمدی، موجب افزایش پس‌انداز کل شود زیرا این گروه‌های درآمدی تمایل به پس‌انداز بالاتر از حد متوسط دارند که به‌نوبه خود نیز منجر به سرمایه‌گذاری بالاتر می‌شود. با پیشرفت جهانی شدن در دهه ۱۹۹۰، این بحث نیز مطرح شد که کاهش بار مالیاتی به‌ویژه سود، ضروری است زیرا مالیات بالای شرکت تأثیر منفی بر رقابت بین‌المللی شرکت‌ها می‌گذارد. بنابراین جای تعجب ندارد که اصلاحات مالیاتی که باعث کاهش پیشرفت ساختار مالیاتی می‌شوند، منجر به بهره‌وری کلی بالاتر و رشد سریع‌تر در کشورهای عضو OECD نشده است (Piketty, et al., 2014). با این حال، میزان کاهش نرخ بالای مالیات، پیش‌بینی‌کننده خوبی برای افزایش تراکم درآمد پیش از مالیات در این کشورها بوده است. کاهش نرخ بالای مالیات نهایی، به‌جای سرمایه‌گذاری مجدد در چنین سودهایی، توزیع بیشتر سود شرکت‌ها را در بین سهامداران- که بیشتر در گروه‌های با درآمد برتر یافت می‌شوند- تشویق می‌کند. چنین عوایدی به‌نوبه خود، به احتمال زیاد به‌جای اینکه برای مصرف صرف شود، بیشتر در قالب دارایی‌های موجود پس‌انداز می‌شوند (Bakija, et al., 2012). درمجموع، اصلاحات مالیاتی در بسیاری از اقتصادهای توسعه‌یافته در اواخر قرن گذشته اغلب از بیشترین سهم درآمد خانوارها برخوردار بود، بجز وقتی که کاهش نرخ‌های

نهایی بالا با افزایش سایر مالیات‌های فزاینده متعادل شود اما علیرغم کاهش پیشرفت سیستم‌های مالیاتی و کاهش مالیات شرکت‌ها، رشد کند و بیکاری به‌نسبت بالا باقی مانده است.

براساس ادبیات تحقیق، سایر متغیرهای اقتصاد کلان مانند تورم، بیکاری و بهره‌وری نیروی کار نیز بر نابرابری مؤثر هستند. در جهت تحلیل اثرات شاخص‌های کلان اقتصادی بر توزیع درآمد، شولتز[1] (۱۹۶۹) با داده‌های امریکا و مبتنی بر تئوری‌های فقر و نابرابری نشان داد که بیکاری اثر افزایشی و تورم اثر کاهشی بر نابرابری داشته است. درواقع، افزایش بیکاری و تورم می‌تواند نوعی هزینه برای شهروندان ضعیف و موجب به‌وجود آمدن شکاف طبقاتی شود. به بیان دیگر، افزایش بیکاری باعث تضعیف طبقات پایین درآمدی می‌شود (چون معمولاً تنها منبع درآمدی طبقات پایین درآمدی حقوق است) و افزایش نرخ تورم باعث افزایش هزینه‌های زندگی و افزایش فشار به طبقات پایین جامعه (بدون دریافت منابع درآمدی ناشی از افزایش قیمت دارایی‌های سرمایه‌ای) می‌شود که می‌تواند تضاد طبقاتی را افزایش دهد. تئوری‌های سرمایه‌گذاری نشان می‌دهد که نرخ‌های بالای تورم که نتواند رشد اقتصادی را به دنبال داشته باشد، عدم اطمینان نسبت به بازدهی مثبت فعالیت‌های مولد را افزایش می‌دهد. در این وضعیت بخش خصوصی به نگهداری دارایی نقدی تمایل بیشتری داشته و باعث تشویق فعالیت‌های زود بازده می‌شود. بدین‌رو تورم از راه کاهش رشد اقتصادی و تشویق سرمایه‌گذاران خصوصی به عدم سرمایه‌گذاری مولد باعث نابرابری در توزیع درآمد به نفع بخش‌های بالای درآمدی خواهد شد. تورم به‌وسیله تغییر قدرت پول از راه کاهش دستمزدها و پرداخت‌های انتقالی حقیقی و افزایش هزینه‌های واقعی به ضرر گروه‌های پایین درآمدی باعث افزایش نابرابری خواهد شد. در برخی شرایط ممکن است با وجود بهبود وضعیت متغیرهای اقتصاد کلان مانند افزایش تولید و اشتغال، روند توزیع درآمد نابرابرتر شود و فقر نسبی در جامعه افزایش یابد. درواقع، برابری در توزیع درآمد جامعه و شرایط افراد فقیر به عامل‌های دیگری مانند میزان مشارکت گروه‌های کم‌درآمد در افزایش تولید، سیاست‌های دولت در حمایت از اقشار کم‌درآمد به هنگام بدتر شدن وضعیت توزیع درآمد و سالم بودن فعالیت‌های اقتصادی، بستگی دارد (شکیبایی و همکاران، ۱۳۹۷).

1. Schultz, P.

همچنین در رابطه با اثر تغییرات هزینه‌های جاری و عمرانی دولت بر نابرابری، براساس ادبیات تحقیق می توان گفت افزایش هزینه‌های جاری و عمرانی دولت می‌تواند از طریق سیاست‌های حمایتی و تأمین کالاهای عمومی، نوعی درآمد برای طبقات پایین جامعه باشد و موجب کاهش شکاف طبقاتی شود. همچنین بنا بر تئوری‌های سرمایه انسانی، مهاجرت می‌تواند باعث کاهش نیروی انسانی مولد و کاهش طبقه متوسط و درنتیجه افزایش فقر و افزایش تضاد طبقاتی شود (رنانی و همکاران، ۱۳۹۳). بنا بر بر ادبیات سرمایه‌گذاری، انواع سرمایه‌گذاری کاربر/ سرمایه‌بر و دانش‌بر می‌تواند منجر به افزایش اشتغال، پس‌انداز و سود شود که می‌تواند تضاد طبقاتی را کاهش دهد (سیفی‌پور و رضایی، ۱۳۹۰). به عبارت دیگر، انواع سرمایه‌گذاری‌ها منجر به افزایش بهره‌وری نیروی کار و درنتیجه افزایش درآمد نیروی کار می‌شود که می‌تواند تضاد طبقاتی را کاهش دهد. در سرمایه‌گذاری‌های سرمایه‌بر که نیروی کار با تحصیلات بالا استفاده می‌شود، بهره‌وری نیروی کار ناشی از نوع سرمایه‌گذاری و احتمالاً تکنولوژی‌های جدید استفاده شده در پروسه تولید و آموزش‌های حین کار و... افزایش بیشتری داشته که این خود منجر به افزایش درآمد نیروی کار و کاهش شکاف دریافتی عوامل تولید و کاهش تضاد طبقاتی خواهد شد. لذا تفاوت اثرات سه نوع سرمایه‌گذاری بر ضریب جینی را می‌توان از منظر تفاوت در بهره‌وری نیروی کار و کاهش شکاف دریافتی عوامل تولید عنوان کرد (فطرس و معبودی، ۱۳۸۷). براساس تئوری قطب‌های توسعه نیز حضور شرکت‌های مادر و بزرگ می‌تواند باعث ایجاد امواج توسعه‌ای شود. این موضوع درصورتی‌که اثرات منفی آلودگی و افزایش قیمت کالا و خدمات را به جامعه محلی تحمیل کند و اثرات مثبت تزریق عوارض و استخدام نیروی کار محلی و... را برای جامعه نداشته باشد، می‌توان گفت حضور شرکت‌های بزرگ صنعتی می‌تواند اثرات مخربی بر شکاف طبقاتی داشته باشد.

۳. پیشینه مطالعات

۱-۳. مطالعات خارجی

ادبیات اولیه در رابطه با تعیین سیاست‌های مالی و مالیات توسط هتیچ واینر[1] (۱۹۸۸)، بسلی و کمبور[2] (۱۹۹۰)، چو و همکاران[3] (۲۰۰۰)، میلانویچ[4] (۲۰۰۰)، رامیرز[5] (۲۰۰۲) و هارمز و زینک[6] (۲۰۰۳) ارائه شد.

بری و همکاران[7] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای با عنوان «نابرابری‌ها در مصرف خانوارها از سیستم حمل‌ونقل و اثرات بازتویعی مالیات‌ها: یک ارزیابی از کشورهای فرانسه، دانمارک و قبرس (۲۰۰۵-۲۰۱۲)»، با استفاده از روش تخمین داده‌های تابلویی، به ارزیابی نابرابری خانوارها در مصرف حمل‌ونقل در کشورهای فرانسه، دانمارک و قبرس، پرداخته و پویایی‌های زمانی آن‌ها و اثرات بازتوزیعی مالیات‌ها را بر دسته‌های مختلف کالایی مورد بررسی قرار داده‌اند. متغیرهای اصلی این پژوهش، مالیات بر مصرف سوخت، نابرابری درآمدی و میزان خودروهای استفاده شده هستند. نتایج و یافته‌های تجربی تحقیق، برجسته‌کننده اثر انتشار اجتماعی ماشین‌ها است. سهم نسبی خودروهای مورد استفاده به‌کل نابرابری مخارجی در طول زمان کاهش یافته است. علاوه‌براین، مالیات بر مصرف سوخت یک روند پس‌رونده داشته است، درحالی‌که ویژگی ترقی مالیات بر باقی‌مانده کالاها با گذشت زمان ضعیف شده است.

کیماک و پوشک[8] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای با عنوان «ارزیابی نابرابری ثروت طی یک قرن: نقش مالیات‌ها، انتقالات و تکنولوژی»، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای کشور ایالات متحده آمریکا (دوره زمانی ۱۰۰ سال اخیر) با در نظرگرفتن متغیرهای نابرابری، مالیات دریافتی و تغییرات تکنولوژی، به بررسی این موضوع پرداخته‌اند. آن‌ها در این مطالعه بیان کرده‌اند که در طول ۵۰ سال گذشته، نظام مالیاتی در کشور ایالات متحده آمریکا یک

1. Hettich, W. & Winer, S.
2. Besley, T. & Kanbur, R.
3. Chu, D., et al.
4. Milanovic, B.
5. Ramirez, J.
6. Harms, P. & Zink, S.
7. Berri, A., et al.
8. Kaymak, B. & Poschke, M.

تغییر و تحول قابل توجه را تجربه کرده است که در طی آن نرخ مؤثر مالیاتی برای گروه‌های درآمد بالا کاهش یافته و به سالمندان انتقال یافته است. در همین راستا این مقاله به بررسی پیامدهای کلان اقتصادی این تغییر سیاستی، به‌ویژه برای توزیع درآمد، ثروت و مصرف پرداخته است. تغییر در مالیات و حساب‌های انتقالی به‌طور تقریبی دربردارنده نیمی از افزایش‌ها در تمرکز ثروت است؛ بااین‌وجود، تأثیر آن‌ها بر توزیع درآمد و مصرف جزئی است که علت آن هم تغییر در قیمت‌های تعادلی و اثرات جبران کاهش مالیات‌ها و نقل و انتقالات در پراکندگی مصرف است. نتایج این تحقیق برجسته‌کننده نقش افزایش پراکندگی دستمزد به‌عنوان عامل اصلی هدایت‌کننده روند در نابرابری است.

اوسلاتی و همکاران[1] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای با عنوان «مالیات بر انرژی، اصلاحات و نابرابری درآمدی: یک تجزیه و تحلیل تجربی متقابل از کشورها»، با استفاده از داده‌های پانلی ۳۴ کشور عضو OECD طی سال‌های ۱۹۹۵-۲۰۱۱ و با استفاده از روش داده‌های تابلویی تخمین زده شده است. متغیرهای اصلی پژوهش نابرابری درآمدی، نسبت مالیات دریافتی هستند. تجزیه و تحلیل‌های تجربی مقاله نشان می‌دهد که در صورت نبود مکانیزم بازیافت درآمد مالیاتی صریح و روشن، یک رابطه مثبت، هرچند کم بین سهم درآمد حاصل از مالیات انرژی در تولید ناخالص داخلی و ضریب جینی وجود دارد. در مقابل، در صورت اجرای چنین مکانیسم‌هایی، یک رابطه معکوس و به‌نسبت قوی بین سهم درآمدهای مالیاتی انرژی در تولید ناخالص داخلی و نابرابری در منابع درآمدی وجود دارد. این مقاله به تحلیل رابطه کلان اقتصادی بین مالیات بر روی محصولات انرژی و نابرابری درآمد می‌پردازد. همچنین در این مطالعه بررسی شده است که چگونه این رابطه در مواردی با مکانیزم‌های صریح تغییر بار مالیاتی از نیروی کار و درآمد به فعالیت‌های مخرب محیط زیست، متفاوت است. در تضاد با مطالعات تجربی قبلی که به تجزیه و تحلیل اثرات توزیعی مالیات انرژی در استفاده از درآمد خانوارها پرداخته‌اند، این مقاله بر رابطه کلان اقتصادی آن با منابع درآمدی متمرکز است.

