



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 101, Winter 2025

Iranian Journal of ECONOMIC RESEARCH

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

Volume 29, Issue 101, Winter 2025

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)
Managing Editor: Somayeh Aghlami

Editorial Board:

Hossein Abbasinejad
Professor,
University of Tehran

Ghahreman Abdoli
Professor,
University of Tehran

Javid Bahrani
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

- | | |
|-----------------------|----------------------|
| ◆ Yadollah Dadgar | ◆ Parisa Mohajeri |
| ◆ Hasan Heidari | ◆ Teymour Mohammadi |
| ◆ Amir Khademalizadeh | ◆ Mirhossein Mousavi |
| ◆ Morteza Khorsandi | ◆ Reza Talebloo |
| ◆ Mohsen Mehrara | |

Scientific Editor: Teymour Mohammadi

English Editor: Parviz Rasooli

Literary editor & Layout Designer: Javad Gianloo

Contents:

Influential Factors of the Economic Complexity Index Based on the Social Orders Approach: A Case Study of Iran's Economy	6
<i>Mahya Allahgholi & Farshad Momeni</i>	
Government Off-Budget Operations and Their Impact on Inflation Based on Fiscal Dominance in Banking System: The Case of Iran	43
<i>Hossein Tavakolian, Reza Taleblou & Shaghayegh Abbasali</i>	
Factors Influencing Bank Risk-Taking with an Emphasis on Monetary Policy, Regulations, and Macroeconomics.....	83
<i>Mohammad Ali Dehghan Dehnavi, Meysam Amiri & Amin Khorshidsavar</i>	
Impact of Geopolitical Risk on Price Indices of Selected Industries in the Tehran Stock Exchange: An Approach Based on QQC and SVAR Models	119
<i>Iman Dadashi & Vahid Omid</i>	
Factors Influencing the Housing Price and Its Convergence in Provinces of Iran: A Spatial Econometric Approach.....	160
<i>Ali Hasanvand</i>	
Investigating Macroeconomic Shocks in the Housing Market Using the Self-Explanatory Model of the Generalized Factor Vector	191
<i>Aso Esmailpour, Jafar Haghighat & Zahra Karimi Tekanlou</i>	
Institutional Economics in Environmental Policy Formulation: The Effects of the Internet, Democratic Process, and Government Services Delivery on CO2 Emissions: Panel Quantile Model Approach	237
<i>Narges Salehnia, Najmeh Sourinaseri & Vahid Rezaei</i>	

Influential Factors of the Economic Complexity Index Based on the Social Orders Approach: A Case Study of Iran's Economy

Mahya Allahgholi* 

Ph.D. Candidate in Economics,
Allameh Tabataba'i University,
Tehran, Iran

Farshad Momeni 

Professor in Economics, Allameh
Tabataba'i University, Tehran, Iran

Abstract

The Economic Complexity Index (ECI) can be considered as a development indicator, given its superior predictive power in predicting economic growth and income inequality. However, it suffers from shortcomings such as the inability to distinguish differences in the complexity levels of economies. This highlights the need for a theoretical model to explain the ECI. Within the framework of the social orders approach, the type of social order is identified as a key distinction between developed and developing economies. Using a descriptive–analytical method, this study aimed to identify the influential factors of the ECI. In this respect, three key variables were examined: the state of property rights, the business environment, and the type of people's access to organizations. The analysis focused on Iran's ECI over a ten-year period (2010–2020), alongside three other indices, namely International Property Rights, Ease of Doing Business, and Economic Freedom— as an estimates of the chosen variables. According to the results, the International Property Rights Index, compared to the other two indices, has the strongest positive correlation with the ECI.

1. Introduction

Assuming stable conditions, the Economic Complexity Index (ECI) measures a country's production capacity and its potential future

* Corresponding Author: mahya.allahgholi@gmail.com

How to Cite: Allahgholi, M. & Momeni, F. (2025). Influential Factors of the Economic Complexity Index Based on the Social Orders Approach: A Case Study of Iran's Economy. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(101), 6-42.

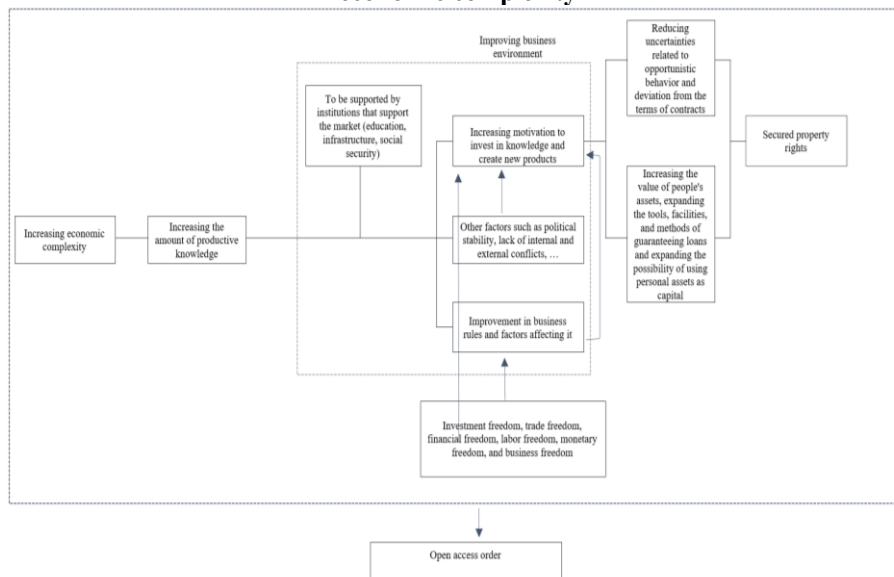
development by analyzing the information about its exports. Countries that produce and export more diverse and unique products tend to have more complex economies, leading to higher economic growth prospects and reduced inequality. Such countries manage to produce better and smarter products by sharing knowledge among citizens and reintegrating knowledge within institutions, organizations, and groups. However, the ECI does not explain why some economies become more complex over time while others do not. Understanding these dynamics requires more in-depth studies of various economic conditions and factors influencing the ECI. Using the social order approach as an analytical framework, the present research aimed to explore why Iran's economy has failed to improve in the ECI rankings over recent years. A key determinant of economic complexity is productive knowledge. This kind of knowledge manifests in the variety of existing companies, the range of jobs required to sustain them, and the level of interaction between companies within the society. Therefore, understanding differences in the levels of economic complexity and their future trajectories depends on how effectively these economies expand the total pool of knowledge, as in increasing the diversity of knowledge available to people and enterprises and fostering conditions that enable its integration through organizations, which serve as human interaction networks.

In their analysis of social orders vis-à-vis violence control, North et al. (2009) categorized countries into two types: limited access (natural states) and open access. The key distinguishing factor of an open access order is the presence of competition at all economic and political levels. Based on this approach, three levels of explanation can be proposed to account for differences in economic complexity and the processes these countries undergo. The first level concerns the type of people's access to organizations. In an open access order, this access provides opportunities for economic entrepreneurs to engage in creative destruction. Within this structure, entrepreneurs can advance toward more complex products by modifying existing production processes or developing new products through investment in human capital and the accumulation of physical capital by shifting the boundaries of existing knowledge. The second level focuses on the business environment, which influences the motivations of individuals and companies. The business environment within a society is considered as a key factor shaping individual and corporate choices to diversify knowledge and learning. Finally, the third level addresses transaction costs associated with integrating knowledge within organizations. Given that transaction costs and property rights are measured by similar criteria, the third key factor influencing economic complexity is the state of property rights.

2. Materials and Methods

The theoretical–conceptual model illustrating the relationship between three factors influencing economic complexity is shown in Figure 1. To assess the type of people’s access to organizations, the business environment, and property rights, the following indices were used: the Economic Freedom Index from the Heritage Foundation, the Ease of Doing Business Index from the World Bank, and the International Property Rights Index. The research adopted a descriptive–analytical method and conducted data mining using Power BI and Excel. It is important to note that some data on sub-indices for Iran are incomplete or inaccurately estimated. Consequently, using them in a model to study Iran’s economy may lead to errors. Therefore, this study is limited to analyzing existing trends.

Figure 1. The theoretical–conceptual model of the relationship between property rights, business environment and people’s access to organizations with economic complexity



Source: Research findings

3. Results and Discussion

According to the Atlas of Economic Complexity, in 2020, Iran ranked 85th out of 133 countries, with an economic complexity index of -0.39. Over the past decade, the index has shown only a slight improvement, and Iran’s ranking has risen by 11 points. Given the significant share of fuels in Iran’s exports, an analysis of this sector alongside the economic complexity index trend revealed that a decline in the fuel sector’s share

generally coincided with an improvement in complexity index. However, the lack of improvement in Iran's ECI—despite a decrease in the fuel sector's share in 2012, 2015, and 2019—can be attributed to the addition of more low-complexity goods to the export basket during those years. Conversely, the increase in the fuel sector's share in 2017, alongside no change in the complexity index compared to 2016, resulted from the inclusion of products with positive complexity in the export basket that year. According to the findings, the improvement in Iran's ECI resulted from the improvements in the sub-indices of political stability, registering property, and patent protection (in the International Property Rights Index), protecting minority investors, dealing with construction permits, and getting electricity (in the Ease of Doing Business Index), as well as governance integrity and trade freedom (in the Economic Freedom Index). Additionally, the study found that the ECI has a positive and moderate correlation with the International Property Rights Index (0.49), the Ease of Doing Business Index (0.55), and the Economic Freedom Index (0.41). The correlation coefficients of these indices with Iran's ECI were found to be 0.52, 0.21, and 0.48, respectively.

4. Conclusion

This study used of the social order approach as a theoretical framework, which significantly contributed to a better understanding of the factors influencing the ECI. The analysis also demonstrated that the International Property Rights Index provided a better explanation of the trend in Iran's ECI compared to the other two indices.

Keywords: Economic Complexity Index, Social Orders, Property Rights, Business Environment, Type of People's Access to Organizations

JEL Classification: B52, P26, O30

عوامل مؤثر بر شاخص پیچیدگی اقتصادی براساس رهیافت نظم‌های اجتماعی (مطالعه موردی اقتصاد ایران)

دانشجوی دکتری رشته اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

محیا اله قلی * ID

استاد، گروه برنامه‌ریزی و توسعه اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

فرشاد مومنی ID

چکیده

در نظر گرفتن شاخص پیچیدگی اقتصادی به مثابه شاخص توسعه به واسطه قدرت برآورد بیشتر در پیش‌بینی رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی به نسبت شاخص‌های مشابه در کنار کاستی‌هایی نظیر ناتوانی در بیان تفاوت در سطوح پیچیدگی اقتصادها، بهره‌گیری از الگوی نظری برای تبیین این شاخص را اجتناب‌ناپذیر می‌کند. در رهیافت نظم‌های اجتماعی، نوع نظم اجتماعی حاکم به عنوان عامل تفاوت اقتصادهای توسعه‌یافته و درحال توسعه عنوان می‌شود و در این مقاله تلاش شده است تا از این مسیر عوامل مؤثر بر این شاخص شناسایی گردد. در این مطالعه با استفاده از روش توصیفی تحلیلی، وضعیت حقوق مالکیت، فضای کسب‌وکار و نوع دسترسی افراد به سازمان‌ها به عنوان سه متغیر اثرگذار بر این شاخص شناخته شده‌اند. بررسی شاخص پیچیدگی اقتصادی ایران طی دوره ده ساله (۹۹-۱۳۸۹) و سه شاخص حقوق مالکیت بین‌المللی، سهولت انجام کسب‌وکار و آزادی اقتصادی، به ترتیب به عنوان برآوردی از وضعیت سه متغیر مطرح شده، نشان می‌دهد که شاخص حقوق مالکیت بین‌المللی از رابطه مثبت قوی‌تری با شاخص پیچیدگی اقتصادی به نسبت دو شاخص دیگر برخوردار است.

کلیدواژه‌ها: شاخص پیچیدگی اقتصادی، رهیافت نظم‌های اجتماعی، حقوق مالکیت، فضای کسب‌وکار، نوع دسترسی افراد جامعه به سازمان‌ها
طبقه‌بندی JEL: B52, P26, O30

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

* نویسنده مسئول: mahya.allahgholi@gmail.com

۱. مقدمه

پیچیدگی اقتصادی^۱، معیار دانش در جامعه است که در محصولات تولیدی تبلور می‌یابد. بر این اساس در شاخص پیچیدگی اقتصادی با استفاده از اطلاعات درباره آنچه هر یک از کشورها صادر می‌کنند (Hausmann, et al., 2013)، با فرض ثبات شرایط می‌توان به توانایی تولید کنونی هر کشور و به تبع آن مسیر تولیدی آتی آن دست یافت. از این رو کشورهایی که محصولات متنوع‌تر و منحصربه‌فردتری^۲ را نسبت به سایر کشورها تولید و به تبع آن صادر می‌کنند، از اقتصادی پیچیده‌تر با چشم‌انداز رشد اقتصادی بالاتر برخوردار هستند.^۳ همچنین اقتصادهای پیچیده‌تر معمولاً نهادهای بهتر، نیروی کار تحصیل‌کرده‌تر و فضای رقابتی‌تری دارند (Hausmann, et al., 2013). این کشورها با تقسیم دانش گسترده‌تر در میان شهروندان خود و ترکیب مجدد آن در قالب نهادها، سازمان‌ها و گروه‌ها توانسته‌اند محصولات بهتر و هوشمندانه‌تری خلق کنند. از این رو بیان می‌شود که فاصله درآمدی بزرگ میان کشورهای فقیر و غنی نمایش تفاوت‌های بزرگ در دانش بهره‌ور^۴ ایجاد شده توسط آن‌ها است^۵ و این تفاوت در تنوع و پیچیدگی محصولات تولیدی آن‌ها بروز می‌کند. همچنین براساس این شاخص از آنجا که هر کشوری توانایی تولید محصولات با استفاده از دانش فعلی‌اش را دارد، این وابستگی به مسیر ایجاد می‌کند (Hidalgo &

1. Economic Complexity

۲. متنوع بودن (Diversity) اشاره به تعداد کالاهای صادراتی هر کشور و فراگیری (Ubiquity) اشاره به تعداد کشورهای تولیدکننده آن محصول دارد.

۳. برای تحلیل تأثیر شاخص پیچیدگی اقتصادی بر رشد اقتصادی آینده، رگرسیونی با متغیر کنترلی نرخ رشد سالانه تولید ناخالص داخلی سرانه برای دوره‌های ۱۹۷۸-۱۹۸۸، ۱۹۸۸-۱۹۹۸ و ۱۹۹۸-۲۰۰۸ در نظر گرفته شده است. با لگاریتم سطح اولیه تولید ناخالص داخلی سرانه در هر دوره و افزایش در صادرات منابع طبیعی با دلار ثابت به عنوان سهمی از تولید ناخالص داخلی اولیه و متغیر دومی، تمام این متغیرها ۲۹ درصد تغییرات در نرخ‌های رشد کشورها را در نظر می‌گیرد درحالی که با در نظر گرفتن مقدار شاخص پیچیدگی اقتصادی اولیه مقدار آن به ۴۷ درصد می‌رسید (Hausmann, et al., 2013).

4. Productive Knowledge

۵. هاسمن و همکاران (۲۰۱۳) در مطالعه خود نشان داده‌اند که برای ۷۵ کشوری که صادرات طبیعی کمتر از ۱۰ درصد تولید ناخالص داخلی آنها بوده، پیچیدگی اقتصادی ۷۸ درصد از واریانس درآمد سرانه را در سال ۲۰۱۰ تشکیل داده است. همچنین حتی با در نظر گرفتن تمام کشورها واریانس در همین سطح بوده است. با این وجود، کشورهایی که پیچیدگی اقتصادی‌شان با توجه به سطح درآمد فعلی آنها بیشتر از سطحی است که انتظار می‌رود، معمولاً سریع‌تر از کشورهایی حرکت می‌کنند که به نسبت سطح پیچیدگی فعلی‌شان ثروتمندتر هستند (Hausmann, et al., 2013).

(Hausmann, 2009) و مسیرهای آتی این کشور را برای دستیابی به پیچیدگی بالاتر محدود می‌سازد.

با این وجود، گرچه شاخص پیچیدگی اقتصادی به بهترین نحو وضعیت بنیه تولیدی هر کشور، جایگاه هر کشور در اقتصاد بین‌الملل و مسیرهای محتمل برای متنوع کردن هر اقتصاد برای دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر و نابرابری کمتر را ترسیم می‌کند، به بیان دلایل پیچیده نشدن و یا پیچیده‌تر شدن اقتصادها طی زمان نمی‌پردازد زیرا بررسی این دلایل علاوه بر شناسایی عوامل مؤثر بر این شاخص، نیازمند مطالعات دقیق‌تر شرایط و زمینه‌های متفاوت اقتصادهاست.

همچنین این شاخص در زمان تجویز راه حل برای بهبود پیچیدگی اقتصادی به توصیه تولید کالاها با توجه به پیچیدگی محصولات، فاصله تا توانایی‌های موجود و عایدی فرصت برای متنوع‌سازی آینده در سه سطح معیار انتخاب محصول^۱ براساس تولید فعلی هر کشور بسنده می‌کند.^۲ به عبارتی این شاخص فرض می‌کند به محض آنکه اقتصادی به سمت تولید محصولات پیچیده‌تر با توجه به دانش فعلی‌اش قدم بردارد، می‌تواند با صادرات آن و پس از آن با حرکت به سمت محصولات با پیچیدگی بیشتر به تدریج مسیر خود را به سمت سطوح پیچیدگی بالاتر طی کند. لازم به ذکر است که در تجارت خارجی عواملی نظیر اقتصاد سیاسی انتخاب رشته فعالیت‌های داخلی و خارجی (پیچیدگی‌های تسخیر بازارهای خارجی)، روابط بین‌المللی، تحریم، دامپینگ و... مطرح است که در تجویز راه حل برای بهبود شاخص نادیده گرفته شده است و با واقعیت اقتصادهای در حال توسعه مغایرت دارد. از سوی دیگر با گسترش سهم صادرات خدمات در تجارت بین‌المللی، به واسطه محدودیت در دسترسی به داده‌های مربوط به صادرات خدمات، مقایسه‌های بین‌المللی صورت گرفته همراه با خطا خواهد بود (Hidalgo, 2021).

در این مقاله تلاش شده است با استفاده از رهیافت نظم‌های اجتماعی به این سؤال پاسخ داده شود که چرا اقتصاد ایران نتوانست طی سال‌های گذشته بهبودی در این شاخص ایجاد کند. از این رو در بخش دوم مقاله چارچوب نظری این رهیافت و بنیان‌های نظری آن برای فهم این شاخص ارائه می‌شود. در بخش سوم، پیشینه تحقیق به مطالعات درباره این

1. Product Selection Criteria

۲. اطلاعات بیشتر درباره ایران و مسیر پیشنهادی در <https://atlas.cid.harvard.edu/countries/107> موجود است.

شاخص اختصاص دارد. در بخش چهارم، روش تحقیق و روابط متغیرها ارائه و سه شاخص حقوق مالکیت بین‌المللی، سهولت انجام کسب‌وکار و آزادی اقتصادی به ترتیب به عنوان برآوردی از سه متغیر حقوق مالکیت، فضای کسب‌وکار و نوع دسترسی افراد به سازمان‌ها مطرح شدند. در این مطالعه فرض شده است که افزایش دسترسی افراد جامعه به سازمان‌ها، بهبود فضای کسب‌وکار و بهبود وضعیت حقوق مالکیت به افزایش شاخص پیچیدگی اقتصادی منجر می‌شود. در بخش پنجم، نتایج تجربی، علاوه بر مروری بر روند شاخص پیچیدگی اقتصادی ایران و داده‌کاوی برای درک بهتر تغییرات آن، وضعیت سه شاخص مورد مطالعه براساس داده‌های موجود مورد ملاحظه قرار خواهد گرفت. گرچه داده‌های شاخص پیچیدگی اقتصادی براساس طبقه‌بندی تجارت بین‌المللی استاندارد^۱ از سال ۱۹۶۲ تا سال ۲۰۲۰ موجود است، به واسطه محدود بودن داده‌های مربوط به شاخص حقوق مالکیت و نیز سهولت انجام کسب‌وکار، دوره مورد مطالعه به سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۰ محدود شده است و در آخر در بخش ششم، جمع‌بندی یافته‌ها و پیشنهادها برای بهبود این شاخص برای ایران براساس رهیافت نظم‌های اجتماعی ارائه خواهد شد.

۲. مبانی نظری

عنصر کلیدی مطرح در شاخص پیچیدگی اقتصادی مفهوم دانش بهره‌ور است. در ادبیات پیچیدگی اقتصادی، دانش بهره‌ور به دانشی اطلاق می‌شود که در خلق محصولات به کار می‌رود (Hausmann, et al., 2013). انباشت اجتماعی^۲ آن یک مفهوم عام نیست و تنها در برخی کشورهای جهان رخ داده که زیربنای افزایش چشم‌گیری در استانداردهای زندگی را تشکیل داده است. با این حال انباشت دانش بهره‌ور مشکل است و در اکثر موارد در کتاب‌ها یا در اینترنت موجود نیست بلکه در ذهن‌ها و شبکه‌های انسانی واقع شده است. این

1. Standard International Trade Classification (SITC)

۲. منظور از انباشت اجتماعی دانش بهره‌ور این است که یک جامعه مدرن قادر است تا مقدار زیادی از دانش بهره‌ور را جمع‌آوری کند، به سبب آنکه پیش از آن، تکه‌هایی از دانش را میان اعضای متعدد خود توزیع کرده است. با این حال، برای استفاده از آن، این دانش باید از طریق سازمان‌ها و بازارها دوباره کنار هم قرار بگیرند. از این رو مرفه‌ترین جوامع مدرن عاقل‌تر هستند، نه به این دلیل که این جوامع دانش متنوعی دارند، بلکه به این دلیل که می‌توانند آن را دوباره ترکیب کنند تا تنوع بیشتری از محصولات هوشمندتر و بهتر را خلق کنند (Hausmann, et al., 2013).

دانش به صورت ضمنی برای انتقال و آموختن (کسب کردن) مشکل و حاصل سال‌ها تجربه تا سال‌ها تحصیل است. گسترش مقدار دانش بهره‌ور در دسترس، در یک کشور بسط مجموعه‌ای از فعالیت‌هایی را در بر می‌گیرد که کشور قادر به انجام دادن آن است. با این حال، این فرآیند پیچیده می‌باشد؛ صنایع نمی‌توانند وجود داشته باشند در صورتی که دانش بهره‌ور لازم غایب باشد. همچنین انباشت قسمت‌های دانش بهره‌ور در کشورهایی که فاقد آن صنایع ضروری هستند، مفهوم اندکی دارد. لذا این قضیه مرغ و تخم‌مرغ، روند انباشت دانش بهره‌ور را کند می‌کند. از سوی دیگر، روند انباشت دانش بهره‌ور وابستگی به مسیر مهمی ایجاد می‌کند. خلق صنایع جدیدی که از دانش بهره‌ور موجود استفاده می‌کنند، راحت‌تر است زیرا تنها لازم است تا مقدار مختصری به دانش بهره‌ور موجود اضافه شود. با اضافه کردن تدریجی دانش جدید به دانش فعلی‌شان، کشورها می‌توانند در مسئله مرغ و تخم‌مرغ صرفه‌جویی کنند (Hausmann, et al., 2013).

مقدار دانش بهره‌ور موجود در یک جامعه در تنوع بنگاه‌های موجود، تنوع مشاغل ضروری برای بنگاه‌ها و میزان تعاملات میان بنگاه‌ها منعکس می‌شود (Hausmann, et al., 2013)، از این رو می‌توان گفت که پیچیدگی اقتصادی معیاری از میزان پیچیدگی این شبکه تعاملات و مقدار دانش بهره‌ور جامعه است. به عبارتی پیچیدگی اقتصادی در ترکیب ستانده‌های بهره‌ور کشور بیان می‌شود و ساختارهایی را منعکس می‌کند که برای حفظ و ترکیب این دانش ظهور می‌کنند. بنابراین دانش تنها زمانی می‌تواند انباشت، منتقل و نگهداری شود که در شبکه‌هایی از افراد و سازمان‌هایی واقع شود که آن را در استفاده بهره‌ور قرار می‌دهند. دانش استفاده نشده منتقل نمی‌شود و به محض مرگ یا بازنشستگی افراد و سازمان‌های دارنده آن ناپدید می‌شود. بنابراین اقتصادهای پیچیده اقتصادهایی هستند که می‌توانند مقدار زیادی از دانش مرتبط را با هم در طول شبکه‌های بزرگی از مردم ترکیب و مجموعه متنوعی از محصولات دانش‌محور را تولید کنند و اقتصادهای ساده‌تر، در مقابل از پایه‌های محدودتر دانش بهره‌ور برخوردارند و در نتیجه محصولات اندک و ساده‌تری را تولید خواهند کرد که به شبکه‌های کوچکتر تعاملات نیازمند هستند (Hausmann, et al., 2013). لذا فهم تفاوت در سطوح پیچیدگی اقتصادها و مسیر آتی آنها در گرو فهم این موضوع است که چقدر این اقتصادها در افزایش مقدار کل دانش بهره‌ور به صورت افزایش

تنوع دانش در اختیار افراد جامعه (و حتی بنگاه‌های اقتصادی) و نیز ایجاد شرایطی برای ترکیب آن در قالب سازمان‌ها (به عنوان مصادیق شبکه‌های تعاملات انسانی) موفق بوده‌اند. نورث و همکارانش^۱ (۲۰۰۹) در رهیافت نظم‌های اجتماعی با توجه به نحوه مهار خشونت، کشورها را به دو دسته نظم دسترسی محدود (حکومت طبیعی)^۲ و نظم دسترسی باز^۳ تفکیک کرده‌اند. در این میان مسئله توسعه در وهله نخست حرکت در طیف نظم دسترسی محدود از شکننده به پایه و سپس به بالغ و در مرحله بعد از نظم دسترسی محدود بالغ به نظم دسترسی باز با فراهم شدن شرایط آستانه‌ای است. شرایط آستانه‌ای در این رویکرد حاکمیت قانون برای فرادستان، سازمان‌های با عمر دائمی و کنترل یکپارچه نظامیان می‌باشد که با برقراری آنها در جوامع، روابط درون ائتلاف مسلط از حالت شخصی به غیرشخصی تغییر می‌یابند. سپس در گام دوم، گذار واقعی، فرادستان دسترسی به درون ائتلاف مسلط را باز و تضمین می‌کنند که از طریق تغییرات نهادی دسترسی باز ایجاد می‌شود و در نهایت شروع به گسترش دسترسی به حقوق شهروندی به بخش بیشتری از جمعیت می‌کنند. با قرار گرفتن جامعه در نظم دسترسی باز سازوکارهای موجود، حفظ آن را در مواجهه با شرایط دائماً در حال تغییر ممکن می‌سازند. آنچه نظم دسترسی باز را از نظم دسترسی محدود متمایز می‌سازد در وجود رقابت در تمام سطوح اقتصادی و سیاسی خلاصه می‌شود. براساس رهیافت نظم‌های اجتماعی می‌توان تبیینی از دلایل تفاوت در سطوح پیچیدگی اقتصادها و بررسی روند طی شده آن در سه سطح ارائه کرد:

* سطح اول (کلی)، نوع دسترسی افراد جامعه به سازمان‌ها

براساس رهیافت نظم‌های اجتماعی، وجود رقابت در نظام‌های اقتصادی و سیاسی از طریق تخریب خلاق و کارایی تطبیقی به تعادل بهتر در مقابل شرایط دائماً در حال تغییر ناشی از تغییرات قیمت‌های نسبی، ترکیب جمعیتی، رشد اقتصادی و فناوری منجر می‌شود. در صورت وجود نظم دسترسی باز، تخریب خلاق روی خواهد داد زیرا کارآفرین‌های شومپیتری، نوآور و سازمان‌ده هستند که در جستجوی امکاناتی جدید برای محصولات، فرآیندها و بازارها، با ساختن سازمان‌های جدید و تغییر ساختار سازمان‌های قدیمی، از این

1. North, D.C., et al. (2009)

2. Limited Access Order (natural state)

3. Open Access Order

فرصت‌ها بهره می‌برند. حکومت‌های طبیعی اغلب نمی‌توانند از تخریب خلاق پشتیبانی کنند چون با خلق سازمان‌های اقتصادی جدید، سازمان‌های اقتصادی موجود و الگوهای رانتهی آنها مستقیماً مورد تهدید قرار می‌گیرند (North, et al., 2009). در مقابل در حالت وجود نظم دسترسی باز فرصت برای کارآفرینان سیاسی و اقتصادی برای تخریب خلاق، آزمون و خطا و در نهایت انتخاب راه حل‌های درست فراهم است. در این ساختار کارآفرینان اقتصادی می‌توانند با تغییر رویه‌های تولید فعلی خود به سمت محصولات پیچیده‌تر حرکت کنند و یا با سرمایه‌گذاری بر روی سرمایه انسانی و تجمع سرمایه فیزیکی با جابه‌جایی مرزهای دانش فعلی به خلق محصولات جدید بپردازند. از این رو می‌توان عنصر اصلی برای دستیابی به سطوح پیچیدگی اقتصادی بالاتر را وجود رقابت و آزادی اقتصادی و سیاسی در نظر گرفت. در این میان توجه به دو موضوع اهمیت دارد:

الف. گرچه در این رهیافت تخریب خلاق به وجود نظم دسترسی باز منحصر شده است اما سطوح متفاوت شاخص پیچیدگی اقتصادی نشان‌دهنده وجود سطحی از تخریب خلاق در کشورهایی است که به اصطلاح دسترسی باز محسوب نمی‌شوند. به عبارت دیگر، در نظم‌های دسترسی باز نمونه کاملی از تخریب خلاق در تمام سطوح مشاهده می‌شود که خارج از این نظم، همراه با محدودیت است.

ب. در این چارچوب نظری وجود دولت بزرگ ضروری است زیرا به اجرای سیاست‌های توزیع منافع رشد اقتصادی بلندمدت از طریق ایجاد نهادهای مکمل بازار نظیر تأمین اجتماعی، تحصیلات و تدارک زیرساخت می‌پردازد که به کاهش ریسک بازار برای نیروی کار و افزایش انگیزه سرمایه‌گذاری خاص صنعت و خاص بنگاه منجر می‌شود (North, et al., 2009). به عبارت دیگر، دولت بزرگ به معنای اجرای وظایف حاکمیتی و عدم دخالت در امور تصدی‌گری است.

* سطح دوم، فضای کسب‌وکار

این سطح که زیرمجموعه سطح نخست است به انگیزه افراد و بنگاه‌ها اشاره دارد و فضای کسب و کار موجود در هر جامعه را عامل انتخاب افراد (و حتی بنگاه‌های موجود در جامعه) برای حرکت به سمت متنوع کردن دانش و یادگیری سوق می‌دهد. چارچوب نهادی، راستای کسب دانش و مهارت را تعیین می‌کند و این راستا عامل تعیین‌کننده توسعه بلندمدت

آن جامعه خواهد بود. اگر بنگاه یا هر سازمان اقتصادی دیگر در دانش سرمایه‌گذاری کند که بهره‌وری نهادهای سرمایه انسانی یا مادی را افزایش دهد یا دانش ضمنی کارآفرینان را بهبود بخشد آنگاه این افزایش بهره‌وری با رشد اقتصادی نیز سازگار خواهد بود (North, 1990). به عبارت دیگر، اگر بازده بالایی در فعالیتهای مولد حاصل شود، انتظار خواهیم داشت که سازمان‌ها منابع را به سرمایه‌گذاری در مهارت و دانشی اختصاص دهند که بهره‌وری را افزایش خواهد داد (North, 2005). لذا برای درک وضعیت شاخص پیچیدگی اقتصادی می‌بایست دید که چارچوب نهادی، چه ساختار انگیزشی برای کسب دانش و مهارت برای افراد و سازمان‌ها ترتیب داده است. اینکه آیا قوانین رسمی و غیررسمی و نحوه اجرای آنها، فضایی را ایجاد کرده‌اند که تازه‌واردها با انگیزه و با ایده‌های نوآورانه بتوانند کسب و کارشان را آغاز و بنگاه‌های مولد بتوانند با سرمایه‌گذاری توسعه پیدا کنند؟ یا در مقابل قوانین انگیزه آغاز فعالیت و هر نوع سرمایه‌گذاری جدید را از افراد و بنگاه‌های اقتصادی سلب می‌کند؟ از این‌رو بررسی وضعیت فضای کسب و کار به عنوان معیاری از ویژگی‌های محیط حاکم بر فعالیت بنگاه‌ها و قیدهایی ناشی از سیاست‌گذاری عمومی و سایر مشخصات ساختاری اقتصاد، در فهم چارچوب‌های نهادی حاکم بر محیط اقتصادی مؤثر خواهد بود.

توجه به این نکته ضروری است که تعامل پیوسته میان نهادها (به عنوان قواعد بازی) و سازمان‌ها (به عنوان بازیگران) وجود دارد، به‌طوری که وجود رقابت، سازمان‌ها را وادار می‌کند که برای بقا، پیوسته در زمینه مهارت و دانش سرمایه‌گذاری کنند. یادگیری انواع مهارت‌ها و دانش، ادراکات در حال تکامل افراد و سازمان‌های آنها درباره فرصت‌ها و در نتیجه انتخاب‌هایی را شکل می‌دهد که در نهایت به نحو فزاینده‌ای نهادها را متحول خواهند کرد (North, 2005). با این وجود در این مطالعه این سمت از رابطه (تأثیر سازمان‌ها بر نهادها) در تحلیل گنجانده نشده است و تمرکز اصلی بر تأثیر چارچوب‌های نهادی بر افراد جامعه و سازمان‌ها می‌باشد.

* سطح سوم، حقوق مالکیت

تمرکز سطح سوم که زیرمجموعه سطح دوم می‌باشد به وجود هزینه‌های مبادلاتی ناشی از ترکیب دانش در قالب سازمان‌ها می‌پردازد. مقدار دانش موجود در یک جامعه، عمدتاً

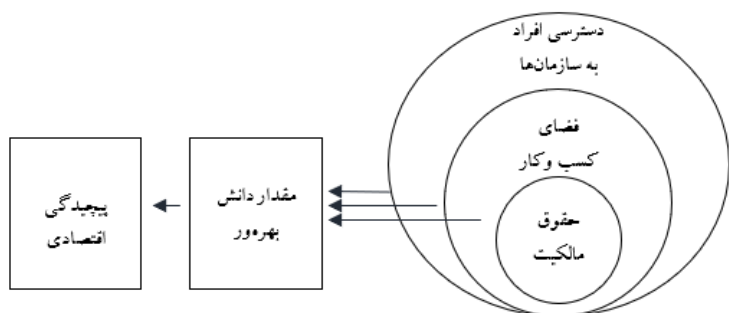
بستگی به مقدار دانش در اختیار هر فرد ندارد و بیشتر به تنوع دانش میان افراد و توانایی ترکیب این دانش و استفاده از آن در طول شبکه‌های پیچیده از روابط متقابل وابسته است (Hausmann, 2013). به عبارت دیگر برخورداری از افراد با سطوح بالای علمی و حتی واحدهای اقتصادی بسیار پیشرفته به پیچیدگی بالاتر منجر نخواهد شد بلکه ترکیب بیشتر دانش افراد در چارچوب سازمان‌ها (و حتی در قالب تعاملات گسترده میان سازمان‌ها) برای خلق محصولات متنوع‌تر اهمیت بسزایی دارد. هر چه میزان تخصصی شدن و تقسیم کار در یک جامعه بیشتر باشد، دانش در جامعه پراکنده‌تر خواهد بود و می‌بایست منابع بیشتری برای یکپارچه کردن آن اختصاص داده شود (North, 2005). مشکل یکپارچه‌سازی این دانش پراکنده با هزینه مبادلاتی اندک، مشکلی است که با یک نظام قیمت به‌طور کامل حل نمی‌شود. این امر مستلزم پیوندهای نهادی و سازمانی برای غلبه بر ویژگی‌های کالاهای عمومی، صرفه‌های خارجی و عدم تقارن‌های اطلاعاتی است که مانع از یکپارچه‌سازی کامل دانش پراکنده توسط نظام قیمت‌ها می‌گردد (North, 2005). از آنجا که هزینه‌های مبادلاتی ناشی از هزینه کسب اطلاعات مربوط به هزینه‌های سنجش، حمایت از حقوق مالکیت، هدایت و اجرای قراردادهاست (North, 1990) لذا ایجاد یک نظام یکنواخت اوزان و سنجه‌ها، بررسی فناوریانه برای اندازه‌گیری و سنجش مناسب‌تر و تصریح بهتر حقوق مالکیت، در کنار ایجاد یک نظام قضایی کارآمد به منظور کاهش هزینه‌های اجرای قراردادها به بهبود هزینه‌های مبادلاتی ناشی از یکپارچه‌سازی دانش پراکنده برای خلق محصولات جدید کمک می‌کند. از آنجا که حقوق مالکیت، یکی از مؤلفه‌های مؤثر بر هزینه مبادله است و در مطالعه صورت گرفته توسط رنانی (۱۳۸۴) معیارهای اندازه‌گیری هزینه مبادله همان مؤلفه‌های وضعیت حقوق مالکیت است^۱، در این مقاله نیز تمرکز اصلی بر جنبه‌های حقوق مالکیتی هزینه‌های مبادله خواهد بود.

محافظت از حقوق مالکیت، به کاهش عدم اطمینان‌های مربوط به رفتارهای فرصت‌طلبانه و عدول از مفاد قراردادها منجر می‌شود (رنانی، ۱۳۸۴). برای مثال در چارچوب قوانین حقوق کارگر و کارفرما، به واسطه محافظت از حقوق کارفرما، با افزایش انگیزه بنگاه برای

۱. تعریف نورث از هزینه‌های مبادلاتی به عنوان هزینه اندازه‌گیری صفات ارزشمند کالاها و خدمات یا عملکرد کارگزاران در مبادله هم‌ارز اندازه‌گیری و اجرای حقوق مالکیت است (Fiani, 2004).

سرمایه‌گذاری بر روی نیروی کار می‌تواند به خلق محصولات جدید منجر شود. همچنین به واسطه ایجاد ضمانت اجرای قراردادها، طرفین قرارداد قادر خواهند بود در چارچوب قرارداد منعقد شده، ریسک‌ها و نااطمینانی‌های مربوط به معامله را از میان ببرند که این خود عاملی برای ترکیب دانش افراد در چارچوب سازمان‌ها برای خلق محصولات جدید می‌باشد. همچنین محافظت از حقوق مالکیت، ارزش دارایی‌های در اختیار افراد را افزایش می‌دهد و آنها قادر خواهند بود از دارایی خود به عنوان سرمایه بهره ببرند. از سوی دیگر، حفاظت قانونی گسترده از حقوق مالکیت باعث گسترش وسایل و ابزارهای تضمین و ام‌ها (وثیقه)، افزایش امکان ورود انواع دارایی‌ها به بازارهای مالی و همچنین افزایش امکان تبدیل و استفاده از دارایی‌های شخصی به عنوان سرمایه برای فعالیت‌های اقتصادی و در نهایت امکان تجمع سرمایه‌های کوچک در طرح‌های بزرگ می‌شود.

شکل ۱. رابطه دسترسی افراد به سازمان‌ها، فضای کسب و کار و حقوق مالکیت با شاخص پیچیدگی اقتصادی



مأخذ: یافته‌های پژوهش

عدم حفاظت گسترده قانونی از حقوق مالکیت و وجود انواع هزینه‌های مبادله در سراسر اقتصاد، عامل شکل‌گیری تعداد بی‌شماری بنگاه‌های کوچک در برابر تعداد محدودی بنگاه بزرگ (حمایت‌شده، اعم از دولتی یا خصوصی) عنوان شده است. در چنین ساختاری از بنگاه‌ها امکان پیدایش تحول تکنولوژیک وجود ندارد (رنانی، ۱۳۸۴). ازاین‌رو خلق محصولات جدید وابسته به تعریف و تضمین حقوق مالکیت است.

بطور کلی رابطه متغیرهای مطرح شده را همانند شکل ۱ می‌توان ترسیم کرد که با تضمین حقوق مالکیت، بهبود فضای کسب و کار و افزایش دسترسی افراد به سازمان‌ها می‌توان با افزایش مقدار دانش بهره‌ور، شاخص پیچیدگی اقتصادی را بهبود داد.

۳. پیشینه پژوهش

مطالعات صورت گرفته در حوزه پیچیدگی اقتصادی را می‌توان به سه دسته تقسیم کرد:
الف. استفاده از این شاخص برای یافتن مسیری برای دستیابی به پیچیدگی بالاتر: مطالعه هیدالگو^۱ (۲۰۱۲) برای پنج کشور آفریقای شرقی و جنوبی، مطالعه هاسمن و چاوین^۲ (۲۰۱۵) برای رواندا و شاهرادی و سمندر (۱۴۰۰) در ارتباط با ایران.

ب. تمرکز بر نتایج پیچیدگی: نابرابری درآمد (Hartmann, et al., 2017) نابرابری جنسیتی (Ben Saâd & Assoumou-Ella, 2019)، توسعه انسانی (Ferraz, et al., 2018)، نوسانات تولید (Güneri & Yalta, 2021)، بهره‌وری (Sweet & Eterovic, 2019)، سلامت (Vu, 2020) و انتشار گازهای گلخانه‌ای (Neagu & Teodoru, 2019).

ج. شناسایی عوامل مؤثر بر شاخص پیچیدگی اقتصادی: نظیر نهادها (حقوق مالکیت فکری (Sweet & Maggio, 2015) و مالیات (Lapatinas, et al., 2019))، جمعیت‌شناختی (Bahar, et al., 2022)، تکنولوژی (حمل و نقل (Gao, et al., 2017))، دسترسی به اینترنت (Lapatinas, 2019) و تأمین مالی (Antonietti & Franco, 2021).

تحقیق حاضر در دسته سوم گنجانده می‌شود. هر یک از مطالعات نمونه بالا تنها به جنبه خاصی از تأثیر عوامل مؤثر بر پیچیدگی اقتصادی پرداخته‌اند درحالی‌که این مقاله تلاش می‌کند به تبیین کامل‌تری از این موضوع همانند مطالعات زیر دست یابد.

در مطالعه‌ای که توسط وو^۳ (۲۰۲۱) صورت گرفته شده، وی به دنبال پاسخ این سؤال است که تا چه میزان کیفیت نهادها به شکل‌دهی تفاوت‌های بین‌المللی در پیچیدگی اقتصادی کمک می‌کند؟ او با استفاده از داده‌های ۱۱۵ کشور طی سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۲۰ تخمین دقیقی

1. Hidalgo, C.A.

2. Hausman, R. & Chauvin, J.

3. Vu, T.V.

از ارتباطات مثبت کیفیت نهادی و اندازه‌گیری شده با شاخص آزادی اقتصادی جهان^۱ بر پیچیدگی اقتصادی بدست آورده است. یافته‌ها نقش مهم ایجاد نهادهای کارآمد را در هدایت تحول ساختاری به سمت فعالیت‌های بهره‌ور برجسته می‌کند که به کاهش تداوم توسعه‌نیافتگی کمک می‌کنند. تأکید اصلی این شاخص بر متغیرهای آزادی اقتصادی در پنج حوزه اندازه دولت، نظام قانونی و حقوق مالکیت، پول قوی، آزادی برای تجارت بین‌المللی و تنظیم‌گری (مقررات) است. توجه به این نکته حائز اهمیت است که در این شاخص بزرگ‌تر بودن دولت نشان‌دهنده ناکارآمدی و جایگزینی تصمیمات دولت بجای تصمیمات فردی است. این درحالی است که در رهیافت نظم‌های اجتماعی، دولت بزرگ یک انحراف و نابهنجاری نیست بلکه ویژگی جدانشدنی جوامع با دسترسی باز محسوب می‌شود. از این رو استفاده از این شاخص به تنهایی برای تحلیل اقتصادهای توسعه‌نیافته کافی نخواهد بود.

الهی و همکارانش (۱۳۹۷) در مقاله‌ای با عنوان پیچیدگی اقتصادی و عوامل نهادی (مقایسه میان کشورهای توسعه‌یافته، نوظهور و درحال توسعه)، بر اساس مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته با استفاده از داده‌های مربوط به ۱۰۲ کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۳ تأثیر بهبود نهادها بر پیچیدگی اقتصادی کشورها را بررسی کرده‌اند. کشورها از دو منظر سطح توسعه‌یافتگی اقتصادی و سطح توسعه‌یافتگی نهادی دسته‌بندی شده‌اند. شش متغیر اصلی شاخص حکمرانی خوب (ثبات سیاسی و نبود خشونت، مهار فساد، حاکمیت قانون، پاسخگویی و حق اظهارنظر، کیفیت بروکراسی و اثربخشی دولت) در کنار خود شاخص حکمرانی خوب (به عنوان شاخص توسعه‌یافتگی نهادی) به عنوان متغیر نهادها در تحلیل درنظر گرفته شده‌اند. بر این اساس شاخص توسعه‌یافتگی نهادی (حکمرانی خوب) از بیشترین تأثیر بر پیچیدگی اقتصادی به ترتیب به کشورهای توسعه‌یافته، درحال توسعه و نوظهور برخوردار است. گرچه استفاده از شاخص حکمرانی جهانی^۲ به عنوان شاخص حکمرانی خوب، به واسطه برخورداری از داده‌های با دوره زمانی طولانی مطلوب است ولی این شاخص اساساً فرآیندهای انتخاب، نظارت و جایگزین دولت‌ها، ظرفیت دولت برای تدوین و اجرای مؤثر سیاست‌های صحیح و نیز احترام شهروندان و دولت به نهادهای حاکم بر تعاملات اقتصادی و اجتماعی میان آنها را در بر می‌گیرد. به عبارتی در این شاخص

1. The Economic Freedom of the World

2. Worldwide Governance Indicators (WGI)

براساس رهیافت نظم‌های اجتماعی تنها مؤلفه‌های آزادی سیاسی سنجیده می‌شوند و به مؤلفه‌های آزادی اقتصادی توجه ندارد.