بهاندری و همکاران[2] (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای به بررسی «نابرابری، چرخه‌های تجاری و سیاست‌های پولی– مالی» پرداخته‌اند. آن‌ها به بررسی سیاست‌های پولی و مالی بر نابرابری

1. Oueslati, W., et al.
2. Bhandari, A. & McGrattan, E.

درآمدی در یک چهارچوب کینزی پرداخته‌اند و بیان داشته‌اند که تجزیه و تحلیل سیاست‌های رمزی در تنظیماتی همانند موارد در نظر گرفته شده در تحقیق حاضر، با چالش‌های محاسباتی اساسی روبه‌رو است. حالت کلی در یک فرمول بازگشتی از مسئله رمزی شامل توزیع مشترک دارایی‌های فردی و متغیرهای کمکی است که پیش از این، توسط برنامه‌ریزان انتخاب شده است. قانون حرکت برای شیء با ابعاد بالا باید همراه با سیاست‌های بهینه تعیین شود و توزیع در طول مسیر انتقال به‌طور قابل توجهی با توزیع ثابت و بدون شوک‌های کلی متفاوت است. این جنبه‌ها، استراتژی‌های محاسباتی مشترک غیرقابل استفاده را ارائه می‌دهند که یا یک خط مشی تقریبی دارند و یا در برخی موارد به‌صورت خطی توزیع شده‌اند.

۲-۳. مطالعات داخلی

طیب‌نیا و همکاران (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی، مطالعه موردی کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا» به بررسی تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا می‌پردازد. بنابراین در ابتدا الگوی توزیع درآمد در این کشورها مشخص گردیده و سپس میزان تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی به‌دست می‌آید. نتایج حاکی از آن است که توسعه مالی طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۵ باعث کاهش نابرابری درآمدی در این کشورها گردیده و میزان این تأثیر نیز به اندازه‌ای بوده است که می‌تواند به نحو معنی‌داری، الگوی توزیع درآمد موجود را تغییر دهد.

اکبری و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای با عنوان «تحلیل فضایی تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر نابرابری درآمد در ایران با رهیافت رگرسیون وزنی جغرافیایی» بیان می‌کنند که با استفاده از داده‌های مقطعی سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۸۵ و رهیافت رگرسیون وزنی جغرافیایی به بررسی تحلیل فضایی، اثرات مخارج دولت (مخارج جاری و عمرانی) بر نابرابری در ایران (با استفاده از شاخص نابرابری ضریب جینی) پرداخته است. براساس نتایج تحقیق، به‌طور متوسط افزایش مخارج جاری سرانه با افزایش نابرابری و افزایش مخارج عمرانی سرانه با بهبود توزیع درآمد همراه بوده است. میزان تأثیرگذاری متغیر مخارج جاری دولت بر نابرابری درآمد، برعکس مخارج عمرانی در این سال‌ها با حرکت از شرق به غرب کشور

بیشتر شده است. همچنین، تغییرات فضایی دو متغیر مخارج جاری و مخارج عمرانی در سال ۱۳۸۰ و تغییرات فضایی متغیر مخارج عمرانی برای سال ۱۳۸۵ تأیید شده است.

خانزادی و همکاران (۱۳۹۳) طی مقاله‌ای با عنوان »بررسی و تحلیل نقش و اثرات درآمدهای مالیاتی بر توزیع درآمد و توسعه انسانی (مطالعه موردی کشور ایران)« با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه توزیعی، برای دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۰ برآورد شده است. نتایج حاکی از آن است که با افزایش سهم درآمدهای مالیاتی مستقیم و کاهش سهم درآمدهای مالیاتی غیرمستقیم از تولید ناخالص داخلی، شاخص توسعه انسانی کاهش یافته و نابرابری در توزیع درآمد تشدید می‌شود.

موسوی جهرمی و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشی با عنوان «ارزیابی عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در جامعه» به ارزیابی تأثیرعوامل اقتصادی مختلف بر نابرابری درآمد در ایران در طی دوره زمانی ۱۳۶۳– ۱۳۹۰ می‌پردازند. برای تحقق این هدف از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع‌شونده (ARDL) استفاده شده است. یافته‌های تحقیق دلالت بر آن دارد که رشد اقتصادی و تورم تأثیر منفی و متغیرهای درآمد حاصل از مالیات بر تولید، درآمدهای حاصل از نفت و گاز و بهره‌وری نیروی کار تأثیر مثبت بر برابری درآمد دارند. همچنین، براساس نتایج به‌دست آمده می‌توان اظهار داشت که رابطه میان رشد اقتصادی و توزیع درآمد با دیدگاه کوزنتس و کالدور مطابقت دارد. آزمون‌های ثبات ساختاری انجام‌شده نشان می‌دهند که مدل برآوردشده پایدار است. به‌علاوه، براساس کشش‌های محاسبه شده می‌توان نتیجه گرفت که درآمد حاصل از مالیات بر تولید بیشترین اثرگذاری را بر کاهش نابرابری درآمد در ایران در دوره مذکور داشته است.

مهرآرا و اصفهانی (۱۳۹۴) در پژوهشی با عنوان «بررسی رابطهٔ بین توزیع درآمد و ساختار مالیاتی کشورهای منتخب» از داده‌های پانل ۱۹ کشور طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۲ استفاده کرده‌اند. همچنین مدلی نیز برای کشور ایران تخمین زده‌اند. فرضیه تحقیق این است که ساختار مالیاتی بر روی توزیع درآمد تأثیرگذار است. نتایج نشان‌دهنده این است که آموزش، تأثیر معناداری بر روی توزیع درآمد نخواهد داشت. فرضیه U وارون کوزنتس در این بررسی مورد آزمون قرار گرفت که نتایج حاکی از مورد تأیید بودن فرضیه کوزنتس در مدل پانل هست ولی در مورد کشور ایران، فرضیه کوزنتس مورد تأیید قرار نگرفته است. فرضیه مورد بررسی این تحقیق با توجه به نتایج تخمین مورد تأیید قرار گرفته است. با افزایش سهم مالیات

بر درآمد شخصی و سهم مالیات بر شرکت‌ها از کل درآمدهای مالیاتی، ضریب جینی کاهش خواهد یافت و توزیع درآمد بهبود خواهد یافت. همچنین با افزایش سهم مالیات بر کالاها و خدمات از کل درآمدهای مالیاتی، توزیع درآمد رو به وخامت خواهد نهاد و ضریب جینی افزایش خواهد یافت. همچنین در ادامه از رگرسیون مقطع عرضی استفاده شده است که نتایج مذکور مورد تأیید قرار گرفته است و با افزایش مالیات بر مجموع درآمد، توزیع درآمد بهبود خواهد یافت.

صادقی و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه خود با عنوان «سیاست‌های مالی و توزیع درآمد در ایران: رهیافت FAVAR» از روش نوین خودرگرسیون برداری عامل افزوده (FAVAR) و داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۶۹ برای ۹۹ متغیر اقتصاد کلان استفاده کرده‌اند. توابع واکنش آنی حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار در مخارج جاری دولت ضریب جینی را افزایش داده و موجب بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود؛ درحالی‌که شوک مخارج عمرانی دولت، شوک مالیات‌های مستقیم و شوک مالیات‌های غیرمستقیم با کاهش ضریب جینی باعث بهبود توزیع درآمد می‌گردند. با توجه به نتایج، دولت می‌تواند با کاهش هزینه‌های جاری غیرمولد، افزایش هزینه‌های عمرانی هدفمند و نیز تقویت سیستم مالیاتی، الگوی توزیع درآمد جامعه را به سمت برابری بیشتر سوق دهد.

بقیت‌الله و همکاران (۱۴۰۱)، در تحقیقی در این مقاله اثرات اجرای سیاست افزایش نرخ مالیات بر مصرف و کاهش نرخ مالیات بر درآمد بر برخی از متغیرهای کلان اقتصاد ایران با استفاده از به‌کارگیری الگوی DSGE بررسی شد. نتایج گویای اثرات مثبت این سیاست بر تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری، اشتغال و بودجه دولت در کوتاه‌مدت و میان‌مدت است. هرچند مصرف در کوتاه‌مدت روند نزولی را در پیش می‌گیرد و نسبت به قبل از اجرای سیاست کاهش می‌یابد ولی به‌سرعت به سطح قبل و در میان‌مدت به سطحی بالاتر افزایش می‌یابد. در بلندمدت همه متغیرها به روند قبل از اجرای سیاست برمی‌گردند. بنابراین اجرای این سیاست در راستای اصول اقتصاد مقاومتی و در جهت بهبود عملکرد نظام مالیاتی پیشنهاد می‌شود.

٤. معرفی مدل و متغیرهای تحقیق

نمونه و جامعه آماری این تحقیق استان خوزستان و طی دوره زمانی فصلی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۹ است. داده‌های مورد نیاز جهت محاسبه متغیرهای تحقیق، از سایت مرکز آمار ایران و سالنامه‌های آماری استان خوزستان استخراج شده است. پس از جمع‌آوری داده‌هایی که برای انجام تحقیق مورد نیاز است، انتخاب ابزاری مناسب به‌منظور محاسبه و تجزیه و تحلیل اطلاعات مربوط به متغیرها اهمیت خاصی دارد. به‌منظور انجام محاسبات و آماده نمودن داده‌ها و همچنین تجزیه و تحلیل آن‌ها از نرم‌افزارهای اکسل[1] و ایویوز[2] استفاده شده است. الگوی این تحقیق با توجه به تئوری کوزنتس (اثر تولید بر نابرابری)، تئوری‌های بخش عمومی (نقش دولت بر نابرابری درآمدی)، تئوری سهم نسبی ریکاردو (اثر انواع تولید بر نابرابری)، تئوری قطب توسعه پرو (اثر شرکت‌های بزرگ بر نابرابری)، تئوری ماسگریو (اثر مالیات بر نابرابری درآمدی) و تئوری‌های نابرابری و پیشینه‌های تحقیق که در بخش ادبیات تحقیق ارائه شده است، استخراج شده و به‌صورت زیر است:

$$Gini_t = \alpha_0 + \beta_{i1} Budg_t + \beta_{2i} I_t + \beta_{3i} Macro_t + \beta_{i4} BigCompany_t + \beta_5 Gini_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۱)$$

که در آن:

$Gini_t$ شاخص ضریب جینی استان خوزستان به‌صورت فصلی در زمان t بخش شهری است.

$Budg_t$ متغیرهای نقش دولت شامل (سیاست‌های مالی: بودجه‌ریزی جاری curc و عمرانی capc، مالیات بر ثروت itax، درآمد مالیاتی شرکت‌ها ctax و درآمد کل مالیاتی استان ttax، درآمد تملک دارایی استانی as و عملکرد اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دستگاه‌های اجرایی ac در بودجه در استان) به‌صورت فصلی است.

I_t متغیرهای نقش نوع سرمایه‌گذاری کاربر، سرمایه‌بر و دانش بر و سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی

برای اندازه‌گیری این متغیرها به علت نبود متغیرها به‌صورت مستقیم، از پروکسی استخدام نیروی انسانی برحسب تحصیلات استفاده شده است. منطبق بر ادبیات تحقیق، در سرمایه‌گذاری کاربر، معمولاً نیروی انسانی با کمترین تحصیلات (بی‌سواد) استفاده می‌شود.

1. Excel
2. Eviews

در سرمایه‌گذاری سرمایه‌بر، نیروی انسانی با تحصیلات متوسط استفاده می‌شود و در سرمایه‌گذاری دانش‌بر، نیروی انسانی با تحصیلات عالیه استخدام می‌شود. منطبق بر این ادبیات نیروی انسانی به‌کارگماشته شده در استان خوزستان برحسب تحصیلات (بی‌سواد، دیپلم، فوق‌دیپلم و لیسانس و بالاتر) و برحسب بخش خصوصی و دولتی به‌عنوان شاخص‌های نوع سرمایه‌گذاری کاربر we (بی‌سواد)، سرمایه‌بر dip,fd (دیپلم و فوق‌دیپلم) و دانش بر he (لیسانس و بالاتر) و سرمایه‌گذاری دولتی gh و خصوصی ph در نظر گرفته شده است.

$Macro_t$ به‌عنوان متغیرهای کلان اقتصادی همچون شاخص قیمت (CPI) pi یا تورم inf، نرخ بیکاری ur و تولید بازاری ناخالص استان gdp و تولید بدون نفت gdpO و توان ۲ تولید gdp2 در نظر گرفته شده است.

$BigCompany_t$ نیز به‌عنوان متغیرهای مربوط به شرکت های بزرگ همانند ارزش افزوده شرکت‌های بزرگ استان ig و آلودگی هوا (شاخص آلودگی هوای صنعتی) pol و مهاجرت از استان خوزستان (تعداد مهاجرین از استان) Mig مطرح هستند.

داده‌های این تحقیق از سایت مرکز آمار ایران و سالنامه‌های آماری استان خوزستان طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۹ به‌صورت سالیانه استخراج و سپس با استفاده از نرم‌افزار Eviews9 به داده‌های فصلی تبدیل شده است. درواقع، برخی متغیرها به‌صورت فصلی موجود بوده است اما جهت افزایش تعداد داده‌ها از روش فصلی کردن داده‌های سالیانه استفاده شده است. در یک دسته‌بندی کلی، روش‌های فصلی کردن سری‌های زمانی به روش‌های متکی بر متغیرهای همبسته و روش‌های محض ریاضی تقسیم می‌شوند (صمدی و همکاران، ۱۳۹۰). در این مطالعه متغیرهای ضریب جینی و شاخص آلودگی با استفاده از روش بوت و همکاران[1] (۱۹۶۷) از روش‌های ریاضی و متغیرهای مهاجرت و ارزش افزوده شرکت‌های بزرگ از روش چو و لین[2] (۱۹۷۶) از روش‌های متکی بر متغیرهای همبسته فصلی شده‌اند. درواقع متغیرها با روش‌های مختلف فصلی شده و با استفاده از شاخص‌های MSE و r2 بهترین روش انتخاب شدند. داده‌ها به‌صورت لگاریتمی یا نسبت استفاده شده‌اند. سازگاری تخمین GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی

1. Boot, et al.
2. Chow & Lin

دارد که می‌تواند به‌وسیله آزمون تصریح‌شده توسط ارلانو و بوند[1] (۱۹۹۱)، آرلانو و بوور[2] (۱۹۹۵) و بلوندل و بوند[3] (۱۹۹۸) آزمون شود. آزمون سارگان[4] معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. عدم رد فرضیه صفر آزمون، شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی جملات باقی‌مانده و ابزارها و درنهایت معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند.

۵. تحلیل داده‌ها و تخمین مدل

پیش از برآورد الگو لازم است مانایی تمام متغیرهای مورد استفاده در تخمین‌ها مورد آزمون قرار گیرد. ضروری است که ابتدا متغیرهای مدل، به لحاظ مانایی و نامانایی آزمون شود. نتایج مطابق جدول ۱ است.

جدول ۱. نتایج مانایی متغیرها

نماد	متغیر	ADF(t- atistic)	احتمال	نتیجه
gini	نابرابری درآمدی شهری	-۲/۰۷	۰/۰۰۵	I(۰)- مانا
TTax	درآمد کل مالیاتی استان	-۲/۸۲۳	۰/۰۰۰	I(۱)
CTax	درآمد مالیاتی شرکت‌ها	-٤/۸۱۷	۰/۰۰٤	I(۱)
ITax	مالیات بر ثروت	-٤/٦٦٤	۰/۰۰۷	I(۱)
VTax	مالیات بر ارزش افزوده	-٤/۰۹٥	۰/۰۰٦	I(۱)
Mig	مهاجرت	-۳/۰۸	۰/۰۳۷	I(۰)- مانا
CurC	هزینه جاری	-۲/۰۱	۰/۰۰۳	I(۱)
CapC	هزینه سرمایه‌ای	-۲/۲۷	۰/۰۲۳	I(۱)
AS	درآمد تملک دارایی‌های استانی	-۳/٦٥	۰/۰۳٦	I(۰)- مانا
AC	عملکرد اعتبار تملک دارایی سرمایه‌ای	-۱/۹۹	۰/۰٤٤	I(۰)- مانا
Pol	میزان آلودگی	-۲/۰۲	۰/۰۱۹	I(۰)- مانا
IP	ارزش افزوده شرکت‌های بزرگ صنعتی	-۲/۰۹	۰/۰۲۱	I(۰)- مانا

1. Arellano & Bond
2. Arellano & Bover
3. Blundell & Bond
4. Sargan

ادامه جدول ۱. نتایج مانایی متغیرها

UR	نرخ بیکاری	-۲/۰۲	۰/۰۱۹	I(۰)- مانا
PI	شاخص قیمت	-۲/۱۲	۰/۰۲۱	I(۰)- مانا
GDP	تولید ناخالص بازاری استان	-۲/۲٤	۰/۰۲٤	I(۱)
GDP2	تولید ناخالص بدون نفت استان	-۲/۰٦	۰/۰۱۸	I(۱)
Dip	سرمایه‌گذاری سرمایه‌بر	-۲/۰۹	۰/۰۳٦	I(۰)- مانا
Fd	سرمایه‌گذاری دانش‌بر	-۲/۲۱	۰/۰۰۱	I(۰)- مانا
We	سرمایه‌گذاری کاربر	-۲/۱۲	۰/۰۱	I(۰)- مانا
Ph	سرمایه‌گذاری خصوصی	-۲/۰۷	۰/۰۲	I(۰)- مانا
Gh	سرمایه‌گذاری دولتی	-۲/۰۸	۰/۰۱	I(۰)- مانا

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج حاصل از جدول ۱، اکثر متغیرها در سطح مانا بوده و متغیرهای نامانا با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند. در ادامه نتایج تحقیق مرور می‌شود.

در تحقیق حاضر از روش GMM برای برآورد الگوهای مورد نظر استفاده می‌شوند.

قبل از برآورد نتایج، آزمون هم‌خطی بین متغیرهای تحقیق مرور می‌شود. قطعاً بین متغیرهای کلان استانی هم‌خطی وجود دارد اما چنانچه هم‌خطی بسیار شدید نباشد، می‌توان عوارض آن را مدیریت کرد. درضمن، با توجه به اینکه برخی متغیرها به‌صورت سطح و برخی با یک تفاضل وارد مدل شده‌اند، دارای هم‌خطی کمتری هستند. ضرایب آزمون همبستگی متغیرهای مستقل همگی کمتر از ۰/۷ به‌دست آمده است. همچنین نتایج آزمون VIF جهت بررسی هم‌خطی متغیرهای تحقیق به صورت جدول ۲ است:

جدول ۲. نتایج آزمون VIF هم‌خطی

متغیر	نماد	ضریب VIF
تغییرات درآمد مالیاتی شرکت‌ها	dCTax	۵/۰۲
تغییرات مالیات بر ثروت	dITax	۵/۰۱
تغییرات مالیات بر ارزش افزوده	dVTax	٤/۸۵
تغییرات هزینه جاری	dCurC	٤/٤۵
تغییرات هزینه سرمایه‌ای	dCapC	٤/۹۲
فروش دارایی‌های استانی	AS	۲/۰۲

ادامه جدول ۲. نتایج آزمون VIF هم‌خطی

عملکرد اعتبار تملک دارایی سرمایه	AC	۳/۰۵
میزان آلودگی	Pol	۲/۰۰۱
ارزش‌افزوده شرکت‌های بزرگ صنعتی	IP	۱/۰۸
نرخ بیکاری	UR	٤/٥٢
شاخص قیمت	PI	۰/٤٢٣
تغییرات تولید ناخالص استان	dGDP	٤/٨٥
سرمایه‌گذاری کاربر	We	۰/۰۹٥
سرمایه‌گذاری سرمایه‌بر	Dip	۰/۰۸۱

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج آزمون VIF و پایین‌تر از ۱۰ بودن این ضرایب، می‌توان نتیجه گرفت که هم‌خطی بسیار شدید بین متغیرهای مستقل وجود ندارد.

نتایج الگوی برآورد شده در این تحقیق برای نابرابری درآمدی شهری استان خوزستان در جدول ۳ آورده شده است. متغیرهای مانا شده با یک تفاضل، به‌صورت تفاضلی وارد مدل شده‌اند.

جدول ۳. نتایج برآورد رگرسیون به روش GMM (متغیر وابسته: ضریب جینی شهری)

متغیر	نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
ضریب جینی با یک وقفه	Ginic(-1)	۰/۲۱۱	۰/۰۷۷	۲/۷٤	۰/۰۰٦
تغییرات درآمد مالیاتی شرکت‌ها	dCTax	۰/۹۱	۰/۳۰۸	۲/۹٥۱	۰/۰۰۱
تغییرات مالیات بر ثروت	dITax	-۰/۹۲	۰/۱۸	-٥/۱۲۱	۰/۰۰۰
تغییرات مالیات بر ارزش افزوده	dVTax	۰/۸۹٤	۰/۲۹۲	۳/۰٦۳	۰/۰۰۰
تغییرات هزینه جاری	dCurC	-۳/٤۰۳	۱/۳٦٦	-۲/٤۹۱	۰/۰۱۳
تغییرات هزینه سرمایه‌ای	dCapC	-۰/۷۸۹	۰/۱۰٤	-۷/٦۱۳	۰
فروش دارایی‌های استانی	AS	۱/۳۳	۰/٥۰۹	۲/٦۱۱	۰/۰۰۹
عملکرد اعتبار تملک دارایی سرمایه	AC	-۰/۳۸۲	۰/۱۰۲	-۳/۷۳۳	۰/۰۰۱
میزان آلودگی	Pol	۲/۱۲٥	۰/۰۰۰۰۱	٤/۱۳٦	۰/۰۰٤
ارزش افزوده شرکت‌های بزرگ صنعتی	IP	۰/٤٥٦	۰/۱٤٥	۳/۱٤	۰/۰۰٥
نرخ بیکاری	UR	۰/۳۲۸	۰/۱٥۹	۲/۰٦۷	۰/۰٤٥

ادامه جدول ۳. نتایج برآورد رگرسیون به روش GMM (متغیر وابسته: ضریب جینی شهری)

شاخص قیمت	PI	۰/۰۷۶	۰/۰۱۹	۳/۹۳۳	۰/۰۰۱
تغییرات تولید ناخالص استان	dGDP	۰/۲۳۳	۰/۰۹۷	۲/٤۰٤	۰/۰۲٦
تغییرات توان دو تولید ناخالص داخلی	dGDP2	−۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰	−۵/۱۲۷	۰/۰۰۲
سرمایه‌گذاری کاربر	We	−۰/۱۱٦	۰/۰٤۱	−۲/۸٤۳	۰/۰۰۸
سرمایه‌گذاری سرمایه‌بر	Dip	−۲/٤۱۲	۰/٤۲۸	−۵/٦٤۱	۰/۰۰۰
سرمایه‌گذاری دانش‌بر	He	−۰/۰۰٤	۰/۰۰۱	−۲/۷٤۵	۰/۰۰٦
شاخص مهاجرت	Mig	۰/۰۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰	۰/۱۵۹	۰/۸۷٤
آماره دوربین- واتسون ۲/۰۰۷ آماره سارگان ۱۲/۳۲۹۷ (احتمال آماره سارگان ۰/۰۹)					

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، تمام متغیرهای برآورد شده از علامت‌های سازگار با مبانی نظری برخوردارند. برای بررسی اعتبار نتایج برآورد از آزمون محدودیت‌های بیش‌ازحد مشخص سارگان استفاده می‌شود که دارای توزیع خی‌دو با درجه آزادی (k-m) برخوردار است. M تعداد پارامترهای برآورد شده و k رتبه ابزاری را نشان می‌دهد که آزمونی استاندارد برای برآورد به روش GMM به شمار می‌آید. آماره سارگان[1]، مقدار ۱۲/۳۲۹ با احتمال ۰/۰۹ را نشان می‌دهد. آزمون صفر مبنی بر عدم همبسته بودن باقی‌مانده‌ها و متغیرهای ابزاری را رد نمی‌کند. درنتیجه، اعتبار نتایج جهت تفسیر تأیید می‌شوند. در تفسیر آماره سارگان می‌توان گفت همبستگی بین باقی‌مانده‌های تخمین و ابزارها که می‌تواند باعث اریب در ضرایب تخمینی شود، در این آزمون رد می‌شود. درواقع این آزمون ارتباط بین باقی‌مانده‌های تخمین را بررسی می‌کند تا مشکل خودهمبستگی به‌عنوان یکی از مشکلات احتمالی کلاسیک رگرسیون را آزمون کند که درنهایت وجود این خودهمبستگی رد می‌شود. به‌طور تفکیکی نتایج به قرار زیر است:

نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اثر متغیر ضریب جینی شهری با یک وقفه بر متغیر وابسته ضریب جینی شهری به میزان ۰/۲۱ مثبت و معنادار است و نشان می‌دهد که ضریب جینی شهری یک روند پیوسته و پویا داشته و گذشته متغیر بر روند امسال متغیر تأثیرگذار خواهد بود.