عظیمی (۱۳۹۷) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی تأثیر مؤلفه‌های اقتصاد دانش‌بنیان بر پیچیدگی اقتصادی کشورها» با به‌کارگیری روش داده‌های تابلویی در دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۶ برای ۱۱۳ کشور نشان داده است که مؤلفه آموزش در میان چهار مؤلفه آموزش، نهاد اقتصادی، نوآوری و فناوری اطلاعات و ارتباطات بیشترین تأثیر را بر شاخص پیچیدگی اقتصادی دارد.

در مطالعه شاه‌آبادی و حسینی (۱۳۹۷)، «تأثیر مؤلفه‌های اقتصاد دانش بر پیچیدگی اقتصادی ایران» با استفاده از روش خودرگرسیون برداری طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۵۴ نشان داده شده است که متغیرهای آزادی اقتصادی، فناوری اطلاعات و ارتباطات و ابداع و اختراع، اثرات مثبت و معنادار و آموزش اثر مثبت و بی‌معنی بر پیچیدگی اقتصادی ایران داشته‌اند. سمندرعلی اشتهااردی و همکاران (۱۳۹۹) در دوره زمانی و برای تعداد کشورهای مشابه با مطالعه عظیمی (۱۳۹۷) در مقاله «رابطه علیت بین مؤلفه‌های اقتصاد دانش‌بنیان و شاخص پیچیدگی اقتصادی» با استفاده از آزمون عدم علیت گرنجر نشان دادند که رابطه علی دوسویه بین محور آموزش، فناوری اطلاعات و ارتباطات و نهاد اقتصادی با پیچیدگی و رابطه علی یک‌سویه از نوآوری به پیچیدگی وجود دارد و روابط علت و معلولی برای کشورهای عضو OECD و کشورهای غیرعضو نتایج متفاوتی دارند.

در ارتباط با استفاده از چهارده مؤلفه اقتصاد دانش‌بنیان در چهار گروه (آموزش و نیروی انسانی، نوآوری، زیرساخت اطلاعات و ارتباطات و رژیم نهادی و انگیزش اقتصادی) به عنوان مؤلفه‌های مؤثر بر شاخص پیچیدگی اقتصادی توجه به موارد زیر اهمیت دارد:

الف. استفاده از متغیرهای ثبت‌نام دوره متوسطه، ثبت‌نام آموزش عالی و نرخ باسوادی بزرگسالان برای مؤلفه آموزش در ارتباط با شاخص پیچیدگی مناسب نخواهند بود. زیرا همانطور که در ادبیات نظری مرتبط با شاخص پیچیدگی اقتصادی مطرح شده است، وجود افراد با سطح علمی بالا به پیچیدگی بالاتر منجر نمی‌شود بلکه مهم ترکیب دانش افراد در قالب سازمان‌ها است که اهمیت دارد.

ب. استفاده از متغیرهای حاکمیت قانون، کیفیت قوانین و مقررات، کنترل فساد و اعتبار داخلی به بخش خصوصی برای مؤلفه نهاد اقتصادی تمام جنبه‌های ضروری برای تبیین وضعیت نهادی را دربرنمی‌گیرند.

ج. استفاده از متغیرهای اشتراک موبایل، اشتراک تلفن ثابت و کاربران اینترنت برای مؤلفه فناوری اطلاعات و ارتباطات تنها جنبه‌های محدودی از زیرساخت را در نظر می‌گیرد. آنچه در ادبیات شاخص پیچیدگی اقتصادی برای دستیابی به پیچیدگی بالاتر اهمیت دارد، وجود زیرساخت‌هایی مرتبط برای صادرات کالاها (برای مثال سردخانه‌ها، دستگاه‌های مربوط به طبقه‌بندی و بسته‌بندی صادرات مواد غذایی برای کشورهای تولیدکننده محصولات کشاورزی)، سهولت در حمل‌ونقل، وجود راه‌های ارتباطی، دسترسی به آب‌های آزاد و... است.

د. استفاده از متغیرهای هزینه استفاده از حقوق مالکیت معنوی (پرداخت)، هزینه استفاده از حقوق مالکیت معنوی (رسید)، درخواست‌های ثبت اختراع و مقالات مجلات علمی و فنی برای مؤلفه نوآوری کافی نیست. بالا بودن تعداد مقالات و ثبت اختراع در ادبیات پیچیدگی اقتصادی تا زمانی که به محصولی برای صادرات منجر نشود بر پیچیدگی اثرگذار نخواهد بود.

بنابراین استفاده از این مؤلفه‌ها به توصیه‌های سیاستی سطح پایین نظیر ارتقای آموزش، افزایش تعداد مقالات علمی، ایجاد زیرساخت فناوری و... منجر می‌شود که در یک اقتصاد توسعه‌نیافته تأثیری بر بهبود شاخص پیچیدگی اقتصادی نخواهد داشت. از سوی دیگر در هیچ یک از پژوهش‌های انجام شده از شاخصی که بتواند توضیح‌دهنده سطوح پیچیدگی اقتصادی متفاوت کشورها باشد استفاده نشده است و اغلب متغیرهای استفاده شده در این مطالعات جنبه‌های محدودی از مؤلفه‌های مؤثر بر این شاخص را در نظر گرفته‌اند.

نوآوری این پژوهش بهره‌گیری از رهیافت نظم‌های اجتماعی به عنوان رویکردی نو به توسعه برای شناسایی عوامل مؤثر بر این شاخص براساس مفهوم دانش بهره‌ور می‌باشد. همچنین از ویژگی‌های برجسته تحلیل براساس رهیافت نظم‌های اجتماعی این است که در زمان سیاست‌گذاری برای اقتصادهای توسعه‌نیافته به ارائه توصیه‌های سیاستی کلی بسنده نمی‌کند و شرایط حاکم بر این اقتصادها را در نظر می‌گیرد.

۴. روش پژوهش

خلق محصولات جدید، حرکت به سمت جایگزینی کالاهای با پیچیدگی پایین‌تر با کالاهای با پیچیدگی بالاتر و جابه‌جایی مرزهای دانش نیازمند شرایطی است که در رویکرد نظری ارائه شده با وجود دسترسی باز افراد جامعه به سازمان‌ها در کنار بهبود در فضای کسب‌وکار و تصریح حقوق مالکیت تحقق می‌یابد. این سازوکار به صورت مدل مفهومی ترسیمی در شکل ۲ صورت می‌گیرد.

شکل ۲. مدل مفهومی نظری رابطه حقوق مالکیت، فضای کسب و کار و دسترسی افراد به سازمان‌ها با پیچیدگی اقتصادی



مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ارتباط با وضعیت دسترسی افراد به سازمان‌ها، مورفی^۱ (۲۰۲۰) در مطالعه خود از ترکیب معیارهای موجود برای شاخص‌های آزادی اقتصادی، دموکراسی لیبرال و ظرفیت دولت در محاسبه دسترسی باز استفاده کرده است. این شاخص به ترتیب با استفاده از شاخص

1. Murphy, R.

آزادی اقتصادی جهانی مؤسسه فریزر، پروژه تنوع دموکراسی^۱ و مؤلفه‌های پروژه تنوع دموکراسی محاسبه شده است. از آنجا که سری‌های زمانی این شاخص برای ایران در دسترس نبود و لازم بود محاسبه شود، از شاخص آزادی اقتصادی^۲ بنیاد هریتیج^۳ به عنوان برآوردی از دسترسی افراد به سازمان‌ها استفاده شده است. به عبارت دیگر، تمرکز اصلی این مطالعه بر دسترسی باز اقتصادی خواهد بود. همچنین برای برآورد وضعیت کسب‌وکار، شاخص سهولت انجام کسب‌وکار^۴ بانک جهانی انتخاب و شاخص حقوق مالکیت بین‌المللی^۵ به عنوان برآوردی از وضعیت حقوق مالکیت در نظر گرفته شده است.

الف. شاخص حقوق مالکیت بین‌المللی: این شاخص با استفاده از سه نماگر محیط حقوقی و سیاسی (استقلال نظام قضایی، قدرتمندی حاکمیت قانون، کنترل فساد و ثبات سیاسی)، حقوق مالکیت فیزیکی (حمایت از حقوق مالکیت فیزیکی، ثبت مالکیت و آسانی دسترسی به وام) و حقوق مالکیت فکری (حمایت از حقوق مالکیت فکری، حمایت از حق اختراع و سرقت علمی و حق انتشار و تکثیر) برآورد خوبی از وضعیت حقوق مالکیت ارائه می‌کند. نماگر حقوقی و سیاسی، بینشی درباره قدرتمندی نهادهای حکمرانی یک کشور و احترام به قواعد بازی در بین شهروندان ارائه می‌دهد. این نماگر، تأثیری جدی در توسعه و حمایت از حقوق مالکیت فیزیکی و فکری دارد. دو نماگر دیگر شاخص دو شکل از حقوق مالکیت را بازتاب می‌دهند که هر دو برای توسعه اقتصادی یک کشور نقش حیاتی دارند. این شاخص هر ساله توسط اتحادیه حقوق مالکیت^۶ منتشر و داده‌های آن از منابع موجود گردآوری می‌شود. برای رتبه‌بندی کلی نمره‌ای از ۰ تا ۱۰ به هر کشور داده می‌شود که نمره ۱۰ نشان‌دهنده بیشترین حمایت از حقوق مالکیت می‌باشد.

ب. شاخص سهولت انجام کسب‌وکار: پروژه انجام کسب‌وکار از طریق رتبه‌بندی سهولت انجام کسب‌وکار، یک مقیاس عینی برای ارزیابی مقررات کسب‌وکار و اجرای آنها در کشورهای مختلف فراهم آورده است. شاخص سهولت انجام کسب‌وکار با ارزیابی مقررات کسب‌وکار و اجرای آنها در کلیه مراحل مربوط به روند کسب‌وکار، از شروع یک

1. Varieties of Democracy (V-Dem) Project

2. Index of Economic Freedom

3. The Heritage Foundation

4. Ease of Doing Business

5. International Property Rights Index

6. Property Rights Alliance

فعالیت اقتصادی تا یافتن مکان، دسترسی به منابع مالی، انجام امور اداری و فعالیت در یک محیط امن را در نظر می‌گیرد. رتبه‌بندی گزارش انجام کسب و کار بانک جهانی به عنوان شاخصی برای درک میزان مساعد بودن محیط کسب و کار کشورها و ظرفیت آنها برای افزایش فعالیت بخش خصوصی محسوب می‌شود. نمره هر کشور در مقیاسی با بازه صفر تا ۱۰۰ محاسبه می‌شود که نمره ۱۰۰ بهترین عملکرد را بازنمایی می‌کند.

ج. شاخص آزادی اقتصادی: این شاخص هر ساله با هدف اندازه‌گیری و مقایسه درجه آزادی اقتصادی بین کشورها منتشر می‌شود. بنیاد هریتیج در بخشی از تعریف این شاخص بیان می‌کند: اشخاص در جامعه‌ای که از لحاظ اقتصادی آزاد است، برای انجام فعالیت، تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری به هر روشی که مایلند تحت اجرای منصفانه قانون همراه با آزادی اقتصادی که توسط دولت حمایت و رعایت می‌شود، آزاد هستند. حاکمیت قانون (حقوق مالکیت، یکپارچگی حکومت، کارایی قضایی)، اندازه دولت (بار مالیاتی، مخارج دولت، سلامت مالی)، اثربخشی نظارتی (آزادی کسب و کار، آزادی نیروی کار، آزادی پول) و بازارهای باز (آزادی تجاری، آزادی سرمایه‌گذاری، آزادی مالی) مؤلفه‌های اصلی این شاخص هستند. در محاسبه این شاخص به هر ۱۲ زیرشاخص در مقیاس از ۰ تا ۱۰۰ امتیاز و به صورت مساوی وزن داده می‌شود که در نهایت امتیاز ۱۰۰ بالاترین سطح آزادی اقتصادی محسوب می‌شود.

روش انجام تحقیق حاضر، توصیفی تحلیلی و داده‌کاوی‌ها با استفاده از نرم‌افزار Power bi و Excel صورت گرفته است. لازم به ذکر است برخی از مؤلفه‌های استفاده شده در محاسبه شاخص‌های آزادی اقتصادی، سهولت انجام کسب و کار و حقوق مالکیت بین‌المللی مشترک هستند. همچنین داده‌های برخی از زیرشاخص‌ها برای ایران ناقص و یا به درستی برآورد نشده‌اند. از این رو استفاده از آنها در یک مدل سنجی برای مطالعه اقتصاد ایران همراه با خطا خواهد بود و این مطالعه به بررسی روندهای موجود محدود خواهد شد.

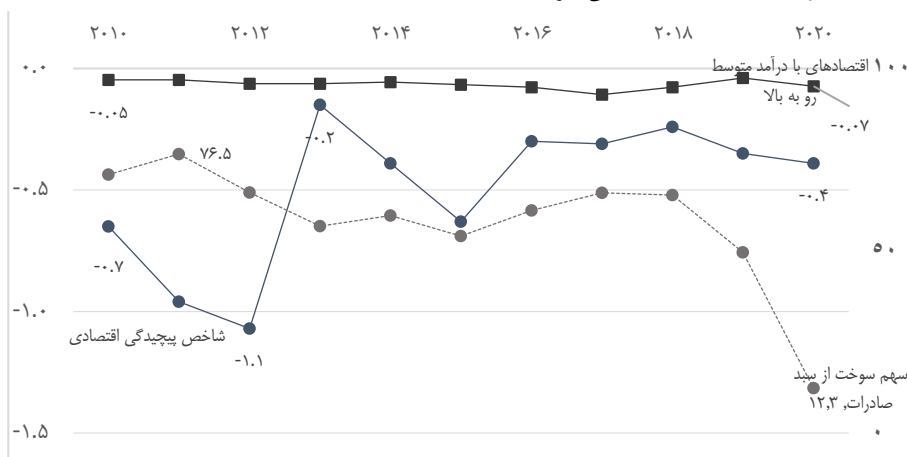
۵. یافته‌ها

پیش از بررسی روند متغیرهای پیشنهادی مؤثر بر شاخص پیچیدگی اقتصادی، ابتدا مروری بر روند این شاخص در ارتباط با ایران و تغییرات در سبد صادراتی از ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۰ صورت خواهد گرفت.

روند شاخص پیچیدگی اقتصادی ایران

براساس گزارش اطلس پیچیدگی اقتصادی، در سال ۲۰۲۰ ایران دارای رتبه ۸۵ از ۱۳۳ کشور مورد بررسی با شاخص پیچیدگی معادل $-۰/۳۹$ واحد می‌باشد. این درحالی است که تنها بهبود اندکی در مقدار شاخص طی ده سال گذشته مشاهده شده و رتبه ایران ۱۱ واحد بهبود یافته است. لازم به ذکر است که شاخص پیچیدگی اقتصادی ایران همواره از میانگین گروه خود (اقتصادهای با درآمد سرانه متوسط رو به بالا) پایین تر بوده است (نمودار ۱).

نمودار ۱. شاخص پیچیدگی اقتصادی ایران و اقتصادهای با درآمد متوسط رو به بالا در کنار سهم سوخت‌ها از سبد صادراتی ایران از سال ۲۰۱۰ (۱۳۸۸/۸۹) تا ۲۰۲۰ (۱۳۹۸/۹۹)



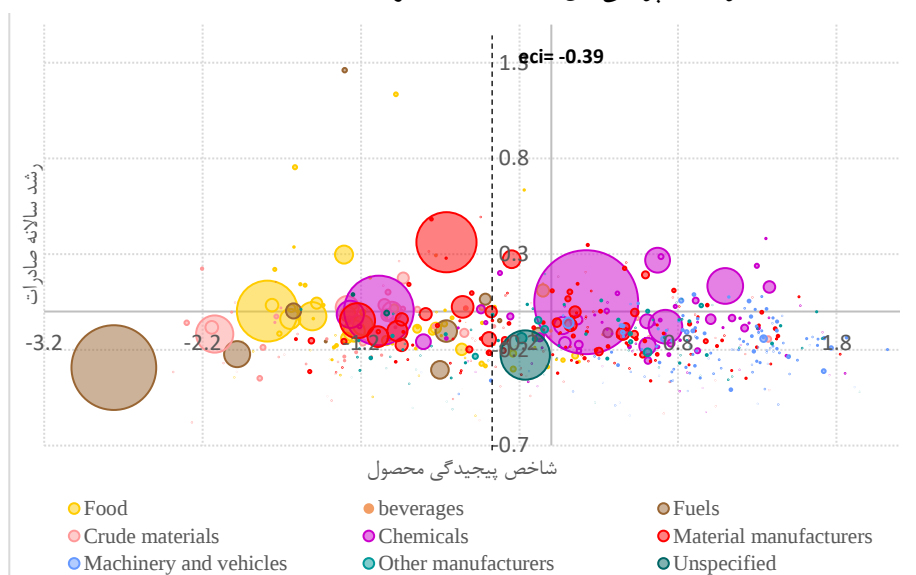
مأخذ: استخراج شده از <http://www.atlas.cid.harvard.edu>

شاخص پیچیدگی اقتصادی ایران پس از کاهش شدید در سال ۲۰۱۲ (۱۳۹۰/۹۱)، افزایش مجدد در سال ۲۰۱۳ (۱۳۹۱/۹۲) و در نهایت کاهش مجدد در سال ۲۰۱۵، از سال ۲۰۱۶ تا پایان دوره، روند باثباتی را طی کرده است. به واسطه سهم بالای بخش سوخت‌ها^۱ در سبد صادراتی ایران، بررسی سهم این بخش در کنار روند شاخص پیچیدگی اقتصادی

۱. براساس طبقه‌بندی صورت گرفته اطلس پیچیدگی اقتصادی، گروه‌های اصلی عبارتند از: غذا (Food)، نوشیدنی‌ها (beverages)، مواد خام (Crude materials)، سوخت‌ها (Fuels)، روغن‌های گیاهی (Vegetable oil)، شیمیایی‌ها (Chemicals)، تولیدکنندگان مواد (Material manufactures)، ماشین‌آلات و حمل‌ونقل (Machinery and vehicles)، سایر تولیدکنندگان (Other manufactures) و غیرمشخص (Unspecified).

نشان می‌دهد که عمدتاً کاهش سهم این بخش با بهبود در شاخص پیچیدگی همراه بوده است. با این وجود به‌رغم کاهش شدید سهم سوخت‌ها در سبد صادراتی در سال ۲۰۲۰ به نسبت سال گذشته (از ۴۹/۶ به ۱۲/۳ درصد)، شاخص بهبود نیافته که این امر به واسطه اضافه شدن محصول ناشناخته^۱ (ZZZZ) با سهم بالای ۲۷/۹۹ درصدی (متعلق به گروه غیرمشخص) با شاخص پیچیدگی محصول ۱/۰۲- است. این موضوع می‌تواند به نقص‌های اساسی و رو به افزایش در نظام آماری و یا واکنش‌های پنهان کارانه در ارتباط با تحریم‌های فراگیر ایران مربوط باشد.

نمودار ۲. پویایی‌های رشد صادرات ایران از ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۰



مأخذ: استخراج شده از داده‌های اولیه <https://doi.org/10.7910/dvn/xtaqmc>

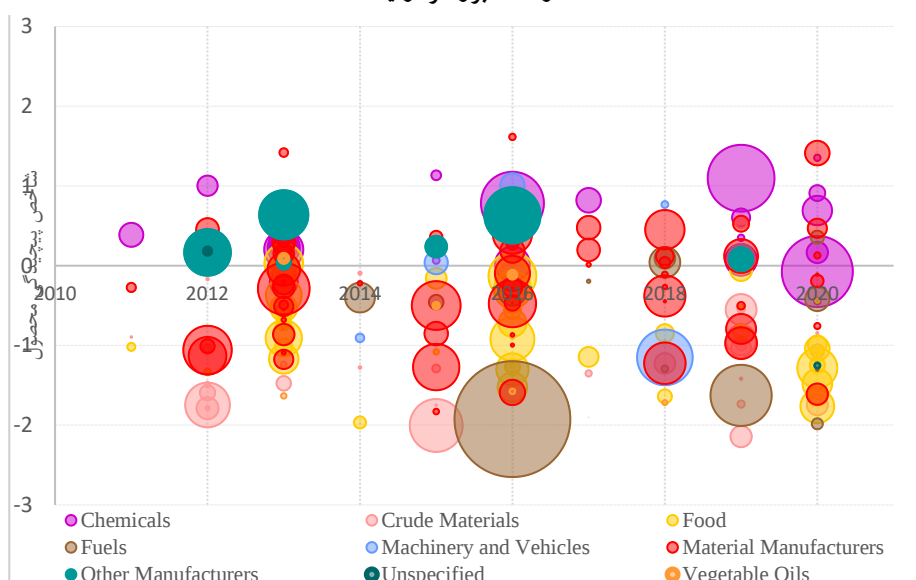
با کمک تغییرات در سبد صادراتی ایران طی ده سال گذشته می‌توان درک بهتری از تغییرات صورت گرفته در شاخص پیچیدگی اقتصادی دست یافت. در نمودار ۲ محور عمودی رشد سالانه صادرات (نرخ رشد مرکب سالانه)^۲، محور افقی شاخص پیچیدگی محصول، اندازه هر شکل معادل میزان دلاری صادرات در سال ۲۰۲۰ و رنگ هر دایره

1. Unknown

2. Compound Annual Growth Rate

نشان‌دهنده گروه هر محصول می‌باشد. در سال ۲۰۲۰ به نسبت سال ۲۰۱۰ چند محصول جدید به سبد صادراتی ایران اضافه شده‌اند که سهم اندکی از سبد صادراتی را به خود اختصاص داده‌اند. طی این دوره محصولات با پیچیدگی بیشتر از شاخص پیچیدگی اقتصادی ایران (به‌ویژه گروه ماشین‌آلات و حمل‌ونقل)، نه تنها سهم اندکی از سبد صادراتی دارند بلکه اغلب از رشد پایینی برخوردار بوده‌اند. در این میان گروه شیمیایی‌ها در کنار برخورداری از پیچیدگی بالاتر، از رشد خوبی به نسبت سایر بخش‌ها برخوردار بوده‌اند.

نمودار ۳. کالاهای صادراتی اضافه شده به سبد صادراتی ایران طی ۱۰ سال گذشته با مزیت آشکار شده بزرگتر از یک



مأخذ: استخراج شده از داده‌های اولیه <https://doi.org/10.7910/dvn/xtaqmc>

در نمودار ۳ با استفاده از اطلاعات صادراتی ایران در هر سال محصولات جدید صادراتی با مزیت نسبی آشکار شده بزرگتر از یک^۱ نمایش داده شده است. این نمودار بیانگر این

۱. در صورتی که سهم صادرات محصولی نسبت به کل صادرات آن کشور بیشتر از سهم منصفانه‌اش - سهم آن محصول از کل تجارت جهانی - باشد، آن کشور در تولید کالای مورد نظر مزیت نسبی آشکار شده بزرگتر از یک خواهد داشت. (Revealed Comparative Advantage)

است که تا چه میزان تنوع صورت گرفته در صادرات به افزایش سهم ایران در تجارت جهانی منجر شده است. بر این اساس محور عمودی شاخص پیچیدگی محصولات، اندازه هر دایره سهم هر کالا از صادرات کل آن سال و رنگ هر دایره، رنگ گروه هر محصول را نشان می‌دهد. همانطور که مشاهده می‌شود عدم بهبود در شاخص پیچیدگی اقتصادی ایران به واسطه اضافه شدن محصولات با پیچیدگی مثبت کمتر به نسبت محصولات با پیچیدگی منفی بیشتر بوده است. بطوریکه حتی محصولات گروه نخست اغلب سهم کمتری را به خود اختصاص داده‌اند. براساس این نمودار، عدم بهبود شاخص پیچیدگی اقتصادی ایران به‌رغم کاهش سهم سوخت‌ها از سبد صادراتی در سال‌های ۲۰۱۲، ۲۰۱۵ و ۲۰۱۹ را می‌توان با اضافه شدن کالاهای با پیچیدگی پایین بیشتر به سبد صادراتی در آن سال‌ها توضیح داد. در مقابل افزایش سهم سوخت‌ها و عدم تغییر در شاخص در سال ۲۰۱۷ نسبت به سال ۲۰۱۶، به واسطه اضافه شدن محصولات با پیچیدگی مثبت به سبد صادراتی در این سال بوده است.

بررسی متغیرهای توضیح‌دهنده شاخص پیچیدگی اقتصادی

در جدول ۱ رابطه این سه متغیر با شاخص پیچیدگی و یکدیگر در بازه زمانی مورد مطالعه برای ایران نشان داده شده است. همانطور که مشاهده می‌شود شاخص آزادی اقتصادی و حقوق مالکیت بین‌المللی از رابطه مثبت قوی برخوردار هستند که این امر تا حدودی به واسطه وجود زیرشاخص‌های حقوق مالکیت در محاسبه شاخص آزادی اقتصادی است. در میان آنها شاخص حقوق مالکیت از رابطه مثبت بیشتری با شاخص پیچیدگی اقتصادی به نسبت دو شاخص دیگر برخوردار می‌باشد.

الف. شاخص حقوق مالکیت

همانطور که در نمودار ۴ مشاهده می‌شود همبستگی مثبت و متوسطی میان این دو شاخص برقرار است و این ضریب حدود ۰/۴۹ می‌باشد. ایران با شاخص پیچیدگی اقتصادی و شاخص حقوق مالکیت بین‌المللی به ترتیب ۰/۳۹- و ۴/۲۵ زیر خط فرضی قرار دارد.

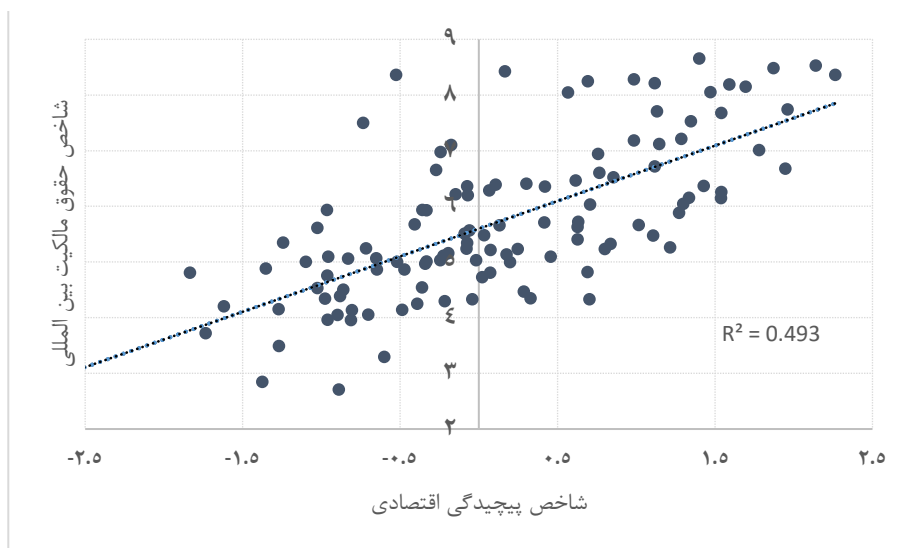
جدول ۱. ضریب همبستگی میان متغیرهای پیشنهادی و شاخص پیچیدگی اقتصادی ایران
(۲۰۲۰-۲۰۱۰)

شاخص	شاخص حقوق	شاخص	شاخص
پیچیدگی اقتصادی	مالکیت بین‌المللی	سهولت انجام کسب و کار	آزادی اقتصادی
۱	۰/۵۲۲۷۷	۱	۰/۲۰۶۹۴
شاخص پیچیدگی اقتصادی	۰/۴۸۲۷۹	۰/۸۴۱۱۶	۰/۲۴۷۳۹

مأخذ: استخراج شده از یافته‌های پژوهش

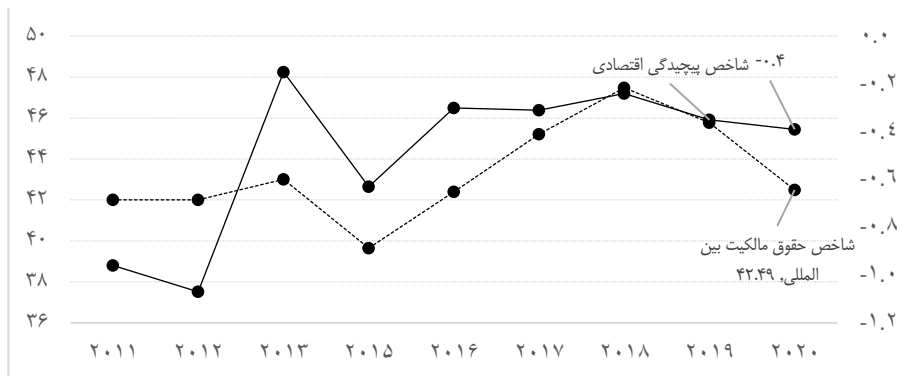
مقایسه روند این دو شاخص برای ایران مطابق با نمودار ۵ است. براساس داده‌های موجود، روند شاخص حقوق مالکیت بین‌المللی تقریباً همراستا با روند شاخص پیچیدگی اقتصادی بوده و ضریب همبستگی آنها معادل ۰/۵۲ می‌باشد. به عبارتی با بهبود در شاخص حقوق مالکیت، شاخص پیچیدگی اقتصادی ایران نیز بهبود یافته است.

نمودار ۴. شاخص حقوق مالکیت بین‌المللی (۲۰۲۰) و شاخص پیچیدگی اقتصادی (۲۰۲۰)



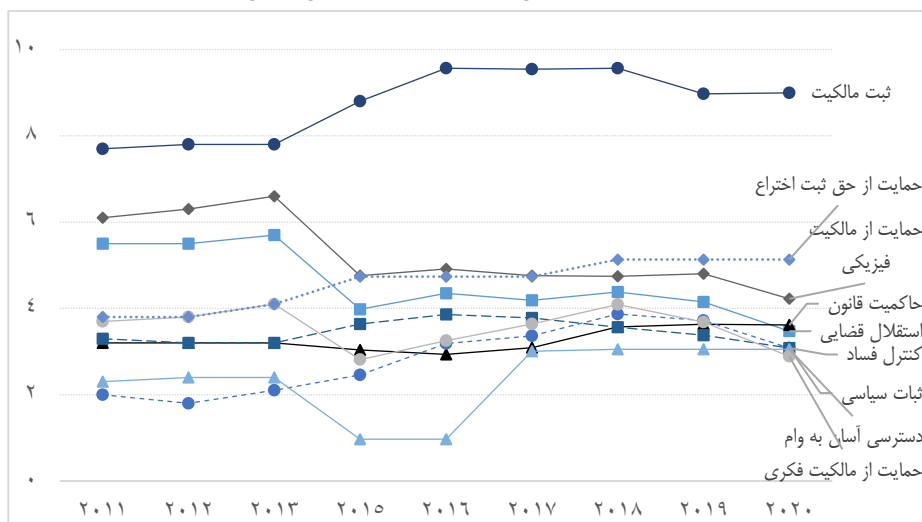
مأخذ: استخراج شده از <https://www.internationalpropertyrightsindex.org> & <http://www.atlas.cid.harvard.edu>

نمودار ۵. روند شاخص حقوق مالکیت و شاخص پیچیدگی اقتصادی ایران



مأخذ: استخراج شده از <https://www.internationalpropertyrightsindex.org> & <http://www.atlas.cid.harvard.edu>

نمودار ۶. روند زیرشاخص‌های حقوق مالکیت بین‌المللی ایران



مأخذ: استخراج شده از <https://www.internationalpropertyrightsindex.org>

در نمودار ۶ روند ده ساله زیرشاخص‌های حقوق مالکیت نشان می‌دهد که ثبت مالکیت به نسبت زیرشاخص‌های دیگر از وضعیت بهتری برخوردار است. حمایت از مالکیت فیزیکی و استقلال قضایی که در ابتدای دوره مورد مطالعه در رتبه‌های بعدی پس از ثبت مالکیت قرار داشتند، به تدریج با افت‌های پی در پی در سطوح پایین قرار گرفته‌اند. در این میان روند

زیرشاخص‌های ثبات سیاسی، دسترسی آسان به وام و حمایت از مالکیت فکری از انطباق بیشتری با تغییرات شاخص حقوق مالکیت ایران برخوردار هستند.

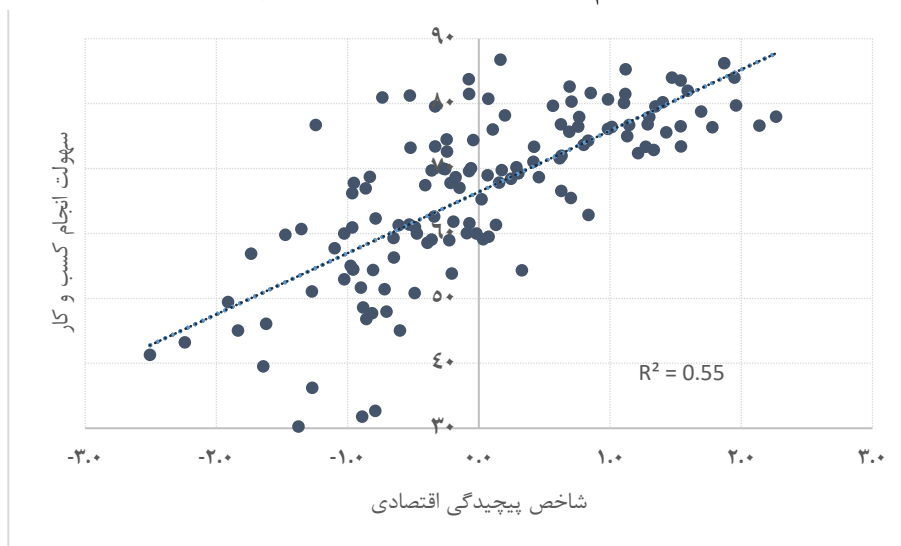
در این مطالعه شاخص حقوق مالکیت بین‌المللی به عنوان برآوردی از وضعیت حقوق مالکیت در نظر گرفته شده است. افت این شاخص در سال ۲۰۱۵ به دنبال کاهش در زیرشاخص‌های حمایت از مالکیت فیزیکی و فکری، استقلال قضایی، دسترسی آسان به وام به‌رغم بهبود در زیرشاخص‌های ثبت مالکیت، ثبات سیاسی، کنترل فساد و حمایت از حق ثبت اختراع بوده است. شاخص از سال ۲۰۱۶ تا ۲۰۱۸ روند رو به بهبودی را عمدتاً به واسطه بهبود در حمایت از مالکیت فکری و ثبات سیاسی و اندکی بهبود در حاکمیت قانون و ثبت مالکیت و در سال ۲۰۱۷ عمدتاً به واسطه بهبود در دسترسی به وام تجربه کرده است. در سال‌های ۲۰۱۹ و ۲۰۲۰ روند نزولی شاخص به واسطه روند کاهنده حمایت از مالکیت فکری، کنترل فساد، ثبات سیاسی و استقلال قضایی بوده و در سال ۲۰۱۹ شدت کاهش زیرشاخص ثبت مالکیت به نسبت سایر زیرشاخص‌ها بیشتر بوده است. تغییرات در زیرشاخص‌های ثبات سیاسی، حمایت از حق ثبت اختراع و ثبت مالکیت طی این دوره با تغییرات در شاخص پیچیدگی اقتصادی همراستار از سایر زیرشاخص‌ها است.

ب. شاخص سهولت انجام کسب و کار

همانطور که در نمودار ۷ نشان داده شده، این دو همبستگی متوسط و مثبتی دارند و ضریب همبستگی آنها حدود ۰/۵۵ است. ایران با شاخص پیچیدگی اقتصادی و سهولت انجام کسب و کار به ترتیب ۰/۳۹- و ۵۸/۵۵ زیرخط فرضی قرار دارد.

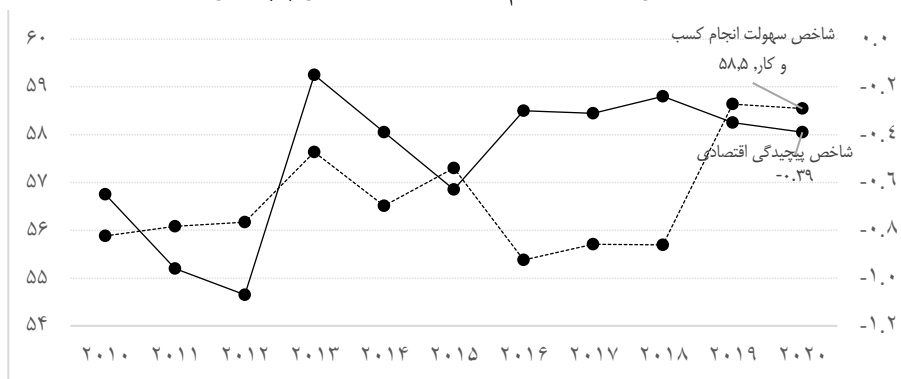
روند این دو شاخص برای اقتصاد ایران براساس داده‌های موجود مطابق با نمودار ۸ است. ضریب همبستگی آنها معادل ۰/۲۱ می‌باشد. تا سال ۲۰۱۵ به‌رغم جهش‌های رو به بهبود در سال‌های ۲۰۱۳ و ۲۰۱۵، شاخص اغلب در حدود ۵۶ واحد، پس از کاهش در سال ۲۰۱۶ تا سال ۲۰۱۸ در حدود ۵۷ واحد و در نهایت پس از افزایش در سال ۲۰۱۹ در ۵۸ واحد ثابت بوده است.

نمودار ۷. شاخص سهولت انجام کسب و کار (۲۰۲۰) و شاخص پیچیدگی اقتصادی (۲۰۲۰)



مأخذ: استخراج شده از <https://www.doingbusiness.org/en/doingbusiness> & <http://www.atlas.cid.harvard.edu>

نمودار ۸. روند شاخص سهولت انجام کسب و کار و شاخص پیچیدگی اقتصادی ایران

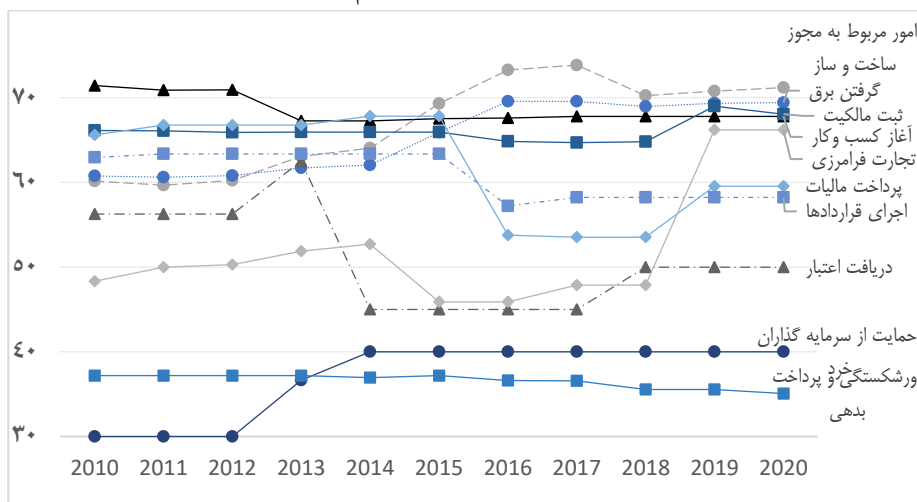


مأخذ: استخراج شده از <https://www.doingbusiness.org/en/doingbusiness> & <http://www.atlas.cid.harvard.edu>

در این مطالعه شاخص سهولت انجام کسب و کار به عنوان برآوردی از فضای کسب و کار در نظر گرفته شده است. روند ده ساله زیرشاخص‌های کسب و کار (نمودار ۹) نشان می‌دهد که ایران طی این سال‌ها در زیرشاخص‌های «ورشکستگی و پرداخت بدهی» و

«حمایت از سرمایه‌گذاران خرد» و از سال ۲۰۱۴ در زیرشاخص «دریافت اعتبار» از وضعیت خوبی برخوردار نبوده است.

نمودار ۹. روند زیرشاخص‌های سهولت انجام کسب و کار ایران



مأخذ: استخراج شده از <https://www.doingbusiness.org/en/doingbusiness>

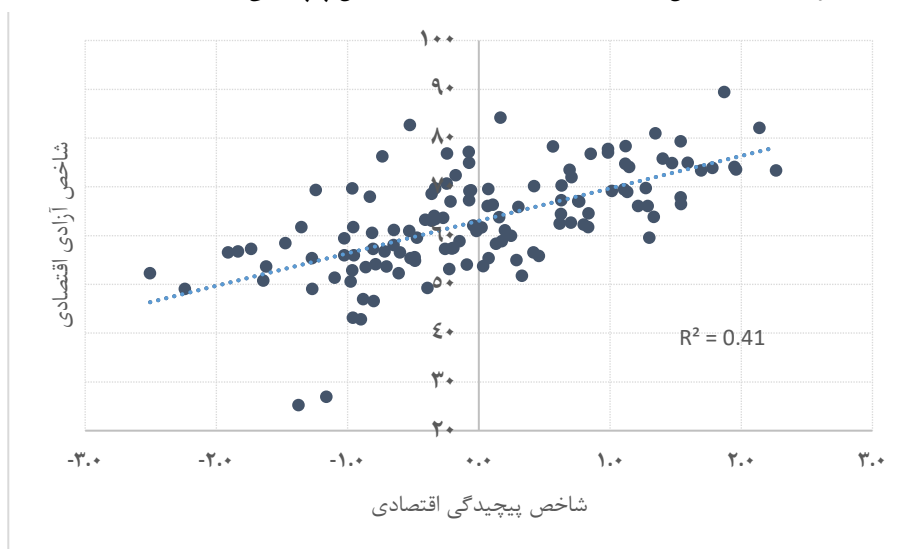
گرچه شاخص سهولت انجام کسب و کار از ضریب همبستگی مثبت و متوسط با شاخص پیچیدگی اقتصادی برخوردار بوده، روند این شاخص با شاخص پیچیدگی اقتصادی برای ایران همواره یک رابطه همسو و ضعیف با ضریب همبستگی حدود ۰/۲۱ واحد بوده است. در سه سال نخست، تقریباً روند تمام زیرشاخص‌ها ثابت است. در سال ۲۰۱۳ بهبود در شاخص سهولت انجام کسب و کار به واسطه بهبود در دریافت اعتبار و حمایت از سرمایه‌گذاران خرد همراه با بهبود در شاخص پیچیدگی اقتصادی و در سال ۲۰۱۴ افت در زیرشاخص تجارت فرامرزی همراه با افت در هر دو شاخص سهولت انجام کسب و کار و پیچیدگی اقتصادی ایران بوده است. با این حال در سال ۲۰۱۵ بهبود در شاخص سهولت انجام کسب و کار متأثر از بهبود در زیرشاخص‌های گرفتن برق و امور مربوط به مجوز ساخت و ساز در مقابل افت تجارت فرامرزی بوده که در این سال شاخص پیچیدگی اقتصادی نیز کاهش یافته است. در سال ۲۰۱۹ به‌رغم رشد در تجارت فرامرزی، پرداخت مالیات و ثبت مالکیت در کنار بهبود در شاخص سهولت کسب و کار، شاخص پیچیدگی اقتصادی

کاهش یافته است. در ارتباط با شاخص سهولت انجام کسب و کار، تغییرات در ثبت مالکیت و تجارت فرامرزی و در ارتباط با شاخص پیچیدگی اقتصادی، تغییرات در حمایت از سرمایه‌گذاران خرد، امور مربوط به مجوز ساخت‌وساز و گرفتن برق به نسبت سایر زیرشاخص‌ها به میزان بیشتری تغییرات این دو شاخص را برای ایران توضیح می‌دهند.

ج. شاخص آزادی اقتصادی

همانطور که در نمودار ۱۰ نشان داده شده، این دو همبستگی مثبت و متوسطی دارند و ضریب همبستگی آنها حدود ۰/۴۱ است. ایران با شاخص پیچیدگی اقتصادی و آزادی اقتصادی به ترتیب ۰/۳۹- و ۴۹/۲- زیر خط فرضی قرار دارد.

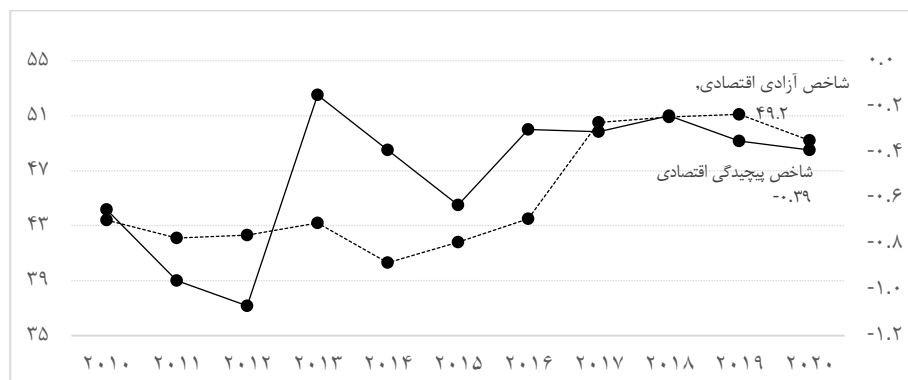
نمودار ۱۰. شاخص آزادی اقتصادی (۲۰۲۰) و شاخص پیچیدگی اقتصادی (۲۰۲۰)



مأخذ: استخراج شده از <http://www.atlas.cid.harvard.edu> & <https://www.heritage.org/index>

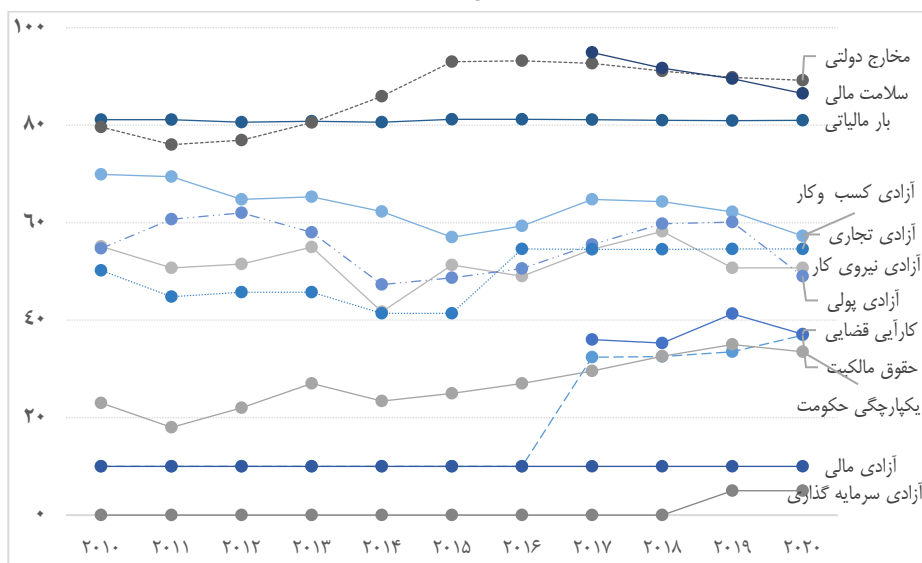
مقایسه روند این دو شاخص برای ایران مطابق با نمودار ۱۱ است و ضریب همبستگی آنها معادل ۰/۴۸ می‌باشد. تا سال ۲۰۱۳ روند شاخص آزادی اقتصادی تقریباً باثبات، پس از افت در سال ۲۰۱۴، تا سال ۲۰۱۷ روند افزایشی و مجدداً تا سال ۲۰۱۹ روند باثبات ادامه یافته که در نهایت در سال ۲۰۲۰ مجدداً نزولی بوده است.