1. J-statistic

نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اثر متغیر مستقل تغییرات مالیات بر ارزش افزوده (مصرف) بر متغیر وابسته ضریب جینی شهری به میزان ۰/۸۹ مثبت و معنادار است و نشان می‌دهد که افزایش مالیات بر ارزش افزوده (مصرف) نوعی بی‌عدالتی مالیاتی است و زمانی که از مقدار مشخصی مصرف از طبقات مختلف جامعه به یک میزان مالیات گرفته شود، باعث فشار به طبقات پایین جامعه خواهد شد و موجب به‌وجود آمدن شکاف طبقاتی و افزایش ضریب جینی در استان خواهد شد.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اثر تغییرات مالیات بر درآمد شرکت‌ها بر متغیر وابسته ضریب جینی شهری مثبت و معنادار و با ضریب ۰/۹۱ است که افزایش مالیات بر درآمد شرکت‌ها می‌تواند نوعی هزینه برای استان باشد و موجب به‌وجود آمدن شکاف طبقاتی و افزایش ضریب جینی در استان خواهد شد.

همچنین نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اثر متغیر مستقل تغییرات مالیات بر ثروت بر متغیر وابسته ضریب جینی شهری به میزان ۰/۹۲ منفی و معنادار است و افزایش مالیات بر ثروت باعث کاهش شکاف درآمدی بین افراد می‌شود و می‌تواند نوعی ابزار برای کاهش تضاد طبقاتی برای استان باشد و موجب کاهش ضریب جینی شهری در استان خواهد شد.

همچنین نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اثر متغیر مستقل تغییرات هزینه‌های جاری و عمرانی دولت در استان بر متغیر وابسته ضریب جینی شهری به میزان ۳/۴ و ۰/۷ منفی و معنادار است و افزایش هزینه‌های جاری و عمرانی بودجه دولت در استان می‌تواند نوعی درآمد برای طبقات پایین جامعه برای استان باشد و موجب کاهش شکاف طبقاتی و کاهش ضریب جینی در استان خواهد شد.

همچنین نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اثر متغیرهای مستقل نرخ بیکاری و تورم بر متغیر وابسته ضریب جینی شهری به میزان ۰/۳۲ و ۰/۰۷ مثبت و معنادار است که افزایش بیکاری و تورم در استان می‌تواند نوعی هزینه برای شهروندان ضعیف استان باشد و موجب به‌وجود آمدن شکاف طبقاتی و افزایش ضریب جینی در استان خواهد شد. به بیان دیگر افزایش بیکاری باعث تضعیف طبقات پایین درآمدی می‌شود (چون معمولاً تنها منبع درآمدی طبقات پایین درآمدی، حقوق است) و افزایش نرخ تورم باعث افزایش هزینه‌های زندگی و افزایش فشار به طبقات پایین جامعه (بدون دریافت منابع درآمدی ناشی از افزایش قیمت دارایی‌های سرمایه‌ای) می‌شود که می‌تواند تضاد طبقاتی را افزایش دهد.

همچنین اثر متغیر مهاجرت در استان بر شاخص نابرابری درآمدی ضریب جینی شهری مثبت و غیرمعنادار است و نشان می‌دهد افزایش مهاجرت در بخش شهری نمی‌تواند تغییرات نابرابری درآمدی را توضیح دهد.

همچنین نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اثر متغیر مستقل تولید ناخالص استان بر متغیر وابسته ضریب جینی شهری به میزان مثبت ۰/۲۳ درصد و معنادار است که افزایش تولید می‌تواند شکاف طبقاتی در استان را افزایش دهد اما به دلیل اثبات رابطه U معکوس دو متغیر تولید و نابرابری شهری در خوزستان در این مطالعه، می‌توان نتیجه گرفت که اولاً این رابطه تخریبی موقتی است و ثانیاً با استفاده از ابزارهای حمایتی و توزیعی دولت در کنار ابزارهای حمایت از رشد اقتصادی می‌توان اثرات تخریبی رشد را مهار کرد.

همچنین نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اثرات هر سه نوع سرمایه‌گذاری کاربر/سرمایه‌بر و دانش‌بر بر کاهش ضریب جینی شهری استان خوزستان تأثیرگذار است. به عبارت دیگر انواع سرمایه‌گذاری‌ها منجر به افزایش اشتغال، پس‌انداز و سود می‌شود که می‌تواند تضاد طبقاتی را کاهش دهد.

همچنین نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اثرات هر سه نوع سرمایه‌گذاری کاربر/سرمایه‌بر و دانش‌بر بر کاهش ضریب جینی شهری استان خوزستان تأثیرگذار است. به عبارت دیگر انواع سرمایه‌گذاری‌ها منجر به افزایش بهره‌وری نیروی کار و درنتیجه افزایش درآمد نیروی کار می‌شود که می‌تواند تضاد طبقاتی را کاهش دهد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری سرمایه‌بر دارای ضریب بیشتری در کاهش ضریب جینی استان دارد. این نتیجه این‌گونه می‌تواند توضیح داده شود که در سرمایه‌گذاری‌های سرمایه‌بر که نیروی کار با تحصیلات بالا استفاده می‌شود، بهره‌وری نیروی کار ناشی از نوع سرمایه‌گذاری و احتمالاً تکنولوژی‌های جدید استفاده شده در پروسه تولید و آموزش‌های حین کار و... افزایش بیشتری داشته که این خود منجر به افزایش درآمد نیروی کار و کاهش شکاف دریافتی عوامل تولید و تضاد طبقاتی خواهد شد. لذا تفاوت اثرات سه نوع سرمایه‌گذاری بر ضریب جینی را می‌توان از منظر تفاوت در بهره‌وری نیروی کار و کاهش شکاف دریافتی عوامل تولید عنوان کرد.

نتایج حاکی از این موضوع است که اثر متغیر مستقل ارزش افزوده شرکت‌های بزرگ صنعتی بر متغیر وابسته ضریب جینی شهری به میزان مثبت ۰/۴۵ درصد و معنادار است و نشان

می‌دهد که افزایش ارزش افزوده شرکت‌های بزرگ صنعتی منجر به افزایش شکاف طبقاتی شهری شده است.

همچنین نتایج حاکی از آن است که اثر آلودگی هوا در استان بر ضریب جینی شهری مثبت و معنادار است. به عبارت دیگر، افزایش آلودگی ناشی از فعالیت‌های صنعتی و... آلاینده در استان است که منافع این فعالیت‌ها به سمت طبقات پایین جامعه محلی نرسیده و نشان می‌دهد صنایع آلاینده، نه تنها اثرات خارجی منفی آلایندگی را به مردم استان تحمیل می‌کنند بلکه از منظر پرداختی به عوامل تولید ملی نیز نامتوازن عمل کرده و نابرابری در بخش شهری استان را نیز افزایش داده‌اند.

نتایج نشان می‌دهد که افزایش درآمدهای مالیاتی با ایجاد کسری بودجه کمتر می‌تواند ریسک مالی و تولیدی را کاهش دهد که باعث کاهش تورم و افزایش رشد اقتصادی خواهد شد. درواقع می‌توان گفت در مراحل اولیه مالیات‌گیری هستند و دولت‌ها نباید نگران اثرات رکودی این افزایش باشند. نتایج مثبت اثر نرخ مالیات بر رشد اقتصادی را می‌توان با استفاده از منحنی لافر توضیح داد.

٦. نتیجه‌گیری

در این بخش، جهت بررسی اثر سیاست های مالی دولت بر نابرابری استان خوزستان با تأکید بر وضعیت توزیع درآمد از روش اقتصادسنجی و مدل پویای سری زمانی GMM استفاده شده است. ازاین‌رو متغیرهای بودجه، نوع سرمایه‌گذاری و... به‌عنوان متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته ضریب جینی در استان خوزستان برازش می‌شوند، لذا از لحاظ ماهیت از نوع توصیفی- همبستگی است و از روش اقتصادسنجی سری زمانی پویا استفاده می‌شود. داده‌های این تحقیق از سایت مرکز آمار ایران و سالنامه‌های آماری استان خوزستان طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۹ به‌صورت سالیانه و فصلی استخراج شده است و سپس با استفاده از نرم‌افزار Eviews9 برخی داده‌های سالیانه به داده‌های فصلی تبدیل شده است.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اثر متغیر ضریب جینی با یک وقفه بر متغیر وابسته ضریب جینی مثبت و معنادار است و ضریب جینی شهری یک روند پیوسته و پویا داشته و گذشته متغیر بر روند امسال متغیر تأثیرگذار خواهد بود. همچنین نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اثر مالیات بر درآمد شرکت‌ها بر افزایش شکاف درآمدی شهری خوزستان مثبت است که

افزایش مالیات بر درآمد می‌تواند نوعی هزینه برای استان باشد و موجب به‌وجود آمدن شکاف طبقاتی و افزایش ضریب جینی در استان خواهد شد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد اثر مالیات بر ارزش افزوده بر افزایش شکاف درآمدی در استان مثبت بوده و افزایش مالیات بر ارزش افزوده (مصرف) نوعی بی‌عدالتی مالیاتی است و زمانی که از مقدار مشخصی مصرف از طبقات مختلف جامعه به یک میزان مالیات گرفته شود، باعث فشار به طبقات پایین جامعه خواهد شد و موجب به‌وجود آمدن شکاف طبقاتی و افزایش ضریب جینی در استان خواهد شد. لذا این نوع مالیات‌ها، ضد عدالت و منجر به افزایش نابرابری درآمدی خواهند شد که منطبق بر ادبیات تحقیق است. نتایج تحقیق همچنین نشان می‌دهد که اثر مالیات بر ثروت بر شکاف نابرابری شهری در استان خوزستان منفی و معنادار است و افزایش مالیات بر ثروت باعث کاهش شکاف درآمدی بین افراد می‌شود و می‌تواند نوعی ابزار برای کاهش تضاد طبقاتی برای استان باشد.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اثر هزینه‌های جاری و عمرانی دولت در استان بر ضریب جینی شهری منفی و معنادار است که افزایش هزینه‌های جاری و عمرانی بودجه دولت در استان می‌تواند نوعی درآمد برای طبقات پایین جامعه و تقویت زیرساخت‌ها و تسهیل سرمایه‌گذاری برای استان باشد و موجب کاهش شکاف طبقاتی و کاهش ضریب جینی در استان خواهد شد. نتایج تحقیق همچنین نشان می‌دهد که اثر نرخ بیکاری و تورم بر ضریب جینی شهری منفی و معنادار است که افزایش بیکاری و تورم در استان می‌تواند هزینه‌های شهروندان را افزایش داده و درآمد آنان را کاهش دهد و موجب به‌وجود آمدن شکاف طبقاتی و افزایش ضریب جینی در استان خواهد شد. همچنین نتایج حاکی از آن است که اثر تولید ناخالص داخلی در استان و توان دو تولید ناخالص داخلی استان بر ضریب جینی شهری به ترتیب مثبت و منفی و معنادار بوده است. به بیان دیگر منحنی کوزنتس در بخش شهری استان خوزستان برقرار است. درواقع، افزایش نابرابری درآمدی در استان به دلیل افزایش تولید می‌تواند موقتی باشد و پویایی مکانیزم رشد اقتصادی اثرات مخرب افزایش نابرابری در آینده را جبران خواهد کرد؛ هرچند اتخاذ تدابیر حمایتی از طرف دولت می‌تواند سرعت این بهبود را افزایش دهد. نتایج تحقیق همچنین نشان می‌دهد که اثرات هر دو نوع سرمایه‌گذاری کاربر و دانش‌بر بر کاهش ضریب جینی شهری استان خوزستان تأثیرگذار است.