نمودار ۱۱. روند شاخص آزادی اقتصادی و شاخص پیچیدگی اقتصادی ایران



مأخذ: استخراج شده از <http://www.atlas.cid.harvard.edu> & <https://www.heritage.org/index>

نمودار ۱۲. روند زیرشاخص‌های آزادی اقتصادی ایران



مأخذ: استخراج شده از <https://www.heritage.org/index>

مطابق با نمودار ۱۲ زیرشاخص‌های آزادی سرمایه‌گذاری و آزادی مالی مربوط به مؤلفه بازارهای باز و زیرشاخص‌های حاکمیت قانون (یکپارچگی حکومت، حقوق مالکیت و کارایی قضایی) به نسبت سایر زیرشاخص‌ها همواره پایین‌تر بوده‌اند. در مقابل زیرشاخص‌های اندازه دولت (بار مالیاتی، مخارج دولت و سلامت مالی) طی دوره مورد

مطالعه از وضعیت بهتری برخوردار بوده‌اند. در این شاخص کوچک بودن اندازه و عدم مداخله دولت در اقتصاد به امتیاز بالاتر در زیرشاخص‌های مربوط به مخارج دولت منجر شده است. همچنین هرچه نرخ‌های مالیاتی و نسبت درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی کمتر باشد، به معنای آزادی اقتصادی بیشتر است. از این رو بهتر بودن این زیرشاخص‌ها برای ایران به عنوان یک اقتصاد در حال توسعه مفهوم اندکی دارد.

افت این شاخص در سال ۲۰۱۴ عمدتاً به واسطه کاهش در زیرشاخص‌های یکپارچگی حکومت، آزادی تجاری، آزادی نیروی کار، آزادی پول و آزادی کسب و کار و بهبود این شاخص طی دو سال آتی به بهبود در یکپارچگی حکومت و زیرشاخص‌های آزادی نیروی کار و مخارج دولت در سال ۲۰۱۵ و زیرشاخص آزادی تجاری در سال ۲۰۱۶ مربوط بوده است. بهبود در سال ۲۰۱۷ عمدتاً به واسطه اضافه شدن زیرشاخص‌های سلامت مالی و کارایی قضایی در کنار بهبود در زیرشاخص حقوق مالکیت و زیرشاخص‌های مؤلفه اثربخشی نظارتی (آزادی کسب و کار، آزادی نیروی کار، آزادی پول) بوده است. در سال ۲۰۲۰ با کاهش در زیرشاخص‌های آزادی کسب و کار، آزادی پول، یکپارچگی حکومت، کارایی قضایی و سلامت مالی شاخص مجدداً کاهش یافته است.

در این مطالعه شاخص آزادی اقتصادی به عنوان برآوردی از دسترسی افراد به سازمان‌ها در نظر گرفته شده است. به طور خلاصه می‌توان گفت طی ده سال گذشته تغییرات در زیرشاخص یکپارچگی حکومت و آزادی تجاری به نسبت سایر زیرشاخص‌ها از انطباق بیشتری با تغییرات در شاخص آزادی اقتصادی و پیچیدگی اقتصادی ایران برخوردار بوده است.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله تلاش شد تا با استفاده از رهیافت نظم‌های اجتماعی، عوامل مؤثر بر شاخص پیچیدگی اقتصادی شناسایی شود. در این رهیافت تفاوت اصلی میان اقتصادها در وجود عنصر رقابت در تمام عرصه‌ها عنوان شده است. در صورت وجود رقابت شرایط برای تخریب خلاق و کارایی تطبیقی (توانایی جامعه برای بقا در مواجهه با ترتیبات دائماً در حال تغییر مسائل و مشکلات) فراهم است. از این رو کارآفرینان اقتصادی و سیاسی در جستجوی امکاناتی جدید برای محصولات، فرآیندها و بازارها با ساختن سازمان‌های جدید و تغییر

ساختار سازمان‌های قدیمی، از این فرصت‌ها بهره می‌برند. در این ساختار است که تولید محصولات متنوع‌تر و منحصربه‌فردتر تحقق خواهد یافت و اقتصاد پیچیده‌تر خواهد شد. علاوه بر نوع دسترسی افراد به سازمان‌ها، فضای کسب و کار و وضعیت حقوق مالکیت به عنوان دو متغیر مهم مؤثر بر شاخص پیچیدگی اقتصادی در نظر گرفته شده‌اند. نشان داده شد که شاخص پیچیدگی اقتصادی از همبستگی مثبت و متوسطی با حقوق مالکیت بین‌المللی (۰/۴۹)، شاخص سهولت انجام کسب و کار (۰/۵۵) و آزادی اقتصادی (۰/۴۱) به ترتیب به عنوان برآوردی از سه متغیر برخوردار است. همچنین ضریب همبستگی این شاخص‌ها با شاخص پیچیدگی اقتصادی برای ایران به ترتیب معادل ۰/۵۲، ۰/۲۱ و ۰/۴۸ می‌باشد.

در این راستا دو دسته پیشنهاد براساس یافته‌های این مقاله قابل ارائه خواهد بود.

الف. پیشنهاد در ارتباط با مطالعات اندیشه‌ای: با توجه به نقش بسیار تعیین‌کننده نوع دسترسی افراد به سازمان‌ها، وضعیت نهادها به عنوان عامل تعیین‌کننده راستای کسب دانش و مهارت و نیز وضعیت حقوق مالکیت لازم است تا مطالعات عمیق‌تری در ارتباط با آنها و برآورد دقیق‌تر آنها به منظور مقایسه‌های بین‌المللی و نیز بررسی روندهای گذشته صورت بگیرد.

همچنین در مورد شاخص پیچیدگی اقتصادی بررسی این موضوع اهمیت بسیاری دارد که در ایران گرچه سرمایه‌گذاری گسترده‌ای در ارتباط با تحصیلات دانشگاهی صورت گرفته، به واسطه عدم توجه به وجه بهره‌ورسازی آن، به بهبود در شاخص پیچیدگی اقتصادی بالاتر منجر نشده است. لذا لازم است تا مطالعات بیشتری در ارتباط با این شاخص و شناسایی نقاط کانونی برای بهبود آن در ارتباط با اقتصاد ایران صورت بگیرد.

و در نهایت از آنجا که ساختار نهادی ما بیشتر بر رانت و توزیع مجدد آن به جای خلاقیت و بالندگی تولید متمرکز است، لذا از طریق بازآرایی نهادی جدید می‌توان به پیچیدگی اقتصادی بالاتر دست یافت که این خود نیازمند مطالعات عمیق‌تر برای ایجاد این تغییرات نهادی است.

ب. پیشنهادها در ارتباط با توصیه‌های اجرایی:

مطالعه روند طی شده شاخص‌های مورد مطالعه نشان می‌دهد که بهبود در زیرشاخص‌های «ثبات سیاسی»، «ثبات مالکیت» و «حمایت از حق ثبت اختراع» مرتبط با شاخص حقوق مالکیت بین‌المللی، زیرشاخص‌های «حمایت از سرمایه‌گذاران خرد»، «امور مربوط به مجوز

ساخت‌وساز» و «گرفتن برق» مرتبط با شاخص سهولت انجام کسب‌وکار و زیرشاخص‌های «یکپارچگی حکومت» و «آزادی تجاری» مربوط به شاخص آزادی اقتصادی در بهبود شاخص پیچیدگی اقتصادی ایران مؤثر بوده‌اند. بنابراین در راستای دستیابی به شاخص پیچیدگی اقتصادی بالاتر برای ایران با بهبود در این زیرشاخص‌ها می‌توان به این مهم دست یافت. در این میان نقش دولت به عنوان مهم‌ترین نهاد در راستای سیاست‌گذاری و هماهنگی برای بهبود موارد ذکر شده اهمیت دارد. توجه به این نکته حائز اهمیت می‌باشد که سازوکارهای انتخابی می‌بایست منطبق با شرایط اقتصاد ایران به عنوان یک اقتصاد در حال توسعه، یا به عبارتی نظم دسترسی بسته مورد ملاحظه قرار گیرد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Mahya Allahgholi  <https://orcid.org/0009-0001-8717-2352>

Farshad momeni  <https://orcid.org/0000-0002-9772-3971>

منابع

- الهی، ناصر، حیدری، حسن، کیاالحسینی، سیدضیا و ابوالحسنی چیمه، محمدامین. (۱۳۹۷). پیچیدگی اقتصادی و عوامل نهادی (مقایسه میان کشورهای توسعه‌یافته، نوظهور و در حال توسعه). فصلنامه مدل‌سازی اقتصادسنجی، ۳(۳)، ۱۱-۳۷. doi: 10.22075/jem.2019.17030.1267.
- رنانی، محسن. (۱۳۸۴). بازار یا نابازار؟ بررسی موانع نهادی کارایی نظام اقتصادی بازار در اقتصاد ایران. چاپ دوم. تهران: انتشارات سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور.
- سمندرعلی اشتهاردی، مژگان، عظیمی، ناصر علی و شاهمرادی، بهروز. (۱۳۹۹). رابطه علیت بین مؤلفه‌های اقتصاد دانش‌بنیان و شاخص پیچیدگی اقتصادی. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۵(۸۲)، ۲۱۷-۲۴۲. doi: 10.22054/ijer.2020.11915.
- شاه‌آبادی، ابوالفضل و حسینی، مریم. (۱۳۹۷). تأثیر مؤلفه‌های اقتصاد دانش بر پیچیدگی اقتصادی ایران. دوفصلنامه علمی مطالعات و سیاست‌های اقتصادی، ۵(۲)، ۱۲۵-۱۴۸.
- شاهمرادی، بهروز و سمندرعلی اشتهاردی، مژگان. (۱۴۰۰). شناسایی مسیر توسعه قابلیت‌های فناورانه کشور با استفاده از رویکرد پیچیدگی اقتصادی. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۶(۸۶)، ۴۴-۷۲. doi: 10.22054/ijer.2020.41813.755

عظیمی، ناصرعلی. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر مؤلفه‌های اقتصاد دانش‌بنیان بر پیچیدگی اقتصادی کشورها. فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی، ۲۴ (۴)، ۱-۲۴.

نورث، داگلاس سی، والیس، جان جوزف و وینگاست، باری آر. (۲۰۰۹). خشونت و نظم‌های اجتماعی: چارچوب مفهومی برای تفسیر تاریخ ثبت شده بشر. ترجمه جعفر خیرخواهان و رضا مجیدزاده. چاپ اول. تهران: روزنه.

References

- Antonietti, R. & Franco, C. (2021). From FDI to economic complexity: a panel Granger causality analysis. *Structural Change and Economic Dynamics*, 56, 225-239.
- Azimi, N.A. (2023). The effect of knowledge based economic indicators on the countries' economic complexity. *Quarterly Journal of Research and Planning in Higher Education*, 24(4), 1-23. [In Persian]
- Bahar, D., Rapoport, H. & Turati, R. (2022). Birthplace diversity and economic complexity: Cross-country evidence. *Research Policy*, 51(8), 103991.
- Ben Saâd, M. & Assoumou-Ella, G. (2019). Economic complexity and gender inequality in education: an empirical study. *Economics Bulletin*, 39(1), 321-334.
- Elahi, N., Heydari, H., Kiaalhoseini, S.Z. & Abolhasani Chimeh, M.A. (2018). The effect of trade openness and government size on macroeconomic volatility in Iran: a stochastic volatility model (SVM) approach. *Journal of Econometric Modelling*, 3(3), 11-37. doi: 10.22075/jem.2019.17030.1267. [In Persian]
- Ferraz, D., Morales, H.F., Campoli, J.S., Oliveira, F.C.R.D. & Rebelatto, D. A.D.N. (2018). Economic complexity and human development: DEA performance measurement in Asia and Latin America. *Gestão & Produção*, 25, 839-853.
- Fiani, R. (2004). An evaluation of the role of the state and property rights in Douglass North's analysis. *Journal of Economic Issues*, 38(4), 1003-1020.
- Gao, J., Jun, B., Pentland, A., Zhou, T. & Hidalgo, C.A. (2017). Collective learning in China's regional economic development. *arXiv preprint arXiv:1703.01369*.
- Güneri, B. & Yalta, A.Y. (2021). Does economic complexity reduce output volatility in developing countries? *Bulletin of Economic Research*, 73(3), 411-431.
- Hartmann, D., Guevara, M.R., Jara-Figueroa, C., Aristarán, M. & Hidalgo, C.A. (2017). Linking economic complexity, institutions, and income inequality. *World development*, 93, 75-93.
- Hausmann, R. & Chauvin, J. (2015). Moving to the adjacent possible: Discovering paths for export diversification in Rwanda. CID Working Paper Series.
- Hausmann, R., Hidalgo, C., Bustos, S., Coscia, M., Chung, S., Jimenez, J., Simoes, A. & Yildirim, M. (2013). *The Atlas of Economic Complexity*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Hidalgo, C.A. & Hausmann, R. (2009). The building blocks of economic complexity. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 106(26), 10570-10575.
- Hidalgo, C.A. (2012). Discovering East Africa's Industrial Opportunities. *arXiv preprint arXiv:1203.0163*.

- Hidalgo, C.A. (2021). Economic complexity theory and applications. *Nature Reviews Physics*, 3(2), 92-113.
- Lapatinas, A. (2019). The effect of the Internet on economic sophistication: An empirical analysis. *Economics Letters*, 174, 35-38.
- Lapatinas, A., Kyriakou, A. & Garas, A. (2019). Taxation and economic sophistication: Evidence from OECD countries. *PLoS One*, 14(3), e0213498.
- Murphy, R. (2022). Measuring Open Access Orders. Available at SSRN.
- Neagu, O. & Teodoru, M. C. (2019). The relationship between economic complexity, energy consumption structure and greenhouse gas emission: Heterogeneous panel evidence from the EU countries. *Sustainability*, 11(2), 497.
- North, D.C. (1990). *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge University Press.
- North, D.C. (2005). *Understanding the Process of Economic Change*. Princeton university press.
- North, D.C., Wallis, J.J. & Weingast, B.R. (2009). *Violence and Social Orders: A Conceptual Framework for Interpreting Recorded Human History*. Cambridge University Press.
- Renani, M. (2005). *Market or Nonmarket? A Study of Market Failure in Iranian Economy*. 2nd edition. Tehran: Publications of the country's management and planning organization. [In Persian]
- Samandar Ali Eshtehardi, M., Azimi, N.A. & Shahmoradi, B. (2020). The causal relationship between knowledge-based economy components and economic complexity. *Iranian Journal of Economic Research*, 25(82), 217-242. doi: 10.22054/ijer.2020.11915. [In Persian]
- Shahabadi, A. & Hosseini, M. (2018). The effect of knowledge economy components on Iran's economic complexity. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 5(2), 125-148. [In Persian]
- Shahmoradi, B. & Samandar Ali Eshtehardi, M. (2021). Identifying the development path of technological capabilities of Iran using economic complexity approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 26(86), 44-72. doi: 10.22054/ijer.2020.41813.755. [In Persian]
- Sweet, C. & Eterovic, D. (2019). Do patent rights matter? 40 years of innovation, complexity and productivity. *World Development*, 115, 78-93.
- Sweet, C.M. & Maggio, D.S.E. (2015). Do stronger intellectual property rights increase innovation? *World Development*, 66, 665-677.
- Vu, T.V. (2020). Economic complexity and health outcomes: A global perspective. *Social Science & Medicine*, 265, 113480.
- Vu, T.V. (2021). Does institutional quality foster economic complexity? Available at SSRN 3509939.

استناد به این مقاله: اله‌قلی، محیا و مومنی، فرشاد. (۱۴۰۳). عوامل مؤثر بر شاخص پیچیدگی اقتصادی براساس رهیافت نظم‌های اجتماعی (مطالعه موردی اقتصاد ایران). *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹(۱۰۱)، ۴۲-۶.



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

Government Off-Budget Operations and Their Impact on Inflation Based on Fiscal Dominance in Banking System: The Case of Iran

Hossein Tavakolian* 

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

Reza Taleblou 

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

Shaghayegh Abbasali 

M.A. Student of Economics, Faculty of
Economics, Allameh Tabataba'i University,
Tehran, Iran

Abstract

Despite efforts to improve the governmental budget system in Iran's current economic situation, no significant progress has been made. The relationship between the key stakeholders—namely the government, parliament, regulatory bodies, and the general public as the ultimate beneficiaries of the budget—is not properly regulated. As a result, there is decreased transparency and accountability among various government officials. Using the Generalized Method of Moments (GMM) for the period 1993–2018, the current study aimed to examine the government off-budget operations and their impact on inflation, with a focus on fiscal dominance via the banking system. The findings suggested that increased fiscal dominance via the banking system's debt channel had a positive effect on inflation, thereby confirming the presence of fiscal dominance. The results also highlighted a negative relationship between political stability and corruption, on the one hand, and inflation, on the other. These variables remained at low levels throughout the analyzed period, indicating a need for greater attention from the government and political factions across the country.

* Corresponding Author: hossein.tavakolian@atu.ac.ir

How to Cite: Tavakolian, H., Talebloo, R. & Abasali, S. (2025). Government Off-Budget Operations and Their Impact on Inflation Based on Fiscal Dominance in Banking System: The Case of Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(101), 43-82.

1. Introduction

The inflation rate in Iran is a major concern that contributes to rising levels of poverty, inequality, economic instability, and reduced private sector investment. This persists despite the fact that many other countries have successfully managed similar issues. Unfortunately, monetary authorities in Iran have struggled to tackle this pressing problem. The Iranian economy has long struggled with the persistent issue of high inflation, which is largely attributed to fiscal dominance over the Central Bank. Moreover, addressing the budget deficit is partially achieved through off-budget operations facilitated by the banking system. Covering the period 1993–2018, this study examined the government off-budget operations and their impact on inflation, with a focus on fiscal dominance within the banking system. It actually dealt with the Central Bank's inability to control inflation, highlighting fiscal dominance as a key factor. Fiscal dominance arises when fiscal policymakers are not required to balance expenditures with tax revenues, thereby compelling monetary policymakers to address government budget deficits.

2. Materials and Methods

Applying the Generalized Method of Moments (GMM) to the period 1993–2018 in Iran, the present research examined the government off-budget operations and their impact on inflation, with a focus on fiscal dominance in the banking system. The study used the data from the Central Bank, international transparency websites, and Palta to analyze the quantitative effects of government borrowing from the banking system on inflation.

3. Results and Discussion

The findings revealed a direct relationship between inflation and government financing through the banking system, emphasizing its analytical significance for Iran's economy. Due to legal restrictions on borrowing directly from the Central Bank, the government turns to state-owned commercial banks for financing, resulting in a form of active fiscal dominance. This approach increases government debt to the banking system, thus affecting various economic sectors and contributing to instability and chronic inflation. The financial practice, known as off-budgeting, is marked by a lack of transparency and inefficiency in government expenditures, further exposing fiscal dominance via the banking system. Additionally, variables of political stability and corruption control play a role, highlighting the need for government attention across different sectors and political factions in the country.

Table 1. GMM Estimation of the Mode (Inflation as the Dependent Variable)

Variables		GMM			
		Coef.	Std. Err.	z	P> z
Political Stability	POLITY	-0.000272	6.14E-5	-4.433693	0.0000
Corruption control	GC	-0.000378	2.10E-5	-18.00533	0.0000
Exchange rate growth	GER	0.070614	0.023222	3.040763	0.0034
Interest rate	IR(-1)	-0.045950	0.008164	-5.628554	0.0000
Money base growth rate	GM2(-1)	0.384844	0.035885	10.72431	0.0000
Government debt growth rate to private banks	GGBPB(-1)	0.007662	0.000382	20.06188	0.0000
Government debt growth rate to state-owned banks	GGBGB	0.028705	0.001966	14.59979	0.0000
Government debt growth rate to privatized banks	GGBSPB(-2)	0.006459	0.000110	58.49907	0.0000
Growth rate of government oil revenues	OILP	-0.136378	0.018692	-7.296217	0.0000
		R ² = 0.614559			
		J-statistic=17.89458			
		Prob (J-statistic)=0.985014			
		Instrument rank=43			

Source: Finding Results

This study explored the off-budget operations of the Iranian government and their impact on inflation, with a particular focus on fiscal dominance through the banking system. Despite efforts to reform the government budget system, the lack of proper regulation in the interactions between budget stakeholders—including the government, parliament, regulatory bodies, and the general public—has led to reduced transparency and accountability among government officials. The research showed that increasing fiscal dominance through the banking system's debt channel had a positive effect on inflation, thereby confirming the presence of fiscal dominance. Furthermore, the study underscored the negative correlation between political stability and corruption control, on the one hand, and inflation, on the other. This highlights the need for government attention across various sectors and political factions within the country. In sum, the Iranian economy faces a persistent challenge of high inflation, primarily driven by fiscal dominance over the Central Bank. The study highlighted the government's dependence on off-budget operations, especially through the banking system, to address budget deficits. This financial strategy is marked by a lack of transparency and efficiency, resulting in

economic instability and chronic inflation. The findings emphasized the urgent need for the government to review and reform regulations, reduce structural budget deficits, and improve transparency to effectively control inflation. The low levels of political stability and corruption control throughout the analyzed period underscored the current government's challenges, stressing the need for comprehensive reforms and action across all sectors and political factions in the country.

Keywords: Budget Deficit, Fiscal Dominance, Off-Budget Operations, Monetary Base

JEL Classification: E63, E62, E52, E51, E31, H62.



عملیات فرابودجه‌ای دولت و اثر آن بر تورم با تأکید بر سلطه مالی در شبکه بانکی: مطالعه موردی ایران

حسین توکلیان* دانشیار گروه اقتصاد بازرگانی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

رضا طالبلو دانشیار گروه اقتصاد نظری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

شقایق عباسعلی دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

در شرایط فعلی اقتصاد ایران و با وجود اقداماتی که در جهت ارتقای نظام بودجه‌ریزی کشور صورت گرفته، در واقعیت، عکس آن اتفاق افتاده است. به گونه‌ای که رابطه بین ذینفعان مختلف بودجه اعم از دولت، مجلس، نهادهای نظارتی و مردم به عنوان ذینفعان نهایی بودجه، به شکل صحیحی تنظیم نشده و این موضوع روحیه پاسخگویی و شفافیت ارکان مختلف حاکمیت را تضعیف کرده است. در مقاله حاضر برای بررسی عملیات فرابودجه‌ای دولت و اثر آن بر تورم با تأکید بر سلطه مالی در شبکه بانکی از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برای دوره زمانی ۱۳۷۲-۱۳۹۷ استفاده شده است. نتایج برآورد بیانگر آن است که افزایش سلطه مالی از کانال بدهی دولت به شبکه بانکی به نحو چشمگیری بر متغیر تورم اثر معناداری دارد؛ در نتیجه از این طریق سلطه مالی در رابطه بین دولت و شبکه بانکی اثبات می‌شود. همچنین با وجود اینکه ثبات سیاسی و کنترل فساد در طول سال‌های مطالعه در سطح پایینی قرار دارند اما نتایج وجود رابطه منفی مابین ثبات سیاسی و کنترل فساد با تورم را تأیید می‌کند و این نیازمند توجه دولت در همه عرصه‌ها و جناح‌های سیاسی کشور است.

کلیدواژه‌ها: کسری بودجه، سلطه مالی، عملیات فرابودجه، پایه پولی.

طبقه‌بندی JEL: E63, E62, E52, E51, E31, H62

۱. مقدمه

از اوایل دهه نود میلادی ادبیات مربوط به روابط بین عملکرد اقتصادی و ثبات سیاسی^۱ به شدت مورد توجه صاحب‌نظران قرار گرفته است. مطابق با ادبیات اقتصاد سیاسی، دو نظام سیاسی و اقتصادی دارای تعاملات گسترده‌ای با یکدیگر هستند. به صورتی که ساختار اقتصادی کشورها، به‌ویژه کشورهای در حال توسعه در برابر بی‌ثباتی سیاسی به شدت ضربه‌پذیر هستند. از این حیث آثار بی‌ثباتی سیاسی بر نرخ تورم در کشورهایی که سطح عمومی قیمت‌هایشان بالاتر است، به مراتب بیشتر از کشورهایی است که سطح عمومی قیمت‌هایشان پایین‌تر است (حیدری، اصغری و علی‌نژاد، ۱۳۹۵). وجود تورم موجب نوسان در فضای اقتصادی کشور می‌شود که از این مسیر فرار سرمایه‌های داخلی، عدم جذب سرمایه‌های خارجی و کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را به همراه دارد. در همین راستا حضور دولت در صحنه پررنگ‌تر می‌شود، در نتیجه هزینه‌های عمومی دولت افزایش می‌یابد. همه این پیامدها ضربات جبران‌ناپذیری برای اقتصاد کشور به همراه دارد. در حال حاضر کشور ما درگیر یک اقتصاد سیاسی پیچیده است. لذا به نظر می‌رسد تعیین رابطه بین این دو متغیر، مهم و بحث‌برانگیز باشد.

از جمله مسائل اساسی که اغلب کشورهای در حال توسعه در زمینه سیاسی با آن مواجه هستند، نحوه نامناسب تعاملات سیاست‌های مالی و پولی است که منجر به کسری بودجه^۲، انباشت بدهی‌های دولت و تورم افسارگسیخته می‌شود. بر همین اساس لیبانیو^۳ (۲۰۰۶) و ترن^۴ (۲۰۱۸) نشان می‌دهند که سلطه مالی، سال‌ها مسئله کشورهای در حال توسعه بوده است و عملکرد دولت از نظر مالی بی‌انضباط بوده و کسری بودجه‌های مزمن در نهایت پولی^۵ شده و از منابع بانک مرکزی تأمین می‌شوند. می‌توان دلیل سلطه مالی در این کشورها را ترکیبی از پایه درآمد مالی ضعیف، نظام گردآوری مالیات سنتی که حیل‌های مالیاتی را تشویق می‌کند، بدهی‌های محتمل الوقوع به دلیل شبکه بانکی ضعیف و هزینه کردن مازاد در سطح منطقه‌ای و بخشی دانست (توکلیان، ۱۳۹۳). همچنین چلیاه^۶ (۱۹۷۱) در بررسی وضعیت

1. Political Stability

2. Deficit

3. Libanio, G.

4. Tran, N.

5. Monetize

6. Chelliah, R.J.

مالیات در کشورهای در حال توسعه به این نتیجه رسید که توانایی کشورها در اخذ مالیات بستگی به مراحل توسعه یافتگی و نیز ویژگی ساختار اقتصادی آنها دارد. به گونه‌ای که دولت‌ها در کشورهای فقیر برای تأمین مالی هزینه‌هایشان معمولاً با کسری مواجه می‌شوند و به جای اخذ مالیات، استقراض از بانک مرکزی را وسیله برونرفت از معضل تأمین مالی تلقی می‌کنند که به نوبه خود نوعی مالیات است که به آن مالیات تورمی^۱ اطلاق می‌شود. مسیر مالیات تورمی به علت نداشتن هزینه جمع‌آوری و عدم امکان فرار عموم مردم، برای دولت‌ها دارای جذابیت است (Keynes, 1923). این موضوع به‌خصوص در اقتصادهای نفتی به دلیل برخورداری دولت‌ها از این درآمدها، انگیزه دولت برای عدم وضع مالیات بیشتر و تأمین مالی ارائه خدمات عمومی از طریق توسل به مالیات تورمی بیشتر است. از طرفی دیگر، دلیل عمده موضوع سلطه مالی آن است که در مقایسه با کشورهای توسعه یافته که می‌توانند اوراق قرضه با سرسیدهای مختلفی صادر کنند، در کشورهای در حال توسعه به دلیل فقدان اعتبار، دولت نمی‌تواند از بخش خصوصی برای بلندمدت قرض بگیرد و بدهی‌هایی منتشر کنند که سررسید آنها دورتر باشد. در مقابل آنها ناچار بودند که برای تأمین مالی خود به نظام بانکی روی بیاورند و یا از خارج از کشور قرض بگیرند (Turner, 2011). بنابراین عدم دسترسی این کشورها به انتشار اوراق بلندمدت موجب گسترش ترازنامه سیستم بانکی و البته کاهش ارزش پول این کشورها شده که بر مسئله سلطه مالی دامن می‌زند.

بنابراین ادبیات متعارف سلطه مالی نشان می‌دهد که موارد تأمین کسری بودجه دولت از مسیرهایی که در ذیل آمده به صورت مستقیم بر ترازنامه بانک مرکزی اثر می‌گذارد: استقراض مستقیم دولت از بانک مرکزی و مداخله بانک مرکزی در بازار بدهی رسمی جهت خرید اوراق منتشره دولت از طریق عملیات بازار باز. از طرفی دیگر در کشورهای در حال توسعه که دارای منابع نفتی هستند سازوکارهای اثرگذاری سلطه مالی از طریق تبدیل درآمدهای ارزی دولت توسط بانک مرکزی گسترده‌تر می‌شود. با در نظر گرفتن مباحث ارائه شده در بالا، این پژوهش سعی دارد تا اثر تأمین مالی کسری بودجه از طریق سلطه بر شبکه بانکی را روی متغیرهای کلان اقتصادی بررسی نماید.

بر پایه مطالعه فریدمن^۱ (۱۹۹۵) نقش سیاست‌گذار پولی در مدیریت تورم تعیین‌کننده است. بانک مرکزی به عنوان متولی سیاست‌گذار پولی می‌تواند در قبال تورم دو نوع سیاست‌گذاری فعال و منفعل^۲ را در پیش بگیرد. از دیدگاه لیپر^۳ (۱۹۹۱) سیاست فعال و منفعل برحسب قیودی تعریف می‌شوند که دو مقام پولی و مالی با آن مواجه هستند. در سیاست‌گذاری پولی فعال، دو سیاست پولی و مالی مستقل از یکدیگر هستند، به‌طوری که سیاست‌گذار پولی به وضعیت بدهی دولت هیچ توجهی نداشته و مجاز است هدف تورمی را تعیین و از ابزارها و سیاست‌های پولی و ارزی خود برای رسیدن به این هدف استفاده کند و تورم را روی مقادیر تعیین شده کنترل کند. به‌صورت کلی می‌توان نتیجه گرفت بانک مرکزی در مقابل نتایج این اقدام مسئول است؛ در واقع بانک مرکزی مفهومی است برای توضیح مقام مسئول سیاست‌هایی که بر عرضه پول یک کشور مؤثرند. در مقابل سیاست‌گذاری منفعل است که بانک مرکزی با عدم استقلال مواجه است زیرا نسبت به شوک‌های بدهی دولت واکنش نشان می‌دهد و سازوکارهای اقتصادی و پولی و تعامل آن‌ها خارج از چارچوب تصمیم‌گیری عامدانه بانک مرکزی است؛ به‌طوری که سیاست پولی در تعامل و ارتباط با سیاست مالی تعیین می‌شود و این دو سیاست از کانال بودجه به هم مرتبط می‌شوند. در چنین وضعیتی، دیگر مسئولیت سیلان پولی و عواقب آن به‌طور مستقیم متوجه بانک مرکزی نیست. در این صورت تثبیت و کنترل پول به صورت پیچیده‌تری قابل مدیریت است. زیرا برای تثبیت یا محدود کردن رشد پایه پولی باید زمینه‌های انفعال پولی و ساختاری که موجب این انفعال شده است را شناسایی و محدود کنند.

از طرفی دیگر، هر چهار سال یکبار با تغییر دولت‌ها و هر پنج سال یکبار با تغییر رؤسای بانک مرکزی، اهداف و خط‌مشی‌های اتخاذ شده در تدوین و اجرای سیاست‌های پولی نیز ممکن است دستخوش تغییر شود که موجب می‌شود استمرار و سازگاری سیاست‌های پولی از بین برود؛ به عبارت دیگر بانک مرکزی از استقلال کافی برخوردار نیست. به علاوه در اکثر کشورهای در حال توسعه منابع مالی عمدتاً، در قبضه شبکه بانکی که تحت تملک دولت است که به عنوان تأمین‌کننده اعتبارات برای دولت و همچنین بنگاه‌های تحت مالکیت دولت

1. Friedman, M.
2. Active & Passive
3. Leeper, E.

عمل می کنند. حتی این مالکیت در خصوص بانک‌های به نظر خصوصی نیز موضوعیت دارد که بر اساس شکل ۱ ارتباط تنگاتنگی با حاکمیت و دولت دارند.

با وجود اینکه مطابق ملاحظات تجربی و نظری اقتصاد کلان، تنظیم سیاست‌های پولی از جمله حجم عرضه پول باید متناسب با اهدافی چون رشد اقتصادی و ثبات سطح عمومی قیمت‌ها انجام پذیرد، مشکلات مالی دولت‌ها بر این راهبردها فائق آمده و در نتیجه کارکرد سیاست‌های پولی را با مخاطره جدی مواجه ساخته است. این نظریه در قانون‌های پولی و بانکی بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته و یا در حال توسعه متجلی گردیده است و از سوی نهادهای اقتصادی، پولی و مالی بین‌المللی به صورت یک توصیه عمومی مورد تأکید قرار می‌گیرند. با توجه به مباحث مطرح شده، تحقیق حاضر اثر بی‌ثباتی سیاسی بر تورم از طریق شبکه بانکی را مورد بررسی قرار می‌دهد که ضرورت توجه به موضوع حاضر را دو چندان می‌نماید. در ادامه ساختار مقاله بدین شکل تنظیم شده است که در بخش دوم ادبیات موضوع، پیشینه مطالعات و همچنین نحوه شکل‌گیری حاکمیت مالی از طریق سیطره بانکی نشان داده می‌شود. بخش سوم به روش تحقیق، تبیین مدل و تخمین الگو می‌پردازد و نهایتاً خلاصه و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری

سیاست پولی و مالی از کانال بودجه به هم مرتبط می‌شوند. در واقع اگر دولت کسری بودجه خود را برای مقابله با انباشت بدهی‌هایش تعدیل نماید، بانک مرکزی مجبور به کاستن از بار بدهی‌های دولت نمی‌شود و در این شرایط به اصطلاح تحت نظام ریکاردینی^۱ و یا حاکمیت پولی^۲ خواهد بود. در مقابل نظام غیرریکاردینی^۳ و یا تسلط سیاست مالی^۴ اشاره به شرایطی دارد که در آن کسری اولیه به صورت مستقل از بدهی‌های حقیقی تنظیم شود زیرا دولت این امید را دارد که در صورت نیاز، سیاست‌های پولی در خدمت سیاست مالی درآیند و بدهی‌های انباشته شده دولت نه از طریق مازاد بودجه بلکه از طریق افزایش عرضه پول توسط بانک مرکزی جبران گردد. در اغلب موارد بودجه دولت مازاد هزینه بر تولید است؛ دولت

1. Ricardian Regime
2. Monetary Dominance
3. Non-Ricardian Regime
4. Fiscal Dominance

ناچار به اعمال سیاست‌های لازم برای جبران آن می‌شود و اگر محل پر کردن این کسری از طریق استقراض از مردم یعنی اوراق قرضه یا اوراق بدهی نباشد، تبعاً به بانک مرکزی متوسل می‌شود؛ بانک مرکزی نیز ناگزیر به تأمین بخشی از کسری آشکار و پنهان بودجه می‌گردد و بدین صورت است که سلطه مالی شکل می‌گیرد.

بنا به تعریف والش^۱ (۲۰۱۰) سلطه مالی، وضعیتی است که «سیاست‌گذار مالی الزامی به برقراری توازن بین مخارج و درآمدهای مالیاتی خود ندارد و سیاست‌گذار پولی مجبور می‌شود به گونه‌ای عمل کند که منابع و مصارف بخش دولتی متوازن شود». بنابراین می‌توان گفت سیاست‌های مالی غیرمنضبط با تحت‌الشعاع قرار دادن استقلال بانک مرکزی، توانایی بانک مرکزی در استفاده از ابزارهای پولی برای رسیدن به اهدافی نظیر کنترل تورم و رسیدن به رشد اقتصادی مطلوب را مختل می‌سازد و سیاست پولی غیرمنضبط را فراهم می‌آورد.

بر همین اساس، کورستلوا^۲ (۲۰۱۰) بیان می‌کند که عملکرد بانک مرکزی در کشورهای در حال توسعه با وجود استقلال قانونی، مستقل نیست و در واقعیت امر، تحت کنترل دولت عمل می‌کند. به انضمام اینکه در این کشورها میان بخش خصوصی و دولتی تفکیک قائل نمی‌شوند و فعالیت‌های شبه‌بودجه‌ای^۳ وسیعی از قبیل تملک بر شبکه بانکی و اعتبارات مستقیم برای حمایت از بنگاه‌های تحت مالکیت دولت وجود دارد. همه این عوامل امکان کنترل نقدینگی و مهار تورم را در این کشورها کاهش می‌دهد.

مک‌کالم^۴ (۲۰۰۰) نیز بر این باور است که زمانی که سیاست‌گذاران مالی در اقتصاد مقدم شوند و همانند بازیگری مسلط عمل نمایند، سیاست‌های مالی به عنوان عامل برون‌زایی عمل می‌کنند که سیاست‌گذاران بخش پولی را ناگزیر به هماهنگی برای حفظ تعادل بلندمدت بودجه دولت می‌کنند و در این حالت سیاست مالی، تعیین‌کننده نرخ تورم در اقتصاد خواهد بود. به گونه‌ای که به علت عدم انضباط مالی دولت در این کشورها، حتی سیاست‌های پولی سختگیرانه نیز به دلیل انتظارات تورمی حاصل از حق‌الضرب و تأمین مالی تورمی در آینده، افزایش سطح قیمت‌ها را به همراه دارد (Aktas, et al., 2010).

1. Walsh, C.
 2. Korosteleva, J.
 3. Quasi-Budget Activities
 4. McCallum, B.T.

بررسی روابط سیاست‌های مالی و پولی و اثرگذاری سیاست‌های مالی بر سطح عمومی قیمت‌ها به عنوان هدف اصلی سیاست‌های پولی در قالب نظریه مالی سطح قیمت^۱ قابل طرح است. سارجنت و والاس^۲ (۱۹۸۱) بیان می‌کنند که اثر سیاست پولی در کنترل تورم به میزان هماهنگی سیاست پولی با سیاست مالی مرتبط می‌شود. در مدل سارجنت و والاس سیاست پولی در شرایط عدم اطمینان می‌تواند منجر به تورم بالا شود، به این علت که میزان تقاضا برای اوراق قرضه دولتی مشخص است و تغییر در سیاست‌های مالی موجب می‌شود که بخشی از تعهدات دولتی به وسیله حق‌الضرب پولی تأمین می‌شود.

همچنین در مدل نظریه مالی سطح قیمت وودفرد و سیمز^۳ (۱۹۹۴) که پیامدهای افزایش بدهی دولت را بررسی می‌کنند، نشان می‌دهند که بدهی دولت در مواجهه با سیاست‌های مالی تنها زمانی می‌تواند تضمین شود که اطمینان حاصل گردد نرخ بهره حقیقی با افزایش تورم کاهش می‌یابد. به عنوان مثال سیاست مالی انبساطی می‌تواند برای دستیابی به نرخ رشد بالای اقتصادی کمک کند اما چنانچه کسری بودجه دولت از طریق بانک مرکزی تأمین شود، نرخ تورم را افزایش می‌دهد. در مقابل، سیاست پولی انقباضی با هدف ثبات قیمت‌ها ممکن است در صورت افزایش نرخ بهره، نرخ رشد اقتصادی را کاهش دهد. همچنین در این دیدگاه بیان می‌شود افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی که ماحصل کسری بودجه است یک علت دو سویه بین تورم و افزایش بدهی دولت و همچنین تأثیرپذیری سیاست‌های پولی از سیاست‌های مالی است (قبادی و کميجانی، ۱۳۸۹).

۳. عملیات فرابودجه‌ای در ایران

با توجه به مباحث مطرح شده، زمانی که بودجه دولت مازاد بر تولید داشته باشد اولین مسیری که در مواجهه با کسری بودجه پیش می‌گیرد این است که به بانک مرکزی متوسل شود و خود را مقروض کند که منجر به افزایش پول پر قدرت و تورم می‌شود اما این روش از تأمین مالی کسری بودجه به موجب ماده ۶۹ قانون برنامه سوم توسعه سال ۱۳۷۹^۴ ممنوع شده است. در این راستا دولت با کمبود منابع مالی برای مقابله با هزینه‌هایش مواجه است و برای تأمین

1. Fiscal Theory of the Price Level (FTPL)

2. Sargent, T. & Wallace, N.

3. Woodford, M. & Sims, C.

۴. در این قانون آمده: «استقراض از بانک مرکزی برای تأمین کسری بودجه دارای سازوکار قانونی نمی‌باشد»

مالی این کسری به صورت مستقیم یا غیرمستقیم به شبکه بانکی روی می‌آورد. بدین صورت که دولت یا مستقیماً از شبکه بانکی تسهیلات دریافت می‌کند یا از طریق کانال‌های ارتباطی همچون شرکت‌های دولتی، نهادهای عمومی غیردولتی و صندوق‌های تشکیل شده برای مدیریت درآمدهای نفتی (که با شبکه بانکی دارد) اقدام به دریافت تسهیلات می‌کند. در این سازوکارها دولت ابتدا از منابع مالی موجود در این نهادها استفاده می‌کند. از سوی دیگر، به علت ایجاد کسری در نهادهای مذکور، این نهادها به دریافت تسهیلات از شبکه بانکی به ضمانت دولت اقدام می‌کنند. در نتیجه به علت عدم بازپرداخت اصل و فرع تسهیلات توسط نهاد مربوطه، شبکه بانکی بدهی را به بدهی دولت تغییر عنوان می‌دهد. زمانی که این تعهدات نکول می‌شود، در ترازنامه شبکه بانکی کسری به وجود می‌آید که این کسری موجب مراجعه بانک به بانک مرکزی می‌شود. در آخر نیز هم بدهی بانک به بانک مرکزی و هم اندازه ترازنامه بانک مرکزی، افزایش می‌یابد.

مطابق بند و تبصره ۵ قانون بودجه ۱۳۹۷^۱، امکان نقل و انتقال مطالبات بانک‌ها از دولت در بازار بین بانکی برای بانک مرکزی تعریف شد. با انجام این عملیات، شاهد کاهش اندازه سرفصل‌های بدهی بانک به بانک مرکزی و در مقابل افزایش خالص بدهی دولت به بانک مرکزی هستیم. این نوع تأمین مالی دولت که در ردیف‌های بودجه منعکس نمی‌شود باعث شکل‌گیری مسیرهای فرابودجه‌ای برای سلطه مالی می‌شود. در نتیجه این وسوسه در دولت‌ها تقویت می‌شود که برای ارائه خدمات بیشتر و بهتر از این مسیرهای میانبر عبور کنند و تلاشی در جهت تحقق انضباط مالی و محدود کردن هزینه‌های دولت به درآمد مالیاتی انجام ندهند و از آنجا که دولت بدهی خود را به بانک‌ها بازپرداخت نمی‌کند، موجب قفل شدن بخش‌های مختلف اقتصادی شده و با فشاری که بر نظام پولی و بانکی کشور آورده، سبب کاهش ثبات اقتصادی و تورم مزمن شده است.

۳-۱. شناسایی مقادیر فرابودجه‌ای

بودجه قراردادی بین حاکمیت و مردم درخصوص چگونگی تأمین مالی و تخصیص منابع مالی برای اداره کشور است و از این رو مهم‌ترین سند مالی حاکمیت در افق زمانی یکساله

۱. قانون بودجه سال ۱۳۹۷ کل کشور

محسوب می‌شود و نقشی مهم در ارزیابی آحاد مردم در مورد چگونگی و کیفیت اداره یک کشور دارد. در اصل ۵۲ قانون اساسی که مهم‌ترین سند فرادستی کل کشور محسوب می‌شود تصریح شده که بودجه سالانه کل کشور به ترتیبی که در قانون مقرر می‌شود از طرف دولت تهیه و برای رسیدگی و تصویب به مجلس شورای اسلامی تسلیم می‌گردد. همچنین در این اصل تأکید شده است که هر گونه تغییر در ارقام بودجه نیز تابع مراتب مقرر در قانون خواهد بود. بدین ترتیب مصرف اعتبارات جاری و عمرانی منظور در بودجه کل کشور تابع مقررات قانون محاسبات عمومی کشور و سایر قوانین و مقررات عمومی دولت است. با این وجود و به موجب قانون، مواردی از این اصل استثناء شده‌اند. در هر کشوری بسته به مواردی چون میزان توسعه، زیرساخت‌های نهادی و حقوقی، عدم رعایت اصول شفافیت و پاسخگویی و همچنین عدم جامعیت و مشمولیت قانون بودجه از این اصل مستثنی شده که وجوه فرابودجه‌ای نیز نامیده می‌شوند. به بیان دقیق‌تر، عملیات فرابودجه‌ای دولت شامل تکالیفی است که در راستای اجرای سیاست‌های مالی انجام می‌شود اما ارقام آن‌ها در لایحه بودجه سالانه انعکاسی ندارند. با توجه به تمایل سیاست‌مداران برای افزایش هزینه‌ها و محدودیت در منابع قابل تحقق، همواره مسیرهای فرابودجه‌ای برای هزینه‌کرد دولت‌ها شکل می‌گیرد که منجر به ناکارایی و عدم شفافیت در هزینه‌های دولت می‌شود. به عبارت دیگر، بودجه دولت بیانگر تمام عملیات مالی سالیانه دولت نبوده زیرا بخشی از منابع و مخارج دولت در خارج از لایحه بودجه قرار دارند و فاقد ردیف‌های بودجه هستند. به همین علت تصویر روشنی از میزان و نحوه هزینه‌کرد این منابع وجود ندارد و از طریق مسیرهای موازی بودجه صورت می‌گیرد.

میزان تعهدات فرابودجه‌ای یا هزینه‌کرد غیرشفاف دولت از تفاضل میان تغییرات بدهی و کسری بودجه ۲ سال متوالی قابل بررسی است. طبق نظام آمارهای مالی دولت^۱ در سال ۲۰۰۱، وضعیت مالی دولت با سه تراز عملیاتی، سرمایه‌ای و مالی نشان داده می‌شود. تراز عملیاتی، تفاضل درآمدهای عملیاتی دولت (مالیات‌ها، کمک‌های اجتماعی، درآمدهای حاصل از مالکیت دولت، فروش کالاها و خدمات توسط دولت، جرایم و خسارات و درآمدهای متفرقه) و هزینه‌های جاری دولت را منعکس می‌کند. تراز سرمایه‌ای، فروش

1. Government Finance Statistics (GFS)

ثروت‌های طبیعی و مخارج سرمایه‌گذاری دولت را در بر می‌گیرد. در حقیقت کسری بودجه معادل تفاضل بین تراز عملیاتی و تراز سرمایه‌ای بودجه است. معمولاً کسری بودجه از طریق تراز مالی جبران خواهد شد؛ تراز مالی عمدتاً شامل فروش سهام شرکت‌های دولتی، فروش اوراق مشارکت یا استفاده از حساب‌های ایجاد شده برای مدیریت درآمدهای نفتی است. در نتیجه کسری بودجه باید برابر با میزان تراز مالی یا همان مقدار تعهدات و استقراض در آن سال مالی باشد. در معادله (۱) کسری بودجه برابر با اختلاف کسری بودجه عملیاتی^۱ (OBD) و مازاد تراز سرمایه‌ای^۲ (NAONA) است:

$$\text{deficit}_t = \text{OBD}_t - \text{NAONA}_t \quad (1)$$

البته می‌توان معادله مذکور را درخصوص ارتباط بین کسری بودجه و رشد بدهی دولت به صورت معادله (۲) نوشت:

$$\text{Budgetdeficit}_{t-1} - \text{Budgetdeficit}_t = \text{deficit}_t \quad (2)$$

رابطه (۲) بیانگر میزان بدهی دولت از یک دوره به دوره بعد است که در صورت عدم تعهدات فرابودجه‌ای، برابر با کسری ایجاد شده در آن دوره است. در اقتصاد ایران همواره دولت درصدد تعیین تکالیفی برای اعطای تسهیلات توسط شبکه بانکی بوده است به همین علت بخش زیادی از عملیات فرابودجه‌ای مربوط به تکالیف بانکی و اعتباری است که از مسیر تبصره‌های قوانین بودجه سنواتی نظیر مصوبات هیأت وزیران، شورای اقتصاد و تضامین و تعهدات صادره توسط دولت شکل قانونی پیدا می‌کند.

تأمین مالی کسری جریان وجوه تعهدی و نتیجتاً کسری بودجه ادواری دولت غالباً از طریق تعهدات فرابودجه‌ای در ایران به سه صورت بر ترازنامه شبکه بانکی اثر می‌گذارد. در ذیل به اختصار هر کدام از این مسیرها توضیح داده می‌شود.

۳-۱-۱. عملیات فرابودجه‌ای دولت بر بدهی بخش دولتی به شبکه بانکی

طبق ماده ۴ قانون محاسبات عمومی سال ۱۳۶۶، شرکت دولتی واحد سازمانی مشخصی است که با اجازه قانون به صورت شرکت ایجاد شود و یا به حکم قانون و یا دادگاه صالح ملی شده و یا مصادره شده و به عنوان شرکت دولتی شناخته شده باشد و بیش از ۵۰ درصد سرمایه آن

1. Operating Budget Deficit

2. Net Acquisition of Nonfinancial Asset

متعلق به دولت باشد. هر شرکت تجاری که از طریق سرمایه گذاری شرکت های دولتی ایجاد شود، مادام که بیش از ۵۰ درصد سهام آن متعلق به شرکت های دولتی است، شرکت دولتی تلقی می شود.

اثر گذاری عملیات فرابودجه ای دولت از طریق شرکت های دولتی بر ترازنامه شبکه بانکی به دو صورت است: صورت اول چون شرکت های دولتی بخش قابل توجهی از فعالیت های وزارتخانه را عهده دار هستند لذا براساس همین تصدی گری، شرکت های دولتی موظف به ارائه کالاها و خدمات عمومی با قیمت کمتر به مردم هستند. در قانون برنامه سوم توسعه آمده است که: «افزایش قیمت کالاها و خدمات ارائه شده توسط دولت سالیانه بیش از ۱۰ درصد مجاز نیست. با ملحوظ داشتن بهره وری و کاهش هزینه ها، قیمت گذاری کالا و خدمات شرکت های دولتی به استثنای آن دسته از اقلامی که برای آنها حکم قانونی خاص وجود دارد، در چارچوب ضوابط از سوی هیأت وزیران خواهد بود و چنانچه دولت به هر دلیل فروش کالا یا خدمات را به قیمتی کمتر از قیمت تعیین شده به شرح فوق به شرکت تکلیف کند، مابه التفاوت قیمت محاسبه شده و قیمت تکلیف شده از محل اعتبارات و منابع دولت به شرکت ذینفع پرداخت می گردد» (طیبنیا و همکاران، ۲۰۲۰). عمده تاً این مابه التفاوت از طریق دریافت تسهیلات از شبکه بانکی به ضمانت دولت پرداخت می شود. عملاً خودداری شبکه بانکی از اعطای اعتبارات به آنها ناممکن است و حتی در صورت امکان به معنی ایجاد رکود شدید در فعالیت های اقتصادی است (فرزینوش و رحمانی، ۱۳۷۹).

این روش مداخله در قیمت گذاری علاوه بر اختلال در کارایی، موجب تحمیل زیان های مالی قابل توجه به شرکت های دولتی می گردد. در این صورت این زیان ایجاد شده باید توسط بودجه دولت جبران شود. مسیر دیگر دولت برای ایجاد تعهدات فرابودجه ای از طریق شرکت های دولتی اجرای پروژه های عمرانی دولت توسط شرکت های دولتی است که منابع آن توسط تسهیلاتی که در تضمین دولت از شبکه بانکی و بانک مرکزی است، تأمین می شود. هر دو مسیر توسط وزارتخانه های مربوطه پیشنهاد می شوند که در شکل ۱ این مسیرها بررسی شده است.

۳-۱-۲. عملیات فرابودجه‌ای دولت بر بدهی بخش غیردولتی به شبکه بانکی

امروزه در بیشتر نظام‌های حقوقی جهان، سازمان‌های نوظهوری با عنوان مؤسسات و نهادهای عمومی غیردولتی شکل گرفته‌اند که ابزارهای مؤثری برای حکومت مرکزی به منظور انجام وظایف اجرایی و عمومی تخصصی که نیازمند استقلال و دور از مسائل سیاسی هست، به شمار می‌آید (رستمی و حسینی‌پور اردکانی، ۱۳۹۲).

براساس تعریف ماده ۳ قانون محاسبات عمومی در سال ۱۳۸۶ از مؤسسه یا نهادهای عمومی غیردولتی، «مؤسسه یا نهاد عمومی غیردولتی، واحد سازمانی مشخصی است که دارای استقلال حقوقی است و با تصویب مجلس شورای اسلامی ایجاد شده یا می‌شود و بیش از ۵۰ درصد بودجه سالانه آن از محل غیردولتی تأمین می‌گردد و عهده‌دار وظایف و خدماتی است که جنبه عمومی دارد» که فهرست نهادهای عمومی غیردولتی در سال ۱۳۷۳/۰۴/۱۹ تصویب می‌شود که سازمان‌های مورد تعامل دولت در این موضوع عبارتند از سازمان تأمین اجتماعی، شهرداری‌ها، صندوق‌های بازنشستگی، بنیاد مسکن انقلاب اسلامی، آستان‌های مقدس، بنیاد مستضعفان و ستاد اجرایی فرمان امام که موجب ایجاد مسیر دیگری برای تحمیل هزینه‌هایی فراتر از قوانین بودجه سنواتی به دولت می‌شود.

یکی از مجراهای مهم عملیات فرابودجه‌ای از طریق نهادهای عمومی غیردولتی دریافت تسهیلات به ضمانت دولت از شبکه بانکی و بانک مرکزی است. به این صورت که این نهادها تعهد ارائه خدمات مشخصی را دارند. این در حالی است که ریسک منابع درآمدی آن‌ها متعدد است. به‌طور مثال صندوق‌های بازنشستگی باید در زمان مقرر، مستمری بازنشستگان را پرداخت کنند اما به دلیل اینکه سازوکار عملکردی آن‌ها به این صورت است که از حق بیمه پرداختی نسل بعدی برای پرداخت حقوق بازنشستگی یک نسل استفاده می‌کنند، در این حین اگر منابع ورودی در یک زمان مشخص از میزان تعهدات پرداختی صندوق کمتر باشد و همچنین نمی‌توانند در این شرایط پرداخت مستمری بازنشستگان را متوقف کنند، در این صورت است که این صندوق‌ها با زیان مواجه می‌شوند. در نتیجه باید از مسیر دیگری تأمین مالی کنند که این مسیر عمدتاً از طریق نهادهای مالی به تضمین دولت است. سازمان تأمین اجتماعی به منظور تأمین سرمایه در گردش جهت انجام تعهدات قانونی

در قبال بیمه‌شدگان و مستمری‌بگیران تحت پوشش خود اقدام به اخذ تسهیلات بانکی (عمدتاً بانک رفاه) کرده است (طیبنیا و همکاران، ۲۰۲۰).

۳-۱-۳. عملیات فرابودجه‌ای دولت بر دارایی‌های خارجی شبکه بانکی

وجود درآمدهای نفتی و نحوه استفاده از آن همواره یکی از چالش‌های بزرگ اقتصاد کشور بوده است. صندوق توسعه ملی برای مقابله با آثار منفی سوءمدیریت درآمدهای نفتی و استفاده هر چه بهتر از آن در ماده ۸۴ و ۸۵ قانون برنامه پنجم توسعه کشور، تأسیس شده است.

صندوق توسعه ملی ایران ارگانی حکومتی است که به جای صندوق ذخیره ارزی^۱ (که کارایی موافقی نداشت) با اهدافی نظیر ایجاد ثبات در میزان درآمدهای مازاد فروش منابع طبیعی، تبدیل دارایی‌ها به انواع دیگر ذخایر، توسعه فعالیت‌های تولیدی و سرمایه‌گذاری، تأمین بخشی از اعتبار مورد نیاز طرح‌های تولیدی، کارآفرینی بخش غیردولتی و عدالت بین‌نسلی و همچنین حساب ذخیره ارزی با هدف کنترل نوسان‌های قیمت‌های برونزای نفت بر اقتصاد، تصویب و ابلاغ شده است. هدف اصلی این صندوق، حفظ اصل سرمایه و عدالت بین‌نسلی از درآمدهای نفتی است به‌طوری که سرمایه این صندوق با واریز حداقل ۲۰ درصد از منابع حاصل از صادرات نفت و گاز و فرآورده‌های نفتی تأمین می‌شود.

همانطور که ملاحظه می‌شود در قوانین ناظر بر تشکیل صندوق‌های نفتی تصریح شد که هدف از ایجاد صندوق، ایجاد ثبات در جریان درآمدی نفت و پرهیز از آثار نامطلوب نوسان قیمت نفت بر بودجه دولت با استفاده از منابع موجود در صندوق است. با این وجود سابقه کشورهای نفت‌خیز نشان می‌دهد که وجود این منابع زمینه رشد اقتصادی نسبت به کشورهای دیگر را ایجاد نکرده است که از آن تحت عنوان نفرین منابع^۲ یاد می‌شود.

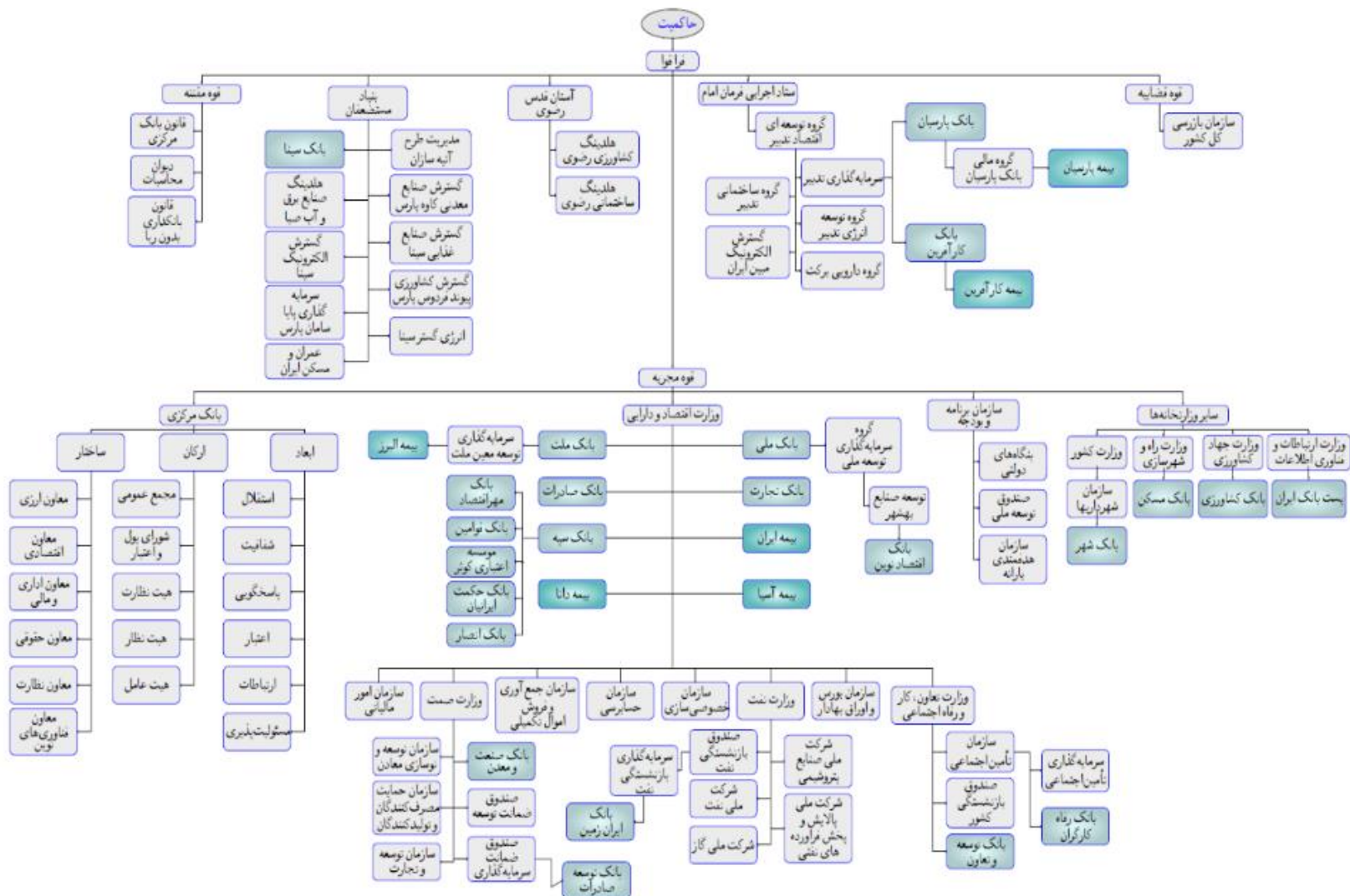
۱. حساب ذخیره ارزی در سال ۱۳۷۹ مقارن با دولت هفتم براساس ماده ۶۰ قانون برنامه سوم توسعه و صندوق توسعه ملی در سال ۱۳۸۹ در جهت ایجاد ثبات در میزان درآمدهای ارزی و تبدیل دارایی حاصل از فروش نفت به دیگر انواع ذخایر و سرمایه‌گذاری و امکان تحقق دقیق فعالیت‌های پیش‌بینی شده در برنامه تشکیل شدند.

بررسی ساختار اقتصاد ایران نیز به گونه‌ای است که درآمدهای حاصل از فروش نفت و گاز از اقلام عمده تشکیل‌دهنده درآمدهای دولت است. با توجه به داده‌های منتشر شده از سوی بانک مرکزی، سهم درآمدهای نفتی از کل درآمدهای دولت در برنامه‌های توسعه اول تا چهارم به‌طور میانگین بیش از ۵۰ درصد بوده است. در همین راستا یکی از مجراهای اصلی دولت‌ها برای ایجاد منابع درخصوص اجرای برنامه‌های خود استفاده از منابع صندوق‌های توسعه ملی است. به این صورت که این صندوق‌ها، تسهیلات را با ضمانت دولت به بخش‌های مختلف اعطا می‌کنند. این موضوع موجب می‌شود صندوق ملزم به سپرده‌گذاری ریالی در شبکه بانکی به منظور اعطای تسهیلات شود. بدین منظور بانک مرکزی اقدام به ریالی کردن منابع صندوق و واریز وجه به بانک‌های عامل مورد نظر می‌کند. بسته به اینکه بانک مرکزی بتواند ارزش صندوق را در بازار عرضه کند یا خیر، این سازوکار منجر به بیماری هلندی یا افزایش تورم می‌شود. استفاده از این منبع برای تأمین مخارج جاری دولت تداوم یافته است، به نحوی که کارایی صندوق‌های توسعه ملی را تحت‌الشعاع قرار داده است و علت ایجاد این سازوکار به جایگاه صندوق توسعه ملی در ساختار سیاسی-اقتصادی، درجه استقلال آن به لحاظ حقوقی، نوع رابطه آن با دولت و قواعد حاکم بر مدیریت آن و ضمانت اجرایی آن و مسائلی از این دست وابسته است.

۲-۳. مسیر اثرگذاری سیاست مالی بر سیاست پولی با وجود نقش شاخص‌های حاکمیتی و سلطه مالی

این بخش، در این راستا است که مسیرهای اثرگذاری سیاست مالی بر سیاست پولی با وجود نقش پررنگ دولت را تشریح کند. بدین ترتیب شکل ۱ نشان‌دهنده ساختار حاکمیتی ایران و روابط موجود بین ساختار سیاسی و اقتصادی است.

شکل ۱. ساختار حاکمیتی ایران و روابط موجود بین ساختار سیاسی و اقتصادی



بررسی‌ها نشان می‌دهد که ماهیت سیاست‌های کلی نظام جمهوری اسلامی ایران از سنخ حاکمیتی است که در رأس آن فراقوا قرار دارد (در شکل ۱ نهادهای مرتبط با پژوهش ذکر شده است) که هرگز هیچ نهادی اجازه نیافته بر عملکرد این نهادها نظارت و گزارشی را به مردم ارائه کند.

همانطور که در شکل ۱ آمده، ستاد اجرایی فرمان حضرت امام و بنیاد مستضعفان جزو نهادهای اصلی عمومی غیردولتی و زیر نظر رهبری است. بانک‌هایی که در زیرمجموعه این نهادها قرار دارند، بانک پارسیان و بانک کارآفرین وابسته به ستاد اجرایی فرمان حضرت امام و بانک سینا نیز زیرمجموعه بنیاد مستضعفان است. این موضوع به نوبه خود نشان‌دهنده این است که ساختار نظام پولی ایران به گونه‌ای طراحی شده است که حتی بانک‌های تمام خصوصی نیز زیر نظر حاکمیت و دولت قرار دارد.

از طرفی دیگر براساس اصل ۵۷ قانون اساسی، قوای حاکم در جمهوری اسلامی ایران عبارتند از قوه مقننه، قوه مجریه و قوه قضایه که زیر نظر ولایت مطلقه امر (فراقوا) قرار دارند. قوه مجریه وظیفه اداره کشور براساس قوانینی را که قوه مقننه مصوب کرده دارد و دارای ارکان مختلفی از جمله وزارتخانه‌ها، بانک مرکزی، سازمان‌ها و شرکت‌های تابعه است.

از جمله وزارتخانه‌ای که مسئول تنظیم سیاست‌های اقتصادی و مالی و اجرای سیاست‌های مالیاتی کشور است، وزارت امور اقتصادی و دارایی است که زیرمجموعه آن بانک‌های دولتی همچون بانک ملی، توسعه صادرات ایران، صنعت و معدن، توسعه تعاون و بانک سپه است. بانک سپه نیز ادغام شده پنج بانک و مؤسسات وابسته به نیروهای مسلح است: (۱) بانک انصار متعلق به سپاه پاسداران (۲) بانک قوامین وابسته به نیروی انتظامی (۳) بانک حکمت ایرانیان متعلق به ارتش جمهوری اسلامی (۴) بانک مهر اقتصاد وابسته به سازمان بسیج مستضعفین (۵) مؤسسه اعتباری کوثر وابسته به وزارت دفاع جمهوری اسلامی.

از جمله بانک‌های نیمه‌دولتی که در ذیل بخش این وزارتخانه قرار دارند بانک تجارت، بانک صادرات، بانک ملت و بانک رفاه کارگران است. همچنین بانک ایران‌زمین و بانک اقتصاد نوین که جزو بانک‌های تمام خصوصی دولت ایران است زیر نظر این وزارتخانه قرار دارد.

زیر سایه سایر وزارتخانه‌ها نیز چندین بانک دیگر وجود دارد که از جمله آن‌ها می‌توان بانک مسکن وابسته به وزارت راه و شهرسازی، پست بانک ایران وابسته به وزارت ارتباطات

و فناوری اطلاعات کشور، بانک شهر وابسته به سازمان شهرداری‌ها که خود نیز زیرمجموعه وزارت کشور است و در آخر بانک کشاورزی که وابسته به وزارت جهاد کشاورزی است، را نام برد. بررسی‌ها به درستی نشان می‌دهد که چگونه این ارگان‌ها، بخش‌ها، وزارتخانه‌ها و سازمان‌های مختلف با شبکه بانکی دارای کانال ارتباطی هستند؛ این روابط نمایان‌گر سلطه بانکی است که موجب خدشه‌دار کردن استقلال بانک مرکزی می‌شود و میزان بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی مهر تأیید بر این موضوع را می‌زند.

موضوع مهم دیگر بررسی جایگاه بانک مرکزی به عنوان قوه اجرایی سیاست‌های پولی در ایران است. رئیس کل بانک مرکزی با استناد به قانون پولی و بانکی مصوب سال ۱۳۳۹ پس از پیشنهاد وزیر اقتصاد و دارایی و تأیید مجمع عمومی بانک مرکزی به تصویب هیئت دولت می‌رسد. طبق ماده ۸۸ قانون برنامه پنج‌ساله پنجم توسعه ترکیب مجمع عمومی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران عبارت است از: رئیس‌جمهور به عنوان ریاست مجمع، وزیر اقتصاد و دارایی، معاون برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی رئیس‌جمهور و دو نفر از وزرا به انتخاب هیئت وزیران؛ به عبارتی مجمع عمومی بانک مرکزی تماماً متشکل از اعضای دولت است. بنابراین متولی سیاست‌گذار پولی توسط مجمعی تعیین می‌شود که هیچ فرد مستقل از دولت در آن حضور ندارد و دوره تصدی‌گری وی ۵ سال است. بر پایه فصل سوم قانون پولی و بانکی کشور مصوب سال ۱۳۵۱، ارکان بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران عبارت است از: مجمع عمومی، شورای پول و اعتبار، هیئت عامل، هیئت نظارت اندوخته اسکناس و هیئت نظارت. شورای پول و اعتبار به موجب قانون به منظور مطالعه و اتخاذ تصمیم درباره سیاست پولی بانک مرکزی و نظارت بر امور پولی و بانکی کشور تشکیل شده است. براساس ماده ۱۸ قانون پولی و بانکی کشور، اعضای شورای پول و اعتبار عبارتند از: وزیر امور اقتصادی و دارایی یا معاون وی، رئیس کل بانک مرکزی، معاون برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی ریاست‌جمهور یا معاون وی، دو تن از وزرا به انتخاب هیئت وزیران، وزیر بازرگانی (که بعد از تشکیل وزارت صنعت، معدن و تجارت، وزیر این وزارت جایگزین شده است)، دو نفر کارشناس و متخصص پولی و بانکی به پیشنهاد رئیس کل بانک مرکزی و تأیید رئیس‌جمهور، دادستان کل کشور یا معاون وی، رئیس اتاق بازرگانی و صنایع و معادن، رئیس اتاق تعاون و نمایندگان کمیسیون‌های اقتصادی و برنامه و بودجه و محاسبات مجلس شورای اسلامی به عنوان ناظر و ریاست این شورا بر عهده رئیس کل بانک مرکزی است.

همانطور که مشاهده می‌شود، اعضای دولت در شورای پول و اعتبار به عنوان مرجع اصلی تعیین‌کننده سیاست‌های پولی نقش مسلط و اساسی دارند. به گونه‌ای که این شورا از سه قوای حاکم و همچنین بخش خصوصی کشور، دارای نمایندگانی است که این امر بیانگر سهیم بودن کل مجموعه حکومتی در فرایند تصمیم‌گیری سیاست پولی است. بانک مرکزی در این شورا (که مهمترین رکن سیاست‌گذاری مقام پولی کشور است و مطابق رویه موجود در کشور، این شورا در چارچوب وظایف محوله، سیاست‌های مربوط به بخش بانکی و اعتباری را تعیین می‌کند) استقلال، اقتدار و اختیار کافی را برای تنظیم، تصویب و اجرای سیاست پولی ندارد. در مجموع دولت می‌تواند از طریق تأثیرگذاری در شوراهای تصمیم‌گیری بانک مرکزی و نیز از طریق بانک‌های دولتی در ترازنامه بانک مرکزی تأثیرگذار باشد.

با عنایت بر اینکه هر کدام از بانک‌ها به طرق مختلفی زیرمجموعه‌ای از ارگان‌ها، بخش‌ها و وزارتخانه‌ها هستند حتی اگر شبکه بانکی عملاً بخواهد شاخص سلامت و انضباط مالی هم داشته باشد، ارتباطات مالکیتی این بستر را فراهم نمی‌سازد. از طرفی دیگر، بانک‌های تجاری با مالکیت دولتی امکان عملیاتی شدن تأثیر فشارهای مقامات سیاسی را دوچندان می‌کنند. بنابراین به نظر می‌رسد معضل اصلی که اقتصاد ایران با آن مواجه است این موضوع است که نوع مالکیت بخش عمده‌ای از شبکه بانکی ایران در اختیار ارگان‌هایی است که زیرنظر مستقیم دولت هم قرار ندارند و نبود سازوکار روشن برای سنجش و نظارت بر فعالیت‌های مالی و عملیاتی نهادهای عمومی، موجب شده برنامه‌ها در یک چارچوب سازگار و منطبق با اهداف حاکمیت سازماندهی نشود و نقش سیاست‌گذاری اقتصادی دولت تضعیف شود. همچنین نبود امکانات سنجش وضعیت مالی نهادهای عمومی موجب شده گاه ریسک مالی این نهادها به صورت پیش‌بینی نشده به بودجه دولت وارد شود که از اصلی‌ترین مسیرهایی است که موجب شکل‌گیری عملیات فرابودجه‌ای می‌شود. بدین منظور سند بودجه کل کشور به گونه‌ای باید بازنگری شود تا پوشش‌دهنده تمامی عملیات مالی حاکمیت اعم از قوای سه‌گانه و سایر نهادهای عمومی باشد. در حال حاضر بدهی‌های دولت نقدپذیر نبوده و سرعت رشد آن نیز نسبتاً بالا است. انباشت بدهی‌های بازپرداخت نشده دولت به بانک‌ها، تأمین اجتماعی، شرکت‌ها و پیمانکاران منجر به اختلال در فعالیت آن‌ها شده و اثرات آن به صورت زنجیره‌وار به کل اقتصاد منتقل می‌شود.

۴. پیشنهاد پژوهش

لیپر (۱۹۹۱)، با بیانی متفاوت بحث سیاست مالی را مطرح می‌کند. ترکیب‌های مختلفی از سیاست‌های پولی و مالی که توسط متولیان آنان انجام می‌شود، می‌تواند مسیرهای متعادل و مشخصی را برای متغیرهای اسمی ایجاد کند. وی اعلام می‌دارد زمانی که بانک مرکزی تحت سلطه سیاست‌های مالی تنظیم شود و به صورت منفعل عمل کند اقتصاد با یک میانگین تورمی بالاتری همراه خواهد شد.

برومنت^۱ (۱۹۹۸) نیز انگیزه‌های سیاسی و همچنین محدودیت‌های نهادی را از عوامل اصلی برمی‌شمارد که مقام مالی تلاش دارد از طریق سیاست هموارسازی نرخ بهره دولتی و نحوه تأمین مالی کسری بودجه، مقام پولی را به سمت و سوی سیاست‌هایی سوق دهد که تثبیت سیستم مالی را به همراه دارد. در نتیجه زمانی که به علت فشار تأمین کسری مالی، نرخ بهره تمایل به افزایش دارد، متولی پولی با دو مسیر ثبات سیستم مالی و کنترل تورم مواجه می‌شود که تحت تأثیر عوامل نهادی چون استقلال بانک مرکزی است.

در همین راستا، آيسن و هونر^۲ (۲۰۱۳) نشان می‌دهند کسری بودجه دولت تأثیر شایانی بر نرخ بهره دارد. آنها عللی از قبیل کسری بودجه‌های بزرگ، تأمین مالی داخلی کسری‌های بودجه، فقدان آزادسازی‌های مالی و بازارهای مالی کم‌عمق را برای تأثیر کسری بودجه بر نرخ بهره در کشورهای در حال توسعه برمی‌شمارند.

کوآن و همکاران^۳ (۲۰۰۹) معتقدند که سیاست‌های پولی در کوتاه‌مدت نقش مهمی در کنترل تورم دارد اما سلطه مالی دولت بستری برای رشد پایه پولی در بلندمدت است. به صورتی که میزان پولی کردن کسری بودجه و بدهی دولت، سطح نقدینگی و تورم را در بلندمدت تعیین می‌کنند. بنابراین در کشورهایی که با کسری‌های مالی مزمن همراه هستند، تثبیت قیمت صرفاً با سیاست پولی ممکن نیست بلکه باید تأثیر کسری مالی دولت بر جریان نقدینگی رفع شود.

خان و ثقیب^۴ (۲۰۱۱) نیز در مطالعه‌ای به بررسی بی‌ثباتی سیاسی و تورم در پاکستان پرداخته‌اند. نتایج مدل «پولی» نشان می‌دهد که تأثیرات تعیین‌کننده‌های پولی بسیار حاشیه‌ای

1. Berument, H.

2. Aisen, A. & Hauner, D.

3. Kwon, G. et al.

4. Khan, S. & Saqib, O.

هستند و به فضای سیاسی پاکستان بستگی دارند. یافته‌های مدل «غیرپولی» صریحاً ارتباط مثبتی بین بی‌ثباتی سیاسی و تورم برقرار می‌کنند. این بیشتر از طریق تجزیه و تحلیل مبتنی بر ساختگی‌های تعاملی تأیید می‌شود که نشان می‌دهد بی‌ثباتی سیاسی به‌طور قابل توجهی منجر به تورم بالا (بالا تر از حد متوسط) می‌شود.

در راستای موضوع استقلال بانک مرکزی، کیفیت نهادهای سیاسی و توسعه بخش مالی آغوبا و همکاران^۱ (۲۰۲۰) به این نتیجه دست یافتند که استقلال بانک مرکزی، توسعه اقتصادی را ارتقا نمی‌دهد بلکه تأثیر استقلال بانک مرکزی به سطح توسعه یافتگی یک کشور بستگی دارد. ارتقای توسعه اقتصادی ناشی از استقلال بانک مرکزی، بیشتر در کشورهایی قابل مشاهده است که دارای نهادهای سیاسی قوی هستند.

پژوهش‌های دیگری مثل مطالعه آيسن و ويگا^۲ (۲۰۰۸) در بررسی تأثیر بی‌ثباتی سیاسی و کیفیت نهادها بر تورم در نمونه‌ای از ۱۶۰ کشور مورد بررسی قرار دادند و نتیجه گرفتند که درجات بالاتر بی‌ثباتی سیاسی و قطب‌بندی اجتماعی، دموکراسی کمتر و استقلال کمتر بانک مرکزی با نرخ تورم ناپایدارتری همراه است. به علاوه، بی‌ثباتی سیاسی تأثیر بیشتری بر نوسان تورم در کشورهای در حال توسعه با درجات پایین تر استقلال بانک مرکزی و آزادی اقتصادی دارد.

درخصوص کشورهای وابسته به منابع، مسیر دیگری برای ایجاد سلطه مالی وجود دارد و به‌طور خاص می‌توان گفت در این کشورها سلطه نفتی نیز وجود دارد و آن تغییر در ذخایر ارزی دولت است که ال‌ن شاسی و بردلی^۳ (۲۰۱۲) نقش قیمت نفت در تعیین سیاست مالی در این کشورها را مورد بررسی قرار می‌دهند. آن‌ها برآورد کردند که نه تنها خرج‌های دولت به شوک‌های نفتی بلکه به تغییرات و نوسانات آن نیز ارتباط دارد و متوجه شدند که در بلندمدت، قیمت بالای نفت اندازه دولت را بزرگ می‌کند.

البدوی و همکاران^۴ (۲۰۱۷) نیز عملکرد سیاست‌های مالی در کشورهای دارای منابع طبیعی را مورد توجه قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که علیرغم تعریف سیاست‌های مالی انبساطی با هدف ایجاد ثبات و هموارسازی اقتصادی، در عمل این کشورها سیاست‌های مالی

1. Agoba, A., et al.

2. Aisen, A. & Veiga, F.

3. El Anshasy, A. & Bradley, M.

4. Elbadawi, I., et al.

هم‌چرخه‌ای خواهند داشت. البته توضیح می‌دهد که صرف داشتن درآمد وابسته به منابع، منجر به هم‌چرخه‌ای شدن سیاست‌های مالی نخواهد شد بلکه بسته به نوع مناسبات و قواعد تنظیم شده در اقتصاد ممکن است سیاست‌های مالی حالت ضد‌چرخه‌ای مدنظر را حفظ کند. در اقتصاد ایران نیز طی دو دهه اخیر توجه ویژه‌ای به ارتباط سیاست‌های پولی و مالی و همچنین استقلال بانک مرکزی به عنوان یک عامل اثرگذار بر متغیر کلان اقتصادی شده است.

شهبازی غیاثی و همکاران (۱۳۹۴) با بررسی لوایح و قوانین بودجه سنواتی نشان می‌دهند که سیاست مالی از طریق اعمال تکالیف ناکارآمد متعدد به نظام پولی و بانکی نظیر الزام به خرید درآمدهای ارزی دولت، تعیین نرخ ارز، دخالت در مصارف صندوق توسعه ملی، ایجاد خطوط اعتباری جدید، تکالیف اعتباری بر شبکه بانکی و غیره، موجب شده است سیاست‌گذاری پولی و ارزی توسط بانک مرکزی با ناکارایی مواجه شود و عملاً بانک مرکزی نتواند به وظایف قانونی خود عمل نماید.

همچنین حاج‌امینی (۱۳۹۸) معتقد است که ساختار بودجه (کسری بودجه، کسری عملیاتی، مازاد تراز سرمایه و روش‌های تأمین مالی) نیروی محرکه افزایش نقدینگی و همچنین سرکوب دائمی نرخ بهره است.

قبادی و کمیجانی (۱۳۸۹) نیز معتقدند که تورم در اقتصاد ایران یک پدیده پولی و مالی است. اهمیت سیاست پولی با تأکید بر بدهی دولت از عوامل تعیین‌کننده افزایش نرخ تورم می‌باشد به صورتی که می‌توان ریشه تورم در ایران را ناشی از افزایش حجم پول در نتیجه افزایش مداوم بدهی‌های دولت دانست.

همچنین چوبینه و همکاران (۱۴۰۰) بیان می‌کنند از جمله دلایلی که دولت‌ها در جمع‌آوری مالیات‌های بالقوه موفق نیستند، می‌توان به کیفیت نهادهای مرتبط از جمله ضعف قوانین مرتبط، رانت درآمدهای نفتی و وابستگی به بانک مرکزی اشاره کرد که پیامدهای چنین شرایطی ایجاد کسری بودجه و سلطه مالی است و در صورتی که بانک مرکزی از استقلال کافی برخوردار نباشد منجر به افزایش تورم و اخلال در اهداف سیاستی بانک مرکزی خواهد بود.

بر پایه مطالعات ذکر شده سلطه مالی در ایران را نمی‌توان رد کرد. در این راستا توکلان (۱۳۹۳) توضیح می‌دهد که رژیم‌هایی که دچار سلطه مالی بالاتری هستند، سطوح کمتر

تولید و تورم بالاتری را تجربه خواهند کرد. همچنین هر چه سلطه مالی بیشتر باشد، اقتصاد بیشتر در معرض تکانه‌های وارده از طرف دولت قرار می‌گیرد و احتمال اینکه اقتصاد در بخش نزولی منحنی لافر درآمد خلق پول قرار گیرد، بیشتر خواهد بود. به عبارت دیگر برای کسب درآمد بیشتر باید نرخ مالیات (نرخ تورم) کاهش یابد که این خود به معنی افزایش پایه مالیاتی (یعنی تراز حقیقی پول) است.

درخصوص اقتصاد نفتی وابستگی بودجه عمومی به درآمدهای ارزی ناشی از فروش نفت، افزایش درآمدهای نفتی سبب ایجاد انبساط بودجه‌ای و اجبار بانک مرکزی برای تأمین معادل ریالی سهم درآمدهای نفتی در بودجه شده است. نتیجه این موضوع افزایش پایه پولی به سبب افزایش ذخایر دلاری بانک مرکزی و افزایش نقدینگی و تورم شده است (سامتی، خانزادی و یزدانی، ۱۳۸۸).

البته تأثیر افزایش قیمت نفت با توجه به نوع نظام ارزی کشورهای صادرکننده نفت نیز آثار مختلفی بر متغیرهای پولی اقتصاد این کشورها دارد. در نظام ارز مدیریت شده، ورود ارزهای نفتی در پی شوک مثبت قیمت نفت، سبب افزایش پایه پولی و به دنبال آن افزایش حجم پول و نقدینگی می‌شود. در مقابل اگر نظام ارزی شناور باشد، افزایش درآمدهای نفتی به سبب بروز شوک‌های مثبت قیمت نفت سبب تقویت پول داخلی و کاهش توان صادراتی خواهد شد (صمدی و همکاران، ۱۳۸۸).

۵. روش پژوهش و تصریح مدل

در این بخش به بررسی الگوی اقتصادسنجی و روشی که در این مطالعه استفاده شده، پرداخته می‌شود. برای بررسی عملیات فرابودجه‌ای دولت و اثر آن بر تورم با تأکید بر سلطه مالی در شبکه بانکی از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته^۱ استفاده می‌شود. این برآوردگرها در سال‌های اخیر، به یکی از ابزارهای اصلی تخمین مدل‌های اقتصادی برای تعیین رفتار مطلوب عوامل اقتصادی تبدیل شده‌اند. هانسن^۲ (۱۹۸۲) اولین کسی بود که روش گشتاورهای تعمیم‌یافته را در سال ۱۹۸۲ ارائه داد و پس از وی توسط چمبرلین^۳ (۱۹۸۲) بسط داده شد. این روش قابل استفاده برای داده‌های سری زمانی، مقطعی و داده‌های تابلویی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

1. Generalized Method of Moments

2. Hansen, L.P.

3. Chamberlain, G.

تخمین‌زننده‌های ماکزیمم درست‌نمایی دارای توزیع نرمال و در زمینه مدل پارامتریک مشخص از کارایی بالایی برخوردار هستند. برای رسیدن به آن کارایی لازم است که در حد ممکن فرضیه‌های مقیدکننده در مورد توزیع یا فرآیند تولید داده‌ها با نیرومندی بیشتری انجام گیرد. تخمین‌زننده‌های روش تعمیم‌یافته گشتاورها از فروض پارامتریک به سمت تخمین‌زننده‌هایی که در فرآیند تولید داده‌ها نیرومند هستند، حرکت می‌کنند. استفاده از گشتاورهای نمونه به عنوان سنگ بنای تخمین معادلات در اقتصادسنجی، اساسی است. روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در واقع بسطی از این تکنیک می‌باشد.

با توجه به مباحث نظری موضوع و با در نظر گرفتن مطالعات تجربی مطرح شده درخصوص عملیات فرابودجه‌ای دولت و اثر آن بر تورم با تأکید بر سلطه مالی در شبکه بانکی، الگوی تجربی تحقیق مطابق مقاله خان و ثقیب (۲۰۱۱) به شکل زیر معرفی می‌گردد:

$$INF_t = \beta_0 + \gamma_1 GM2_t + \gamma_2 OILP_t + \gamma_3 POLITY_t + \gamma_4 GC_t + \gamma_5 GGBPB_t + \gamma_6 GGBGB_t + \gamma_7 GGBSPB_t + IR_t + GER_t + \varepsilon_t$$

که در آن INF_t تورم (نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده) به عنوان متغیر وابسته، $GM2_t$ نرخ رشد عرضه گسترده پول، GER_t نرخ رشد ارز، IR_t نرخ بهره اجاره و $POLITY_t$ شاخص ثبات سیاسی است. متأسفانه داده مناسبی برای نرخ بهره حقیقی در اقتصاد ایران در دسترس نیست و نرخ سود سپرده‌های بانکی از نوسانات مناسبی در طول زمان برخوردار نیستند و همچنین با توجه به تعیین دستوری آن‌ها معمولاً بسیار پایین‌تر از نرخ تورم تعیین شده‌اند که باعث می‌شود نرخ بهره حقیقی تقریباً در عمده سال‌ها منفی باشد که باعث می‌شود صحیح نباشد. برای رفع این مشکل پس از بررسی جامع پروکسی‌های مختلف برای نرخ بهره حقیقی که بتواند با متغیرهای مختلف هم‌خوانی داشته باشد، نرخ اجاره بهترین عملکرد را دارد که نظریات اقتصاد کلان هم آن را تأیید می‌کند. لذا این متغیر هم به لحاظ طول دوره نمونه، هم به لحاظ نوسانات و هم به لحاظ مبانی نظری بهترین متغیری است که می‌توان استفاده کرد. سنجش تغییرپذیری این متغیر در نمودار ۱ آورده شده است. $POLITY_t$ شاخص ثبات سیاسی، که برای اندازه‌گیری آن از مقیاس ترکیبی دموکراسی و اتوکراسی (نظام دیکتاتوری) استفاده می‌شود. دامنه این متغیر از ۱۰- (دیکتاتوری کامل) تا ۱۰+ (دموکراسی

کامل) مرتب شده و شامل پنج مؤلفه است. XRCOMP^۱ برگزاری انتخابات دوره‌ای و منظم - رقابتی کردن عضوگیری حزبی - رقابت‌پذیری استخدام اجرایی، XROPEN^۲ آزاد کردن عضوگیری حزبی - درجه باز بودن استخدام اجرایی - حق اظهارنظر و انتخاب مدیران ارشد و مسئولان دستگاه اجرایی در کشور، XCONT^۳ تغییر سیستم مدیریت محور به قانون محور - حذف مشکلات مدیریتی، PARREG^۴ رقابتی کردن حضور سیاسی - مقررات استخدام اجرایی و PARCOMP^۵ نظارت مردم بر اعمال دولت می‌باشد. دامنه این متغیرها بین ۱۰- تا ۱۰ است که هر چقدر رتبه کشورها به ۱۰ نزدیک‌تر شود، نشان از بهبود شاخص‌های دموکراسی در کشور است. GC شاخص کنترل فساد (دامنه این متغیر بین ۰ تا ۱۰۰ است که هر چقدر رتبه کشورها به ۱۰۰ نزدیک‌تر شود، نشان از بهبود شاخص‌های کنترل فساد است. نهایتاً متغیرهای مربوط به بدهی دولت به شبکه بانکی است که به سه بخش GBPGB بدهی دولت به بانک‌های خصوصی، GBGB بدهی دولت به بانک‌های دولتی و GBSPB بدهی دولت به بانک‌های خصوصی شده تقسیم شده است. متغیر OILP نرخ رشد سالانه درآمدهای نفتی دولت به عنوان متغیر کنترلی در مدل می‌باشد. همچنین بازه زمانی مطالعه حاضر از سال ۱۳۷۲ تا ۱۳۹۷ به شکل داده‌های فصلی است که در این پژوهش از آمارهای ارائه شده توسط بانک مرکزی، مرکز آمار، سایت شفافیت بین‌المللی^۶ و پالتی^۷ استفاده شده است.