اثر متغیر ارزش‌افزوده شرکت‌های بزرگ صنعتی استان بر ضریب جینی شهری مثبت و معنادار است. به عبارت دیگر، وجود شرکت‌های بزرگ صنعتی نه تنها نتوانسته به کاهش نابرابری استان کمک کند بلکه نابرابری شهری در استان را افزایش داده است. همچنین نتایج حاکی از آن است که اثر آلودگی هوا در استان بر ضریب جینی شهری مثبت و معنادار است. به عبارت دیگر، افزایش آلودگی ناشی از فعالیت‌های صنعتی و... آلاینده در استان است که منافع این فعالیت‌ها به سمت طبقات پایین جامعه محلی نرسیده و صنایع آلاینده، نه تنها اثرات خارجی منفی آلایندگی را به مردم استان تحمیل می‌کنند بلکه از منظر پرداختی به عوامل تولید ملی نیز نامتوازن عمل کرده و نابرابری در استان را نیز افزایش داده‌اند.

۷. پیشنهادها

با توجه به نتایج تحقیق که نشان می‌دهد اثر متغیر ضریب جینی با یک وقفه بر متغیر وابسته ضریب جینی مثبت و معنادار است، به مدیران و سیاست‌گذاران استان توصیه می‌شود جهت بررسی نابرابری درآمدی در استان همواره به گذشته و روند این متغیر توجه نمایند زیرا ضریب جینی شهری یک روند پیوسته و پویا داشته و گذشته متغیر بر روند امسال متغیر تأثیرگذار خواهد بود. به عبارت دیگر، با بررسی و تحلیل روند نابرابری درآمدی در بخش شهری به تنهایی می‌توان تا حدودی، روند آینده نابرابری استان را پیش‌بینی کرد و برای تغییر آن بهتر می‌توان برنامه‌ریزی کرد. درواقع، باید از اتفاقات گذشته درس گرفت و از تجربه سیاست‌گذاری‌های گذشته مؤثر بر نابرابری برای بهبود توزیع درآمد استفاده کرد.

این نتایج نشان می‌دهد که مالیات بر مصرف یک مالیات در مسیر بی‌عدالتی و نابرابری است زیرا از همه افراد جامعه به یک نسبت مالیات دریافت می‌کند لذا به‌خاطر ملاحظات خاص خوزستان و نابرابری موجود آن، توصیه می‌شود به‌طور خاص خوزستان را از این مالیات مستثنی کنند و یا با تخفیف‌های مالیاتی در برخی کالاها و خدمات موافقت شود. همچنین مهم‌ترین پیشنهاد در این زمینه ایجاد مکانیزم مالیات‌های تصاعدی بر مصرف کالا و خدمات است؛ هرچند این نوع مالیات تصاعدی بر درآمد در کشور وجود دارد اما تصویب این نوع مالیات تصاعدی بر مصرف کالا و خدمات نیز می‌تواند نابرابری درآمدی را کاهش دهد.

با توجه به نتایج تحقیق که نشان می‌دهد اثر مالیات بر درآمد شرکت‌ها بر متغیر وابسته ضریب جینی شهری مثبت و معنادار است، به مدیران و سیاست‌گذاران استان توصیه می‌شود جهت کاهش نابرابری درآمدی در استان همواره به دنبال بهینه کردن و حتی در برخی مواقع کاهش مالیات‌های درآمدی به‌ویژه اقشار آسیب‌پذیر استان باشند زیرا افزایش مالیات بر درآمد می‌تواند نوعی هزینه سنگین برای برخی شهروندان ضعیف استان باشد و موجب به‌وجود آمدن شکاف طبقاتی و افزایش ضریب جینی در استان خواهد شد. به بیان دیگر، با توجه به شرایط نابرابری در استان خوزستان، توصیه می‌شود رقم معافیت مالیات بر درآمد ساکنین بیشتر شود.

با توجه به نتایج تحقیق که نشان می‌دهد اثر هزینه‌های جاری و عمرانی دولت در استان بر ضریب جینی شهری منفی و معنادار است، به مدیران و سیاست‌گذاران استان پیشنهاد می‌شود جهت کاهش نابرابری درآمدی در استان همواره به دنبال افزایش و استفاده بهینه‌تر از ابزار هزینه‌های جاری و عمرانی استانی با استفاده از بودجه‌ریزی عملیاتی و در راستای اهداف توسعه‌ای استان با اولویت قراردادن حمایت از اقشار آسیب‌پذیر استان باشند زیرا افزایش هزینه‌های جاری و عمرانی بودجه دولت در استان می‌تواند نوعی درآمد برای طبقات پایین جامعه برای استان باشد و موجب کاهش شکاف طبقاتی و کاهش ضریب جینی در استان خواهد شد.

با توجه به نتایج تحقیق که نشان می‌دهد اثر نرخ بیکاری و تورم بر ضریب جینی شهری مثبت و معنادار است، به مدیران و سیاستگذاران استان توصیه می‌شود جهت کاهش نارضایتی و نابرابری درآمدی در استان همواره به دنبال کاهش شاخص قیمت‌ها و کاهش نرخ بیکاری به‌ویژه برای اقشار آسیب‌پذیر استان باشند زیرا افزایش بیکاری و تورم در استان می‌تواند هزینه‌های شهروندان را افزایش داده و درآمد آنان را کاهش دهد و موجب به‌وجود آمدن شکاف طبقاتی و افزایش ضریب جینی در استان خواهد شد. در این مسیر استفاده از ابزار تقویت زیرساخت‌ها و همچنین هدایت صنایع بزرگ صنعتی استان در راستای اشتغال‌زایی و حمایت از اقشار آسیب‌پذیر در برابر تورم به‌صورت ویژه در استان خوزستان پیشنهاد می‌شود.

با توجه به اثرات منفی افزایش تولید استان بر نابرابری درآمدی، پیشنهاد اتخاذ سیاست‌های حمایتی و توزیعی مطرح می‌شود. درواقع، این توصیه در این جهت است که بسیاری از منتقدین رشدگرایی در استان و کشور، یکی از عوامل مهم افزایش نابرابری را

انباشت سرمایه و افزایش تولید در استان و کشور می‌دانند اما نتایج این مطالعه با تأکید منحنی کوزنتس در بخش شهری استان خوزستان، درواقع افزایش نابرابری درآمدی در استان به دلیل افزایش تولید می‌تواند موقتی باشد و پویایی مکانیزم رشد اقتصادی می‌تواند اثرات مخرب افزایش نابرابری در آینده را جبران کند. درواقع، با توجه به ضرایب تحقیق (gdp و gdp2) و محاسبه نقطه حداکثر gini که در میزان رشد تولید ۰/۲۳۴ به‌دست آمده است، تا زمانی که رشد تولید استان به ۲۳ درصد برسد، افزایش تولید می‌تواند نابرابری را بیشتر کند و افزایش تولید فراتر از رشد ۲۳ درصد می‌تواند نابرابری را کاهش دهد. لذا پیشنهاد می‌شود در کنار سیاست‌های رشدگرایی، اتخاذ تدابیر حمایتی از طرف دولت جهت کاهش نابرابری انجام شود.

با توجه به نتایج تحقیق که نشان می‌دهد اثرات هر سه نوع سرمایه‌گذاری کاربر، سرمایه‌بر و دانش‌بر، بر کاهش ضریب جینی شهری استان خوزستان منفی و معنادار است، به مدیران و سیاست‌گذاران استان پیشنهاد می‌شود جهت کاهش نارضایتی و نابرابری درآمدی در استان به دنبال تشویق و حمایت از انواع سیاست‌های سرمایه‌گذاری کاربر، سرمایه‌بر و دانش‌بر در استان باشند زیرا افزایش سرمایه‌گذاری‌ها با اثرگذاری بر بهره‌وری نیروی کار می‌تواند شکاف طبقاتی در استان را کاهش دهد.

با توجه به نتایج تحقیق که نشان می‌دهد اثر متغیر ارزش افزوده شرکت‌های بزرگ استان بر ضریب جینی شهری مثبت و معنادار است، می‌توان نتیجه گرفت که وجود این شرکت‌های بزرگ در استان نتوانسته منافع محلی را ایجاد کند و باعث کاهش نابرابری درآمدی در بخش شهری شود. لذا پیشنهاد می‌شود با یک هماهنگی و برنامه‌ریزی دقیق بین شرکت‌های بزرگ و مدیران استانی، با سیاست‌هایی همچون افزایش اشتغال بومی و آموزش نیروهای بومی استان در راستای کاهش نارضایتی و نابرابری درآمدی استان گام بردارند.

نتایج تحقیق نشان داده است که افزایش مهاجرت در استان باعث افزایش نابرابری در استان می‌شود که پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاری مبتنی بر کاهش مهاجرت از استان و حمایت از نیروی انسانی استان با استفاده از انواع جذابیت‌ها و حمایت‌ها باشد.

همچنین نتایج تحقیق نشان داده است که افزایش آلودگی در استان باعث افزایش نابرابری در استان می‌شود که پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاری مبتنی بر کاهش آلودگی در استان باشد. درواقع، شرکت‌های بزرگ صنعتی نه تنها اثرات مثبتی بر توسعه استان نداشته‌اند

بلکه اثرات خارجی آلودگی آنها باعث افزایش نابرابری در استان نیز خواهد شد که می‌توان آن را با سیاست‌گذاری مدیریت کرد. با توجه مباحث مطرح شده در این مطالعه، پیشنهاد می‌شود جهت بررسی پیوند و ارتباط شرکت‌های بزرگ دولتی در استان و رشد اقتصاد منطقه، ارتباط و پیوند این شرکت‌های بزرگ ملی با اقتصاد و معیشت مردم بیشتر مورد کندوکاو قرار گیرد تا بتوان با پیشنهادهایی همچون تکمیل صنایع و حتی خدماتی که به کارکنان این شرکت‌ها داده می‌شوند، به این بحث ادامه داد تا مشخص شود آیا استان می‌تواند نفع بیشتری از وجود این شرکت‌ها ببرد؟

تعارض منافع

وجود ندارد.

سپاسگزاری

بدین‌وسیله از معاونت پژوهشی دانشگاه شهید چمران اهواز که در انجام این تحقیق مؤلف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.