جدول ۲. آماره‌های توصیفی شاخص‌های اصلی مطالعه

INF	POLITY	GC	GM2	
۱۹/۸۲۶۴۸	-۳/۷۸۵۷۱۴	۲۶/۰۹۶۸۸	۲۷/۲۴۲۲۷	میانگین
۵۶/۹۲۳۰۸	۳	۵۰	۴۰/۶۸۷۶۹	بیشینه
-۰/۹۳۰۰۶۰	-۷	۱۱/۱۲۳۶۴	۱۱/۹۳۴۱۶	کمینه

مأخذ: یافته‌های پژوهش

-
1. Competitiveness of Executive Recruitment
 2. Openness of Executive Recruitment
 3. Constraints on Chief Executive
 4. Regulation of Participation-the Degree of Institutionalization, Regulation, Political Competition
 5. Competitiveness of Participation
 6. Transparency International
 7. Polity

نمودار ۱. روند نموداری شاخص‌های اصلی مطالعه



مأخذ: یافته‌های پژوهش

آماره‌های توصیفی داده‌ها در جدول ۲ گزارش شده است. طبق جدول ۱ متوسط نرخ تورم ۱۹/۸۲ است. با نگاهی به نمودار ۱ روند نموداری نرخ تورم قابل مشاهده است که میانگین شاخص نرخ تورم از سال ۱۳۷۲ تا ۱۳۹۷ هر ساله دارای روند صعودی و در بعضی از سال‌ها روند نزولی است. متوسط شاخص ثبات سیاسی که برای اندازه‌گیری آن از مقیاس ترکیبی دموکراسی و اتوکراسی استفاده شده است، برابر ۳/۷- و بیشینه آن برابر با ۳ در سال ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۴ (دوره ریاست جمهوری هفتم و هشتم با شعار توسعه سیاسی، جامعه مدنی و قانون‌گرایی) می‌باشد. برای متغیر کنترل فساد، میانگین برابر با ۲۶/۰۹ و میانگین نرخ رشد سالانه عرضه گسترده پول از سال ۱۳۷۲ تا سال ۱۳۹۷، ۲۷/۲۴ است.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	مقدار آماره ADF		درجه انباشتگی
	آماره t	احتمال	
نرخ تورم	INF	-۶/۷۸۷۰۰۹	I(0)
نرخ رشد سالانه عرضه گسترده پول	GM2	-۴/۱۳۴۹۵۵	I(0)
نرخ رشد بدهی دولت به بانک‌های خصوصی	GGBPB	-۱۰/۳۳۹۷۰	I(0)
نرخ رشد بدهی دولت به بانک‌های دولتی	GGBGB	-۱۰/۴۵۲۹۶	I(0)
نرخ رشد بدهی دولت به بانک‌های خصوصی شده	GGBSPB	-۱۰/۹۵۴۳۶	I(0)
نرخ رشد سالانه درآمدهای نفتی دولت	OILP	-۱۰/۳۴۸۱۲	I(0)
نرخ بهره	IR	-۷/۷۳۹۹۱۲	I(0)
نرخ رشد ارز	GER	-۷/۵۷۹۰۷۸	I(0)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادبیات سری‌زمانی، بررسی مانایی متغیرهای مورد استفاده در مدل امری ضروری است و نامانا بودن آن در سطح ممکن است منجر به رگرسیون کاذب شود. به منظور اطمینان از مانا بودن متغیرها در این پژوهش از آزمون ریشه واحد استاندارد شامل دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) استفاده شده است. در جدول ۲ نتایج این آزمون‌ها برای سری‌زمانی متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق ارائه شده است. مطابق با نتایج حاصله متغیرهای نرخ تورم، نرخ رشد سالانه عرضه گسترده پول، نرخ رشد بدهی دولت به بانک‌های خصوصی، دولتی و خصوصی شده، نرخ رشد سالانه درآمدهای نفتی دولت، نرخ بهره و ارز در سطح، مانا می‌باشند و قدرمطلق آماره دیکی- فولر از قدرمطلق مقادیر بحرانی این آماره در سطح

احتمال ۱٪، ۵٪ و حتی ۱۰٪ بزرگتر است ولی متغیرهای کنترل فساد و ثبات سیاسی نیز دچار شکست ساختاری هستند و باید آزمون ریشه واحد با وجود شکست ساختاری برای این دو متغیر انجام بدهیم.

با توجه به طول دوره زمانی مورد مطالعه و تغییرات ساختاری رخ داده در اقتصاد ایران از جمله وقوع تحریم اقتصادی و بانکی، بحران‌های اقتصادی و ارزی و اجرای سیاست‌های تعدیل اقتصادی، احتمال وجود شکست ساختاری در روند داده‌ها بسیار بالاست. از آنجا که آزمون‌های ریشه واحد استاندارد نظیر دو آزمون ADF و PP شکست‌های احتمالی در روند متغیرها را در فرایند آزمون لحاظ نمی‌کنند، بر همین اساس جهت بررسی دقیق‌تر با استفاده از آزمون ریشه واحد زیوت اندروز^۱ (۱۹۹۲) با لحاظ شکست ساختاری به صورت درونزا، درجه هم‌جمعی متغیرها مورد بررسی مجدد قرار گرفت. همانطور که در جدول ۳ قابل مشاهده است، نتایج آزمون ZA نشان می‌دهد که متغیر ثبات سیاسی و کنترل فساد با لحاظ یک شکست ساختاری در سطح معنی‌داری ۵٪ مانا بوده و هم‌جمعی از مرتبه صفر هستند.

جدول ۴. نتایج آزمون ریشه واحد زیوت- اندروز (ZA)

متغیر	مقدار آماره ZA		درجه انباشتگی
	آماره t	احتمال	
ثبات سیاسی	POLITY	-۴/۷۸۹۰۶۹	I(0)
کنترل فساد	GC	-۵/۴۰۶۸۲۵	I(0)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

پیش از آنالیز برآورد حاصله، بایستی اعتبار ابزارهای مورد استفاده در روش GMM را مورد آزمون قرار دهیم. در این تخمین برای بررسی معتبر بودن ماتریس ابزارها از آزمون سارگان^۲ استفاده شده است. در این آزمون، فرضیه صفر حاکی از عدم همبستگی متغیرهای ابزاری با اجزای اخلاص می‌باشد. با توجه به نتایج به دست آمده از این آزمون برای مدل که می‌توانیم از دو روش استفاده کنیم: کای دو محاسباتی ما کوچکتر از کای دو جدول با درجه آزادی، رتبه متغیرهای ابزاری^۳ منهای تعداد متغیرهای تخمین زده شده در مدل^۴ می‌باشد،

1. Zivo and Andrews (ZA)

2. Sargan Test

3. Instrument Rank

4. The Number of Estimated Coefficients

همچنین P-value ما در این آزمون بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد که در این تخمین برابر با (۰/۹۸) در مدل است. پس فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد و همبستگی میان متغیرهای ابزاری و اجزای اخلاص وجود ندارد. بنابراین آماره‌های آزمون سارگان بیانگر این مطلب هستند که ابزارهای مورد استفاده برای تخمین از اعتبار لازم برخوردارند.

جدول ۵. نتایج حاصل از تخمین الگو به روش GMM برای مدل (تورم به عنوان متغیر وابسته)

روش GMM				متغیرها	
P> z	z	Std. Err.	Coef.		
۰/۰۰۰۰	-۴/۴۳۶۹۳	۶/۱۴E-۰۵	-۰/۰۰۰۲۷۲	POLITY	ثبات سیاسی
۰/۰۰۰۰	-۱۸/۰۰۵۳۳	۲/۱۰E-۰۵	-۰/۰۰۰۳۷۸	GC	کنترل فساد
۰/۰۰۳۴	۳/۰۴۰۷۶۳	۰/۰۲۳۲۲۲	۰/۰۷۰۶۱۴	GER	نرخ رشد ارز
۰/۰۰۰۰	-۵/۶۲۸۵۵۴	۰/۰۰۸۱۶۴	-۰/۰۴۵۹۵۰	IR(-1)	نرخ بهره
۰/۰۰۰۰	۱۰/۷۲۴۳۱	۰/۰۳۵۸۸۵	۰/۳۸۴۸۴۴	GM2(-1)	نرخ رشد سالانه عرضه گسترده پول
۰/۰۰۰۰	۲۰/۰۶۱۸۸	۰/۰۰۰۳۸۲	۰/۰۰۷۶۶۲	GGBPB(-1)	نرخ رشد بدهی دولت به بانک‌های خصوصی
۰/۰۰۰۰	۱۴/۵۹۹۷۹	۰/۰۰۱۹۶۶	۰/۰۲۸۷۰۵	GGBGB	نرخ رشد بدهی دولت به بانک‌های دولتی
۰/۰۰۰۰	۵۸/۴۹۹۰۷	۰/۰۰۰۱۱۰	۰/۰۰۶۴۵۹	GGBSPB(-2)	نرخ رشد بدهی دولت به بانک‌های خصوصی شده
۰/۰۰۰۰	-۷/۲۹۶۲۱۷	۰/۰۱۸۶۹۲	-۰/۱۳۶۳۷۸	OILP	نرخ رشد سالانه درآمدهای نفتی دولت
R ² = ۰/۶۱۴۵۵۹					
J-statistic=۱۷/۸۹۴۵۸					
Prob (J-statistic)=۰/۹۸۵۰۱۴					
Instrument rank=۴۳					

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برآورد مدل طی دوره زمانی مورد نظر با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته برای شبکه بانکی کشور در مدل که تورم به عنوان متغیر وابسته در جدول ۵، گویای این مطلب است که ضرایب اکثر متغیرها در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار بوده و علائم آن‌ها مورد انتظار و مطابق با مبانی نظری موضوع است. روابط برآوردی، وجود رابطه مثبت مابین نرخ رشد سالانه عرضه گسترده پول (GM2)، نرخ رشد ارز (GER)، نرخ رشد بدهی دولت به بانک‌های

دولتی (GGBGB)، نرخ رشد بدهی دولت به بانک‌های خصوصی شده (GGBSPB) و همچنین نرخ رشد بدهی دولت به بانک‌های خصوصی (GGBPB) با تورم را نشان می‌دهد. به‌طوری که به ازای یک درصد افزایش در نرخ رشد سالانه، عرضه گسترده پول با یک وقفه، نرخ رشد ارز با یک وقفه، نرخ رشد بدهی دولت به بانک‌های دولتی، خصوصی شده با دو وقفه و خصوصی با یک وقفه به ترتیب منجر به افزایش معنادار ۰/۳۸ درصد، ۰/۰۷ درصد، ۰/۲۸ درصد، ۰/۰۶ و ۰/۰۷ درصد تورم می‌شود.

این روابط بیانگر ضریب نفوذ حاکمیت بر شبکه بانکی بالاخص ترازنامه بانک مرکزی است. زیرا با افزایش مطالبات شبکه بانکی از بخش دولتی و اجرای تکالیف تسهیلاتی، بانک عامل با تنگنای نقدینگی مواجه می‌شود. این موضوع به اضافه برداشت شبکه بانکی از منابع بانک مرکزی موجب می‌شود که باعث افزایش اندازه ترازنامه بانک مرکزی و در نتیجه افزایش پایه پولی و تورم است که این مسئله نیز ریشه در بافت هزینه‌ها و درآمدهای دولت دارد. همچنین نتایج وجود رابطه منفی مابین ثبات سیاسی (POLITY) و کنترل فساد (GC) با متغیر تورم را تأیید می‌کند که مطابق با انتظارات نظری است و به ترتیب منجر به کاهش ۷۹ و ۱۸ درصد تورم می‌شود. برآورد این دو متغیر حاکی از وضعیت موجود دولت یا حزب حاکم است زیرا یکی از مهمترین عوامل در برقراری ثبات سیاسی میزان مشارکت مردم در عرصه سیاست یا به‌طور دقیق‌تر سطح دموکراسی در کشور است. از سویی کنترل فساد، تحقق آزادی‌های فردی و اجتماعی که از مؤلفه‌های سرمایه اجتماعی و شاخص‌های ثبات سیاسی است، در کنترل تورم مؤثر می‌باشد. همچنین در کنار برگزاری نفس انتخابات عادلانه و رقابت‌پذیر بودن این انتخابات به‌طوری که گروه‌های سیاسی قانوناً فرصت رقابت برابر داشته باشند، نشان‌دهنده آزادی و برابری سیاسی در کشور و همچنین نشان از وجود قوانین و مقررات در جامعه و ثبات سیاسی است که به عنوان شاخص سرمایه اجتماعی منجر به کاهش تورم می‌گردد.

تأثیر منفی نرخ بهره (IR) حاکی از این موضوع است که کاهش نرخ بهره صرفاً باعث طولانی‌تر شدن صف متقاضیان وام می‌شود. همین امر منجر می‌شود که دولت و بخش‌های دولتی از طریق دریافت پایه پولی و عدم تسویه آن و همچنین بانک‌ها به واسطه نقش خود

در خلق پول، با تحمیل تورم به عموم مردم، حساب منفی صاحبان سرمایه^۱ و ناکارآمدی خود را تراز کنند. به صورت واضحی ریشه اساسی زنجیره تولید تورم در اقتصاد ایران را می‌توان در شکل ۱ مشاهده کرد. به علاوه، علامت ضریب برآورد شده نرخ رشد سالانه درآمدهای نفتی (OILP) با تورم، منفی بوده که نباید زیاد شگفت‌زده بشویم زیرا حتی اگر وجود نفت مشکلی برای ساختار سیاسی و اقتصادی ایران باشد، می‌توان ادعا کرد که نفت منابع مالی چشمگیری برای مصرف و سرمایه‌گذاری در ایران به ارمغان آورده و در مقایسه با آنچه که بدون نفت احتمالاً اتفاق می‌افتاد، امکان رشد سریع‌تری را هم برای درآمد ملی و هم مصرف فراهم کرده است؛ زیرا درآمدهای نفتی بخش بزرگی از درآمد ارزی کشور را تشکیل می‌دهند که در راستای افزایش درآمد ارزی، واردات کالا برای پاسخگویی به تقاضای داخلی، سوخت مورد نیاز کشور و کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای مورد نیاز صنعت افزایش می‌یابد. لذا فشار برای افزایش قیمت‌ها را می‌توان از طریق واردات کاهش داد و این مسئله می‌تواند بر کاهش تورم اثرگذار باشد.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

از عمده‌ترین مشکلات اساسی که اقتصاد ایران سال‌هاست به آن مبتلا شده تورم بالا است و از آنجاکه در مدیریت تورم نقش سیاست‌گذار پولی تعیین‌کننده است، به دنبال دلیل اصلی ناتوانی بانک مرکزی در کنترل تورم برآمدیم. براساس این مطالعه سلطه مالی دولت بر بانک مرکزی (چه در حوزه اهداف و چه در حوزه حکمرانی) می‌تواند از عمده دلایل این ناکارآمدی باشد. سلطه مالی شرایطی است که سیاست‌گذار مالی الزامی به برقراری توازن بین مخارج و درآمدهای مالیاتی خود ندارد و سیاست‌گذار پولی مجبور می‌شود به گونه‌ای عمل کند که منابع و مصارف بخش دولتی متوازن شود؛ به عبارت دیگر سیاست‌گذار پولی از روش‌های مختلف، کسری بودجه دولت را تأمین می‌کند. این پژوهش نیز با استفاده از داده‌های ارائه شده توسط بانک مرکزی، سایت شفافیت بین‌المللی و پالتی به مطالعه اثرات کمی ناشی از استقراض دولت از شبکه بانکی و تبعات آن بر تورم پرداخته است. نتایج تخمین الگوی پیشنهادی بیانگر این موضوع است که تورم رابطه مستقیمی با تأمین مالی دولت

۱. دولت و نهادهای حاکمیتی نزدیک به دولت سهامداران عمده شبکه بانکی هستند.

از کانال شبکه بانکی دارد و این موضوع برای اقتصاد ایران قابل تحلیل است. به موجب ماده ۶۹ قانون برنامه سوم توسعه، استقرار از بانک مرکزی برای تأمین کسری بودجه دارای سازوکار قانونی نیست. در این راستا دولت برای تأمین مالی به شبکه بانکی از طریق کانال‌های ارتباطی که دارد، روی آورده است. با توجه به ساختار سیاسی-اقتصادی کشور، منابع مالی عمدتاً در قبضه بانک‌های تجاری با مالکیت دولتی است. این امر به عنوان تأمین‌کننده اعتبارات برای دولت و همچنین بنگاه‌های تحت مالکیت دولت عمل می‌کند. حتی این مالکیت در خصوص بانک‌های به نظر خصوصی نیز موضوعیت دارد که بر اساس شکل ۱ حتی اگر بانکی به نظر خصوصی باشد، دارای ارتباط تنگاتنگی با حاکمیت و دولت است. به همین علت موجب عدم کنترل کافی بانک مرکزی بر بدهی دولت به این نهادها می‌شود که خود ناشی از ساختار کنونی نظام پولی کشور است. بدین صورت شیوه‌ای از سلطه مالی فعال می‌شود که در آن دولت برای تأمین مالی خود به صورت مستقیم یا غیرمستقیم (ایجاد بدهی به نهادهای عمومی غیردولتی، بخش خصوصی و شرکت‌های دولتی) به شبکه بانکی رجوع می‌کنند. وقتی که دولت اقدام به استقرار از بانک‌ها می‌کند سمت راست ترازنامه بانک‌ها با عنوان خالص بدهی دولت و سمت چپ ترازنامه نیز با عنوان سپرده و ذخایر بانک افزایش می‌یابد. زمانی که این تعهدات نکول می‌شود، در ترازنامه شبکه بانکی کسری به وجود می‌آید که این کسری موجب مراجعه بانک به بانک مرکزی می‌شود. در نتیجه هم بدهی بانک به بانک مرکزی و هم اندازه ترازنامه بانک مرکزی افزایش می‌یابد. با انجام عملیات تسویه به موجب تبصره ۵ قانون بودجه ۱۳۹۷، شاهد کاهش اندازه سرفصل‌های بدهی بانک به بانک مرکزی و در مقابل افزایش خالص بدهی دولت به بانک مرکزی هستیم. از آنجا که دولت بدهی خود را به بانک مرکزی بازپرداخت نمی‌کند، موجب قفل شدن بخش‌های مختلف اقتصادی شده و با فشاری که بر نظام پولی و بانکی کشور آورده، سبب کاهش ثبات اقتصادی و تورم مزمن شده است. بدین صورت است که با عدم کنترل کافی نظام بانکی بر تسهیلات پرداختی که عمدتاً به صورت تکلیفی از سوی دولت‌ها اعمال می‌شود و نهایتاً انباشت مطالبات معوق، بانک مرکزی قدرت مهار تورم را از دست می‌دهد. این گونه تأمین مالی دولت به علت اینکه در ردیف‌ها و قوانین بودجه نیامده است، عملیات فرابودجه‌ای نامیده می‌شود که این نوع تعهدات منجر به ناکارایی و عدم شفافیت در هزینه‌های دولت می‌شود. به همین علت است که به نظر می‌رسد آنچه که هر سال در قالب لایحه بودجه توسط

دولت به مجلس ارائه و تصویب می‌شود از جامعیت و شمول لازم برخوردار نبوده و فاقد ویژگی‌های مطرح در قانون بودجه است. بنابراین نشان داده شد که سلطه مالی از مجرای شبکه بانکی وجود دارد و افزایش بدهی دولت به شبکه بانکی اثر معنادار بر تورم دارد. به عبارت دیگر، استقراض دولت از بانک‌ها موجب رجوع بانک به بانک مرکزی می‌شود؛ در نتیجه از این طریق سلطه مالی در رابطه بین دولت و شبکه بانکی اثبات می‌شود.

متغیرهای مربوط به ثبات سیاسی و کنترل فساد نیز از طریق ایجاد احزاب سیاسی با نظرات مختلف و دارای آزادی رقابت در کشور که هر یک مجری خواست و اراده بخشی از مردم محسوب می‌شوند، می‌توانند مؤثر باشند. از طرفی مشارکت مؤثر شهروندان در تصمیم‌گیری‌های عمومی، شاخص برگزاری انتخابات همراه با فرصت‌های برابر و آزادانه برای همه شهروندان، از راه‌های تحقق مشارکت آزاد مردم در صحنه سیاسی کشور است. همچنین کنترل فساد، تحقق آزادی‌های فردی و اجتماعی که از مؤلفه‌های سرمایه اجتماعی و شاخص‌های ثبات سیاسی است، در کنترل تورم مؤثر است. با توجه به نتایج به دست آمده، ضریب مربوط به ثبات سیاسی و کنترل فساد در سطح معقولی است و با نگاهی به روند نمودار ۱ قابل مشاهده است که شاخص کنترل فساد و ثبات سیاسی در طول سال‌های مطالعه در سطح پایینی هستند که حاکی از وضعیت موجود دولت حاکم است. بر این اساس، این شاخص نیازمند توجه دولت در همه عرصه‌ها و جناح‌های سیاسی کشور است.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Hossein Tavakolian



<https://orcid.org/0000-0002-7513-6282>

Reza Taleblou



<https://orcid.org/0000-0002-8679-2920>

Shaghayegh Abbasali



<https://orcid.org/0009-0006-6429-9672>

منابع

توکلیان، حسین. (۱۳۹۳). برآورد درجه سلطه مالی و هزینه‌های رفاهی آن، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی، ۷(۲۱)، ۳۲۹-۳۵۹.

- چوبینه، بابک، صمدی، علی حسین، هادیان، ابراهیم و دهقان شبانی، زهرا. (۱۴۰۰). تأثیر میزان فرار مالیاتی بر عملکرد قاعده پولی در شرایط وجود سلطه مالی و محدودیت نقدینگی: مطالعه موردی ایران. پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۹ (۹۸)، ۲۸۹-۳۲۶.
doi:10.52547/qjerp.29.98.289
- حاج‌امینی، مهدی. (۱۳۹۸). فراتحلیل کیفی نقش اصلاحات بودجه‌ای در مهار تورم متوسط مزمن اقتصاد ایران. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۴ (۸۰)، ۱۵۱-۲۰۲.
https://doi.org/10.22054/ijer.2019.11115
- حیدری، حسن، اصغری، رعنا و علی‌نژاد، رقیه. (۱۳۹۵). رابطه بین ثبات سیاسی و نرخ تورم در کشورهای منتخب منطقه منا. پژوهش‌های پولی بانکی، ۹ (۲۷)، ۸۳-۱۰۸. doi: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.3.2
- رستمی، ولی و حسینی‌پور اردکانی، سیدمجتبی. (۱۳۹۲). نظارت قضایی بر مؤسسات و نهادهای عمومی غیردولتی. فصلنامه دانش حقوق عمومی، ۲ (۳)، ۲۷-۵۰.
- سامتی، مرتضی، خانزادی، آزاد و یزدانی، مهدی. (۱۳۸۸). اثرات درآمدهای نفتی و تزریق آن به اقتصاد بر توزیع درآمد: مطالعه موردی کشور ایران. بررسی‌های اقتصادی، ۶ (۴)، ۵۱-۷۲.
https://doi.org/10.22055/jqe.2009.10686
- شهبازی‌غیاثی، موسی، روحانی، سیدعلی و عزیزنژاد، صمد. (۱۳۹۴). تحلیل سلطه مالی بر سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران: مطالعه موردی قوانین بودجه سنواتی. فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، ۳ (۱۲)، ۲۸۷-۲۸۸. URL: http://qjefep.ir/article-1-297-fa.html
- صمدی، سعید، یحیی‌آبادی، ابوالفضل و معلمی، نوشین. (۱۳۸۸). تحلیل تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۷ (۵۲)، ۵-۲۶. URL: http://qjerp.ir/article-1-307-fa.html
- فرزین‌وش، اسداله و رحمانی، تیمور. (۱۳۷۹). درونزایی عرضه پول و تأثیر فشارهای هزینه‌ای بر آن در اقتصاد ایران. تحقیقات اقتصادی، ۵۶ (۸۳-۱۱۱). doi: 20.1001.1.00398969.1379.35.1.5.6
- قبادی، سارا و کمیجانی، اکبر. (۱۳۸۹). تبیین رابطه میان سیاست پولی-ارزی و بدهی دولت و تأثیر آنها بر تورم و رشد اقتصادی در ایران. مطالعات اقتصاد بین‌الملل، ۲۱ (۲)، ۱-۲۱.

Reference

- Agoba, A., Abor, J. & Osei, K. (2020). The independence of central banks, political institutional quality and financial sector development in Africa. *Journal of Emerging Market Finance*, 19(2), 154-188. Retrieved from https://doi.org/10.1177/0972652719877474

- Aisen, A. & Hauner, D. (2013). Budget deficits and interest rates: A fresh perspective. *Applied Economics*, 45(17), 2501-2510. Retrieved from <https://doi.org/10.1080/00036846.2012.667557>
- Aisen, A. & Veiga, F. (2008, June). Political instability and inflation volatility. *Public Choice*, 135(3), 207-223. Retrieved from <https://ideas.repec.org/a/kap/pubcho/v135y2008i3p207-223.html>
- Aktas, Z., Kaya, N. & Ozlale, U. (2010). Coordination between monetary policy and fiscal policy for an inflation targeting emerging market. *Journal of International Money and Finance*, 29(1), 123-138. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.07.008>
- Berument, H. (1998, January). Central bank independence and financing government spending. *Journal of Macroeconomics*, 20(1), 133-151. Retrieved from <https://ideas.repec.org/a/eee/jmacro/v20y1998i1p133-151.html>
- Chamberlain, G. (1982). Multivariate regression models for panel data. *Journal of Econometrics*, 18, 5-46. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(82\)90094-X](https://doi.org/10.1016/0304-4076(82)90094-X)
- Chelliah, R.J. (1971). Trends in Taxation in developing countries (Les tendances de la fiscalité dans les pays en voie de développement) (Tendencias tributarias en los países en desarrollo). IMF staff papers, 18(2), 254-331. <https://doi.org/10.2307/3866272>
- Choubineh, B., Samadi, A.H., Hadian, E. & Dehghan Shyani, Z. (2021). The impact of the level of tax evasion on the performance of monetary rule under conditions of fiscal dominance and liquidity constraints: A case study of Iran. *Research and Economic Policies*, 29(98), 289-326. [In Persian]
- El Anshasy, A. & Bradley, M. (2012). Oil prices and the fiscal policy response in oil-exporting countries. *Journal of Policy Modeling*, 34(5), 605-620. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2011.08.021>
- Elbadawi, I.A., Ndulu, B.J. & Ndung'u, N.S. (2017). Macroeconomic performance in Sub-Saharan Africa in a comparative setting. In *Comparative Development Experiences of Sub-Saharan Africa and East Asia* (pp. 73-112). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315198668-3>
- Farzin Vash, A. & Rahmani, T. (2000). Endogeneity of money supply and the impact of cost pressures on it in the economy of Iran. *Economic Research*, 56, 83-111. [In Persian]
- Friedman, M. (1995). The role of monetary policy (pp. 215-231). Macmillan Education UK.
- Ghobadi, S. & Kamijani, A. (2010). Explaining the relationship between monetary-exchange policy and government debt and their impact on inflation and economic growth in Iran. *International Economics Studies*, 21(2), 1-21. [In Persian]
- Haj Amini, M. (2019). Qualitative analysis of the role of budgetary reforms in controlling chronic moderate inflation in the economy of Iran. *Iranian Economic Research*, 24(80), 20-151. [In Persian]
- Hansen, L.P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50, 1029-1054. <https://doi.org/10.2307/1912775>

- Heidari, H., Asghari, R. & Ali Nezhad, R. (2016). The relationship between political stability and inflation rates in selected countries of the MENA region. *Journal of Monetary and Banking Research*, 9(27), 83-108. [In Persian]
- Keynes, J. (1923). A tract on monetary reform, London: MacMillan: Retrieved from <https://nla.gov.au/nla.cat-vn788294>
- Khan, S. & Saqib, O. (2011). Political instability and inflation in Pakistan. *Journal of Asian Economics*, 22(6), 540-549. Retrieved from <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:asieco:v:22:y:2011:i:6:p:540-549>
- Korosteleva, J. (2010). The Belarusian case of transition: whither financial repression? *Post-Communist Economies*, 22(1), 33-53. <https://doi.org/10.1080/14631370903525587>
- Kwon, G., Lavern, M. & Wayne, R. (2009). Public debt, money supply, and inflation: a cross-country study. IMF staff papers, 2009(003), 476-515.
- Leeper, E. (1991). Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. *Journal of Monetary Economics*, 27(1), 129-147.
- Libanio, G. (2006). "Good governance" in monetary policy and the negative real effects of inflation targeting in developing economies. Federal University of Minas Gerais (277).
- McCallum, B.T. (2000). The present and future of monetary policy rules. *International finance*. 7916, 273-286.
- Rostami, V. & Hosseinipoor Ardakani, S.M. (2013). Judicial supervision over non-governmental public institutions and entities. *Public Law Quarterly*, 2(3), 27-50. [In Persian]
- Samadi, S., Yahyaeiabadi, A. & Moelemi, N. (2009). Analysis of the impact of oil price shocks on macroeconomic variables in Iran. *Journal of Economic Research and Policies*, 17(52), 5-26. [In Persian]
- Sameti, M., Khanzadi, A. & Yezdani, M. (2009). Effects of oil revenues and their injection into the economy on income distribution: A case study of Iran. *Economic Studies*, 6(4), 51-72. [In Persian]
- Sargent, T. & Wallace, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Quarterly Review*, 5(Fall).
- Shahbazi-Ghayasi, M., Rouhani, S.A. & Aziznejad, S. (2015). Analysis of fiscal dominance on monetary policies in the economy of Iran: A case study of annual budget laws. *Journal of Fiscal and Economic Policies*, 3(12), 7-28. [In Persian]
- Taiebnia, A., Mehrara, M. & Pourmohammad Gelsefidi, S.H. (2020). The fiscal dominance through banking system: a case study on the relationship between government and banking system in iran's economy. *Iranian Economic Review*, 24(3), 853-883. <https://doi.org/10.22059/ier.2020.77651>
- Tavakolian, H. (2014). Estimating the degree of fiscal dominance and its welfare costs: A dynamic stochastic general equilibrium model. *Journal of Monetary and Banking Research*, 7(21), 329-359. [In Persian]
- Tran, N. (2018). Debt threshold for fiscal sustainability assessment in emerging economies. *Journal of Policy Modeling*, 40(2), 375-394. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2018.01>.

- Turner, P. (2011). Fiscal dominance and the long-term interest rate. *Financial Markets Group Research Centre*. (sp199). Retrieved from <https://ideas.repec.org/p/fmg/fmgsp/sp199.html>
- Walsh, C. (2010). *Monetary Theory and Policy* (3 ed., Vol. 1). MIT Press Books.
- Woodford, M. & Sims, C. (1994). A simple model for study of the determination of the price level and the interaction of monetary and fiscal policy. *Economic Theory*, 4(3), 381-399.

استناد به این مقاله: توکلیان، حسین، طالبلو، رضا و عباسعلی، شقایق. (۱۴۰۳). عملیات فرابودجه‌ای دولت و اثر آن بر تورم با تأکید بر سلطه مالی در شبکه بانکی: مطالعه موردی ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹ (۱۰۱)، ۴۳-۸۲.



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



Factors Influencing Bank Risk-Taking With an Emphasis on Monetary Policy, Regulations, and Macroeconomics

Mohammad Ali Dehghan Dehnavi

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

Meysam Amiri

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

Amin Khorshidsavar *

MSc, Department of Finance and Banking, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Abstract

Banks play a crucial role in maintaining financial stability within an economy. Their importance arises from the various functions they perform, which contribute to the overall stability and growth of the financial system. Additionally, the significance of banks for real economic growth lies in their role as financial intermediaries that facilitate allocating capital efficiently, supporting businesses and individuals, and contributing to the economy's overall stability and development. Relying on data from 16 banks in Iran between 2011 and 2023, this research aimed to investigate the factors influencing bank risk-taking, with a focus on monetary policy, regulations, and macroeconomic variables. The analysis used two models and the Generalized Method of Moments (GMM) as the estimation method. The results of the research show that there is an inverse relationship between monetary policy and risk-taking. The results indicated an inverse relationship between monetary policy and risk-taking. Moreover, while the capital adequacy ratio (a regulatory factor) and GDP growth rate positively influence risk-taking, there is an inverse relationship between the inflation rate and risk-taking.

* Corresponding Author: akhorshidsavar@gmail.com

How to Cite: Dehghandehnavi, M.A., Amiri, M. & Khorshidsavar, A. (2025). Factors Influencing Bank Risk-Taking with an Emphasis on Monetary Policy, Regulations, and Macroeconomics. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(101), 83-118.

1. Introduction

Borio and Zhu (2012) introduced a new transmission mechanism of monetary policy known as the risk-taking channel. Building on the seminal work of Borio and Zhu (2012), numerous theoretical and empirical studies have validated and expanded this channel in various countries, including China (Li & Tian, 2020; Tan & Li, 2016). In general, the risk-taking channel is underpinned by three key mechanisms: search-for-yield; valuation, income, and cash flow expansion; and central bank communication, announcements, and feedback (Altunbas et al., 2012; Borio & Zhu, 2012; De Nicolò et al., 2010). Since interest rates influence banks' risk-taking behavior through agency problems (Altunbas et al., 2012), other bank characteristics must also influence bank risk-taking via the same channel (Bonfim & Soares, 2018). Altunbas et al. (2011) note that banks with less capital, more assets, and a greater reliance on short-term market funding are exposed to higher risk. In addition, most studies have explore this theme from the perspective of internal bank characteristics, such as capital, liquidity, leverage, and the proportion of traditional business (Altunbas et al., 2012; Bonfim & Soares, 2018).

Traditional moral hazard theory suggests that under-capitalized banks face significant agency problems and are more likely to take excessive risks (Jiang et al., 2020). Shim (2013) demonstrates that a capital buffer (i.e., capital above the required minimum) helps limit moral hazard and absorbs adverse economic shocks. During the early stages of a financial crisis, banks with higher Tier I capital and more liquid assets tend to perform better (Beltratti and Stulz, 2009; Demirgüç-Kunt et al., 2013). Some empirical studies of the U.S. banking system suggest that capital is an effective risk indicator, showing a significant negative correlation with bank risk-taking (Hogan, 2015). Overall, it is widely accepted among scholars that holding more capital reduces bank risk-taking.

The findings of Gizki et al. (2001) support the relationship between financial institutions and the real economy. First, the effect of real credit growth on banks' credit risk and profitability aligns with the view that challenges in monitoring bank performance can lead to weakened credit standards during periods of rapid aggregate credit expansion.

Second, the observed relationship between property prices and bank risk supports the proposition that difficulties in monitoring borrowers' viability—coupled with the effect of collateral values on signaling borrower creditworthiness—play a crucial role in determining credit supply. Third, the results are consistent with theoretical analyses suggesting that cyclical changes in agents' preferences for leverage significantly influence bank risk and profitability.

2. Materials and Methods

A key assumption of regression analysis is that the right-hand side variables are not correlated with the disturbance term. If this assumption is violated, both ordinary least squares (OLS) and weighted least squares (WLS) estimations become biased and inconsistent. There are several situations in which some of the right-hand side variables may be correlated with the disturbance term. Classic examples of such cases include: 1) There are endogenously determined variables on the right-hand side of the equation, and 2) these right-hand side variables are measured with error. For simplicity, we refer to variables that are correlated with the residuals as endogenous, and those that are not correlated with the residuals as exogenous or predetermined. The standard approach when right-hand side variables are correlated with the residuals is to estimate the equation using instrumental variables regression. The concept behind instrumental variables is to identify a set of variables, called instruments, that are both correlated with the explanatory variables in the equation and uncorrelated with the disturbances. These instruments are then used to remove the correlation between the right-hand side variables and the disturbances. There are several approaches to using instruments to eliminate the effect of variable and residual correlation. The current study proposed instrumental variable estimators that employ the Generalized Method of Moments (GMM).

3. Results and Discussion

The GMM was used to estimate the model. The results are shown in Table 1.

Table 1. Model estimation results

Variable	Symbol	Model 1	Model 2
lag dependent variable	RWA	0/07***	-
lag dependent variable	NPL	-	0/57***
Interbank interest rate	Overnight	-1/48***	-0/33***
Capital adequacy ratio	CAR	0/48***	0/16***
Gross domestic product growth	GDP_Growth	0/25***	0/07**
Inflation rate	inflation	-0/35***	-0/02**
Size	Size	-0/03	-0/13***
Leverage	Leverage	0/00*	0/000**
Sargan	Sargan	0/99	0.99
First-Order Autoregressive	AR(1)	-1/99**	-0/13**
Second-Order Autoregressive	AR(2)	-1/67	-0/06

* The coefficient is significant at 10% level.

** The coefficient is significant at 5% level.

*** The coefficient is significant at 1% level.

Source: Research calculations.

4. Conclusion

The role of the financial system in the economy, along with its development and health, forms the foundation for strengthening and driving economic growth. Monitoring and reforming this system contribute to stability by addressing needs and reinforcing the real sector of the economy. The research findings indicated an inverse relationship between monetary policy and risk-taking. While the capital adequacy ratio (a regulatory factor) and GDP growth rate have a positive effect on risk-taking, there is an inverse relationship between the inflation rate and risk-taking.

Keywords: Risk-taking, Bank, Monetary Policy, Regulation, Macroeconomics

JEL Classification: D20, E40, E50, G21, K20



عوامل مؤثر بر ریسک‌پذیری بانک‌ها با تأکید بر سیاست پولی الزامات مقرراتی و اقتصاد کلان

محمدعلی دهقان دهنوی  استادیار گروه مالی و بانکداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

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

امین خورشیدسوار  * دانشجوی ارشد رشته مالی دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

بانک‌ها نقش مهمی در حفظ ثبات مالی در یک اقتصاد دارند. اهمیت آنها ناشی از کارکردها و نقش‌هایی است که انجام می‌دهند و به ثبات کلی و رشد سیستم مالی کمک می‌کنند. از طرف دیگر اهمیت بانک‌ها برای رشد اقتصاد واقعی در نقش آنها به عنوان واسطه‌های مالی نهفته است که تخصیص کارآمد سرمایه، حمایت از مشاغل و افراد را تسهیل می‌کند. یک بخش بانکی سالم و تنظیم شده در ارتقای رشد پایدار اقتصادی مؤثر است. این پژوهش به بررسی عوامل مؤثر بر ریسک‌پذیری بانک‌ها با تأکید بر سیاست پولی، الزامات مقرراتی و اقتصاد کلان در ۱۶ بانک ایرانی طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ پرداخته است. در این مطالعه از دو مدل استفاده شده و روش تخمین ضرایب GMM می‌باشد. نتایج پژوهش نشان داده که بین سیاست پولی انبساطی با ریسک‌پذیری رابطه معکوس وجود دارد. درحالی‌که کفایت سرمایه (الزامات مقرراتی) و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی اثر مثبت روی ریسک‌پذیری دارد، رابطه بین نرخ تورم و ریسک‌پذیری معکوس می‌باشد.

کلیدواژه‌ها: ریسک‌پذیری، بانک، سیاست پولی، الزامات مقرراتی، اقتصاد کلان

طبقه‌بندی JEL: K20, G21, E50, E40, D20

۱. مقدمه

پژوهش‌های بیشماری نشان داده‌اند که ثبات بخش بانکی یک نقش اساسی را در دستیابی به ثبات مالی و تقویت رشد اقتصادی بازی می‌کند (Stewart, et al., 2021). ثبات بخش بانکی یک شاخص برای انعطاف‌پذیری^۱ و مقاومت اقتصاد در مقابل شوک‌های خارجی و داخلی می‌باشد. وجود بانکداری سالم و مطمئن به جلوگیری از بحران‌های پرهزینه نظام بانکی و پیامدهای منفی آن بر بخش حقیقی اقتصاد کمک می‌نماید. شواهد تاریخی نشان می‌دهد که آن دسته از بحران‌های مالی که ارتباط قوی‌تری با بخش بانکی دارند تأثیر نامطلوب بیشتری بر بخش حقیقی اقتصاد می‌گذارند. از طرف دیگر، افزایش عدم ثبات در بخش بانکی منجر به کاهش کارایی تخصیص منابع و افزایش نااطمینانی در مورد تولیدات آتی می‌گردد که بخش اقتصاد کلان را متأثر می‌کند (Jokipii & Monnin, 2013).

بوربو و زو^۲ (۲۰۱۲) یک سازوکار انتقال سیاست پولی را به‌عنوان کانال ریسک‌پذیری ارائه دادند. این مکانیسم به‌طور کلی بیان می‌کند که با اعمال سیاست پولی انبساطی از طریق نرخ بهره، از سه طریق جستجو برای بازدهی، ارزشیابی، درآمد و رشد جریان نقدی و ارتباطات بانک مرکزی و اعلامیه و بازخورد، ریسک‌پذیری بانک افزایش می‌یابد (Dell'Ariccia, et al., 2010; Altunbas, et al., 2012; Borio & Zhu, 2012). به دنبال تحقیقات بوربو و زو (۲۰۱۲) تحقیقات نظری و تجربی متعددی در بسیاری از کشورها وجود چنین کانالی را تأیید نموده است (Li & Tian, 2020; Tan & Li, 2016). سازوکار جستجو برای بازدهی به‌طور تنگاتنگی با اشتهای ریسک مدیران در ارتباط است. همانطور که توسط راجان^۳ (۲۰۰۶) و بونفیم و سوارس^۴ (۲۰۱۸) نیز توصیف شده، بازدهی دارایی‌های بانک هنگامی که نرخ بهره کاهش می‌یابد، کم می‌شود، سود بانک را تقلیل می‌دهد و به دنبال آن درآمد واقعی^۵ کاهش می‌یابد. در نتیجه مدیران بانک‌ها دارایی‌های پرریسک و سودآور را برای دستیابی به بازدهی بالاتر خریداری می‌کنند. برخلاف مکانیسم جستجو برای بازدهی، مکانیسم دوم به روش دیگری عمل می‌کند. کاهش نرخ‌های بهره باعث تقویت ارزش دارایی

1. Resilient

2. Borio, C. & Zhu, H.

3. Rajan, R.G.

4. Bonfim, D. & Soares, C.

5. Real Earning

و جریان‌های نقدی می‌شود که بر بالاتر رفتن سبد دارایی‌های بانک دلالت دارد؛ این اتفاق منجر به خوشبینی بیشتر مدیران بانک‌ها می‌شود و آن‌ها را اغوا می‌کند که منابع بیشتری به دارایی‌های ریسکی‌تر تخصیص دهند (Adrian & Shin, 2010). نرخ‌های بهره پایین ارزش دارایی‌ها و وثایق را بالا می‌برد، نوسانات قیمت را کاهش می‌دهد، به نوبه خود احتمال ورشکستگی را کاهش می‌دهد و مواضع با ریسک بالاتر را تشویق می‌کند. با توجه سازوکار دوم، نرخ بهره پایین مداوم، به مدیران بانک انگیزه می‌دهد تهاجمی‌تر^۱ عمل کنند. مکانسیم سوم بدین صورت عمل می‌کند که اگر بانک مرکزی سیاست شفاف و تعهد معتبری^۲ داشته باشد، نرخ بهره کم^۳، یک تعهد ضمنی است که مخاطرات اخلاقی جمعی را تحریک می‌کند.

از آنجا که نرخ‌های بهره پایین سطح ریسک‌پذیری بانک‌ها را از طریق رفتار مدیران تغییر می‌دهد، نسبت کفایت سرمایه به طور طبیعی یک عامل مهم دیگر است که نمی‌توان نادیده گرفت و باید مدنظر قرار گیرد. براساس پژوهش‌های مرتبط، ساختار سرمایه یک شاخص پذیرفته شده از حاکمیت بانک^۴ و به عنوان یک ابزار مناسب برای تقلیل مشکلات اخلاقی در نظر گرفته می‌شود (Jiang, et al., 2020).

در نظام بانکی اثرات خارجی^۵ وجود دارد و به دلیل نیاز به بهبود کارایی اجتماعی می‌توان با الزام بانک‌ها به سرمایه بیشتر، محیط فعالیت آن‌ها را مقررات گذاری کرد. بانک‌ها با این استدلال که نگهداری سرمایه بیشتر ممکن است بازدهی آن‌ها را به خطر بیاندازد و منجر به اعطای تسهیلات کمتر شود، پاسخ می‌دهند. مرور ادبیات علمی در این زمینه نیازمند توجه ظریف به این نکته است. درحالی که بسیاری از پژوهش‌ها با دیدگاه نخست موافق است (Aiyar, et al., 2012; Jiménez, et al., 2014; Osborne, et al., 2012)، برخی تحقیقات نیز نشان می‌دهد نگهداری سرمایه زیاد پیامدهای منفی دارد (Diamond & Rajan, 2001). برای مثال، اگر سرمایه زیاد مانع از دستیابی عملکرد مطلوب بانک شود، مدیران و سهامداران

1. Aggressive

2. Credible Commitment

۳. نرخ بهره کم یعنی محیط سست (Losses) پولی و نظارتی که باعث ریسک‌پذیری بیشتر بانک‌ها می‌شود (Schinasi, 2003).

4. Bank-Governance

5. Externalities

ممکن است با اهرم بیشتر و به تبع آن شکنندگی بیشتر پاسخ دهند که این یک نگرانی جدی برای نهاد ناظر است.

براساس نظریه‌های متعدد، سرمایه موجب تقویت بانک در زمان بحران می‌شود. با ثابت نگه داشتن سبد دارایی‌ها و بدهی‌های بانک، سرمایه زیاد بر ثبات بانکی دلالت دارد. بر این اساس، هرچند سرمایه باعث می‌شود که انگیزه بانک برای نظارت بر مشتریان افزایش و یا احتمال نکول کاهش یابد ولی به دنبال تولید محصولات ریسکی احتمال بحران‌های بانکی بالا می‌رود. با این حال، برخی نظریه‌ها تحت شرایط مشخص نشان می‌دهد که افزایش سرمایه بانک می‌تواند اثر معکوس داشته باشد زیرا ریسک‌پذیری بانک را افزایش می‌دهد (Koehn & Santomero, 1980; Besanko & Kanatas, 1996). همچنین براساس یافته‌های ایلو کا و همکاران^۱ (۲۰۲۲) بانک‌های با الزامات سرمایه بالا، تسهیلات خود را به سمت وام‌گیرندگان ریسکی‌تر تغییر می‌دهند و این ممکن است به جستجو برای بازدهی بالاتر باشد.

به‌طور گسترده‌ای در ادبیات بانکی فرض شده است که حقوق صاحبان سهام شکل پرهزینه‌ای از تأمین مالی برای بانک‌ها و سایر مؤسسات مالی است. این نشان می‌دهد که بانک‌ها باید میزان سرمایه‌ای را که استفاده می‌کنند به حداقل برسانند و در صورت وجود حداقل سرمایه، این باید الزام‌آور باشد ولی در عمل اجرا نمی‌شود.

از نقطه نظر تنوری، هیچ اتفاق نظری در مورد توانایی نسبت‌های سرمایه برای جلوگیری از بحران‌های بانکی وجود ندارد زیرا اثرات متعددی در کار است. اول از همه، اجرای یک نسبت سرمایه بالاتر منجر به پرمایگی^۲ قوی‌تر می‌شود زیرا بدهی‌ها نسبت به ارزش دارایی‌ها کمتر است (Acosta-Smith, et al., 2020). دوم، افزایش سهم حقوق صاحبان سهام در ساختار سرمایه، سهامداران را به دقت بیشتر وادار می‌کنند زیرا آن‌ها منابع بیشتری برای از دست دادن دارند. درواقع، استدلال می‌شود که اگر بانکداران «پوست بیشتری در بازی» داشته باشند، محتاط‌تر خواهند بود تا بانک‌های خود را درگیر فعالیت‌های بسیار پرخطر نکنند و این امر احتمال بحران را کاهش می‌دهد (Diamond & Rajan, 2001; Mehran & Thakor, 2011). الزامات نسبت سرمایه بالاتر، سودی را که سهامداران از مسئولیت محدود به‌دست می‌آورند کاهش می‌دهد (Kashyap, et al., 2021). علاوه بر این، ریسک‌گریزی

1. Illueca, M., et al.

2. Solvency

آنها افزایش و انگیزه آنها برای ریسک کاهش می‌یابد (Agur, 2010; Martinez-Miera & Suarez, 2012). با این حال، سرمایه مورد نیاز ممکن است برای جلوگیری از انتخاب استراتژی‌های ریسکی بانک‌ها کافی نباشد و حتی ممکن است آنها را به سمت تشکیل سبدهای پرریسک‌تر برای دستیابی به نرخ بازده هدف سوق دهد (Rochet, 1992; Gale, 2010). از آنجا که اهرم کمتر بازده حقوق صاحبان سهام را کاهش می‌دهد، سهامداران ممکن است دارایی‌های ریسکی را افزایش دهند تا قابلیت اجاره مالی^۱ را بازیابی کنند.

آکوستا اسمیت و همکاران^۲ (۲۰۲۰) نشان می‌دهند که بانک‌هایی که الزامات سرمایه‌وادر می‌شوند، ممکن است ریسک‌پذیری خود را افزایش دهند. یک اثر نامطلوب دیگر این است که اگر هزینه حقوق صاحبان سهام بالا باشد، افزایش نیاز به سرمایه، هزینه سرمایه را افزایش و ارزش حق امتیاز را کاهش می‌دهد. از آنجا که زیان در صورت شکست کمتر است، بانک‌ها انگیزه برای افزایش ریسک‌پذیری دارند (Hellman, et al., 2000).

شواهد متعددی مبنی ارتباط متقابل چرخه‌های اقتصادی و عملکرد بخش بانکی وجود دارد. تکانه‌های اقتصاد کلان می‌تواند به سرعت به ترازنامه‌های بانک‌ها منتقل شود. در واقع در دوران رونق اقتصادی، واسطه‌های مالی تمایل دارند که فعالیت‌های خود را گسترش دهند و از طریق گسترش اعتبارات و تسهیل معیارهای گزینش، عمل کنند. از این‌رو در دوران‌های رکود، وام‌های بد به‌طور قابل توجهی افزایش می‌یابند؛ پس به دنبال جبران مطالبات و هزینه‌ها ریسک‌پذیری خود را افزایش می‌دهند.

هنگامی که اقتصاد در دوران رونق قرار دارد به علت افزایش تولید ملی و رشد درآمد قابل تصرف خانوارها، توان بازپرداخت دیون و تعهدات را افزایش می‌دهند و این می‌تواند ریسک بانک را کاهش دهد. بنابراین در دوران رونق اقتصادی حجم مطالبات معوق و ریسکی بانک کاهش می‌یابد اما در دوره زمانی بلندمدت رابطه مذکور به تدریج معکوس عمل می‌کند. به‌طوری‌که کافمن^۳ (۱۹۹۹) نشان داده است، رابطه ادواری شرایط اقتصادی و ریسک‌پذیری بانک به تدریج ضعیف شده و حتی در بلندمدت در جهت معکوس عمل می‌کند.

1. Financial Rentability
2. Acosta-Smith, et al
3. Kaufman, G.G.

به‌طور کلی به نظر می‌رسد که رابطه بین ریسک‌پذیری و رشد تولید ناخالص داخلی (متغیرهای اقتصاد کلان) مثبت باشد؛ یعنی در هنگامی که اقتصاد در شرایط رونق قرار دارد و شاهد ثبات و رشد در اقتصاد هستیم، به علت اطمینان از وضعیت موجود، بانک‌ها ریسک‌پذیری خود را افزایش می‌دهند. برخلاف این، در دوران حسیض اقتصادی به علت شرایط نامطلوب و وصل نشدن مطالبات و همچنین کاهش سودآوری، بنگاه‌ها و خانوارها توانایی بازپرداخت دیون خود را نداشته باشند. لذا بانک‌ها به نظر می‌رسد با توجه به شرایط، ریسک‌پذیری خود را کاهش دهند.

برخلاف استدلال بالا، پیامدهای نامطلوب رکود اقتصادی می‌تواند به‌طور قابل توجهی بر بانک‌های با سرمایه کم، بانک‌های با نقدینگی کمتر و بانک‌های کوچک‌تر تأثیر بگذارد. به عنوان مثال، اطلاعات نامتقارن و هزینه‌های نمایندگی در طول رکود اقتصادی زیاد است. همانطور که می‌دانیم، مخاطره اخلاقی و انتخاب نامطلوب می‌تواند در بانک‌های مختلف، متفاوت باشد.

بنابراین، بانک‌هایی که با نقدینگی کم، سرمایه کم یا کارایی پایین کار می‌کنند، می‌توانند در دوران حسیض چرخه تجاری ریسک‌پذیری بیشتری داشته باشند که دلیل آن نیز نیاز به کسب درآمد با توجه به ویژگی‌هایی که دارند، است (مانند نیاز به نقدینگی و سرمایه بخاطر شرایط رکود). چندین مطالعه تجربی در کشورهای شمال اروپا نشان می‌دهد زمانی که رشد تولید ناخالص داخلی کمتر از سطح پیش‌بینی شده باشد، احتمال وقوع بحران‌های بانکی بیشتر است (Marcucci & Quagliariello, 2009; Meyer & Yeager, 2001).

۲. مرور ادبیات و پیشینه پژوهش

ادبیات کانال ریسک‌پذیری بر روی سیاست پولی طی یک دهه گذشته شکوفا شده است. به دنبال یک اجماع، این کانال از طریق سه مکانیسم ذکر شده بخش قبل عمل می‌کند. پژوهش‌های متعدد بسیاری وجود این کانال را به‌طور نظری و تجربی اثبات کرده است. اگرچه راجان (۲۰۰۶) نشان داد که سیاست پولی، رفتار مقابله با ریسک و ریسک‌پذیری بانک‌ها از طریق بازار، نرخ‌های بهره را تحت تأثیر قرار می‌دهد اما این مسئله توجه زیادی را به خود جلب نکرد. پس از بحران مالی سال ۲۰۰۸، بورینو و زو (۲۰۱۲) کار راجان (۲۰۰۶)

را مورد توجه قرار دادند و بینشی^۱ را در مورد این موضوع فراهم آوردند و کانال ریسک‌پذیری سیاست پولی را تعریف کردند. فرض اصلی برای وجود این کانال خنثی به ریسکی نبودن بانک‌ها است. در قسمت قبل در مورد اینکه کانال ریسک‌پذیری چطور عمل می‌کند صحبت شد.

۲-۱. وجود کانال ریسک‌پذیری سیاست پولی

نخست، بخش قابل توجهی از پژوهش‌های منتشر شده در سرتاسر جهان وجود این کانال را تأیید می‌کند. مدالونی و همکاران^۲ (۲۰۰۸) آزمون‌های تجربی را بر روی نرخ‌های بهره و بهداشت اعتباری بانک‌های ۱۲ کشور اروپایی انجام دادند و نتایج آن‌ها حاکی از آن است که کاهش در نرخ بهره بین بانکی منجر به کاهش بهداشت اعتباری بانک در قبال مشتریان می‌شود و بنابراین ریسک بانک را افزایش می‌دهد. دلیس و کورتاس^۳ (۲۰۱۱)، جیمز و همکاران^۴ (۲۰۱۴)، یوانیدو و همکاران^۵ (۲۰۱۵)، نونیکرش و نوکل^۶ (۲۰۱۸) یافته‌های مدالونی و همکاران (۲۰۰۸) را با داده‌های کامل بانک‌های اروپایی تأیید کردند و بر نقش مهم تغییرات ترجیحات ریسک بانک بر روی استانداردهای اعتباری و ریسک‌پذیری تأکید کردند. برای مطالعه کانال ریسک‌پذیری در ایالات متحده، دلیس و همکاران^۷ (۲۰۱۷) به جمع‌آوری داده‌های خرد از بازار سندیکای وام‌های شرکتی^۸ پرداختند و نشان دادند که رابطه منفی قابل توجه بین نرخ‌های بهره و ریسک‌پذیری بانک وجود داشت. به همین ترتیب، دل آریسیا و همکاران^۹ (۲۰۱۷) وجود کانال ریسک‌پذیری بر روی مکانیسم سیاست پولی را با استفاده از داده‌های مورد اطمینان رتبه‌بندی تسهیلات بانک‌ها نشان دادند.

-
1. Insight
 2. Maddaloni, A., et al.
 3. Delis, M.D. & Kouretas, G.P.
 4. Jiménez, G., et al.
 5. Ioannidou, V., et al.
 6. Neuenkirch, M. & Nöckel, M.
 7. Delis, M., et al.
 8. Corporate loan
 9. Dell’Ariccia, G., et al.

۲-۲. سرمایه بانک و ریسک‌پذیری بانک

رابطه بین سرمایه و ریسک‌پذیری یکی از موضوعات اساسی در ادبیات بانکی است. استانداردهای حداقل سرمایه توصیه شده توسط کمیته بازل بر این عقلانیت استوار است که افزایش سرمایه ایمنی بانک را افزایش می‌دهد. هدف قانون‌گذاری بانک‌ها، انتقال ریسک سیستماتیک بانک‌ها ناشی از شکست و در نتیجه محافظت از اصلی منافع سپرده‌گذاران و حفظ و سلامت مالی اقتصاد کلان است. با این حال این فرض ممکن است کمتر مرتبط باشد یعنی امکان دارد که افزایش سرمایه، بانک را وادار به پذیرش ریسک‌های بیشتر کند. اگر این اثر بزرگ‌تر از تأثیر حائل سرمایه باشد، بانک‌های دارای سطح مناسب سرمایه امکان دارد با احتمال بیشتری، شکست را تجربه کنند. بنابراین چنین رفتار ریسک‌پذیری نشان می‌دهد که چرا بانک‌های دارای سرمایه مناسب اغلب کاهش چشم‌گیری در وضعیت سرمایه خود تجربه می‌کنند (Ghosh, 2014).

پس به نظر می‌رسد بدون تنظیم مقررات سرمایه، بانک‌ها احتمالاً دارایی‌های خود را با سرمایه کمتر از آنچه از نظر اقتصادی بهینه است، تأمین مالی کنند. دلایل متعددی برای این امر وجود دارد. تصمیمات داخلی بانک‌ها می‌تواند خطراتی را برای سایر بانک‌ها به همراه داشته باشد. این ریسک اضافی باعث می‌شود که ریسک کلی در سیستم بانکی بیشتر از مجموع ریسک‌های هر بانک باشد. ضمانت از سپرده‌ها و انتظار حمایت دولت مؤید این نکته است که بانک‌ها سرمایه کمتری نسبت به آنچه که باید داشته باشند، دارند. تحلیل مبتنی بر مدل توسط نوردال و همکاران^۱ (۲۰۱۶) همچنین تأکید می‌کند که بانک‌ها انگیزه‌ای که برای انتخاب نسبت کفایت سرمایه دارند، بسیار پایین است؛ به این معنا که مالکان آن را سودآور نمی‌دانند که در صورت متحمل شدن زیان‌های بزرگ، تبدیل به سرمایه مجدد^۲ بانک را افزایش دهند. بنابراین مقامات الزاماتی را برای جذب زیان توسط سرمایه در بانک‌ها تعیین می‌کنند.

بسیاری از مطالعات استدلال می‌کنند که نسبت کفایت سرمایه نظارتی پرهزینه است. شهود اصلی این است که چنین سرمایه‌ای به نقدینگی بانک‌ها آسیب می‌زند و فعالیت‌های تأمین مالی و رشد مالی آنها را ضعیف می‌کند. بنابراین، احتمالاً به سرمایه‌گذاری‌های

1. Nordal, B., et al.

2. Recapitalise

پرریسک‌تر در سال بعد فشار خواهند آورد تا مقررات پرهزینه کفایت سرمایه را جبران کنند و از مزایای فرصت‌های سودآور استفاده کنند (Heuvel, 2008; Laeven & Levine, 2005). مطالعات اخیر (Gorton & Winton, 2017; Deli & Hasan, 2017; Shim, 2013; 2009) بانک‌ها به‌طور مداوم کیفیت سبد وام‌های موجود خود را مجدداً بررسی می‌کنند و در سیاست‌های وام‌دهی خود به‌طور فزاینده‌ای ریسک‌گریز می‌شوند تا متحمل زیان کمتری شوند (Trethowan & Scullion, 1997). یافته‌های لین مایر^۱ (۲۰۱۱) و کول و وایت^۲ (۲۰۱۲) تأیید می‌کند که اکثریت قریب به اتفاق بانک‌هایی که در سال ۲۰۰۹ شکست خورده‌اند توسط تنظیم‌کننده‌ها به‌عنوان «با سرمایه خوب» شناخته می‌شوند.

از طرف دیگر، نرخ‌های بهره از طریق مشکلات نمایندگی بر رفتار ریسک‌پذیری بانک اثر می‌گذارد (Altunbas, et al., 2012) و به‌تبع آن، سایر ویژگی‌های بانک نیز ناگزیر باید بر ریسک‌پذیری بانک‌ها اثر بگذارد (Bonfim & Soares, 2018). آلتونباس و همکاران^۳ (۲۰۱۲) در پژوهش مرتبط خود ذکر کردند که بانک‌های با سرمایه کم یا دارایی‌های بیشتر و یا اتکا بسیار به تأمین مالی کوتاه‌مدت بازار، در معرض ریسک بیشتری قرار دارند. علاوه بر این ویژگی‌ها، اکثریت این پژوهش‌ها به بررسی این موضوع از منظر ویژگی‌های درونی بانک مانند سرمایه، اهرم نقدینگی و نسبت کسب و کار سنتی پرداختند. نظریه مخاطره اخلاقی سنتی استدلال می‌کند که بانک‌های با سرمایه کم مشکلات نمایندگی جدی دارند و تمایل به ریسک‌های بیش از حد دارند.

شیم^۴ (۲۰۱۳) نشان داد که حائل سرمایه (سطح سرمایه بالاتر از حداقل سرمایه) موجب محدود کردن مشکل نمایندگی می‌شود و شوک‌های اقتصادی نامطلوب را جذب می‌کند. در مراحل اولیه بحران مالی، بانک‌های با سرمایه لایه ۱ بیشتر و دارایی‌های نقدشونده عملکرد بهتری داشتند (Demirguc-Kunt, et al., 2013; Beltratti & Stulz, 2009). در بسیاری از تحقیقات تجربی در سیستم بانکی ایالات متحده، سرمایه نشانگر ریسک مناسب است که به‌طور قابل توجهی همبستگی منفی با ریسک‌پذیری بانک دارد (Hogan, 2015). به‌طور

1. Linsmeier, J.

2. Cole, A. & White, J.

3. Altunbas, Y., et al.

4. Shim, J.

کلی، توسط بسیاری از محققان پذیرفته شده که نگهداری سرمایه بیشتر موجب محدود شدن ریسک‌پذیری بانک می‌شود.

دیدگاه‌ها در مورد رابطه بین سرمایه و کانال ریسک‌پذیری متفاوت است. پس از بررسی کانال ریسک‌پذیری، دل آریسیا و همکاران^۱ (۲۰۱۷) هم از منظر نظری و هم تجربی نتیجه‌گیری کردند که تأثیر منفی نرخ بهره بر ریسک‌پذیری بانک در بانک‌ها با سرمایه زیاد بزرگ‌تر است. با این وجود، این الگو در اقتصادهای خارج از ایالات متحده اعمال نشده است. شواهدی از هجده هزار مشاهده در اروپا نشان می‌دهد که نگهداری سرمایه بیشتر می‌تواند اثر منفی نرخ بهره بر ریسک‌پذیری بانک را تقلیل دهد (Delis & Kouretas, 2011).

جیمنز و همکاران (۲۰۱۴) به بررسی داده‌های بانکی کشور اسپانیا پرداختند که نظام تأمین مالی‌اش بانک‌محور است. نتایج آن‌ها مؤید این نکته است که بانک‌های با سرمایه کم در زمانی که نرخ‌های بهره کاهش می‌یابد، وام‌های پرریسک‌تری اعطا می‌کنند.

بونفیم و سوارس^۲ (۲۰۱۸) درباره ویژگی‌های کانال ریسک‌پذیری از منظرهای چندگانه صحبت می‌کنند و به این اشاره دارند که در منطقه اروپا، کانال ریسک‌پذیری در بانک‌ها با سرمایه کم بهتر پرریسک‌تر است. واضح است که ممکن است پیامدهای اثر تغییر ریسک به خاطر انگیزه مدیران باشد.

تأثیر تغییرات در مقررات سرمایه^۳ نیز یک نگرانی بزرگ است. بوچ و دلانگ^۴ (۲۰۰۸) نشان دادند که مقررات خارجی تأثیر بسیاری بر ریسک‌پذیری بانک دارد. برخی مطالعات پیشنهاد می‌دهد که مقررات سرمایه، بانک‌ها را برای نگهداری دارایی‌های ریسکی تشویق می‌کند. برای مثال شیم^۵ (۲۰۱۰) نشان داد که مقررات سرمایه انباشت، ریسک بانک را به‌طور قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌دهد. والنسیا^۶ (۲۰۱۴) استدلال می‌کند که مقررات سرمایه، بانک را به تزریق سرمایه بیشتر برای پوشش زیان‌های تسهیلات الزام می‌کند. آنجلونی و فایا^۷ (۲۰۱۳) به مطالعه رابطه متقابل بین سیاست پولی و مقررات سرمایه در زمانی که بانک در

1. Dell'Ariccia, G., et al.

2. Bonfim, D. & Soares, C.

3. Capital Regulation

4. Buch, C.M. & DeLong, G.

5. Shim, J.

6. Valencia, F.

7. Angeloni, I. & Faia, E.

ریسک قرار دارد، پرداختند. یافته‌های آن‌ها حاکی از آن است که سیاست پولی انبساطی، بانک‌ها را وادار به افزایش نسبت اهرمی و ریسک‌پذیری می‌کند در حالی که مقررات سرمایه این اثر را تقویت می‌کند. به‌طور خلاصه، اجماعی در مورد اثر مقررات سرمایه بر ریسک‌پذیری بانک صورت نگرفته است.

۲-۳. رابطه بین ریسک بانک و متغیرهای کلان اقتصادی

فستیک و همکاران^۱ (۲۰۱۱) تأیید می‌کنند که تغییرات در محیط اقتصاد کلان به تغییر در کیفیت سبد وام بانک‌ها تبدیل می‌شود. شرایط مطلوب اقتصاد کلان همزمان با قابلیت‌های بهتر در بازپرداخت وام، احتمال نکول کمتر، سهم کمتر وام‌های غیرجاری به کل وام‌ها را موجب می‌شود. هامرل و همکاران^۲ (۲۰۱۱) نیز توافق دارند که ریسک‌های بانکی با متغیرهای کلان اقتصادی مرتبط است. در رکود اقتصادی، احتمالات نکول افزایش می‌یابد و رتبه‌بندی‌ها بدتر می‌شود.

رشد تولید ناخالص داخلی به عنوان یک عامل کلان تعیین‌کننده عملکرد بانک در نظر گرفته می‌شود و امکان کنترل نوسانات چرخه تجاری را فراهم می‌کند. در دوران رکود، کیفیت وام‌ها کاهش می‌یابد و بنابراین شرکت‌ها با حاشیه بالاتر وام می‌گیرند بنابراین رابطه منفی بین صرف اعتبار و رشد اقتصادی قابل انتظار است.

ناسور و همکاران^۳ (۲۰۱۱) دریافتند که شرایط چرخه تجاری غالب بر حاشیه سود خالص تأثیر می‌گذارد. تولید ناخالص داخلی می‌تواند به‌طور قابل توجهی بر توانایی وام‌گیرنده برای بازپرداخت وام‌ها تأثیر بگذارد زیرا شواهد نشان می‌دهد که رشد تولید ناخالص داخلی بالاتر با NPA^۴ همبستگی منفی خواهد داشت (Thiagarajan, et al., 2011). به گفته گانگانیس و همکاران^۵ (۲۰۱۰) رشد تولید ناخالص داخلی نه تنها وام‌های غیرجاری را کاهش می‌دهد بلکه می‌تواند بحران‌های بانکی را به دلیل چرخه‌ای بودن به تأخیر بیندازد.

با افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات، رونق اقتصادی بر نرخ نکول کل اقتصاد تأثیر می‌گذارد. بر این اساس، افزایش سودآوری باعث کاهش نرخ نکول می‌شود. تولید ناخالص

1. Festic, M., et al.

2. Hamerle, H., et al.

3. Naceur, S., et al

4. Non-Performing Asset

5. Gaganis, C., et al.

داخلی عامل مهمی در توضیح ریسک نکول در کشورهای مختلف بود. نتایج تجربی وونگ و همکاران^۱ (۲۰۱۰) نشان داد که درماندگی سیستماتیک بانکی با یک محیط اقتصاد کلان با رشد اقتصادی پایین، تورم بالا و نرخ بهره واقعی بالا مرتبط است. مطالعات در بالی^۲ (۲۰۱۱) ارتباط مثبتی بین تورم و سودآوری بانک گزارش کرده است. نرخ تورم بالا به طور کلی با نرخ بهره بالای وام و در نتیجه درآمد بالا همراه است. با این حال، اگر تورم پیش‌بینی نشود و بانک‌ها در تعدیل نرخ‌های سود خود کند باشند، این احتمال وجود دارد که هزینه‌های بانکی سریع‌تر از درآمدهای بانکی افزایش یابد و در نتیجه بر سودآوری بانک تأثیر منفی بگذارد (Derbali, 2011). نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که شاخص‌های کلان اقتصادی عوامل تعیین‌کننده‌ای هستند که بر تصمیم‌گیری ریسک‌آزمایی بانک تأثیر می‌گذارند. درواقع، ضرایب رشد سریع تولید ناخالص داخلی، تورم، نرخ ارز و نرخ بهره از نظر آماری با ریسک بانک معنادار هستند (Zribi & Boujelbene, 2011).

۲-۳-۱. چرخه‌های تجاری

از آنجا که بانک نقش یک واسطه مالی برای بخش حقیقی ایفا می‌کند، در معرض شرایط چرخه تجاری قرار دارد که تاحد زیادی سلامت بخش حقیقی را تعیین می‌کند. در زمان شرایط بد اقتصادی مانند رکود بلندمدت^۳ و رکود کوتاه‌مدت^۴، ریسک واسطه‌های مالی تمایل به افزایش دارد. بانک در مقابل انتخاب نامطلوب و رفتار مخاطره‌آلود وام‌گیرندگان آسیب‌پذیر می‌شود. این دو عامل باعث تشکیل عدم تقارن اطلاعات می‌شود و عدم تقارن اطلاعات و هزینه‌های نمایندگی معمولاً در زمان حسیض^۵ چرخه تجاری خود را نشان می‌دهد. علاوه بر این، کندی اقتصادی^۶ احتمالاً اثر منفی بر سود بانکی دارد چرا که معمولاً نرخ بهره پایین در دوران رکود در از بین بردن حاشیه سود بانکی مشارکت دارد. همچنین درآمد کارمزد در شرایط نزولی بازار سهام و عدم معاملات ادغام و تملیک کاهش می‌یابد. در شرایط رونق اقتصادی، زمانی که ارزش وثایق بالاست، وام‌دهی را تسهیل می‌کند و رشد

1. Wong, L., et al.

2. Derbali, F.

3. Stagnation

4. Recession

5. Trough

6. Economic Slowdown

دارایی (اعتبار) سرعت می‌گیرد. بسته به معیارهای ریسک بانک، ممکن است این امر بذر ریسک اعتباری بیش از حد را بکار د که در رکود بعدی آشکار خواهد شد؛ زمانی که سودآوری وام‌گیرندگان بدتر می‌شود و توانایی خدمات تسهیلاتی و نیز ارزش وثایق کاهش می‌یابد.

۲-۳-۲. نوسانات نرخ ارز

تأثیر نوسانات نرخ ارز بر روی ریسک بانکی به تعامل بین تغییرات نرخ ارز و در معرض قرار گرفتن بدهی ارزی بانک بستگی دارد. در زمان کاهش ارزش پول داخلی، می‌توان انتظار صدمه بانک‌هایی که بدهی ارزی بالاتری از دارایی‌های ارزی خود دارند را داشت. به هر حال، لیندگرن و همکاران^۱ (۱۹۹۶) تأثیر سطوح نرخ ارز بر روی عملکرد وام‌گیرندگان بانک را که اثر اصلی بر روی سودآوری بانک دارد، شناسایی کردند. به عنوان مثال ارتباط بین نرخ ارز و ریسک اعتباری مهم‌تر از خود ریسک اعتباری است. در مجموع، کاهش ارزش پول داخلی به احتمال زیاد باعث افزایش ریسک اعتباری برای تسهیلات بخش واردات و کاهش ریسک اعتباری برای بخش صادرات می‌شود.

۲-۳-۳. تورم

یک واحد افزایش نرخ تورم، نرخ حقیقی بازدهی دارایی‌های بانک را کاهش می‌دهد و لذا سهمیه‌بندی^۲ اعتبار را تحریک می‌کند. در نتیجه، کشورهای دارای تورم بالا، واسطه‌گری مالی کمتری خواهند داشت (Boyd, et al., 2001). اگرچه شواهدی مبنی بر اینکه نرخ‌های تورم بالا منجر به کاهش کمی دارایی‌های بانک و بدین ترتیب کمی ریسک اعتباری وجود دارد، افزایش نرخ تورم می‌تواند تأثیر منفی بر درآمد وام‌گیرندگان فعلی بگذارد و در نتیجه کیفیت وام‌های قبلاً تمدید شده را ضعیف نماید. کاهش شدید نرخ تورم در یک محیط تورمی، نرخ‌های بهره حقیقی بالا را منجر می‌شود که تأثیر انقباضی بر اقتصاد و افزایش ریسک اعتباری را خواهد داشت که هر دو سود وام‌گیرندگان را تقلیل و انگیزه‌های ریسکی

1. Lindgren, C.J., et al.

2. Rationing

را افزایش می‌دهد؛ مشابه آن‌هایی که با افزایش نرخ بهره اسمی همراه است (Mishkin, 1996).

دوی تونگ بیو و همکاران^۱ (۲۰۲۱) اثرات نامتقارن سیاست پولی و چرخه‌های تجاری بر روی ریسک‌پذیری بانک در بازارهای نوظهور آسیایی را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۱۲ بانک از ۱۳ کشور آسیای طی بازه ۲۰۰۹-۲۰۱۹ دریافتند که اثر سیاست پولی و نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی مشروط به ویژگی‌های خاص بانک است. در این مطالعه، مدل استفاده شده برای تخمین ضرایب مدل خطای استاندارد تصحیح شده توسط پانل (PCSE^۲) و شاخص ریسک‌پذیری نمره Z می‌باشد. تحقیقات آن‌ها بر ادواری بودن ریسک‌پذیری بانک تأکید دارد و اینکه بانک‌ها در دوران رونق اقتصادی باثبات و در دوران حوض^۳ اقتصادی پریسک‌تر هستند. علاوه بر آن، اثر بالا و پایین رفتن شرایط اقتصادی بر روی ویژگی‌های خاص بانک مانند اندازه، سرمایه و نقدینگی بستگی دارد. همچنین آن‌ها شواهدی فراهم آوردند که اندازه، سرمایه، کارایی و تنوع بانک نقش مهمی در کاهش اثر نامطلوب سیاست پولی انبساطی بر روی ریسک‌پذیری بانک دارد. میکو و پانیزا^۴ (۲۰۰۴) به موضوع وام‌دهی بانک‌ها در ادوار تجاری پرداختند. همچنین آن‌ها رفتار وام‌دهی بانک‌ها را در قالب رشد وام بانک‌ها در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه ارزیابی کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که رشد وام با شوک‌های اقتصادی (که از طریق رشد تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری می‌شود) مرتبط است، به‌طوری‌که یک درصد افزایش (کاهش) در تولید ناخالص داخلی، ۱/۴۶ درصد افزایش (کاهش) در وام‌دهی بانک‌ها به همراه خواهد داشت. آن‌ها همچنین نتیجه گرفتند که اعتبار ادواری در کشورهای صنعتی بیشتر از کشورهای در حال توسعه کاهش یافته است.

دهقان دهنوی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی، عوامل تعیین‌کننده ریسک‌پذیری بانک‌ها را در ایران با تأکید بر ساختار مالکیت بررسی کردند. نتایج نشان داد تمرکز مالکیت به‌طور معمول باعث افزایش ریسک اعتباری و کاهش ثبات بانک‌ها می‌شود. همچنین اندازه بانک و سودآوری بانک با ریسک‌پذیری بانک‌ها رابطه مستقیم و بهره‌وری با آن رابطه

1. Bui, D.T., et al.

2. Panel-Corrected Standard Error

3. Trough

4. Micco, A. & Panizza, U.

عکس دارد. در نهایت نسبت حقوق صاحبان سهام با ریسک اعتباری رابطه مثبت و با ریسک ورشکستگی رابطه منفی دارد.

رحمانی و همکاران (۱۳۹۵) در تحقیقی با استفاده از داده سالانه در بازه ۱۳۸۵-۱۳۹۴ به بررسی تأثیر سیاست پولی نرخ سود بر ریسک‌پذیری بانک‌ها پرداختند. آن‌ها شاخص ریسک‌پذیری بانک‌ها را نسبت مطالبات غیرجاری به تسهیلات اعطایی در نظر گرفتند و نتایج تحقیق نشان داد که افزایش ریسک‌پذیری سیستم بانکی در اثر کاهش نرخ سود می‌باشد. همچنین ثبات مالی بانک‌های کشور با اثرات سیاست پولی بر ریسک‌پذیری بانک‌ها در ارتباط است؛ بدین صورت که بانک‌های باثبات بیشتر، بهتر می‌توانند ریسک ناشی از تغییرات نرخ سود را کنترل کنند. از طرف دیگر، اثر نرخ سود در بانک‌های دولتی بزرگتر از بانک‌های خصوصی است (از حیث مالکیت)، چراکه تأثیرات سیاست پولی بر ریسک‌پذیری بانک‌ها براساس نوع مالکیت بیشتر است.

اسلام‌لوپیان و همکاران (۱۳۹۷) در تحقیقی و با استفاده از داده‌های فصلی در بازه زمانی ۱۳۸۰-۱۳۹۵، وجود مجرای ریسک‌پذیری در نظام بانکی ایران را مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که مجرای ریسک‌پذیری در صنعت بانکی ایران وجود دارد و به دلیل همین مجرای سیاست پولی و ریسک‌پذیری، ما شاهد تسهیلات غیرجاری بالا و کاهش مولدزایی تسهیلات بانکی در ایران هستیم.

شاهچرا (۱۴۰۰) در مطالعه خود با استفاده از داده‌های پویای نظام بانکی بین سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۸ به اثرات همزمان تغییر ریسک و تغییر اهرم بانکی پرداخت. مطابق با نتایج به‌دست آمده ارتباط مستقیم و معناداری بین ریسک‌پذیری بانک‌ها ناشی از مخاطره اخلاقی و سطح اهرم بانکی وجود دارد به‌طوری‌که میزان بیشتر اهرم بانکی در شرایط ریسکی وجود دارد و می‌توان با برقراری الزامات مقرراتی نهاد ناظر و استانداردهای کمیته بازل رفتار ریسک‌پذیری بانک را کنترل کرد.

۳. بحث و تفسیر نتایج

براساس پژوهش‌های متعدد که در بخش قبلی نیز به آن پرداخته شد، رابطه بین ریسک‌پذیری و سیاست پولی منفی است. از طرف دیگر، درخصوص رابطه بین ریسک‌پذیری و سرمایه نمی‌توان با اطمینان نظر داد به‌طوری‌که در برخی تحقیقات این رابطه اثر مثبت دارد و در

برخی دیگر نیز این اثر منفی است. این شرایط نیز در رابطه با ریسک‌پذیری و متغیرهای اقتصاد کلان نیز وجود دارد که در جدول ۱ به آن اشاره شده است.

جدول ۱. رابطه بین سرمایه و متغیر اقتصاد کلان با ریسک‌پذیری.

سرمایه	اقتصاد کلان
دهقان دهنوی و همکاران (۱۳۹۶)، سلگی و طالبی (۱۳۹۶)، شیرکوند (۱۳۹۶)	مهرآرا و صحتی (۱۳۹۰)، صامتی و حقیقی (۱۳۹۲)، دنیلسون و همکاران (۲۰۱۸)، دی تونگ بیو و همکاران (۲۰۲۱)، دوی تونگ بو و همکاران (۲۰۲۳)
طالبلو (۱۳۹۰)، اسدی و همکاران (۱۳۹۹)، ناصرزاده و همکاران (۱۴۰۱)، شاکری (۱۳۹۶)	بارا و روجیرو (۲۰۲۱)، تونگورایا، ویتسونتی (۲۰۲۰)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴. روش پژوهش

براساس پژوهش لی و همکاران^۱ (۲۰۲۲) بانک‌ها و مؤسسات مالی سبد تخصیصی خود را براساس ریسک‌پذیری در پاسخ به نوسانات کلان اقتصادی و عوامل درونی بانک تنظیم می‌کنند. همچنین طبق مدل‌های پژوهش جیانگ و یوان^۲ (۲۰۲۰)، پوزو^۳ (۲۰۲۳)، وانگ و ژوانگ^۴ (۲۰۲۲) و اطهری و ایرانی^۵ (۲۰۲۲) ریسک‌پذیری بانک متأثر از شرایط بیرونی از جمله متغیرهای کلان اقتصادی و نیز عوامل درونی بانک برآورد می‌شود. لذا پژوهش حاضر با مطالعه این تحقیقات و همچنین با توجه به سازوکار ریسک‌پذیری سیاست پولی که توسط بوریو و زو (۲۰۱۲) مطرح شده و یافته تای ایلوکا و همکاران (۲۰۲۲) که درخصوص نقش الزامات سرمایه در ریسک‌پذیری بانک تأکید دارد و به دلیل اینکه رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم به‌عنوان متغیرهای کلان اقتصادی که بر عملکرد بانک اثر می‌گذارد، از چهار

1. Lee, P.L., et al.
2. Jiang, H. & Yuan, C.
3. Pozo, J.
4. Wang, C. & Zhuang, L.
5. Athari, S.A. & Irani, F.

متغیر نرخ بهره بین بانکی، نسبت کفایت سرمایه، رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم به عنوان نمایندگان سیاست پولی، الزامات مقرراتی و اقتصاد کلان استفاده شده است.

مدل‌های این پژوهش به صورت زیر است:

$$RWA_{i,t} = \alpha + \beta_0 RWA_{i,t-1} + \beta_1 Overnight_rate_t + \beta_2 CAR_{i,t} + \quad (1)$$

$$\beta_3 GDP_Growth_t + \beta_4 Inflation_t + \beta_5 size_{i,t} + \beta_6 leverage_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$NPL_{i,t} = \alpha + \beta_0 NPL_{i,t-1} + \beta_1 Overnight_rate_t + \beta_2 CAR_{i,t} + \quad (2)$$

$$\beta_3 GDP_Growth_t + \beta_4 Inflation_t + \beta_5 size_{i,t} + \beta_6 leverage_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

در این قسمت تلاش شده است تا با استفاده از داده‌های سالانه صورت‌های مالی بانک‌ها^۱

در سامانه کدال و همچنین داده‌های مرکز آمار طی سال ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲، عوامل مؤثر بر ریسک‌پذیری بانک‌ها بررسی و با بکارگیری تحقیقات نظری و تجربی گفته شده یک مدل برای شناسایی عوامل مؤثر بر ریسک‌پذیری بانک‌ها طراحی و با استفاده از داده‌های تابلویی تحلیل و برآورد صورت گیرد. در این پژوهش سعی شده است تا عوامل مؤثر کلان که بر ریسک‌پذیری بانک‌ها اثر دارد، بکار گرفته شود.

متغیر وابسته مدل ریسک‌پذیری بانک‌ها است. از دارایی‌های موزون به ریسک و مطالبات غیر جاری به عنوان نمایندگان آن استفاده شده است. RWA_{it} نشان‌دهنده سطح ریسک‌پذیری بانک i در دوره t که از نسبت دارایی‌های موزون به ریسک به کل دارایی‌ها به دست می‌آید. همچنین NPL_{it} ^۲ نشان‌دهنده سطح ریسک‌پذیری بانک i در دوره t است که از نسبت مطالبات غیر جاری به مانده تسهیلات محاسبه می‌شود. از آنجاکه رفتار ریسک‌پذیری بانک می‌تواند در جنبه‌های ریسک بازار و ریسک نقدینگی منعکس شود اما بزرگترین ریسک بانک، ریسک اعتباری می‌باشد و بخش اصلی دارایی‌های موزون به ریسک را به خود اختصاص می‌دهد. لذا این نسبت به عنوان شاخصی نزدیک برای ریسک‌پذیری بانک انتخاب شده است.

اولین گروه از متغیر مستقل سیاست پولی از نرخ بهره بین بانکی یعنی $Overnight_rate_t$ در زمان t است. دومین گروه از متغیر مستقل الزامات مقرراتی که از نسبت کفایت سرمایه

۱. بانک‌های مورد مطالعه عبارتند از: اقتصاد نوین، ایران زمین، پارسیان، پاسارگاد، پست بانک، تجارت، دی، قرض‌الحسنه رسالت، سامان، سرمایه، سینا، صادرات، کارآفرین، گردشگری، ملت، مؤسسه مالی و اعتباری ملل.

۲. شایان به ذکر است که نسبت مطالبات غیر جاری مستقیماً نشان‌دهنده رفتار ریسک‌پذیری بانک نمی‌باشد بلکه نتیجه این عمل است و درواقع به عنوان نماینده ریسک‌پذیری بانک انتخاب شده است.

(CAR^۱) یعنی CAR_{it} بانک i در زمان t حاصل می‌شود و سومین گروه از متغیر مستقل، شاخص کلان اقتصادی که از رشد تولید ناخالص داخلی یعنی GDP_Growth_t در زمان t و نرخ تورم یعنی Inflation_t در زمان t استفاده شده است. دیگر متغیرهای مستقل شامل ویژگی‌های خاص بانک می‌باشد که ما در این پژوهش دو ویژگی را مدنظر قرار می‌دهیم. اندازه بانک که با لگاریتم دارایی‌های بانک محاسبه می‌شود یعنی Size_{it} بانک i در زمان t و نسبت اهرمی بانک که با نسبت بدهی به حقوق مالکانه^۲ برابر است. یعنی Leverage_{it} بانک i در زمان t استفاده شده است. در ادامه به توضیح دو متغیر وابسته مدل می‌پردازیم.

دارایی‌های موزون به ریسک: دارایی‌های موزون ریسک برای تعیین حداقل سرمایه‌ای که یک بانک باید در رابطه با ریسک فعالیت‌های تسهیلاتی و سایر دارایی‌های خود داشته باشد، استفاده می‌شود. این امر به منظور کاهش ریسک ورشکستگی و حمایت از سپرده‌گذاران انجام می‌شود. هر چه یک بانک ریسک بیشتری داشته باشد، به سرمایه بیشتری نیاز دارد. سرمایه مورد نیاز براساس ارزیابی ریسک برای هر نوع دارایی بانک است.

مطالبات غیر جاری: آن دسته از مطالبات که در طبقه مطالبات سررسید شده، معوق و مشکوک‌الوصول قرار می‌گیرد که از نسبت آن به مانده تسهیلات به‌دست می‌آید.

جدول ۲. متغیرهای مورد استفاده در مدل پژوهش.

متغیرهای بانکی و کلان	نماد
ریسک‌پذیری	RWA-NPL
نرخ بهره بین بانکی	Overnight_rate
نسبت کفایت سرمایه	CAR
نرخ رشد تولید ناخالص داخلی	GDP_Growth
نرخ تورم	Inflation
اندازه بانک	Size
نسبت اهرمی بانک	leverage

مأخذ: یافته‌های پژوهش

-
1. Capital Adequacy Ratio
 2. Debt to Capital (D/C)

در پژوهش حاضر برای تخمین ضرایب از روش گشتاور تعمیم یافته (GMM)^۱ استفاده شده است. برای رفع همبستگی متغیر وابسته وقفه دار و جزء اخلاص، وقفه متغیرهای توضیحی به عنوان ابزار در تخمین زن GMM به کار می رود. علاوه بر این، با توجه به اینکه سازگاری تخمین زننده GMM به معتبر بودن ابزارهای مورد استفاده بستگی دارد، بنابراین برای آزمون این موضوع از آماره سارگان^۲ که اعتبار کل ابزارهای مورد استفاده را می سنجد و آزمون آرلانو و باند^۳ (۱۹۹۱) به کار می بریم. در این آزمون عدم همبستگی ابزارها به جزء اخلاص در فرضیه صفر حاکی می شود (مهرآرا و رضایی، ۱۳۸۹).

۵. تجزیه و تحلیل داده ها

به طور طبیعی پیش از انجام تخمین ها در پژوهش های اقتصادسنجی، آماره توصیفی ارائه می شود. جدول آماره های توصیفی مربوط به متغیرها به صورت جدول ۳ است.

جدول ۳. آمار توصیفی متغیرهای مدل پژوهش

نماد متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	میان	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
RWA	۲۰۸	۰/۸۵	۰/۸۰	۰/۳۴	۳/۰۹	۰/۲۵
NPL	۲۰۸	۰/۱۴	۰/۰۸	۰/۰۰۳	۰/۸۸	۰/۱۶
Overnight	۱۳	۲۰/۰۹	۱۹/۷۲	۰/۱۷	۰/۲۷	۰/۰۲
CAR	۲۰۸	۰/۰۰	۰/۰۵	-۳۵۲/۰	۷۵/۹۵	۴۷/۱۵
GDP_Growth	۱۳	۰/۰۲	۰/۰۳	-۰/۰۶	۰/۱۴	۰/۰۵
Inflation	۱۳	۰/۲۶	۰/۲۸	۰/۰۶	۰/۴۵	۰/۱۲
Size	۲۰۸	۱۹/۷۷	۱۹/۸۰	۱۳/۱۳	۲۳/۵۴	۱/۶۰
Leverage	۲۰۸	۲۳/۲۸	۱۳/۷۹	-۷۲۳/۰۳	۱۲۹۳/۷۴	۱۱۴/۳۰

مأخذ: یافته های پژوهش

در ادامه به منظور جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب مانایی متغیرهای پژوهش براساس آزمون ریشه واحد لوین-لین - چو^۴ انجام می دهیم. نتایج در جدول ۴ ارائه شده است.

-
1. Generalized Method of Moments
 2. Sargan
 3. Arellano, M. & Bond, S.
 4. Levin-Lin-Chu Unit Root Test

جدول ۴. بررسی مانایی متغیرها.

نماد متغیر	LLC آزمون ریشه واحد	سطح متغیر	وضعیت
RWA	-۵/۳۸ (۰/۰۰۰)	مانا در یک درصد	با عرض از مبدأ
NPL	-۵/۲۶ (۰/۰۰۰)	مانا در یک درصد	با عرض از مبدأ
Overnight	-۲/۴۷ (۰/۰۰۶)	مانا در یک درصد	با عرض از مبدأ
CAR	-۳/۱۵ (۰/۰۰۸)	مانا در یک درصد	با عرض از مبدأ
GDP_Growth	-۱۲/۲۹ (۰/۰۰۰)	مانا در یک درصد	با عرض از مبدأ
Inflation	-۲/۴۹ (۰/۰۰۰)	مانا در یک درصد	با عرض از مبدأ و روند
Size	-۲/۷۸ (۰/۰۰۲)	مانا در یک درصد	با عرض از مبدأ و روند
Leverage	-۳/۵۳ (۰/۰۰۲)	مانا در یک درصد	با عرض از مبدأ

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تخمین مدل

از آنجا که مزیت روش GMM در رفع مشکل همبستگی، واریانس ناهمسانی، حل مسئله درون‌زایی و یا کاهش هم‌خطی است، پژوهش حاضر به منظور حصول به یک مدل کارا و بهینه از روش GMM استفاده کرده که نتایج زیر بدست آمد.

با توجه به نتایج به دست آمده از جدول ۳ مشاهده می‌شود که در هر دو مدل مورد استفاده با توجه به آزمون سارگان که فرض صفر که حاکی از اعتبار متغیرهای ابزاری مدل است، تأیید می‌شود. همچنین عدم تأیید فرضیه صفر آماره مربوط به $AR(1)$ هر دو مدل و تأیید فرضیه صفر آماره $AR(2)$ که بیانگر عدم وجود خودهمبستگی از مرتبه دوم است. تفسیر نتایج به شرح زیر است:

جدول ۵. نتایج تخمین مدل با استفاده از GMM

نام متغیر	نماد متغیر	مدل ۱	مدل ۲
وقفه متغیر وابسته	RWA	***۰/۰۷	—
وقفه متغیر وابسته	NPL	—	***۰/۵۷
نرخ بهره بین بانکی	Overnight	***۱/۴۸	***۰/۳۳
نسبت کفایت سرمایه	CAR	***۰/۴۸	***۰/۱۶
رشد تولید ناخالص داخلی	GDP_Growth	***۰/۲۵	***۰/۰۷
نرخ تورم	Inflation	***۰/۳۵	***۰/۰۲
اندازه	Size	—۰/۰۳	***۰/۱۳
نسبت اهرمی	Leverage	***۰/۰۰۰	***۰/۰۰۰
آزمون سارگان	Sargan	۰/۹۹	۰/۹۹
خودهمبستگی مرتبه اول	AR(1)	***۱/۵۰	***۰/۱۳
خودهمبستگی مرتبه دوم	AR(2)	—۱/۳۱	—۰/۰۶

***، **، * به ترتیب بیانگر معنی داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۶. آزمون آرلاندو باند برای مدل (۱)

مرتب	آماره m	rho	SE(rho)	احتمال
AR(1)	—۱/۵۰	—۸/۴۲	۴/۶۲	۰/۰۲
AR(2)	—۱/۳۱	—۲/۰۱	۱/۱۴	۰/۳۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷. آزمون آرلاندو باند برای مدل (۲)

مرتب	آماره m	rho	SE(rho)	احتمال
AR(1)	۰/۲۱	۰/۰۹	۰/۴۶	۰/۰۳
AR(2)	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۲۶	۰/۳۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که رابطه منفی معناداری بین نرخ بهره بین بانکی و ریسک‌پذیری بانک (دارایی‌های موزون به ریسک و مطالبات غیرجاری) وجود دارد که با بسیاری از تحقیقات انجام شده سازگار است. به‌طور کلی، یک واحد درصد کاهش در نرخ بهره بین بانکی، ریسک‌پذیری بانک (دارایی‌های موزون و مطالبات غیرجاری) را ۱/۴۸ و ۰/۳۳ واحد به ترتیب افزایش می‌دهد که مطابق با تئوری مطرح شده در بخش نخست است.