ORCID

Sayed Amin Mansouri https://orcid.org/0000-0003-1251-4028
Seyed Morteza Afghah https://orcid.org/ 0000-0001-8903-6998
Behrouz sadeghi Ameroabadi https://orcid.org/0000-0002-9992-2114
Hassan Farazmand https://orcid.org/0000-0001-9849-8983
Yaghoub Andayesh https://orcid.org/0000-0002-0844-3557
Ali Boudaghi https://orcid.org/0000-0002-3830-3045

منابع

اکبری، نعمت‌الله، فرهمند، شکوفه و جمالی، سمیه. (۱۳۹۰). تحلیل فضایی تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر نابرابری درآمد در ایران با رهیافت رگرسیون وزنی جغرافیایی (GWR). فصلنامه علمی پژوهشی *اقتصاد مقداری*، ۸(۳)، ۱-۲۶. doi: 10.22055/jqe.2011.10591

جلالی، محسن. (۱۳۸۷). بررسی و برآورد ضریب جینی در ایران. فصلنامه *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۲(۳۶)، ۱۱۵-۱۳۴ برگرفته از https://ijer.atu.ac.ir/article_3568_b67d90fa8c9e5e94d791bffbfb310da8.pdf

حسنوند، داریوش و نادمی، یونس. (۱۳۹۷). تحلیل تجربی حاکمیت رابطه ماندل بین نرخ بهره و تورم در ایران: رهیافت فضا-حالت. *اقتصاد پولی مالی*، ۲۵(۱۵)، ۲۱۹-۲۳۸. doi: 10.22067/pm.v25i16.63738

خانزادی، آزاد، حیدریان، مریم و مرادی، سارا. (۱۳۹۳). بررسی و تحلیل نقش و اثرات درآمدهای مالیاتی بر توزیع درآمد و توسعه انسانی (مطالعه موردی کشور ایران). فصلنامه علمی پژوهشی *اقتصاد مقداری*، ۱۱(۴)، ۱۳۵-۱۵۸. https://jqe.scu.ac.ir/article_11876.html

رنانی، محسن، شیرازی، همایون و صادقی عمروآبادی، بهروز. (۱۳۹۳). بررسی عوامل مؤثر در جریان مهاجرت از ایران با استفاده از مدل پانل پویا. فصلنامه *تحقیقات اقتصادی*، ۴۹(۲)، ۳۳۷-۳۶۲. doi: 10.22059/jte.2014.51797

سیفی‌پور، رویا و رضایی، محمدقاسم. (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با تأکید بر مالیات‌ها. *پژوهشنامه مالیات*، ۱۹(۱۰)،۱۲۱-۱۴۲. URL: http://taxjournal.ir/article-۱-۱۰۰-fa.html

شکیبایی، علیرضا، صادقی، زین‌العابدین و سلمانی، زهرا. (۱۳۹۷). بررسی اثر اشتغال صنعتی بر نابرابری درآمد در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته. فصلنامه علمی *پژوهش‌های اقتصاد صنعتی*، ۲(۵)، ۶۱-۷۸. doi: 10.30473/indeco.2020.47492.1113

صادقی، سیدکمال، بهشتی، محمدباقر، رنج‌پور، رضا و ابراهیمی، سعید. (۱۳۹۷). تحلیل تجربی تأثیر مالیات‌های مستقیم بر توزیع درآمد در ایران: کاربرد مدل خودرگرسیون برداری عامل افزوده. *پژوهشنامه مالیات*، ۲۶(۳۷)، ۴۱-۷۲. http://taxjournal.ir/article-1-1379-fa.html.

صادقی عمروآبادی، بهروز. (۱۴۰۱). تحلیل اثرات همجمعی نامتقارن منابع رانتی دولت بر نابرابری درآمدی کشورهای منا. فصلنامه علمی *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۹(۳)، ۱۱۳-۱۴۶. doi: 10.22034/ecoj.2022.42390.2748.

صادقی عمروآبادی، بهروز و هوشمندی، حمید. (۱۴۰۰). تحلیل اثرات نابرابری درآمدی بر بدهی عمومی دولت در کشورهای عضو اوپک، رویکرد آستانه‌ای پانل. فصلنامه *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*. ۲۹(۹۷)، ۳۱۳-۳۳۵. doi: 10.52547/qjerp.29.97.313

صمدی، سعید، واعظ، محمد و قاسمی، محمدرضا. (۱۳۹۰). فصلی کردن سری‌های زمانی (مطالعه موردی درآمدهای نفتی دولت، شاخص قیمت مصرف‌کننده و نقدینگی). *اقتصاد پولی مالی*، ۱۸(۲)، ۱-۱۵. doi: 10.22067/pm.v18i2.27600

طیب‌نیا، علی، زارعی، عباس و یاری، حمید. (۱۳۸۹). بررسی تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی، مطالعه موردی کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا. دوفصلنامهٔ علمی *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۲(۸۱)، ۱۳۷-۱۵۴. doi: 10.22096/esp.2010.26225

فطرس، محمدحسن و معبودی، رضا. (۱۳۸۷). بررسی روابط بین نابرابری درآمد و نابرابری هزینه مصرف در ایران طی سال‌های ۱۳۵۸-۱۳۸۵. فصلنامه *اقتصاد مقداری*، ۱۸(۵)، ۱۳۷-۱۶۰. برگرفته از https://www.sid.ir/paper/359073/fa

مرادی، فاطمه، جعفری، محمد و فتاحی، شهرام. (۱۴۰۲). تأثیر حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب درحال‌توسعه و توسعه‌یافته؛ با تأکید بر کنترل فساد. فصلنامه علمی پژوهشی *اقتصاد مقداری*، ۲۰(۳)، ۱۱۰-۱۳۵.2374.2021.37420.10.22055/jqe :doi

منصوری، سیدامین، افقه، سیدمرتضی و باوی، معصومه. (۱۴۰۲). بررسی تأثیر ابعاد توسعهٔ مالی بر توزیع درآمد با تأکید بر داده‌های بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۲(۴۵)، ۲۲۳-۲۵۸. doi: 10.22084/aes.2022.25664.3394

منصوری، سیدامین و افقه، سیدمرتضی. (۱۳۹۹). بررسی تأثیر آزادی‌های سیاسی، اقتصادی و شخصی در توسعهٔ انسانی (رویکرد بین کشوری). مطالعات *اقتصاد سیاسی بین‌الملل*، ۳(۱)، ۲۷۹-۳۰۱. doi: 10.22126/ipes.2020.3663.1062

منصوری، سیدامین و افقه، سیدمرتضی. (۱۳۹۶). بررسی اثرهای متقابل آزادی و حکمرانی بر توسعهٔ انسانی (رویکرد داده‌های تابلویی در دورهٔ ۱۹۹۵-۲۰۱۵). *مطالعات راهبردی سیاستگذاری عمومی*، ۷(۲۵)، ۱۳۵-۱۵۵. https://sspp.iranjournals.ir/article_29730.html

منصوری، سیدامین، فرازمند، حسن و افقه، سیدمرتضی. (۱۴۰۰). بررسی تاب‌آوری اقتصادی در صنایع کوچک و متوسط استان خوزستان ناشی از همه‌گیری ویروس سارس-کو۲ (کرونا). *اقتصاد باثبات*، ۲(۳)، ۱-۳۰. doi: 10.22111/sedj.2021.40408.1153

مهرآرا، محسن و اصفهانی، پوریا. (۱۳۹۴). بررسی رابطهٔ بین توزیع درآمد و ساختار مالیاتی کشورهای منتخب. *پژوهشنامه مالیات*، ۲۳(۲۸). ۲۰۹-۲۲۸. http://taxjournal.ir/article-۷۷۰-۱-fa.html

موسوی جهرمی، یگانه، خداداد کاشی، فرهاد و موسی‌پور، احمدی عالمه. (۱۳۹۳). ارزیابی عوامل موثر بر نابرابری درآمدی در جامعه. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۹(۶۱)، ۱۱۷-۱۴۷. https://ijer.atu.ac.ir/article_1697.html

Reference

Afonso, A., Schuknecht, L. & Tanzi, V. (2010). Income distribution determinants and public spending efficiency. *The Journal of Economic Inequality*, *8*(3), 367-389. doi.org/10.1007/s10888-010-9138-z.

Baghiatallah, M., Hasan, F., Sayed Aziz, A. & Sayed Amin, M. (2022). Tax reform and the dynamics of macroeconomic variables in Iran: A dynamic stochastic general equilibrium (DSGE). *Journal of Tax Research*, *30*(54), 7-28. doi:10.52547/taxjournal.30.54.7 [In Persian]

Bakija, J., Cole, A. & Heim, B. T. (2012). Jobs and income growth of top earners and the causes of changing income inequality: Evidence from US tax return data. In: Williams College, Williamstown, MA.

Berri, A., Lyk-Jensen, S. V., Mulalic, I. & Zachariadis, T. (2014). Household transport consumption inequalities and redistributive effects of taxes: A repeated cross-sectional evaluation for France, Denmark and Cyprus. *Transport Policy*, *36*, 206-21. doi: 10.1016/j.tranpol.2014.08.007

Besley, T. & Kanbur, R. (1990). The principles of targeting, policy, research. Retrieved from

Bhandari, A. & Mc Grattan, E. R. (2021). Sweat equity in US private business. *The Quarterly Journal of Economics*, *136*(2), 727-781 . http://hdl.handle.net/10.1093/qje/qjaa041

Bird, R. M. & Zolt, E. M. (2014). Redistribution via taxation: The limited role of the personal income tax in developing countries. *Annals of Economics and Finance*, *15*(2), 625-683 . http://down.aefweb.net/AefArticles/aef150204Bird.pdf

Boot, J. C. G., Feibes, W. & Lisman, J. H. C. (1967). Further methods of derivation of quarterly figures from annual data. *Applied Statistics*, *16*(1), 65-75. doi.org/10.2307/2985238.

Chow, G. C. & Lin, A. L. (1976). Best linear unbiased estimation of missing observations in an economic time series. *Journal of the american statistical association*, *71*(355), 719-721. doi.org/10.2307/2285608.

Chu, K. Y., Davoodi, H. R. & Gupta, S. (2000). Income distribution and tax and government spending policies in developing countries: International Monetary Fund, Fiscal Affairs Department.

Engel, E. M., Galetovic, A. & Raddatz, C. E. (1999). Taxes and income distribution in Chile: some unpleasant redistributive arithmetic. *Journal of Development Economics*, *59*(1), 155-192. RePEc:eee:deveco:v:59:y:1999:i:1:p:155-192.

Fotros, M. H. & Maaboudi ,R. (2008). A study of the relationships between income inequality and consumption expenditure inequality in Iran, during 1979-2006. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *18*(5), 137-160. Retrieved from https://www.sid.ir/paper/359073/en [In Persian]

Harms, P. & Zink, S. (2003). Limits to redistribution in a democracy: a survey. *European Journal of Political Economy*, *19*(4), 651-668. doi.org/10.1016/S0176-2680(03)00021-1.

Hassanvand, D. & Nademi, Y. (2018). Empirical analysis of existence of the mundell's relationship between interest rate and inflation in Iran: a state-space approach. *Monetary & Financial Economics*, *25*(15), 219-238. doi:10.22067/pm.v25i16.63738

Hettich, W. & Winer, S. L. (1988). Economic and political foundations of tax structure. *The American Economic Review*, *78*(4), 701-712. RePEc:aea:aecrev:v:78:y:1988:i:4:p:701-12.

Jalali, M. (2008). An estimation of gini coefficient in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, *12*(36), 115-134 Retrieved from https://ijer.atu.ac.ir/article_3568_b67d90fa8c9e5e94d791bffbfb310da8.pdf [In Persian]

Kaymak, B. & Poschke, M. (2016). The evolution of wealth inequality over half a century: The role of taxes, transfers and technology. *Journal of monetary economics*, *77*, 1-25. doi: 10.1016/j.jmoneco.2015.10.004

Khanzadi, A., Heidarian, M. & Moradi, S. (2015). Analyzing the role and impacts of tax revenues on Income distribution and human development (A case study of Iran). *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *11*(4), 135-158. Retrieved from https://jqe.scu.ac.ir/article_11876_8ba5c541b02395c60125731af637b342.pdf [In Persian]

Mahmoudinia, D. & Amroabadi, B.S. (2023). Good governance and financial crises: A global evidence. *Global Business and Economics Review*, *29*(2), 181-211. RePEc:ids:gbusec:v:29:y:2023:i:2:p:181-211.

Mansouri, S. & Afghah, S. (2020). Survey the Impact of political, economic and personal freedoms on human development index (a cross-country approach). *International Political Economy Studies*, *3*(1), 279-301. doi:10.22126/ipes.2020.3663.1062 [In Persian]

Mansouri, S. A., Afghah, S. M. & Bavi, M. (2023). Investigating the Impact of financial development dimensions on income distribution with emphasis on Tehran stock exchange data. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *12*(45), 223-258. doi:10.22084/aes.2022.25664.3394 [In Persian]

Mansouri, S. A. & Afghan, S. M. (2018). Interactions between freedom , governance and human development (an approach of panel data for the period 1995-2015). *Strategic Studies of public policy*, *7*(25), 135-155. Retrieved from https://sspp.iranjournals.ir/article_29730_76e7954f1fe4d45f4a2c42f70e1bd60d.pdf [In Persian]

Mansouri, S. A., Farazmand, H. & Afghah, M. (2021). Investigation of economic resilience in small and medium industries of Khuzestan province due to SARS-CoV-2 (Corona) Epidemic. *Stable Economy Journal*, *2*(3), 1-30. doi:10.22111/sedj.2021.40408.1153 [In Persian]

Mansouri, S. A., Farazmand, H., Afghah, S. M. & Alizade, M. (2022). Structural modeling of the relationship between tax evasion and the hidden economy with the Panel MIMIC approach. *Quarterly Journal*

of Economic Research and Policies, *30*(103), 159-195 . doi:10.52547/qjerp.30.103.159 [In Persian]

McLure Jr, C. (1984). The evolution of tax advice and the taxation of capital income in the USA. *Environment and Planning C: Government and Policy*, *2*(3), 251-269. doi.org/10.1068/c020251.