به‌طوری که کاهش در نرخ بهره، مدیران بانک را به رفتار تهاجمی و تحمل ریسک بیشتر تشویق می‌کند.

همچنین رابطه بین نسبت کفایت سرمایه و ریسک‌پذیری مثبت است. در مدل (۱) به ازای یک واحد افزایش در نسبت کفایت سرمایه، ریسک‌پذیری بانک (دارایی‌های موزون به ریسک) $0/48$ واحد و در مدل (۲) (مطالبات غیرجاری) $0/16$ واحد افزایش می‌یابد. دلیل رابطه مثبت بین این دو متغیر آن است که اگر این نسبت افزایش یابد به دلیل هزینه بالا، آنکه بیشتر توسط سهامداران تأمین می‌شود، بازدهی بالاتری را از مدیران طلب می‌کند که منجر به افزایش ریسک‌پذیری بانک می‌شود. از سوی دیگر، از آنجا که نسبت کفایت سرمایه بالا، توانایی جذب زیان‌های احتمالی را افزایش می‌دهد و انعطاف‌پذیری بالایی برای انتخاب سرمایه‌گذاری در اختیار بانک قرار می‌دهد، تمایل به ریسک‌پذیری را در بانک افزایش می‌دهد.

در مورد اثر رشد تولید ناخالص داخلی، در هر دو مدل رابطه مستقیم و معنادار تأیید می‌شود به‌طوری که با افزایش یک واحد درصد در رشد تولید ناخالص داخلی، دارایی‌های موزون به ریسک بانک در مدل (۱)، $0/25$ واحد درصد افزایش می‌یابد. این اثر در مدل (۲)، $0/07$ می‌باشد.

اثر منفی نرخ تورم در هر مدل نشان می‌دهد که به ازای یک واحد درصد افزایش در نرخ تورم، ریسک‌پذیری بانک (دارایی‌های موزون و مطالبات غیرجاری) $0/35$ و $0/02$ واحد درصد کاهش می‌یابد که نشان می‌دهد در شرایط نااطمینانی اقتصادی، بانک‌ها تمایل به کاهش ریسک‌پذیری خود دارند.

در نهایت متغیرهای خاص بانک، اندازه و نسبت اهرمی بانک تأثیر اندکی بر ریسک‌پذیری بانک دارند. رابطه بین اندازه بانک و ریسک‌پذیری در هر دو مدل معکوس می‌باشد، در مدل (۱) معنادار نیست و در مدل (۲) معنادار است. به‌طوری که با کاهش یک واحدی در اندازه بانک، ریسک‌پذیری بانک (دارایی‌های موزون و مطالبات غیرجاری) به ترتیب $0/03$ و $0/13$ واحد افزایش می‌یابد. نکته قابل توجه، تأثیر صفر نسبت اهرمی بانک با ریسک‌پذیری است که در سطح اطمینان ۹۹ درصد در هر دو مدل تأیید می‌شود.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهاد

نقش سیستم مالی در اقتصاد و توسعه و سلامت آن، زمینه‌ساز تقویت و رشد اقتصادی است؛ نظارت و اصلاح این سیستم موجب ثبات، پاسخگویی به نیازها و تقویت بخش حقیقی اقتصاد می‌شود. بنابراین پژوهش حاضر به بررسی عوامل سیاست پولی، الزامات مقرراتی و اقتصاد کلان بر روی ریسک‌پذیری بانک‌های ایران طی بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۴۰۲ پرداخت. برای شاخص ریسک‌پذیری از دو متغیر دارایی‌های موزون به ریسک و مطالبات غیرجاری استفاده شد. همچنین برای متغیرهای سیاست پولی، الزامات مقرراتی و اقتصاد کلان از نرخ بهره بین‌بانکی، نسبت کفایت سرمایه و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم به ترتیب مورد بهره‌برداری قرار گرفت. از دو متغیر اندازه و نسبت اهرمی بانک نیز به‌عنوان ویژگی‌های خاص بانک استفاده شد.

نتایج تخمین مدل GMM برای ۱۶ بانک کشور نشان داد که سیاست پولی انبساطی از طریق نرخ بهره، اثر منفی بر روی ریسک‌پذیری بانک دارد. همان‌طور که بررسی شد سیاست پولی انبساطی از طریق نرخ بهره از یک سو موجب کاهش درآمد واقعی بانک و از سوی دیگر منجر به افزایش تقاضا برای اعتبار می‌شود. بدین ترتیب بانک تمایل دارد به دلیل کاهش درآمد، دارایی‌های ریسکی خود را افزایش دهد و از طرف دیگر، با توجه به اینکه طرح‌هایی که توجیه اقتصادی لازم را ندارند، تسهیلات دریافت می‌کنند پس احتمال وقوع عدم بازگشت تسهیلات افزایش می‌یابد. به نظر می‌رسد که کاهش نرخ بهره در اثر سیاست پولی انبساطی همراه با تسهیلات تکلیفی به بانک‌ها، منابع ارزان قیمت را در دسترس قرار می‌دهد اما به دلیل این طرح‌های دستوری شاهد کاهش استانداردهای بهداشت اعتباری هستیم که ریسک‌پذیری بانک را افزایش می‌دهد.

بین متغیر ریسک‌پذیری و نسبت کفایت سرمایه رابطه مثبتی وجود دارد چون با افزایش سرمایه از طرف سهامداران، بازدهی مورد انتظار آتی آن‌ها افزایش می‌یابد. علاوه بر آن، نسبت کفایت سرمایه بالا، هزینه‌های اضافی را به بانک متحمل می‌شود و به دنبال جبران آن، بانک ریسک زیادی را می‌پذیرد تا به بازدهی مورد انتظار دست یابد. از سوی دیگر، از آنجا که نسبت کفایت سرمایه بالا، توانایی جذب زیان‌های احتمالی را افزایش می‌دهد و

انعطاف‌پذیری بالایی در اختیار بانک برای انتخاب سرمایه‌گذاری قرار می‌دهد تمایل به ریسک‌پذیری را در بانک افزایش می‌دهد.

درخصوص متغیر رشد تولید ناخالص داخلی (متغیر اقتصاد کلان)، در هر دو مدل اثر مثبت بر روی ریسک‌پذیری بانک دارد. به نظر می‌رسد دلیل رابطه مثبت بین ریسک‌پذیری بانک (دارایی‌های موزون به ریسک) و رشد تولید ناخالص داخلی (متغیر کلان اقتصادی) این باشد که در شرایط رونق اقتصادی بانک‌ها تمایل به ریسک‌پذیری بیشتری دارند و در دوران رکود اقتصادی، به تبع ریسک‌پذیری خود را کاهش می‌دهند. پس انتظار داریم که رابطه بین ریسک‌پذیری و رشد تولید ناخالص داخلی (متغیر اقتصاد کلان) مثبت باشد اما نسبت مطالبات غیرجاری چون انباشت مطالبات غیرجاری قبلی بانک‌ها می‌باشد. یک تأثیر دیگر وجود دارد که در شرایط رونق اقتصادی و بهبود وضعیت کسب و کارها این متغیر کاهش پیدا می‌کند و این اثر ممکن است آنقدر قوی باشد که در کوتاه‌مدت افزایش ریسک‌پذیری بانک را نشان ندهد. با این وجود، اثر متغیر رشد تولید ناخالص داخلی بر روی مطالبات غیرجاری تقریباً ناچیز (۰/۰۷) است.

بین متغیر نرخ تورم و ریسک‌پذیری رابطه منفی وجود دارد. به نظر می‌رسد که بانک‌ها در شرایط نااطمینانی اقتصادی که یکی از نشانه‌های آن افزایش نرخ تورم است، تمایل دارند که ریسک‌پذیری خود را کاهش دهند و در شرایط رونق اقتصادی، ریسک‌پذیری خود را افزایش دهند. همان‌طور که در رابطه بین ریسک‌پذیری و رشد تولید ناخالص داخلی شاهد بودیم، اندازه و نسبت اهرمی بانک تأثیر اندکی بر ریسک‌پذیری بانک دارند.

یکی از دلایل بی‌ثباتی سیستم بانکی، مربوط به انگیزه بانک‌ها برای سرمایه‌گذاری در دارایی‌های پرریسک و افزایش میزان ریسک سبد دارایی ترازنامه آن‌هاست. از آنجا که بانک‌ها دارای حمایت دولت در زمان بحران هستند، تمام هزینه ورشکستگی را متحمل نمی‌شوند بنابراین، انگیزه زیادی برای ریسک‌پذیری دارند که از دیدگاه سپرده‌گذاران، مناسب نیست. همچنین ورشکستگی یک بانک علاوه بر متأثر ساختن بانک مذکور، سبب آسیب دیدن سپرده‌گذاران، بنگاه‌ها و بانک‌های دیگر می‌شود. به‌طور معمول انتظار می‌رود که هزینه اجتماعی شکست بانکی از زیان مستقیم صاحبان بانک بیشتر باشد. بنابراین پیشنهاد می‌شود که نهاد ناظر، مقرراتی اعمال نماید که ریسک‌پذیری بیش از حد بانک‌ها را محدود کند. همچنین با توجه به نتایج پژوهش حاضر که وجود کانال ریسک‌پذیری بانک‌ها را تأیید

می‌کند، نهادهای تصمیم‌گیر و تصمیم‌ساز و در رأس آنها بانک مرکزی به عنوان متولی و طراح و اجرای سیاست‌های پولی در کشور، باید کانال ریسک‌پذیری بانک را مدنظر قرار دهد. به عبارت دیگر، برای استخراج سیاست پولی بهینه این کانال مدنظر قرار گیرد و پژوهش‌هایی که برای تعیین سیاست پولی بهینه انجام می‌شود و اثرات این کانال را در نظر نگرفته است، باید با دید تردید نگاه کرد.

تعارض منافع

وجود ندارد.

ORCID

Mohammad Ali Dehghan Dehnavi		https://orcid.org/0000-0003-3708-3201
Meysam Amiri		https://orcid.org/0000-0003-0821-7266
Amin Khorshidsavar		https://orcid.org/0009-0008-1373-8668

منابع

- اسلام‌لو، کریم، یزدان‌پناه، حمیده و خلیل‌نژاد، زهرا. (۱۳۹۷). بررسی وجود کانال ریسک‌پذیری سیاست پولی در نظام بانکی ایران. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۹(۳۱)، ۷-۴۰.
doi:10.29252/jemr.8.31.7
- اسدی، زهره، یآوری، کاظم و حیدری، حسن. (۱۳۹۹). بررسی اثرات ریسک نقدینگی و اعتباری بر ثبات بانکی ایران با استفاده از شاخص Z-score. *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۲(۲۳)، ۱-۳۱.
doi:10.22034/EPJ.2020.10430.1832
- دهقان دهنوی، محمدعلی، محرم اوغلی، اویس و بائی، محیا. (۱۳۹۶). عوامل تعیین‌کننده ریسک‌پذیری بانک‌ها در ایران با تأکید بر ساختار مالکیت. *نشریه تحقیقات مالی*، ۱۹(۱)، ۸۰-۶۱.
doi:10.22059/JFR.2017.206195.1006192
- رحمانی، تیمور، احمدیان، اعظم و کیانوند، مهران. (۱۳۹۵). تحلیلی بر رابطه سیاست پولی و ریسک‌پذیری شبکه بانکی ایران. *نشریه پژوهش‌های پولی بانکی*، ۹(۲۹)، ۴۰۵-۴۲۵.
- سلگی، محمد و طالبی، محمد. (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین ریسک و کفایت سرمایه: شواهدی از بانک‌های ایرانی. *فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۹(۳۰)، ۵۱۳-۵۴۳.
doi:10.1001.1.26453355.1395.9.30.5.0.543

شاگری، گیتی. (۱۳۹۶). تأثیر درجه رقابت در سیستم بانکی و الزامات سرمایه‌ای بر میزان ریسک‌پذیری بانک‌های ایران. رساله دکتری. گروه اقتصاد پولی. دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

شاهچرا، مهشید. (۱۴۰۰). شواهد نظری و تجربی کژمنشی در نظام بانکی ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۶ (۸۷)، ۱۱۲-۱۳۳.

<https://doi.org/10.22054/ijer.2020.53953.891>

شیرکوند، ریحانه. (۱۳۹۶). اثر مؤلفه‌های کسب و کار بر ریسک‌پذیری و پایداری بانک‌ها. پایان‌نامه.

دانشکده مدیریت و حسابداری. دانشگاه علامه طباطبائی

صامتی، مجید و کارنامه حقیقی، حسن. (۱۳۹۲). اثر بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر رفتار تسهیلات‌دهی بانک‌های تجاری (مطالعه موردی: ایران، ۱۳۸۸-۱۳۵۳). فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، ۱۳ (۴۸)، ۱۴۵-۱۲۱.

طالبلو، رضا. (۱۳۹۰). اثر مقررات تنظیمی و رقابت بانکی بر ریسک‌پذیری بانکها: مورد بانک‌های ایران. رساله دکتری. گروه اقتصاد. دانشکده اقتصاد. دانشگاه علامه طباطبائی.

مهرآرا، محسن و رضایی، عباسعلی. (۱۳۸۹). کیفیت نهادها و آثار آزادسازی تجاری در کشورهای در حال توسعه منتخب. پژوهشنامه بازرگانی، ۱۴ (۵۶)، ۱-۳۲.

doi:20.1001.1.17350794.1389.14.56.1.4

مهرآرا، محسن و صحتی، الهام. (۱۳۹۰). بررسی نااطمینانی شاخص‌های اقتصاد کلان بر عملکرد اعتباری بانک‌ها (مورد مطالعه: ایران). فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، ۱۱ (۴۳)، ۱-۲۱.

ناصرزاده، سمیه، ابوالحسنی، اصغر، شایگانی، بیتا و متقی، سمیرا. (۱۴۰۱). تأثیر شاخص کفایت سرمایه بر میزان کارایی و ریسک‌پذیری. نشریه مطالعات مدیریت راهبردی، ۱۳ (۵۲)، ۳۲۷-

doi:10.22034/SMSJ.2022.163798.۳۰۷

References

- Adrian, T. & Shin, H.S. (2010). *Financial intermediaries and monetary economics*. In Handbook of Monetary Economics, 3, 601-650
- Acosta-Smith, Jonathan, Grill, Michael, Lang, Jan H. (2020). The leverage ratio, risk-taking and bank stability. J. Financ. Stab. doi:10.1016/j.jfs.2020.100833.
- Agur, I., & Demertzis, M. (2010). Monetary Policy and Excessive Bank Risk Taking. SSRN Electronic Journal. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1950167>
- Aiyar, S. (2012). From financial crisis to great recession: the role of globalized banks. *American Economic Review*, 102(3), 225-230. <https://doi.org/10.1257/aer.102.3.225>

- Altunbas, Y., Gambacorta, L. & Marques-Ibanez, D. (2012). Do bank characteristics influence the effect of monetary policy on bank risk? *Economics Letters*, 117(1), 220–222. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.04.106>
- Angeloni, I. & Faia, E. (2013). Capital regulation and monetary policy with fragile banks. *Journal of Monetary Economics*, 60(3), 311–324. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2013.01.003>
- Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment. *Rev. Econ. Stud*, 58, 277–297.
- Asadi, Z. , Yavari, K. and Heydari, H. (2020). The study of the effects of liquidity and credit risk on bank stability in Iran using the Z-score index. *The Journal of Economic Policy*, 12(23), 1-31. doi: 10.22034/epj.2020.10430.1832 [In Persian]
- Athari, S.A. & Irani, F. (2022). Does the country’s political and economic risks trigger risk-taking behavior in the banking sector: a new insight from regional study. *Journal of Economic Structures*, 11(1), 32. <https://doi.org/10.1186/s40008-022-00294-4>
- Barra, C. & Ruggiero, N. (2021). Do microeconomic and macroeconomic factors influence Italian bank credit risk in different local markets? Evidence from cooperative and non-cooperative banks. *Journal of Economics and Business*, 114, 105976. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2020.105976>.
- Beltratti, A. & Stulz, R.M. (2009). Why did some banks perform better during the credit crisis? a cross-country study of the impact of governance and regulation. *SSRN Electronic Journal*. NBER Working Papers 15180, National Bureau of Economic Research, Inc. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1433502>
- Beltratti, A. & Stulz, R.M. (2009). Why did some banks perform better during the credit crisis? a cross-country study of the impact of governance and regulation. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1433502>
- Besanko, D. & G. Kanatas (1996). The regulation of bank capital: Do capital standards promote bank safety? *Journal of Financial Intermediation*, 5, 160–183.
- Bonfim, D. & Soares, C. (2018). The risk-taking channel of monetary policy: exploring all avenues. *Journal of Money, Credit and Banking*, 50(7), 1507–1541. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12500>
- Borio, C. & Zhu, H. (2012). Capital regulation, risk-taking and monetary policy: A missing link in the transmission mechanism? *Journal of Financial Stability*, 8(4), 236–251. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2011.12.003>
- Boyd, J.H., Levine, R. & Smith, B.D. (2001). The impact of inflation on financial sector performance. *Journal of Monetary Economics*, 47(2), 221–248. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(01\)00049-6](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(01)00049-6)
- Buch, C.M. & DeLong, G. (2008). Do weak supervisory systems encourage bank risk-taking? *Journal of Financial Stability*, 4(1), 23–39. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2007.12.002>

- Bui, D.T., Nguyen, C.P. & Su, T.D. (2021). Asymmetric impacts of monetary policy and business cycles on bank risk-taking: Evidence from Emerging Asian markets. *The Journal of Economic Asymmetries*, 24, e00221. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2021.e00221>
- Cole, R. A., & White, L. J. (2012). Déjà Vu All Over: The Causes of U.S. Commercial Bank Failures This Time Around. *Journal of Financial Services Research*, 42(1–2), 5–29. <https://doi.org/10.1007/s10693-011-0116-9>
- Danielsson, J., Valenzuela, M. & Zer, I. (2018). Learning from history: volatility and financial crises. *The Review of Financial Studies*, 31(7), 2774–2805. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhy049>.
- Dehghan Dehnavi, M.A., Moharram Oghli, O. & Baei, M. (2017). Determinants of banks' risk-taking in Iran with emphasis on ownership structure. *Financial Research Journal*, 19(1), 80-61. doi: 10.22059/jfr.2017.206195.1006192[In Persian]
- Delis, M.D. & Kouretas, G.P. (2011). Interest rates and bank risk-taking. *Journal of Banking & Finance*, 35(4), 840–855. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.09.032>
- Delis, M.D., Hasan, I. & Mylonidis, N. (2017). The risk-taking channel of monetary policy in the U.S.: evidence from corporate Loan data. *Journal of Money, Credit and Banking*, 49(1), 187–213. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12372>
- Dell’Ariccia, G., De Nicolo, G., Laeven, L. & Valencia, F. (2010). Monetary policy and bank risk-taking. *IMF Staff Position Notes*, 2010(09), 1. <https://doi.org/10.5089/978145253234.004>
- Dell’Ariccia, G., Laeven, L. & Suarez, G.A. (2017a). Bank leverage and monetary policy’s risk-taking channel: evidence from the United States. *The Journal of Finance*, 72(2), 613–654. <https://doi.org/10.1111/jofi.12467>
- Demirguc-Kunt, A., Detragiache, E. & Merrouche, O. (2013). Bank capital: lessons from the financial crisis. *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(6), 1147–1164. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12047>
- Derbali, A. (2011). determinants of banking profitability before and during the financial crisis of 2007: the case of Tunisian banks. *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business*, 3, 1256-1269.
- Diamond, D. & Raghuram R. (2001). Liquidity risk, liquidity creation, and financial fragility: A theory of banking. *Journal of Political Economy*, 109, 287-327. <https://doi.org/10.1086/319552>
- Eslamloueyan, K., Yazdanpanah, H. & Khalilnezhad, Z. (2018). The existence of a risk-taking channel of monetary policy transmission in Iran’s banking system. *Journal of Economic Modeling Research*, 9(31), 7-40 [In Persian]
- Festic, M., Kavkler, A. & Repina, S. (2011). The macroeconomic sources of systemic risk in the banking sectors of five new EU member states. *Journal of Banking and Finance*, 35, 310–322.
- Francis, W. B., & Osborne, M. (2012). Capital requirements and bank behavior in the UK: Are there lessons for international capital standards? *Journal of Banking & Finance*, 36(3), 803–816. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.09.011>

- Gaganis, C., Pasiouras, F., Doumpos, M. & Zopounidis, C. (2010). Modelling banking sector stability with multicriteria approaches. *Optimization Letters*, 4, 543-558. <https://ssrn.com/abstract=1531837>
- Gale, D. (2010). Capital regulation and risk sharing. *International Journal of Central Banking*, 6(4).
- Ghosh, S. (2014). Risk, capital and financial crisis: Evidence for GCC banks. *Borsa Istanbul Review*, 14(3), 145–157. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2014.06.003>
- Gorton, G. & Winton, A. (2017). Liquidity provision, bank capital, and the macroeconomy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 49(1), 5–37. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12367>
- Hamerle, A., Dartsch, A., Jobst, R. & Plank, K. (2011). Integrating macroeconomic risk factors in credit portfolio models. *The Journal of Risk Model Validation*, 5(2), 3–24. <https://doi.org/10.21314/JRMV.2011.070>
- Hellmann, T.F., Murdock, K.C., & Stiglitz, J.E. (2000). Liberalization, moral hazard in banking, and prudential regulation: are capital requirements enough? *American Economic Review*, 90(1), 147–165. <https://doi.org/10.1257/aer.90.1.147>
- Hogan, T.L. (2015). Capital and risk in commercial banking: A comparison of capital and risk-based capital ratios. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 57, 32–45. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2014.11.003>
- Illueca, M., Norden, L., Pacelli, J. & Udell, G.F. (2022). Countercyclical prudential buffers and bank risk-taking. *Journal of Financial Intermediation*, 51, 100961. <https://doi.org/10.1016/j.jfi.2022.100961>
- Ioannidou, V., Ongena, S. & Peydró, J.L. (2015). Monetary policy, risk-taking, and pricing: evidence from a quasi-natural experiment. *Review of Finance*, 19(1), 95–144. <https://doi.org/10.1093/rof/rfu035>
- Jiang, H. & Yuan, C. (2022). Monetary policy, capital regulation and bank risk-taking: Evidence from China. *Journal of Asian Economics*, 82, 101512. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2022.101512>
- Jiang, H., Zhang, J. & Sun, C. (2020). How does capital buffer affect bank risk-taking? New evidence from China using quantile regression. *China Economic Review*, 60, 101300. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2019.04.008>
- Jiménez, G., Ongena, S., Peydró, J.L. & Saurina, J. (2014a). Hazardous times for monetary policy: what do twenty-three million bank loans say about the effects of monetary policy on credit risk-taking? *Econometrica*, 82(2), 463–505. <https://doi.org/10.3982/ECTA10104>
- Jokipii, T. & Monnin, P. (2013). The impact of banking sector stability on the real economy. *Journal of International Money and Finance*, 32, 1–16. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2012.02.008>
- Kashyap, A.K., Kovrijnykh, N., Li, J. & Pavlova, A. (2021). The benchmark inclusion subsidy. *Journal of Financial Economics*, 142(2), 756–774. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2021.04.021>
- Kaufman, G.G. (1999). Financial problems and macroeconomic stability. *International Banking Crises: Large-Scale Failures, Massive Government Interventions*, 264.

- Koehn, M. & Santomero, A.M. (1980). Regulation of bank capital and portfolio risk. *Journal of Finance*, 35, 1235-1244.
- Laeven, L. & Levine, R. (2009). Bank governance, regulation and risk taking. *Journal of financial Economics*, 93(2), 259–275. <https://doi.org/10.1016/j.fineco.2008.09.003>.
- Lee, P.L., Lye, C.T. & Lee, C. (2022). Is bank risk appetite relevant to bank default in times of Covid-19? *Central Bank Review*, 22(3), 109–117. <https://doi.org/10.1016/j.cbrev.2022.08.003>
- Li, S. & Tian, G. (2020). Bank competition and bank risk-taking channel of monetary policy: Theoretical and empirical. *Analysis Management Word*, 04, 149–168.
- Lindgren, C.J., Saal, M.I. & Garcia, G.G. (1996). Bank soundness and macroeconomic policy. *International Monetary Fund*. <https://doi.org/10.5089/9781557755995.071>
- Linsmeier, T.J. (2011). Financial reporting and financial crises: The case for measuring financial instruments at fair value in the financial statements. *Accounting Horizons*, 25(2), 409–417. <https://doi.org/10.2308/acch-10024>
- Maddaloni, A., Scopel, S. & Peydró-Alcalde, J.L. (2008). Does monetary policy affect bank lending standards? Evidence from the Euro area bank lending survey. In presentado en la CEPR BIS ESI 2008 Conference on Monetary Policy.
- Marcucci, J. & Quagliarello, M. (2008). Is bank portfolio riskiness procyclical? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 18(1), 46–63. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2006.05.002>
- Martinez-Miera, D. & Suarez, J. (2012). A macroeconomic model of endogenous systemic risk taking. CEPR Discussion Paper No. DP9134, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2153575>.
- Mehran, H. & Thakor, A. (2011). Bank capital and value in the cross-section. *Review of Financial Studies*, 24(4), 1019–1067. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhq022>
- Mehrara, M. & Sehati, E. (2011). The impact of macroeconomic uncertainty on bank lending behavior (the case of Iran). *Economics Research*, 11(43), 1-21. [In Persian]
- Meyer, A.P. & Yeager, T.J. (2001). Are small rural banks vulnerable to local economic downturns? *Review*, 83(2). <https://doi.org/10.20955/r.83.25-38>
- Micco, A. & Panizza, U. (2004). Bank ownership and lending behavior, Inter-american development bank, Working Paper. 520.
- Miraskari, S.R. & Hosseini Nesaz, H. (2017). Analysing the effects of macroeconomic variables on bank's credit risk. *Monetary & Financial Economics*, 24(14), 175-199. doi:10.22067/pm.v24i13.53757 [In Persian]
- Mishkin, F. (1996). Understanding financial crises: a developing country perspective. NBER Working Papers 5600, National Bureau of Economic Research, Inc Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=775>. <https://doi.org/10.3386/w5600>

- Naceur, S.B. & Omran, M. (2011). The effects of bank regulations, competition, and financial reforms on banks' performance. *Emerging Markets Review*, 12(1), 1–20. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2010.08.002>
- Neuenkirch, M. & Nöckel, M. (2018). The risk-taking channel of monetary policy transmission in the Euro area. *Journal of Banking & Finance*, 93, 71–91. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2018.06.003>
- Nordal, K.B., Aronsen, P.A. & Turtveit, L. (2016). Banks' adaptation to regulation: a model-based analysis. Staff Memo (11). Norges Bank.
- Pozo, J. (2023). Bank risk-taking in emerging economies: Empirical evidence and theory. *Journal of Financial Stability*, 67, 101136. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2023.101136>
- Rahmani, T., Ahmadyan, A. & Kianvand, M. (2016). An estimation of the relationship between monetary policy and bank risk-taking in Iran. *Journal of Monetary & Banking Research*, 29(9). 405-425 [In Persian]
- Rajan, R.G. (2006). Has finance made the world riskier? *European Financial Management*, 12(4), 499–533. <https://doi.org/10.1111/j.1468-036X.2006.00330.x>
- Rochet, J.C. (1992). Capital requirements and the behaviour of commercial banks. *European Economic Review*, 36(5), 1137–1170. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(92\)90051-W](https://doi.org/10.1016/0014-2921(92)90051-W)
- Sameti, M. & Kamameh Haghighi, H. (2013). Macroeconomic instability and commercial bank lending (case study: Iran 1974-2009). *Economics Research*, 13(48), 121-145. [In Persian]
- Schinasi, G.J. (2003). Responsibility of central banks for stability in financial markets. *IMF Working Paper* WP/03/121.
- Shim, J. (2013). Bank capital buffer and portfolio risk: The influence of business cycle and revenue diversification. *Journal of Banking & Finance*, 37(3), 761–772. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2012.10.002>
- Shim, J. (2010). Capital-based regulation, portfolio risk and capital determination: Empirical evidence from the US property-liability insurers. *Journal of Banking & Finance*, 34(10), 2450–2461. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.04.003>
- Solgi, M. & Talebi, M. (2017). Risk and capital adequacy ratio: evidence from Iranian banks. *Journal of Monetary and Banking Research*. 9(30).513-543 [In Persian]
- Stewart, R., Chowdhury, M. & Arjoon, V. (2021). Bank stability and economic growth: trade-offs or opportunities? *Empirical Economics*, 61(2), 827–853. <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01886-4>
- Tan, Z. & Li, L. (2016). Risk and efficiency for Chinese commercial banks: From the perspective of monetary policy. *Journal of Financial Research (in Chinese Jin Rong Yan Jiu)*, 06, 112–126. CNKI:SUN:JRYJ.0.2016-06-008.
- Thiagarajan, S. (2011). Credit risk determinants of public and private sector banks in India. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 34, 147-153.

- Tongurai, J. & Vithessonthi, C. (2020). Bank regulations, bank competition and bank risk-taking: Evidence from Japan. *Journal of Multinational Financial Management*, 56, 100638. <https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2020.100638>
- Trethowan, J. & Scullion, G. (1997). Strategic responses to change in retail banking in the UK. *International Journal of Bank Marketing*, 15(2), 60-68. <https://doi.org/10.1108/02652329710160475>.
- Valencia, F. (2014). Monetary policy, bank leverage, and financial stability. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 47, 20–38. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2014.07.010>
- Van den Heuvel, S. J. (2008). The welfare cost of bank capital requirements. *Journal of Monetary Economics*, 55(2), 298–320. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2007.12.001>
- Wang, C. & Zhuang, L. (2022). Bank liquidity and the risk-taking channel of monetary policy: An empirical study of the banking system in China. *PLOS ONE*, 17(12), e0279506. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0279506>.
- Wong, J., Wong, T.C. & Leung, P. (2010). Predicting banking distress in the EMEAP economies. *Journal of Financial Stability*, 6(3), 169-179
- Zribi, N. & Boujelbegrave, Y. (2011). The factors influencing bank credit risk: The case of Tunisia. *Journal of Accounting and Taxation*, 3(4), 70-78. doi.org/10.5897/JAT11.006

استناد به این مقاله: دهقان دهنوی، محمدعلی، امیری، میثم و خورشیدسوار، امین. (۱۴۰۳). عوامل مؤثر بر ریسک‌پذیری بانک‌ها با تأکید بر سیاست پولی الزامات مقرراتی و اقتصاد کلان. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹ (۱۰۱)، ۸۳-۱۱۸.



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



Impact of Geopolitical Risk on Price Indices of Selected Industries in the Tehran Stock Exchange: An Approach Based on QQC and SVAR Models

Iman Dadashi 

Assistant Professor, Department of Accounting,
Faculty of Economics Sciences and Administrative,
University of Qom, Qom, Iran

Vahid Omidi * 

Assistant Professor, Department of Economics,
Faculty of Economics Sciences and Administrative,
University of Qom, Qom, Iran

Abstract

Considering the impact of global variables on stock market industries, the present study relied on the Quantile-on-Quantile Connectedness (QQC) and Structural Vector Autoregression (SVAR) to examine the impact of geopolitical risk fluctuations on the volatility of the petroleum products, chemical products, metal ores, and basic metals sectors in the Tehran Stock Exchange. The analysis focused on the period from January 1, 2020, to December 24, 2024. The results from the QQC model revealed that fluctuations in geopolitical risk exhibited the strongest correlation with the volatility of the petroleum products industry index at extreme deciles, indicating a significant impact. In other industries, the highest susceptibility to geopolitical risk fluctuations had occurred when their volatility was in the 9th and 10th deciles. In addition, the SVAR model results indicated that the immediate response of industry index volatility to geopolitical risk shocks was positive across all cases. Over 360 periods, this response converged to a positive value, reflecting the persistence of the shock. The cumulative response analysis further demonstrated an exponential increase in all industries, suggesting a rising trend in the effect of geopolitical risk over time. Specifically, after 360 periods, the volatility of the petroleum products industry index increased by 0.34, chemical products by 0.06, metal ores by 0.03, and basic metals by 0.06.

* Corresponding Author: V.omidi@qom.ac.ir

How to Cite: Dadashi, I. & Omidi, V. (2025). Impact of Geopolitical Risk on Price Indices of Selected Industries in the Tehran Stock Exchange: An Approach Based on QQC and SVAR Models. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(101), 119-159.

1. Introduction

Recently, the Tehran Stock Exchange (TSE) has been grappling with various risk factors, including the government budget, uncertainties in domestic and foreign policies, the Al-Aqsa Storm and Promise Fulfilled operations, interest rates, the exchange rate, and inflation. Notably, the TSE has not consistently mirrored the behavior of global markets across different periods. For instance, at the height of the COVID-19 pandemic, when most global stock markets experienced significant downturns, the TSE reached historic record highs. Conversely, at times when global markets were on the rise and commodity prices increased, the TSE entered a decline. This divergence was primarily due to internal risks unique to the TSE, which prevented the domestic market from benefiting from global market growth. The present study aimed to examine the impact of geopolitical risk fluctuations on the price index volatility of selected industries listed in the TSE. The industries were selected based on their specific characteristics and their sensitivity to geopolitical risks.

2. Materials and Methods

The study employed the Quantile-on-Quantile Connectedness (QQC) model to examine the relationship between the overall stock index and Islamic Treasury Bonds (Sukuk). To this end, the QVAR(P) model, which enables the estimation of relationships across different quantiles, is utilized as follows:

$$x_t = \mu(\tau) + \sum_{j=1}^P \beta_j(\tau)x_{t-j} + u_t(\tau) \quad (1)$$

In this equation, x_t and x_{t-j} represent the vector of endogenous variables with a dimension of $K \times 1$. The vector τ denotes the quantiles within the range $[0,1]$, while P indicates the lag order of the QVAR model. Additionally, $\mu(\tau)$ is the $K \times 1$ vector of conditional means, $\beta_j(\tau)$ is the $K \times K$ coefficient matrix, and $u_t(\tau)$ is the $K \times 1$ vector of error terms. Subsequently, the Generalized Forecast Error Variance Decomposition (GFEVD) for an F -step-ahead forecasting, which represents the impact of a shock in series j on series i , is expressed as follows:

$$\phi_{i \leftarrow j, \tau}^g(F) = \frac{\sum_{f=0}^{F-1} (e_i' A_f(\tau) H(\tau) e_j)^2}{H_{ii}(\tau) \sum_{f=0}^{F-1} (e_i' A_f(\tau) H(\tau) A_f(\tau)' e_i)} \quad (2)$$

In this equation, $H(\tau)$ denotes the $K \times K$ variance-covariance matrix of the error terms. The vector e_i is the standard basis vector or unit vector of dimension $K \times 1$, with its the i -th element equal to one and all other elements set to zero.

In this case, the rows of $\phi_{i \leftarrow j, \tau}^g$ do not sum to one. Therefore, $\phi_{i \leftarrow j, \tau}^g(F)$ is standardized to obtain the scaled GFEVD:

$$gSOT_{i \leftarrow j, \tau}(F) = \frac{\phi_{i \leftarrow j, \tau}^g(F)}{\sum_{j=1}^g \phi_{i \leftarrow j, \tau}^g(F)} \quad (3)$$

Using this, the overall adjusted connectedness index (quantile-to-quantile) is calculated as follows:

$$TCI_{\tau}(F) = \frac{K}{K-1} \sum_{K=1}^K S_{i \leftarrow, \tau}^{g, FROM} \equiv \frac{K}{K-1} \sum_{K=1}^K S_{i \rightarrow, \tau}^{g, TO} \quad (4)$$

In Equation (4), the higher the Total Connectedness Index (TCI), the higher the market risk.

The analysis also used the Structural Vector Autoregression (SVAR) model. In the QQC model, the volatility of geopolitical risk was analyzed in relation to each of the other variables in the model, with results extracted accordingly. The SVAR model followed the same principle. Consequently, four models were estimated.

The VAR model in this study is represented in its general form as follows:

$$Y_t = C_1 Y_{t-1} + \dots + C_p Y_{t-p} + u_t \quad (5)$$

Where Y_t is a vector containing the volatility of geopolitical risk and the index of each industry analyzed individually. The matrices C_1 to C_p contain the coefficients of the lagged variables, and u_t represents the residuals, which follow a normal distribution with zero mean and covariance ($u_t u_t'$) = Σ_u . However, the shocks derived from Model (5) are not structural. To address this, the following model is used, allowing constraints to be imposed on matrices A and B:

$$A Y_t = A C_1 Y_{t-1} + \dots + A C_p Y_{t-p} + B \varepsilon_t \quad (6)$$

In Equation (10), ε_t represents the structural error terms. The relationship between the VAR and SVAR models is expressed as $A u_t = B \varepsilon_t$.

3. Results and Discussion

The results indicated that geopolitical risk had a significant and varying impact on different industries within the TSE. This impact is influenced not only by each industry's volatility level but also by the distribution of risk quantiles and industry indices. The QQC results revealed that the petroleum products industry was the most sensitive to geopolitical risk, particularly in extreme quantiles, where its connection to geopolitical risk reaches its peak. This finding suggests that during periods of high volatility, risk transmission accelerates. Similarly, in the chemical, metal ore, and basic metals industries, increased volatility heightened their susceptibility to geopolitical risk shocks. Notably, when these industries experience higher volatility quantiles, their connection to geopolitical risk strengthens across all levels. Structural shock analysis using the SVAR model indicated that all industries exhibited a positive immediate response to geopolitical risk volatility

shocks. This reaction is strongest in the short term and gradually weakens over time. Among the industries analyzed, the petroleum products sector displayed the highest sensitivity, with an increase of 1 unit, while the impact on the chemical products, metal ore, and basic metals industries was 0.6, 0.3, and 0.5 units, respectively.

4. Conclusion

According to the findings, the relationship between geopolitical risk and the petroleum products industry is strongest in extreme quantiles. For other industries, the QQC model identifies two key patterns: first, when geopolitical risk volatility is in the 9th and 10th quantiles, it has the greatest impact on these industries; second, when the industries' own volatility is in the 9th and 10th quantiles, they show the highest susceptibility to geopolitical risk across all quantiles. In addition, the results from the SVAR model indicated that the impact of geopolitical risk shocks on these industries would remain positive even after 360 periods. In other words, geopolitical risk shocks have a lasting effect on the volatility of the industries analyzed in this study.

Keywords: Geopolitical Risk, Industry Indices, Petroleum Products, Chemical Products, Metal Ores, Basic Metals, QQC, SVAR

JEL Classification: G12, G15, C32.

اثر ریسک ژئوپلیتیک بر شاخص قیمتی صنایع منتخب با استفاده از مدل SVAR و QQC

استادیار گروه حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران

ایمان داداشی 

استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران

وحید امیدی 

چکیده

با توجه به اثرپذیری صنایع بورسی از متغیرهای جهانی، در پژوهش حاضر به بررسی اثر نوسان ریسک ژئوپلیتیک بر نوسان شاخص صنعت فرآورده‌های نفتی، محصولات شیمیایی، کانه‌های فلزی و فلزات اساسی در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از دو روش Quantile-on-Quantile Connectedness (QQC) و Structural Vector Autoregression (SVAR) در بازه زمانی ۲۰۲۰/۰۱/۰۱ تا ۲۰۲۴/۱۲/۲۴ پرداخته شده است. نتایج حاصله از الگوی QQC، بیانگر آن است که نوسان ریسک ژئوپلیتیک و نوسان شاخص صنعت فرآورده‌های نفتی در دهک‌های اکسترم، بیشترین ارتباط را با یکدیگر داشته‌اند و اثرگذاری نوسان ریسک ژئوپلیتیک بر نوسان شاخص صنعت فرآورده‌های نفتی قابل توجه بوده است. در مورد سایر صنایع، زمانی که نوسان هر یک در دهک ۹ و ۱۰ قرار داشته، از نوسان ریسک ژئوپلیتیک بیشترین تأثیر را پذیرفته‌اند. همچنین، نتایج مدل SVAR نشان می‌دهد که واکنش نوسان شاخص صنایع مورد مطالعه به شوک ناشی از نوسان ریسک ژئوپلیتیک در همه موارد مثبت بوده و پس از ۳۶۰ دوره به مقدار مثبتی همگرا شده که بیانگر پایداری شوک است. همچنین، در بررسی واکنش تجمعی مشاهده شد که در همه صنایع نمودارها نمایی بوده است که بیانگر روند افزایش اثر شوک در طول زمان است. به‌طور مشخص، پس از ۳۶۰ دوره، نوسان شاخص صنعت فرآورده‌های نفتی به میزان ۱، محصولات شیمیایی ۰/۶، کانه فلزی ۰/۳ و فلزات اساسی ۰/۵ افزایش داشته است.

کلمات کلیدی: ریسک ژئوپلیتیک، شاخص صنایع، فرآورده‌های نفتی، محصولات شیمیایی، کانه‌های فلزی، فلزات اساسی، SVAR، QQC.
 طبقه‌بندی JEL: G12، G15، C32.

* نویسنده مسئول: وحید امیدی V.omidi@qom.ac.ir

۱. مقدمه

ارتباط بین نظام‌های مالی و تولیدی هر کشور از مهم‌ترین عوامل رشد و توسعه اقتصادی محسوب می‌شود. کشورهایی که الگوی کارآمدی در تخصیص سرمایه به بخش‌های مختلف اقتصادی دارند اغلب از پیشرفت اقتصادی و در نتیجه رفاه اجتماعی بالاتری برخوردارند. تجهیز و تخصیص منابع سرمایه‌گذاری به فعالیت‌های اقتصادی از طریق بازارهای مالی انجام می‌گیرد که بورس اوراق بهادار، قسمت اصلی این بازار است (پهلوان و همکاران، ۱۴۰۱). یکی از مهم‌ترین علت عدم رشد و کارایی بازارها، بالا بودن مخاطرات تولید و مبادله تجاری است. ریسک‌های موجود در بخش‌های مختلف اجتماعی، در نهایت به بازارها سرایت کرده و هزینه تصمیم‌گیری را افزایش و به دنبال آن، انگیزه مشارکت در بازار، تولید و مبادله را کاهش می‌دهد و در این حالت از دل بازارها به جای کارآمدی و ثروت، ناکارآمدی و بی‌عدالتی رشد خواهد کرد (North, 2005).

ریسک‌ها در هر بازاری بخش جدایی‌ناپذیری از آن بازار را شامل می‌شوند. یکی از این بازارها که به شدت تحت تأثیر این ریسک‌ها و افزایش هزینه مبادله ناشی از آن است، بازار سهام است. تلاطمات در قیمت سهام، توانایی سرمایه‌گذاران را برای پیش‌بینی روندهای آتی کاهش داده و ریسک را در این بازار افزایش می‌دهد (طالب‌لو و همکاران، ۱۴۰۳). در بورس اوراق بهادار تهران نیز همواره ریسک‌هایی وجود داشته است اما کمتر به موضوع ریسک‌های ژئوپلیتیک و اثرگذاری آن بر بازار سرمایه پرداخته شده است. برای مثال بازار سرمایه در ماه‌های گذشته با ریسک فاکتورهای متعددی از جمله بودجه دولت، ابهامات در سیاست‌های داخلی و خارجی، عملیات طوفان‌الاقصی و وعده صادق، نرخ بهره، دلار، تورم و غیره دست به‌گریبان بوده و هست. در این میان، موضوع‌های دیگری شامل قطعی گاز و برق صنایع در فصول مختلف، قانون «مالیات بر عایدی سرمایه»^۱، همگی این فرض را برای ما پررنگ می‌کنند که سیاست‌گذار نمی‌خواهد یا نمی‌تواند در تصمیمات خود به بازار سرمایه، به ریسک‌ها وزن سنگینی بدهد.

آن‌طور که به نظر می‌رسد در برهه‌های متفاوت شاهد انعکاس رفتار بازارهای جهانی در بورس تهران نبودیم. به‌عنوان مثال در اوج کرونا که اغلب بورس‌های جهانی پا در مسیر نزول

گذاشتند، شاخص کل بورس اوراق بهادار توانست رکوردهای تاریخی را ثبت کند. در مواقعی دیگر نیز هم‌زمان با اوج‌گیری بورس‌های جهانی توأم با رشد قیمت کامودیتی‌ها، بازار سهام کشور نزولی شد و به دلایلی همچون تعدد ریسک‌های داخلی در بورس تهران، رشد بازارهای جهانی در تالار شیشه‌ای ظهور و بروز پیدا نکرد. در واقع وزن ریسک‌هایی که متشکل از تحریم، قیمت‌گذاری دستوری، قطعی گاز و برق، بودجه و مواردی دیگر به حدی بالاست که دیگر جایی برای توجه سرمایه‌گذاران به موقعیت مطلوب شرکت‌ها به لحاظ قیمت‌های جهانی نخواهد گذاشت. در این میان با نگاهی به سایر بورس‌های جهانی درمی‌یابیم که تقریباً معامله‌گران هیچ بورسی در دنیا با این میزان از ریسک مواجه نیستند.