Mehrara, M. & Esfahani, P. (2016). The relationship between income distribution and tax structure in the selected countries. *Journal of Tax Research*, *23*(28), 209-228. Retrieved from http://taxjournal.ir/article-1-770-en.html [In Persian]

Milanovic, B. (2000). The median-voter hypothesis, income inequality, and income redistribution: An empirical test with the required data. *European Journal of Political Economy*, *16*(3), 367-410. doi.org/10.1016/S0176-2680(00)00014-8.

Moradi, F., Jafari, M. & Fatahi, S. (2023). The impact of good governance on income inequality in selected developing and developed countries with an emphasis on control of corruption. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *20*(3), 110-135. doi:10.22055/jqe.2021.37420.2374 [In Persian]

Mousavi Jahromi, Y., Khodadad Kashi, F. & Moosapour Ahmadi, A. (2015). Evaluation of the factors affecting income inequality. *Iranian Journal of Economic Research*, *19*(61), 117-147. Retrieved from https://ijer.atu.ac.ir/article_1697_583281c121ee0d55eefecd41ad0cc0cc.pdf [In Persian]

Oueslati, W., Zipperer, V., Rousselière, D. & Dimitropoulos, A. (2017). Energy taxes, reforms and income inequality: An empirical cross-country analysis. *International Economics*, *150*, 80-95. doi: 10.1016/j.inteco.2017.01.002.

Piketty, T., Saez, E. & Stantcheva, S. (2014). Optimal taxation of top labor incomes: A tale of three elasticities. *American Economic Journal: Economic Policy*, *6*(1), 230-271. doi: 10.1257/pol.6.1.230.

Ramirez, J. (2002). Redistribution and fiscal policy. In: Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper.

Renani, M., Shirazi, H. & Sadeghi Amroabadi, B. (2014). Determinants of Iran's emigration flows: An application of the dynamic panel data approach. *Journal of Economic Research* (Tahghighat- E- Eghtesadi), *49*(2), 337-362. doi:10.22059/jte.2014.51797

Sadeghi Amroabadi, B. (2022). Analyzing the asymmetric cumulative effects of rentier state on income inequality in Mena countrie. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *9*(3), 113-146. doi:10.22034/ecoj.2022.42390.2748 [In Persian]

Sadeghi Amroabadi, B. & Hooshmandi, H. (2021). Analyzing the effects of income inequality on public debt in OPEC member states by threshold panel. *qjerp*, *29*(97), 313-335. doi: 10.52547/qjerp.29.97.313 [In Persian]

Sadeghi, S. K., Beheshti, M. B., Ranjpour, R. & Ebrahimi, S. A. (2018). An empirical analysis of effects of direct taxes on income distribution in Iran: A FAVAR approach. *Journal of Tax Research*, *26*(37), 41-72. Retrieved from http://taxjournal.ir/article-1-1379-en.html [In Persian]

Samadi, S., Vaez, M. & Ghasemi, M. R. (2012). Qurterizing time-series (A case study, government oil revenues, consumer price index and liquidity). *Monetary & Financial Economics*, *18*(2), 1-15. doi:10.22067/pm.v18i2.27600 [In Persian[

Seifeepour, R. & Rezaee, M. (2011). An analysis of the effective factors on income distribution in Iran with the emphasis on taxes. *Journal of Tax Research*, *19*(10), 121-142. Retrieved from http://taxjournal.ir/article-1-100-en.html [In Persian]

Shakibai, A., Sadeghi, Z. & Salmani, Z. (2018). Evaluating the Impact of industrial employment on income inequality in developing and developed countries. *Industrial Economic Research*, *2*(5), 61-78. doi:10.30473/indeco.2020.47492.1113 [In Persian]

Schultz, T. P. (1969). Secular trends and cyclical behavior of income distribution in the united states: 1944–1965. In Six papers on the size distribution of wealth and income (pp. 75-106). NBER.

Slemrod, J. (1990). Do taxes matter?: The impact of the Tax Reform Act of 1986. (No Title) .

Taeibnia, A., Zareei, A. & Yari, H. (2010). The effect of financial development on income inequality: A case study for the middle east and north african countries. *The Journal of Economic Studies and Policies*, *2*(81), 137-154. doi:10.22096/esp.2010.26225 [In Persian]

Tanzi, V. (1987). The response of other industrial countries to the US Tax Reform Act. *National Tax Journal*, *40*(3), 339-355. doi.org/10.1111/1467-856X.001

استناد به این مقاله: سیدامین، منصوری، افقه، سیدمرتضی، صادقی عمروآبادی، بهروز، فرازمند، حسن، اندایش، یعقوب و بوداقی، علی. (۱۴۰۳). نقش دولت و شرکت های بزرگ محلی بر توزیع درآمد: مطالعه‌ی موردی مناطق شهری استان خوزستان. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹(۹۸)، ۱۹۸-۲۳۳.

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

-- 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

طبقه‌بندی JEL: G28, L11, P34

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 گسترس 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 راننبرگ[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

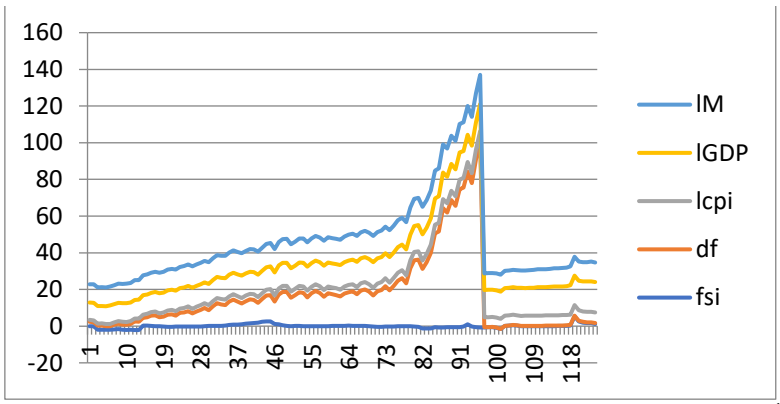
بررسی آمار توصیفی متغیرهای استفاده شده یک مرحله مهم و ضروری برای درک دقیق نتایج است و تحلیل عمیقی در مورد وضعیت متغیرهای مورد بررسی ارائه می‌دهد. بنابراین آمار توصیفی متغیرها در جدول ۲ آورده شده و پس از آن در نمودار ۱ روند بین متغیرها ترسیم شده است.

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	-۵۵٤/٦۱٤۳	NA	۰/۰۰۷۷۳۱	۹/٤٤۳۰۵	۹/۳۷٤۰۷	۹/۳۲٦۹۹۰
۱	-۱۳۵/۱۷۹٦	۷۹٦/۹۲۵۹	۱/۰۸e-۰۵	۳/٤٤۹۸٦*	۳/۰۳۵۹۹	۲/۷۵۲۹۹
۲	-۸٦/۲۷٦۵۳	۸۸/۸٤۰۵۸*	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

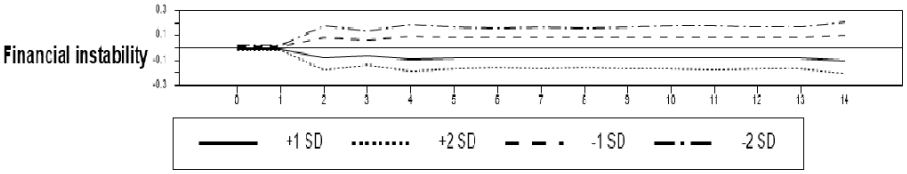
با توجه به اینکه مدل خودرگرسیون برداری به‌صورت فرم خلاصه شده[1] است، ازاین‌رو ضرایب آن قابلیت تفسیر اقتصادی ندارند. لذا برای دستیابی به روابط هم‌زمان بین متغیرها، توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای رشد تولید، بی‌ثباتی مالی و نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی مستخرج از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای دو رژیمی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

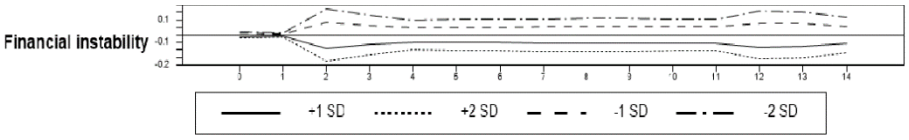
نمودار ۲. عکس‌العمل آنی رشد تولید به شوک مثبت و منفی بی‌ثباتی مالی به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار- رژیم بالا



Response of GDP GROWTH to Shocks, Conditional on upper regime

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



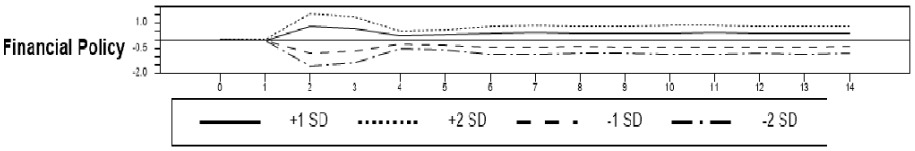
Response of GDP GROWTH to Shocks, Conditional on lower regime

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

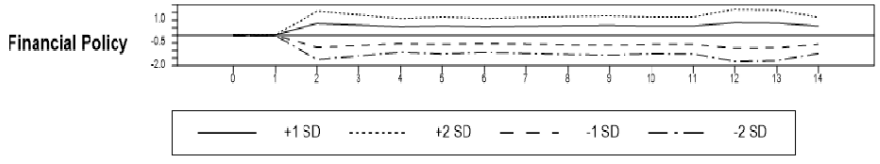
حکومت بیشترین برداشت فرآیند تصمیم‌گیری‌ها را دارد، بی‌ثباتی مالی به علت عدم شفافیت در فرآیند تصمیم‌گیری‌ها، نامطلوب است. در این رژیم‌ها، افراد و شرکت‌ها با بی‌ثباتی در سیاست‌های اقتصادی و مالی مواجه هستند و نمی‌توانند برنامه‌ریزی‌های لازم را برای سال‌های آینده انجام دهند. بنابراین، سرمایه‌گذاری‌ها کاهش 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



مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Rats10

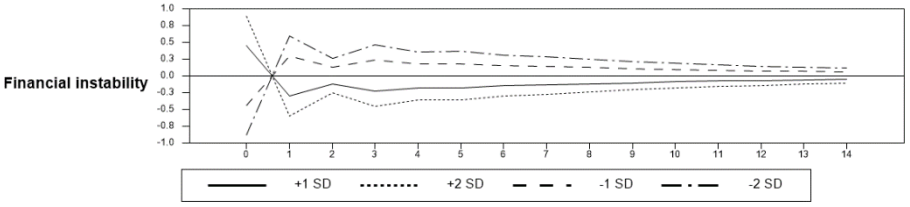
نمودار ۵. عکس‌العمل آنی تولید به شوک مثبت و منفی سیاست‌های مالی (نسبت بدهی به تولید) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار- رژیم پایین



مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Rats10

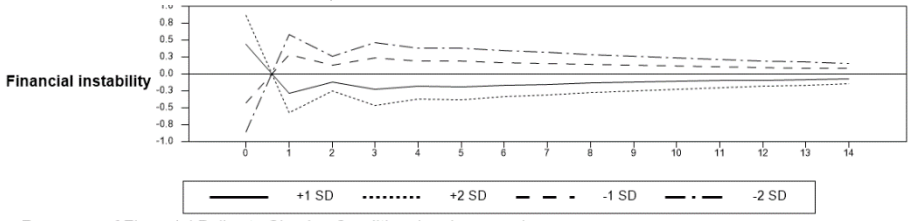
همان‌طور که در نمودارهای ۴ و ۵ مشاهده می‌شود، شوک مثبت سیاست‌های مالی (نسبت بدهی به تولید) در هر دو رژیم و در کل دوره منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی می‌شود. بیشترین واکنش تولید ناخالص داخلی در هر دو رژیم به شوک‌های سیاست مالی به ترتیب برابر ۲- و ۲+ است. طبق نمودارهای ۴ و ۵ اثر شوک منفی بر روی تولید 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

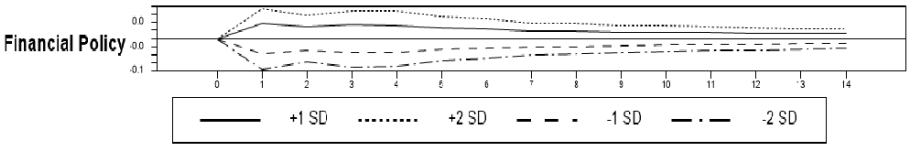


مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Rats10

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.

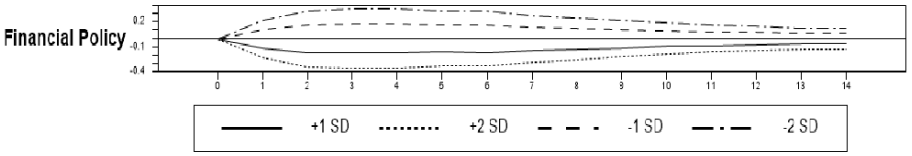
نمودار ۸. عکس‌العمل آنی بی‌ثباتی مالی به شوک مثبت و منفی سیاست مالی به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار- رژیم بالا



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 آستانه‌ای‌کمتر 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

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.

فهرست

آثار به‌کارگیری سیاست تسهیل اعتبار برای تسویه بدهی دولت با پیمانکاران در چارچوب مدل‌های تطبیق روانه انباره.....۵
محمدمهدی عسگری ده‌آبادی، علی نصیری اقدم، حسین درودیان و پریسا مهاجری

اثر اهرمی و نقش نسبت بدهی در شرکت‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران.....٥٤
تیمور محمدی، محمدرضا فقهی کاشانی و مهدی صامعی

تقاضا برای خدمات بانکداری و بانکداری سایه‌ای در ایران ٨٦
میثم امیری و سمیرا فراهانی

بررسی ساز و کار انتقال ریسک آنی در سبد سرمایه‌گذاری با استفاده از رویکرد R2 Connectedness: شواهدی از شرکت سرمایه‌گذاری صندوق بازنشستگی کشور.....۱۲۳
سهیل رودری، علی‌محمد احمدی و وحید امیدی

تناسب نهادی و تعادل‌های اقتصاد سیاسی ایران معاصر: رویکرد نظریه بازی.....۱٦۲
علیرضا رعنائی، روح‌اله شهنازی و سیدعقیل حسینی

نقش دولت و شرکت‌های بزرگ محلی در توزیع درآمد: مطالعه موردی مناطق شهری استان خوزستان ۱۹۸
سیدامین منصوری، سیدمرتضی افقه، بهروز صادقی عمروآبادی، حسن فرازمند، یعقوب اندایش و علی بوداقی

تحلیل تکانه‌های مالی و نحوه اثرگذاری آن‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای.....۲۳٤
سوسن اعتمادی‌نیا، کیومرث شهبازی و خدیجه حسن‌زاده

زمینه های تمرکز فصلنامه:

الف- محورهای اصلی

- اقتصاد پولی و بانکی
- اقتصاد مالی
- اقتصاد شهری، منطقه‌ای و حمل و نقل
- اقتصاد توسعه و برنامه ریزی

ب- رویکرد ها

- رویکردهای چند رشته ای و بین رشته‌ای در تحلیل مسائل اقتصادی
- اقتصاد رفتاری و آزمایشگاهی
- اقتصاد سنجی
- داده- ستانده
- مدل های برنامه ریزی، تصمیم گیری، تئوری بازی و مدل های عامل محور
- نهاد گرایی

ضوابط کلی پذیرش مقاله در فصلنامه:

الف- محتوای مقاله

۱. همراستایی با زمینه‌های تمرکز فصلنامه
۲. دارا بودن جنبهٔ علمی و پژوهشی
۳. عدم ارسال و چاپ در سایر نشریات و کنفرانس‌های داخلی و خارجی

ب- چهارچوب نگارش

۱. ارسال مقالهٔ تایپ شده (حداکثر ۳۰ صفحه در قالب فایل word) از طریق سامانه الکترونیکی به نشانی ijer. atu. ac. ir
۲. ارسال چکیده ***فارسی و انگلیسی*** **به همراه واژگان کلیدی و طبقه‌بندی JEL** (حدود ۱۵۰ کلمه)
۳. در صفحات ابتدایی مقاله، عنوان و چکیده انگلیسی و کلمات کلیدی ارایه شود. چکیده انگلیسی ترجمهٔ کامل و صحیح چکیده فارسی باشد. تاریخ‌های مورد اشاره در چکیده انگلیسی باید به میلادی تبدیل شوند. کلمات کلیدی عیناً ترجمه کلمات کلیدی فارسی (به ترتیب ازAتا Z) و حرف اول کلمات با حرف بزرگ باشد.
٤. ارجاع درون‌متنی و منبع‌نویسی براساس روش APA
٥. ترجمه لاتین منابع فارسی، طبق فرمت استاندارد منابع لاتین، در انتهای منابع آورده شود و در ادامه منبع [In Persian] افزوده شود.
٦. نام کامل نویسنده یا نویسندگان در صفحه اول و عنوان علمی یا شغلی و آدرس الکترونیکی به‌صورت پانویس

۷. درج اعداد در جداول و نمودارها به فارسی و در فرمول‌ها به انگلیسی

۸. رعایت اسـتاندارد A4 با لحاظ نمودن حاشـیه از بالا، پایین، چپ و راسـت به ترتیب ۵/۳، ۵/۳، ۴/۵ و ۴/۵ سانتیمتر و فاصله Multiple 0. 9 بین خطوط و رعایت اندازه فونت‌ها در قالب جدول زیر:

چهارچوب فونت‌های مورد استفاده در تدوین مقاله

موضوع	اندازه	نوع فونت
عنوان مقاله فارسی	15Bold	B Zar
اسامی نویسندگان فارسی	10نازک	B compset
متن چکیده فارسی	11نازک	B Zar
تیترهای داخل متن	14Bold	B lotus
کلیدواژه	12Bold	B lotus
متن	13نازک	B Zar
سرصفحه	10 Bold	B compset
پانویس فارسی	10 نازک	B Zar
پانویس لاتین	10 نازک	Times NewRoman
عناوین جداول، نمودارها و شکل‌ها	11 نازک	B lotus
منابع فارسی	12 نازک	B Zar
منابع لاتین	11 نازک	Times NewRoman
چکیده‌های انگلیسی		
تیتر Abstract	11Bold	Times NewRoman
عنوان مقاله انگلیسی	14Bold	Times NewRoman
اسامی نویسندگان انگلیسی	12نازک	Times NewRoman
متن چکیده انگلیسی	11نازک	Times NewRoman

۹. برای دریافت نسخه کامل راهنمای نگارش به آدرس زیر مراجعه فرمایید:

http://ijer. atu. ac. ir/Journal /authors. note

مشاوران علمی این شماره فصلنامه

- دکتر اسمعیل ابونوری
- دکتر قدرت‌الله امام وردی
- دکتر سجاد برخورداری دورباش
- دکتر حسن حیدری
- دکتر هادی حیدری
- دکتر سعید راسخی
- دکتر فاطمه رجبی
- دکتر محمدرضا فقهی کاشانی
- دکتر پرویز محمدزاده
- دکتر احمد محمدی
- دکتر مجید مداح
- دکتر حبیب مروت
- دکتر میرحسین موسوی
- دکتر پریسا مهاجری

سایر همکاران

ویراستار علمی (فارسی): دکتر تیمور محمدی

ویراستار انگلیسی: پرویز رسولی

ویراستار ادبی: جواد گیانلو

صفحه‌آرا: جواد گیانلو

نشانی: تهران- خیابان شهید بهشتی- نبش احمد قصیر- پژوهشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

کد پستی: ۱۵۱۳۶۱۵۴۱۱

تلفن: ۸۸۷۰۳۲۶۱ و ۲- ۸۸۷۲۵۴۰۰

دورنگار: ۸۸۷۰۳۲۶۳

آدرس وب‌سایت: ijer. atu. ac. ir پست الکترونیکی: ijer@atu. ac. ir

فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصادی ایران
دانشگاه علامه طباطبائی- پژوهشکده اقتصاد
سال بیست‌ونهم- شماره ۹۸- بهار ۱۴۰۳
صاحب امتیاز: دانشگاه علامه طباطبائی
مدیر مسئول: دکتر تیمور محمدی
سردبیر: دکتر علی‌اصغر بانویی
دبیر تخصصی: دکتر رضا طالبلو
کارشناس: سمیه اقلامی

هیأت تحریریه

کریم اسلاملوئیان	حسین عباسی‌نژاد
استاد اقتصاد؛ دانشگاه شیراز	استاد اقتصاد؛ دانشگاه تهران
علی‌اصغر بانویی	قهرمان عبدلی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه تهران
محمد بخشوده	عبدالرسول قاسمی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه شیراز	دانشیار اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی
جاوید بهرامی	غلامرضا کشاورز حداد
دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه صنعتی شریف
اسفندیار جهانگرد	تیمور محمدی
دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی
یدا. . . دادگر	سعید مشیری
استاد اقتصاد؛ دانشگاه شهید بهشتی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه ساسکاچوان
محسن رنانی	ابوالقاسم مهدوی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه اصفهان	دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه تهران
عباس شاکری	عباس ولدخانی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه سوین برن استرالیا

به موجب قانون مطبوعات، پروانه انتشار نشریه فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران به زبان فارسی و انگلیسی به شماره ۱۲۴/۳۵۴۸ مورخ ۱۳۸۰/۴/۹ از سوی وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی ثبت و صادر شده است.
تمام حقوق برای دانشگاه علامه طباطبائی پژوهشکده اقتصاد محفوظ است.
درج مطالب در این نشریه لزوماً منعکس‌کننده دیدگاه پژوهشکده و دانشگاه نیست. بدیهی است مسئولیت صحّت مطالب هر مقاله برعهده نویسنده است.

این نشریه به استناد نامه مورخ ۱۳۸۸/۱۰/۸ مرکز اطلاع‌رسانی منطقه‌ای علوم و فناوری در پایگاه کتابخانه منطقه‌ای علوم و فناوری به نشانی www. srlst. com و همچنین در پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی به نشانی www. sid. ir، بانک اطلاعات نشریات کشور به نشانی www. magiran. com، پرتال جامع علوم انسانی به نشانی www. ensani. ir، پایگاه مجلات تخصصی نور به نشانی www. noormags. ir، سایت www. civilica. com و نیز در سایت نشریات دانشگاه علامه طباطبائی به نشانی ijer. atu. ac. ir نمایه می‌شود.
ارسال مقالات صرفاً از طریق سایت دانشگاه علامه طباطبائی امکان‌پذیر است.
این نشریه دارای ضریب IF از پایگاه استنادی جهان اسلام (ISC) است.
لیتوگرافی، چاپ و صحافی: مرکز چاپ و انتشارات دانشگاه علامه طباطبائی
ISSN 1726-0728

بسم الله الرحمن الرحیم

دانشگاه علامه طباطبائی
پژوهشکده اقتصاد

پژوهش‌های اقتصادی ایران

فصلنامه علمی- پژوهشکده اقتصاد
دانشگاه علامه طباطبائی

سال بیست‌ونهم - شماره نود و هشتم
بهار ۱۴۰۳

این نشریه براساس تأییدیهٔ شمارهٔ ۳/۲۹۱۰/۴۸۸ به تاریخ ۱۳۸۱/۴/۱۸ کمیسیون بررسی نشریات علمی کشور حایز شرایط دریافت درجهٔ علمی ـ پژوهشی شناخته شد.