پژوهش حاضر به دنبال آن است تا اثر نوسان ریسک ژئوپلیتیکی بر نوسان شاخص قیمتی صنایع منتخب در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دهد. انتخاب صنایع مورد بررسی در این پژوهش براساس ویژگی‌های خاص آن‌ها و میزان اثرپذیری آن‌ها از ریسک‌های ژئوپلیتیکی صورت گرفته است. صنایع نفت و فرآورده‌های نفتی، محصولات شیمیایی، کانه‌های فلزی و فلزات اساسی از جمله صنایعی هستند که به دلیل ارتباط مستقیم با متغیرهای جهانی مانند قیمت نفت و مواد معدنی و همچنین وابستگی به زنجیره‌های تأمین جهانی، در معرض تأثیرات شدید ریسک‌های ژئوپلیتیکی قرار دارند. به همین دلیل، این صنایع به عنوان نمونه‌های مطالعاتی انتخاب شده‌اند تا بررسی تأثیر نوسانات ریسک ژئوپلیتیک بر این صنایع، به‌ویژه در بازار سرمایه ایران که به شدت به این عوامل حساس است، مورد تحلیل قرار گیرد. این انتخاب نه تنها به دلیل ارتباطات تئوریک آن‌ها با ریسک ژئوپلیتیک بوده بلکه نتایج عملی نیز می‌تواند به سیاست‌گذاران و فعالان بازار کمک کند تا با شناسایی صنایعی که بیشتر در معرض ریسک‌های جهانی هستند، تدابیر لازم را برای کاهش اثرات منفی این ریسک‌ها اتخاذ کنند.

نوآوری اصلی این مطالعه در استفاده از مدل QQC است که به محققان امکان می‌دهد تا رابطه بین متغیرها را به صورت دهک به دهک و در سطوح مختلف نوسانات بررسی کنند. این روش، برخلاف روش‌های سنتی که معمولاً میانگین اثرات را محاسبه می‌کنند، به درک دقیق‌تر و جزئی‌تر از تأثیرات ریسک ژئوپلیتیکی بر صنایع مختلف کمک می‌کند. همچنین،

استفاده از مدل SVAR امکان تحلیل و ردیابی اثرات شوک‌های ژئوپلیتیکی در طول زمان را فراهم می‌کند. این مطالعه، برخلاف مطالعاتی که تنها به تأثیرات کوتاه‌مدت توجه دارند، نشان می‌دهد که چگونه شوک‌های ژئوپلیتیکی در بلندمدت پایداری داشته و بر نوسانات صنایع بورس اوراق بهادار تهران تأثیر می‌گذارند. ترکیب این دو مدل به جای استفاده از یک مدل ساده، دقت و جامعیت بیشتری به تحلیل‌ها می‌بخشد و موجب درک عمیق‌تری از نحوه انتقال شوک‌ها در بازار سرمایه می‌شود.

ساختار مقاله در ادامه به این صورت است که در بخش ۲ مبانی نظری و در بخش ۳ مطالعات تجربی مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش ۴ روش انجام پژوهش و در بخش ۵ نتایج حاصل از دو مدل QQC و SVAR ارائه و تفسیر شده است. در انتها در بخش ۶ نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی ذکر شده است.

۲. مبانی نظری

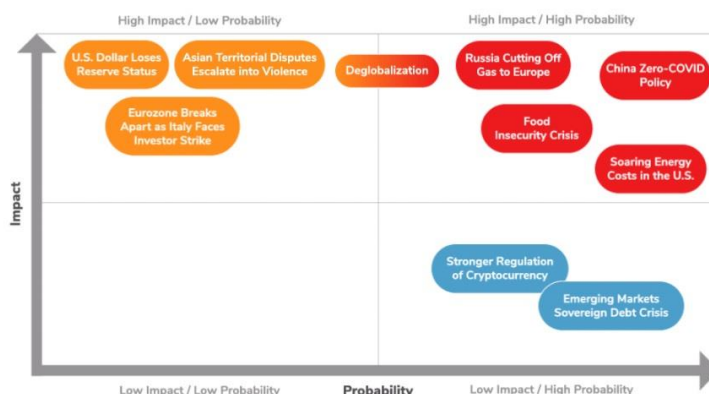
ریسک ژئوپلیتیکی عموماً به منازعه و کشمکش کشورها و بازیگران سیاسی بر سر کنترل و تصرف یک یا چند ارزش و عامل جغرافیایی اطلاق می‌شود. ریسک‌ها و بحران‌ها، سرچشمه‌ها و انواع مختلف دارند و از لحاظ کارکردی موجب خروج سیستم از حالت تعادل و بروز اختلال در وضعیت عادی و اقتصادی، اجتماعی و تجارت خارجی می‌شوند. موضوع عام بحران، کنترل، مداخله و تصرف یک یا چند ارزش جغرافیایی اعم از طبیعی و انسانی است. بحران از پایداری و تداوم نسبی برخوردار بوده و به سادگی قابل حل نیست. در بحران ژئوپلیتیکی الگوی مداخله‌ای چندسطحی شکل می‌گیرد که شامل سطح محلی، منطقه‌ای، فرامنطقه‌ای، جهانی و کروی و سطح سازه‌ای سازمان‌های منطقه‌ای و جهانی می‌شود (نجفی و همکاران، ۱۴۰۲). ریسک ژئوپلیتیک معمولاً به عنوان «خطرات مربوط به جنگ‌ها، اقدامات تروریستی یا تنش بین کشورها که بر عادی بودن روابط بین‌المللی و روند صلح تأثیر می‌گذارد»، تعریف می‌شود (Abdel-Latif & El-Gamal, 2020).

ریسک‌های ژئوپلیتیک در دنیا، ظرف سال‌های اخیر به میزانی افزایش یافته است که تحلیل‌گران استاندارد اند پورز^۱ معتقدند از هم‌اکنون کاهش صادرات در بسیاری از اقتصادها در حال بروز است. درحالی‌که ریسک‌های متعددی بر روابط جهانی سایه افکنده، شیوع

1. S&P Global

بیماری کرونا در دنیا و تبعات اقتصادی و اجتماعی آن، از تمایل بسیاری از کشورها بر جهانی شدن کاسته و کشورها به دنبال کاهش خطر بر اثر ارتباط با سایر نقاط دنیا هستند.^۱ باید توجه داشت که خط سیر ریسک‌های ژئوپلیتیکی در سال‌های اخیر نه تنها به مناقشات ارضی و حاکمیتی مربوط می‌شود بلکه به دسترسی و کنترل محصولات و منابع حیاتی نیز ارتباط دارد؛ نیمه‌هادی‌ها، فلزات تصفیه شده، مواد معدنی و عناصر مورد نیاز برای انتقال پایدار انرژی از جمله این منابع حیاتی هستند. لذا ریسک‌های ژئوپلیتیکی مطرح شده می‌توانند بر وضعیت شرکت‌های فعال در صنایع مختلف در بورس تهران اثرگذار باشند. طبق گزارش سایت کروئل^۲ منتشر شده در سپتامبر ۲۰۲۲، ریسک ژئوپلیتیکی یک امر ثابت است اما در سال‌های اخیر به دلیل بروز یک بیماری همه گیر، جنگ در اروپا و تغییرات آب و هوایی، به نظر می‌رسد پیوند بین ژئوپلیتیک، اقتصاد و تجارت تنگ تر شده است. نمودار زیر ۱۰ ریسک ژئوپلیتیکی با اهمیت در سطح جهان را به همراه احتمال رخداد و تأثیر هر یک نشان می‌دهد.

نمودار ۱. ده ریسک ژئوپلیتیکی بزرگ در جهان



مأخذ: سایت کروئل^۳

در ادامه به تشریح مختصر هر یک از موارد فوق می‌پردازیم:
 ۱. قطع گاز اروپا توسط روسیه (احتمال رخداد: بالا، اثرگذاری: بالا)

1. <http://eghtesadkerman.ir/News/item/7977>.

2. Kroll

3. <https://www.kroll.com/en/insights/publications/10-biggest-geopolitical-risks-by-likelihood-and-impact>

۲. افزایش هزینه‌های انرژی در ایالات متحده (احتمال رخداد: بالا، اثرگذاری: متوسط)
۳. بحران ناامنی غذایی (احتمال رخداد: بالا، اثرگذاری: بالا)
۴. تبدیل شدن اختلافات سرزمینی در قاره آسیا به خشونت (احتمال رخداد: پایین، اثرگذاری: بسیار بالا)
۵. سیاست‌های سختگیرانه در برابر انتشار کووید در چین (احتمال رخداد: پایین، اثرگذاری: بالا)
۶. سختگیری قانونی در مورد ارزهای دیجیتال و محصولات مالی جدید (احتمال رخداد: بالا، اثرگذاری: متوسط)
۷. بحران بدهی‌های دولتی (احتمال رخداد: بالا، اثرگذاری: پایین)
۸. تجزیه منطقه یورو به دلیل اعتصاب سرمایه‌گذاران ایتالیایی (احتمال رخداد: بسیار پایین، اثرگذاری: بسیار بالا)
۹. کاهش جهانی‌سازی یا تقویت رویکرد ملی‌گرا (احتمال رخداد: متوسط، اثرگذاری: بالا)
۱۰. کاهش ذخایر ارزی دلار در آمریکا (احتمال رخداد: پایین، اثرگذاری: بالا)
۱۱. در ادامه برخی از ریسک‌های ژئوپولیتیک منتهی به سال ۱۴۰۲ و فرصت‌های ایجاد شده در اثر این ریسک‌ها مورد بررسی قرار خواهند گرفت:
 ۱. ریسک‌های ژئوپولیتیک و صنایع نفت و گاز:

تنش‌های ژئوپولیتیک زمینه‌ساز تغییرات ساختاری در بازارهای جهانی کامودیتی‌ها است و انرژی جهانی در مرکز توجهات قرار دارد. تحولات و تنش‌های ژئوپلیتیکی با تحولات شگرفی که در بازارهای کامودیتی‌های جهانی از قبل در جریان بود، ترکیب شده و آنها را تسریع کرده است. از جمله این تحولات می‌توان به تغییر قیمت‌گذاری بر روی گاز طبیعی مایع^۱ از اروپا به آسیا بر اثر جنگ اوکراین، ایجاد صندوق اولیه جبران خسارات اقلیمی در بیست و هفتمین کنفرانس تغییرات آب و هوایی سازمان ملل متحد (کاپ ۲۷)^۲ در پاسخ به

1. Liquefied Natural Gas (LNG)

2. COP27

بلایای اقلیمی رو به رشد، قانون کاهش تورم ایالات متحده با هدف استقرار زنجیره‌های تأمین انرژی پاک با محوریت کاهش نفوذ چین و سایر تنش‌های انرژی محور اشاره کرد. نوسانات در قیمت‌ها واکنش‌های ضد رقابتی را در بازار نفت و گاز تحریک می‌کند. با تداوم این نوسانات و عدم قطعیت در بازارهای نفت و گاز، روابط خریداران و تأمین‌کنندگان و سیاست‌های تجاری با خطر فزاینده تداخل در بازار و سایر اقدامات ضد تجاری روبرو خواهد شد. این امر می‌تواند به بن‌بست بین اوپک پلاس^۱ و ایالات متحده منجر شود؛ دو طرفی که می‌خواهند با استفاده از ابزارهای موجود در دستان خود، اقدام به تعدیل نیروهای عرضه و تقاضا در بازار کنند. این تنش‌ها همچنین می‌تواند منجر به ارزیابی مجدد روابط ایالات متحده و خاورمیانه شود و برخی اصطکاک‌ها در نظم جهانی را ایجاد کند. همچنین این روندها می‌تواند باعث ایجاد تلاش‌های بیشتر از سوی خریداران برای معرفی اقدامات مدیریت بازار شود. به عنوان مثال سقف پیشنهادی اتحادیه اروپا برای قیمت گاز، ریسک دخالت غیرطبیعی در بازارها را به همراه دارد که در نهایت می‌تواند مجموعه‌ای از پیامدها را برای تجارت جهانی گاز به همراه داشته باشد.

۲. ریسک‌های ژئوپولیتیک و صنایع فلزات و مواد معدنی:

رقابت برای تأمین امنیت زنجیره‌های تأمین مواد معدنی حیاتی که زیربنای گذار جهانی انرژی خواهد بود، احتمالاً مهم‌ترین موضوعی است که بازارهای انرژی و ژئوپولیتیک در سال‌های آینده زیر نظر خواهند داشت. در حالی که دوره سخت بهبود از همه‌گیری و اثرات جنگ روسیه در اوکراین، امنیت انرژی را بر انتقال انرژی در اولویت قرار داده است اما تلاش برای کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای و انرژی پاک‌تر در سال جدید افزایش می‌یابد که این موضوع تقاضا برای فلزات کلیدی و حیاتی را دوباره افزایش خواهد داد. اگرچه فشارهای نزولی قیمت می‌تواند همچنان بر بازار فلزات و مواد معدنی در سال آینده تأثیر بگذارد اما سیاست‌های نوظهور که ابتکارات انرژی و زنجیره تأمین پاک را به‌ویژه در ایالات متحده و اروپا تقویت می‌کند، در بلندمدت می‌تواند از تقاضا و قیمت حمایت کند.

ایالات متحده و اتحادیه اروپا شروع به جایگزین کردن چین به عنوان محرک جدید تقاضا برای فلزات کرده‌اند. رشد مصرف فلزات در این کشورها بر اثر برنامه‌های انتقال انرژی

1. OPEC+

افزایش خواهد یافت و اقتصاد چین نیز با بادهای مخالف رشد مواجه می‌شود. طبق قانون کاهش تورم در ایالات متحده، این کشور قرار است ظرف چند سال آینده ظرفیت ذخیره‌سازی انرژی بادی، خورشیدی و سایر انرژی‌ها را به طرز قابل توجهی افزایش دهد. برآورد می‌شود تقاضای جهانی خودروهای الکتریکی در چند سال آینده، سالانه حدود ۳۰ درصد افزایش یابد. همچنین اتحادیه اروپا به دنبال راه‌اندازی صندوقی جهت تأمین احتیاجات مواد خام است که پیش‌بینی می‌شود تا حدود ۱۵۰ میلیارد یورو سرمایه‌گذاری در بخش دولتی و خصوصی جذب کند. این روند رقابت و تقاضا برای مس، لیتیوم، کبالت و نیکل را تقویت خواهد کرد و کمبود آن به عنوان یک ریسک واقعی و قریب‌الوقوع ظاهر شده است. عجله برای تأمین امنیت این فلزات و مواد معدنی جایگزین و زنجیره‌های تأمین مربوط به آنها، نه تنها می‌تواند تنش‌های ایالات متحده و چین را تشدید کند بلکه می‌تواند باعث ایجاد اصطکاک بین طرفین اقیانوس اطلس یعنی میان ایالات متحده و اتحادیه اروپا شود. هر دو طرف یکدیگر را به نقض قوانین تجارت جهانی متهم می‌کنند. انتظار می‌رود تنش‌های ایالات متحده و اتحادیه اروپا بر سر چین و تجارت فرا اطلس بخش مهمی از بحث مواد معدنی و فلزات حیاتی در سال‌های آتی باقی بماند. سیاست‌های چندجانبه و تصمیمات سرمایه‌گذاری مستقیماً بر این بازارها تأثیر می‌گذارد و احتمالاً به بازارهای نیابتی سرازیر می‌شود. همچنین می‌تواند بر سرمایه‌گذاری و پویایی ژئوپلیتیک در کشورهای آفریقایی، آسیایی، آمریکای لاتین و فراتر از آن تأثیر بگذارد.^۱

براساس تئوری رفتار سرمایه‌گذار، به عنوان یکی از نظریه‌های اصلی دانش مالی رفتاری^۲ در تحلیل ریسک بازارهای مالی، در شرایط وجود نشانه‌های ریسک ژئوپلیتیک، سرمایه‌گذاران به طور طبیعی تمایل به خروج از بازارها و کم کردن خطر سرمایه‌گذاری خواهند داشت که منجر به کاهش قیمت‌ها و به تبع آن سقوط شاخص صنایع مرتبط می‌شود. در همین راستا و براساس الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای^۳، هرچه ریسک ژئوپلیتیک افزایش یابد، انتظار می‌رود که سرمایه‌گذاران بازده یا صرف ریسک بیشتری را برای جبران این ریسک، طلب کنند. این مسئله می‌تواند منجر به نوسان‌های شدید در شاخص قیمتی

1. <https://bipital.com/2894/>

2. Behavioral Finance

3. Capital Asset Pricing Model (CAPM)

صنایع بورسی گردد. از سوی دیگر، براساس نظریه گلوله برفی ریسک^۱، تأثیرات ژئوپلیتیک در بلندمدت، منجر به تغییر در سرمایه‌گذاری‌های کلان و زیرساخت‌ها می‌شود اما در کوتاه‌مدت، اطلاعات مربوط به ریسک‌ها، به‌سرعت و به صورت شوک لحظه‌ای، بر بازار سهام تأثیر می‌گذارد.

براساس مبانی نظری پیش‌گفته می‌توان انتظار داشت که ریسک ژئوپلیتیک تأثیرات گسترده‌ای بر شرکت‌ها و صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران و شاخص‌های مرتبط با آنها داشته باشد. شدت این اثر در صنایع مختلف، متفاوت خواهد بود. ریسک ژئوپلیتیک به‌طور مستقیم و غیرمستقیم از طریق تغییر در تولید و صادرات نفت، افزایش هزینه‌های تولید، تأثیر بر سیاست‌های اقتصادی، نوسانات قیمت‌ها و تغییر در رفتار سرمایه‌گذاران، بر عملکرد شرکت‌های فعال در صنعت فرآورده‌های نفتی تأثیرگذار خواهد بود. از سوی دیگر، بسیاری از محصولات شیمیایی وابسته به قیمت نفت و گاز هستند. تنش‌های ژئوپلیتیک می‌تواند بر قیمت‌های جهانی این منابع انرژی، تأثیر گذاشته و سبب تغییرات در زنجیره تأمین، نوسانات قیمت مواد اولیه و هزینه‌های تولید محصولات شیمیایی گردد که به نوبه خود بر عملکرد شرکت‌های فعال در صنعت محصولات شیمیایی نیز مؤثر خواهد بود. تحلیل مشابهی برای صنعت کانه‌های فلزی و فلزات اساسی قابل ارائه خواهد بود. این صنعت به شدت به قیمت‌های جهانی مواد معدنی و فلزی وابسته است. در صورت بروز یک بحران بین‌المللی، ممکن است برخی از کشورها برنامه‌های توسعه‌ای خود را متوقف کنند که نهایتاً به کاهش تقاضا منجر می‌شود. بنابراین تأثیر تنش‌های ژئوپلیتیک بر عرضه و تقاضای جهانی این مواد، سبب بروز نوسانات شدید قیمت‌ها در کشورهای تولیدکننده مانند ایران گشته و اثر مستقیمی بر درآمد شرکت‌های فعال در این صنعت خواهد داشت.

تحقیقات نشان می‌دهد که تغییر در احساسات، می‌تواند حرکات کوتاه‌مدت در قیمت سهام را بهتر از هر عامل بنیادی دیگر توضیح دهد (طالب‌لو و باقری، ۱۴۰۳). لذا تحلیل دقیق عوامل مؤثر از نظر تئوریک می‌تواند درک بهتری از دینامیک‌های بازار و خوش‌بینی یا بدبینی سرمایه‌گذاران نسبت به آینده این صنایع، ارائه دهد. بنابراین درک چگونگی

تأثیر گذاری ریسک‌های ژئوپلیتیکی بر ریسک سرمایه‌گذاری در بازار اوراق بهادار و به تبع آن بازده سهام ضروری به نظر می‌رسد.

در پژوهش حاضر، با توجه به موقعیت جغرافیایی رویدادهای ژئوپلیتیکی تشریح شده در بخش مبانی نظری و همچنین کشورهای درگیر، به بررسی ریسک‌های ژئوپلیتیکی در طی سالیان اخیر و تأثیر آن بر صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران شامل صنعت فرآورده‌های نفتی، محصولات شیمیایی، کانه‌های فلزی و فلزات اساسی که براساس مبانی نظری ذکر شده، بیشترین تأثیر تئوریک را از ریسک ژئوپلیتیک می‌پذیرند، پرداخته خواهد شد.

۳. پیشینه پژوهش

فارسی و دشتبانی (۱۴۰۲) طی پژوهشی اقدام به بررسی تأثیر نااطمینانی‌های اقتصادی و ریسک ژئوپولتیک بر تولید نفت دو کشور ایران و عربستان سعودی نمودند. در این پژوهش، با توجه به ماهیت پویای بازار نفت، از روش تغییر رژیم مارکوف سوئیچینگ بهره گرفته شده است. محققین دریافتند که در هر دو کشور، دو رژیم صعودی و نزولی تولید نفت قابل مشاهده است. همچنین نااطمینانی اقتصادی و ریسک ژئوپولتیک در هر دو رژیم بر تولید نفت ایران و عربستان سعودی اثر نامطلوب دارد. لذا پیشنهاد نمودند که دو رقیب سنتی برای دستیابی به اهداف بلندمدت خود از جمله کسب حداکثر درآمد از تولید نفت، در راستای تنش‌زایی گام بردارند.

نجفی و همکاران (۱۴۰۲) طی پژوهشی به دنبال شناسایی و اولویت‌بندی متغیرهای مؤثر بر تجارت خارجی ایران با تأکید بر شاخص‌های تحریم و ریسک ژئوپلیتیک پرداختند. بدین منظور از مدل‌سازی‌های میانگین‌گیری بیزین، پویا و انتخابی با بکارگیری ۴۵ متغیر مؤثر بر تجارت خارجی در بازه سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ بهره گرفتند. نتایج حاصل از بکارگیری مدل میانگین‌گیری بیزین منجر به شناسایی ۱۱ متغیر غیرشکندنده مؤثر بر تجارت خارجی شامل تحریم‌ها، شاخص نهادی ساختاری، نرخ ارز مؤثر حقیقی، پیچیدگی صادرات، نرخ بهره، فضای کسب‌وکار، باز بودن اقتصاد، نرخ رشد اقتصادی، ریسک ژئوپلیتیک، تورم و شاخص ادغام تجاری شد. با توجه به نتایج، متغیرهای تحریم، ریسک ژئوپلیتیک و نرخ بهره بر تجارت خارجی تأثیر منفی و سایر متغیرها تأثیر مثبتی بر تجارت خارجی داشتند.

پهلوان و همکاران (۱۴۰۱) پژوهشی را با عنوان تأثیر ریسک‌های مالی، اقتصادی، سیاسی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل ARDL انجام دادند. یافته‌ها بیانگر آن بوده که اثر ریسک مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت منفی بوده و ریسک اقتصادی و سیاسی در کوتاه‌مدت، تأثیر مثبت داشته‌اند و در بلندمدت، اثر ریسک اقتصادی، منفی و ریسک سیاسی، تأثیر مثبت خود را حفظ می‌کند.

عیسی‌زاده و همکاران (۱۴۰۰) تأثیر تحریم‌های اقتصادی اعمال شده از سوی ایالات متحده آمریکا بر تولید ناخالص داخلی سرانه کشور ایران را با استفاده از روش کنترل ترکیبی مورد بررسی قرار داده و بیان نمودند که تحریم‌های اقتصادی اعمال شده در این دوره زمانی، بر اقتصاد ایران تأثیر منفی گذاشته است.

ایلمازکادای^۱ (۲۰۲۴) طی پژوهشی اقدام به بررسی تأثیر ریسک ژئوپلیتیک جهانی بر قیمت سهام در بورس ۲۹ کشور طی دوره زمانی ۱۹۸۵ تا ۲۰۲۳ پرداخته است. نتایج نشان داد که یک واحد شوک مثبت ریسک ژئوپلیتیک جهانی (نرمال شده از طریق یک انحراف معیار) سبب کاهش معنادار قیمت سهام (نرمال شده از طریق یک انحراف معیار) به میزان ۰/۸ در لتونی، ۰/۷۱ در چین، ۰/۶۲ در اتحادیه اروپا، ۰/۵ در سوئد، ۰/۴۲ در انگلیس، ۰/۳۹ در ایالات متحده، ۰/۳۸ در سوئیس، ۰/۲۸ در کانادا و ۰/۲۱ در دانمارک در سال آتی شوک خواهد شد. در بین کشورهای مورد بررسی، تنها در کشور ایسلند به میزان ۰/۲۸ افزایش قیمت سهام مشاهده شد که می‌توان آن را به عنوان هجینگی^۲ (پوشش ریسک) برای ریسک ژئوپلیتیک در نظر گرفت. وی دریافت که اثرات منفی یک شوک در کشورهای ایالات متحده، چین و منطقه یورو، در طول نیمه اول دوره نمونه وجود دارد که همزمان با رویدادهای ژئوپلیتیکی است که ایالات متحده درگیر آن است. درحالی که این اثر برای کشورهای روسیه، لهستان، منطقه یورو و انگلیس، برای نیمه دوم دوره نمونه وجود دارند که نشان می‌دهد جنگ روسیه و اوکراین، بیشتر بر قیمت سهام در این اقتصادهای مجاور تأثیر گذاشته است. به طور ضمنی مشخص می‌شود که موقعیت جغرافیایی رویدادهای ژئوپلیتیکی و همچنین کشورهای درگیر، شاخص‌های مهمی برای درک اثرات هر گونه ریسک ژئوپلیتیک جهانی بر قیمت سهام هستند.

1. Yilmazkuday, H.

2. Hedging

فیوریلو و همکاران^۱ (۲۰۲۴) به بررسی تأثیر ریسک ژئوپلیتیکی بر ریسک سقوط قیمت سهام^۲ و نیز تبیین نقش تعدیل‌کنندگی عملکرد محیطی، اجتماعی و حاکمیت شرکتی^۳ (ESG) بر ارتباط فوق پرداختند. آنها دریافتند که در ۱۸ بورس بررسی شده، ریسک ژئوپلیتیکی بالاتر سبب افزایش رخداد ریسک سقوط قیمت سهام می‌شود. این مشاهده در حالی بود که محققین از دو روش ضریب چولگی منفی (NCSKEW) و نوسان پایین به بالا (DUVOL) برای سنجش ریسک سقوط قیمت سهام بهره گرفته بودند و اثر مثبت ذکر شده را در هر دو معیار مشاهده نمودند. همچنین آنها دریافتند که در بورس‌های با عملکرد ESG مطلوب‌تر، اثر مثبت ریسک ژئوپلیتیکی بر خطر سقوط قیمت سهام نزولی بوده است. آگوراکی و همکاران^۴ (۲۰۲۲) تأثیر ریسک ژئوپلیتیکی و نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی را بر عملکرد بازار سهام مورد ارزیابی قرار دادند. برای بررسی فرضیه‌های پژوهش، از داده‌های پانل نامتوازن و مشاهدات ماهانه ۲۲ کشور در دوره زمانی ۱۹۸۵ تا ۲۰۲۰ بهره گرفته شده است. نتایج نشان داد که به‌طور متوسط در نمونه بررسی شده، افزایش ریسک ژئوپلیتیک به میزان یک انحراف معیار، سبب کاهش بازده سهام به میزان ۱۰/۵۳ تا ۴۲/۱۴ درصد شده است. همچنین متغیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی نیز اثر منفی بر عملکرد بازار سهام داشته است.

درویس^۵ (۲۰۲۰) به بررسی تأثیر عوامل داخلی شامل ریسک اقتصادی، مالی و سیاسی و عوامل خارجی شامل ریسک سیاست‌های اقتصادی جهانی بر شاخص بازار سهام در تایوان پرداخت. یافته‌ها نشان می‌دهد که ترکیب عوامل ریسک‌های داخلی و خارجی، اثر بلندمدت بر شاخص بازار سهام دارد. همچنین کاهش ریسک اقتصادی، سیاسی و مالی با افزایش شاخص بازار سهام در تایوان همراه است.

داس و همکاران^۶ (۲۰۱۹) در پژوهشی اقدام به بررسی واکنش بازارهای سهام نوظهور، به سیاست‌های اقتصادی بین‌المللی ایالات متحده، ریسک ژئوپلیتیک و استرس مالی نمودند. محققین ۲۴ بازار در حال ظهور را در نظر گرفته تا پذیرش این بازارها را به شوک‌های

-
1. Fiorillo, P., et al.
 2. Stock Price Crash Risk
 3. Environmental, Social and Governance (ESG)
 4. Agoraki, M., et al.
 5. Dervis, K.
 6. Das, D., et al.

اقتصاد کلان ایالات متحده بسنجند. یافته‌ها بیانگر آن بود که تأثیر این شوک‌ها در بازار از نظر علیت و شدت ناهمگن است. همچنین تأثیر سیاست‌های اقتصادی بین‌المللی در مقایسه با دو شاخص دیگر شوک شامل ریسک ژئوپلیتیک و استرس مالی بسیار عمیق و قابل توجه است.

سولیمین و راندال^۱ (۲۰۱۶) به بررسی واکنش بازار سهام نسبت به تغییرات ریسک سیاسی که توسط راهنمای ریسک بین‌المللی کشوری کمی شده است، با استفاده از داده‌های ماهانه ۴۷ بازار سهام توسعه یافته و در حال توسعه برای دوره ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۲ پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد همانطور که ریسک سیاسی افزایش می‌یابد، بازدهی سهام کاهش پیدا می‌کند و برعکس. اما این تأثیر به گونه‌ای است که با افزایش نوسانات ریسک سیاسی، نوسانات اکثر بازارهای نوظهور بیشتر از بازارهای توسعه یافته بوده است.

چانگ و همکاران^۲ (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای به بررسی وجود رابطه میان نااطمینانی سیاسی و قیمت سهام در هفت کشور عضو OECD با استفاده از آزمون علیت پانل بوستراب^۳ با استفاده از داده‌های ماهیانه طی دوره ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۳ پرداخته‌اند. نتایج تجربی حاکی از این مدعاست که در کشورهای ایتالیا و اسپانیا رابطه دوطرفه‌ای میان نااطمینانی سیاسی و قیمت سهام وجود دارد اما در کشورهای انگلستان و ایالات متحده آمریکا تنها رابطه یکطرفه از نااطمینانی به قیمت سهام برقرار است. در کشورهای کانادا، فرانسه و آلمان هم هیچ نوع رابطه علیتی برقرار نیست.

چائو و همکاران^۴ (۲۰۱۴) تأثیر ریسک سیاسی ناشی از قیام‌های مدنی در جهان عرب (بهار عربی) را بر بی‌ثباتی بازارهای عمده منطقه منا بررسی نمودند. آنها براساس تحلیل یک مدل چندمتغیره گارچ دریافتند که قیام‌ها سبب افزایش نوسانات شاخص‌های اسلامی در طول دوره ناآرامی‌های سیاسی شده، در حالی که قیام‌ها تأثیر اندک یا غیرقابل ملاحظه‌ای بر نوسانات بازارهای متعارف داشته‌اند. همچنین صرف‌نظر از تأثیر قیام‌ها بر نوسانات، شواهد کمی وجود دارد که نشان می‌دهد بازارهای منا پس از انقلاب سیاسی به بازارهای بین‌المللی تبدیل شده‌اند.

1. Suleman, M. & Randal, J.

2. Chang, T., et al.

3. Bootstrap Panel Causality Test

4. Chau, F., et al.

۴. روش انجام پژوهش

هر یک از روش‌های به کار گرفته شده در این مطالعه دارای نقاط قوت و محدودیت‌های خاص خود هستند. با این حال، استفاده هم‌زمان از این دو روش به عنوان مکمل توانسته است نقاط ضعف هر یک را کاهش داده و نتایج دقیق‌تر و جامع‌تری ارائه دهد.

روش QQC به محققان اجازه می‌دهد تا رابطه بین متغیرها را در سطوح مختلف نوسانات به صورت دهک به دهک بررسی کنند اما یکی از چالش‌های این روش پیچیدگی تفسیر نتایج در دهک‌های مختلف است. به‌ویژه در شرایطی که داده‌ها دارای نوسانات نامتقارن باشند تفسیر دقیق رابطه‌ها در دهک‌های میانی ممکن است دشوار باشد. همچنین، مدل SVAR برای تحلیل واکنش صنایع به شوک‌های ساختاری در طول زمان بسیار مناسب است. با این حال این مدل در بررسی اثر شوک‌های بیرونی بر صنایع بورسی در دهک‌های مختلف کارکردی ندارد و قادر به چنین تفکیکی نیست. ترکیب دو روش QQC و SVAR باعث شده است تا نقاط ضعف هر یک به وسیله دیگری پوشش داده شود. روش QQC این امکان را می‌دهد که رابطه بین ریسک ژئوپلیتیک و صنایع مختلف را به صورت جزئی و در دهک‌های مختلف نوسانات تحلیل شود و تصویری دقیق از تأثیرات کوتاه‌مدت و نوسانی به دست آید. از سوی دیگر، روش SVAR این امکان را فراهم می‌کند که پایداری و تأثیرات بلندمدت شوک‌های ژئوپلیتیکی به صورت پویا و در طول زمان بررسی شود.

۴-۱. روش Quantile-on-Quantile Connectedness

در این مطالعه به منظور بررسی شیوه ارتباط شاخص کل و اوراق خزانه اسلامی (اخزا) از مدل Quantile-on-Quantile Connectedness که توسط گابوئر و استنفورس^۱ (۲۰۲۴) ارائه شده، استفاده شده است. برای این منظور مدل QVAR(P) که اجازه می‌دهد ارتباط بین دهک‌ها برآورد شود به صورت زیر است:

$$x_t = \mu(\tau) + \sum_{j=1}^p \beta_j(\tau)x_{t-j} + u_t(\tau) \quad (1)$$

در این رابطه x_t و x_{t-j} بردار متغیرهای درونزا از مرتبه $K \times 1$ هستند. τ بردار دهک‌ها در بازه $[0,1]$ ، P میزان وقفه QVAR، $\mu(\tau)$ بردار میانگین شرطی $K \times 1$ بعدی، $\beta_j(\tau)$

1. Gabauer, D. & Stenfors, A.

ماتریس $K \times K$ ضرایب، $u_t(\tau)$ بردار $K \times 1$ جزء اخلاص است. به منظور محاسبه تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته^۱ که توسط کوپ و همکاران^۲ (۱۹۹۶) ارائه شده است، باید QVAR به QVMA تبدیل شود که توسط قضیه ولد^۳ و به صورت رابطه زیر انجام می‌شود:

$$x_t = \mu(\tau) + \sum_{j=1}^p \beta_j(\tau) x_{t-j} + u_t(\tau) = \mu(\tau) + \sum_{i=0}^{\infty} A_i(\tau) u_{t-i}(\tau) \quad (۲)$$

متعاقباً GFEVD مربوط به F-گام به جلو که بیانگر اثر شوک در سری زبر سری i است به صورت زیر خواهد بود:

$$\phi_{i \leftarrow j, \tau}^g(F) = \frac{\sum_{f=0}^{F-1} (e_i' A_f(\tau) H(\tau) e_j)^2}{H_{ii}(\tau) \sum_{f=0}^{F-1} (e_i' A_f(\tau) H(\tau) A_f(\tau)' e_i)} \quad (۳)$$

در این رابطه عبارت $H(\tau)$ ماتریس واریانس-کوواریانس $K \times K$ جزء اخلاص و e_i بردار پایه استاندارد یا بردار واحد $K \times 1$ است که در درایه i برابر یک و در بقیه درایه‌ها برابر صفر است.^۴

در این صورت مجموع سطرهای $\phi_{i \leftarrow j, \tau}^g$ برابر واحد نخواهد بود. از این رو، دیبولد و یلماز^۵ (۲۰۱۲) پیشنهاد می‌کنند که $\phi_{i \leftarrow j, \tau}^g(F)$ با تقسیم شدن بر عبارت ۴ استانداردسازی شود تا GFEVD مقیاس شده^۶ به‌دست آید.

$$gSOT_{i \leftarrow j, \tau}(F) = \frac{\phi_{i \leftarrow j, \tau}^g(F)}{\sum_{j=1}^g \phi_{i \leftarrow j, \tau}^g(F)} \quad (۴)$$

GFEVD مقیاس شده در قلب رویکرد اتصال قرار دارد و برای محاسبه اتصال کل و جهت‌دار TO و FROM به‌صورت زیر استفاده می‌شود:

$$S_{i \rightarrow, \tau}^{g, TO} = \sum_{K=1, i \neq j}^K gSOT_{K \leftarrow i, \tau} \quad (۵)$$

$$S_{i \leftarrow, \tau}^{g, FROM} = \sum_{K=1, i \neq j}^K gSOT_{i \leftarrow K, \tau} \quad (۶)$$

1. Generalized Forecast Error Variance Decomposition

2. Koop, G., et al.

3. Wold Theorem

4. $e_i = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 1 \\ \vdots \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$

5. Diebold, F. & Yilmaz, K.

6. Scaled

تفاوت بین رابطه ۵ و ۶ بیانگر ارتباط خالص جهت‌دار سری i است:

$$S_{i \rightarrow, \tau}^{g, NET} = S_{i \rightarrow, \tau}^{g, TO} - S_{i \leftarrow, \tau}^{g, FROM} \quad (7)$$

در این صورت اگر $S_{i \rightarrow, \tau}^{g, NET} > 0$ باشد سری i بیش از آنکه از سایر سری‌ها اثر بپذیرد، بر آنها اثرگذار بوده و لذا انتقال‌دهنده خالص شوک است. در نهایت شاخص کل ارتباطات تعدیل شده (دهک به دهک) با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$TCI_{\tau}(F) = \frac{K}{K-1} \sum_{K=1}^K S_{i \leftarrow, \tau}^{g, FROM} \equiv \frac{K}{K-1} \sum_{K=1}^K S_{i \rightarrow, \tau}^{g, TO} \quad (8)$$

در این رابطه هر چه TCI بالاتر باشد ریسک بازار نیز بالاتر است.

۲-۴. روش Structural VAR

با توجه به اینکه در مدل QQC ارتباط نوسان ریسک ژئوپولیتیک هر بار با یکی از متغیرهای دیگر در مدل قرار گرفته و نتایج استخراج می‌شود، در مدل SVAR نیز از این قاعده پیروی شده و لذا چهار مدل برآورد شده است.

اگر مدل VAR در این مطالعه به فرم کلی زیر باشد:

$$Y_t = C_1 Y_{t-1} + \dots + C_p Y_{t-p} + u_t \quad (9)$$

که در آن برداری شامل متغیرهای نوسان ریسک ژئوپولیتیک و شاخص هر یک از صنایع به‌طور جداگانه، C_1 تا C_p ماتریس ضرایب متغیرهای باوقفه و u_t پسماندهای دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و کوواریانس Σ_u است. $E(u_t u_t') = \Sigma_u$ اما شوک‌های حاصل از مدل ۹ ساختاری نیستند. به این منظور از مدل زیر استفاده می‌شود که بتوان بر ماتریس A و B محدودیت‌هایی را اعمال کرد:

$$AY_t = AC_1 Y_{t-1} + \dots + AC_p Y_{t-p} + B\varepsilon_t \quad (10)$$

در معادله ۱۰ عبارت ε_t بیانگر اجزای خطای ساختاری است. ارتباط بین مدل VAR و SVAR به‌صورت $Au_t = B\varepsilon_t$ است (پدرام و همکاران، ۱۳۹۰).

۱-۲-۴. مسئله شناسایی مدل SVAR

با توجه به اینکه هدف از این مطالعه بررسی شیوه واکنش نوسان شاخص صنایع منتخب به شوک ناشی از نوسان ریسک ژئوپولیتیک است، قیود وضع شده بر هر چهار مدل برآورد شده به‌صورت زیر بوده است:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^{GPRDV} \\ u_t^{INX} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{GPRDV} \\ \varepsilon_t^{INX} \end{bmatrix} \quad (11)$$

در این رابطه INX بیانگر شاخص هر یک از صنایع مورد بررسی در این مطالعه است. در رابطه (۱۱) فرض بر آن است که به جهت کوچک بودن بازار سرمایه ایران، نوسان ریسک ژئوپولیتیک از نوسان ریسک صنایع بورس اوراق بهادار تهران اثر نمی‌پذیرد. لذا رابطه زیر در این مورد برقرار است:

$$u_t^{GPRDV} = b_{11} \varepsilon_t^{GPRDV} \quad (12)$$

اما شوک نوسان ریسک ژئوپولیتیک به صورت زیر بر هر یک از صنایع اثر می‌گذارد:

$$a_{21} u_t^{GPRDV} + u_t^{INX} = b_{22} \varepsilon_t^{INX} \quad (13)$$

۵. یافته‌های پژوهش

پیش از پرداختن به تحلیل نتایج حاصل از مدل QQC و SVAR در جدول ۱ آمار توصیفی متغیرهای مورد استفاده در مدل ذکر شده است. داده مربوط به صنایع بورسی از پایگاه آماری شرکت مدیریت فناوری بورس تهران و داده مربوط ریسک ژئوپولیتیک از پایگاه اطلاعاتی شاخص ریسک ژئوپولیتیک^۱ استخراج شده است. همچنین، تعداد داده‌های بررسی شده برای هر متغیر برابر ۱۰۳۵ مشاهده بوده است.

همانطور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود در همه متغیرهای مورد بررسی میانه بزرگتر از میانگین است که این موضوع بیانگر چوله به چپ بودن توزیع همه متغیرها است. این موضوع توسط آماره چولگی نیز تأیید شده است. آماره کشیدگی نیز بیانگر آن است که در مورد نوسان صنایع فلزات اساسی و کانه فلزی تفاوت با میزان آماره توزیع نرمال بیشتر از نوسان باقی صنایع بوده است. آماره جاک-برا نیز نشان می‌دهد هیچ یک از متغیرها دارای توزیع نرمال نیستند. از سوی دیگر، انحراف معیار نوسان صنعت فرآورده‌های نفتی و نوسان ریسک ژئوپولیتیک مقادیر نزدیکی داشته‌اند و باقی صنایع نیز مقادیر تقریباً مشابه یکدیگر را نشان می‌دهند. همچنین، آزمون ریشه واحد دیکی-فولر نیز بیانگر آن است که همه متغیرها در سطح مانا هستند. از سوی دیگر، آزمون وقفه برای هر چهار معادله VAR برآورد شده نشان می‌دهد وقفه بهینه برای هر چهار مدل ۵ است.

1. <https://www.matteoiacoviello.com/gpr.htm>

شایان ذکر است که در هر چهار مدل SVAR برآورد شده مدل‌ها دقیقاً شناسا هستند.^۱ این امر نشان‌دهنده کفایت قیود اعمال شده برای شناسایی شوک‌های ساختاری و اطمینان از تفسیرپذیری نتایج مدل است. در حقیقت با توجه به اینکه:

$$\begin{aligned} \dim(\theta) &= \frac{N(N+1)}{2} && \text{دقیقاً شناسا} \\ \dim(\theta) &< \frac{N(N+1)}{2} && \text{بیش از حد شناسا} \\ \dim(\theta) &> \frac{N(N+1)}{2} && \text{کمتر از حد شناسا} \end{aligned}$$

در این معادلات N تعداد متغیرهای درونزا و θ تعداد پارامترهای برآورد شده است. لذا با توجه به اینکه در چهار مدل برآورد شده $N = 2$ و $\dim(\theta) = 3$ ، هر چهار مدل دقیقاً شناسا است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	حداقل	حداکثر	انحراف معیار	چولگی	کشدگی	ریشه واحد P- Value	جاری-برآ آماره	معناداری
BASV	۱۳/۷۲	۱۳/۹۱	۱۲/۳۱	۱۴/۶۰	۰/۴۱	-۱/۳۷	۶/۳۴	۰/۰۰۲	۸۹/۱۱	۰/۰۰۰
CHMV	۱۱/۳۱	۱۲/۰۳	۸/۰۷	۱۳/۰۸	۰/۴۷	-۰/۹۴	۴/۷۱	۰/۰۳۱	۳۷۴/۶۴	۰/۰۰۰
OILV	۱۳/۵۴	۱۴/۹۲	۱۱/۲۱	۱۶/۵۱	۰/۴۶	-۱/۱۳	۴/۰۵	۰/۰۴۷	۱۶۱/۱۳	۰/۰۰۰
OREV	۱۳/۶۳	۱۴/۰۶	۱۱/۲۰	۱۵/۰۳	۰/۴۳	-۲/۲۶	۸/۳۱	۰/۰۰۶	۱۶۶/۹	۰/۰۰۰
GPRDV	۳/۸۲	۴/۸۳	۲/۱۸	۶/۸۵	۰/۵۴	-۰/۳۵	۴/۲۷	۰/۰۲۷	۷۷/۰۴	۰/۰۰۰

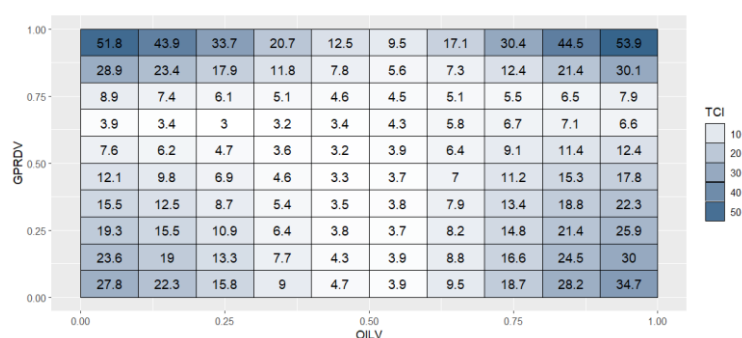
مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نمودار ۲ اندازه ارتباط نوسان شاخص صنعت فرآورده‌های نفتی با نوسان ریسک ژئوپولیتیک در دهک‌های مختلف نمایش داده شده است. همانطور که مشاهده می‌شود بیشترین ارتباط در گوشه‌های نمودار بیشتر است. به عبارت دیگر، هنگامی که ریسک ژئوپولیتیک و صنعت فرآورده‌های نفتی در دهک‌های اکستریم خود هستند بیشترین ارتباط را با یکدیگر دارند. نکته دیگری که در این نمودار جلب نظر می‌کند آن است که این ارتباط در دهک‌های نامتقارن بیشتر بوده است. به‌طوری که اگر ریسک ژئوپولیتیک در دهک ۹ و صنعت فرآورده‌های نفتی در دهک ۱ باشد ارتباط بیشتر از حالتی است که زوج مرتب (۰/۵)،

1. Structural VAR is Just-Identified

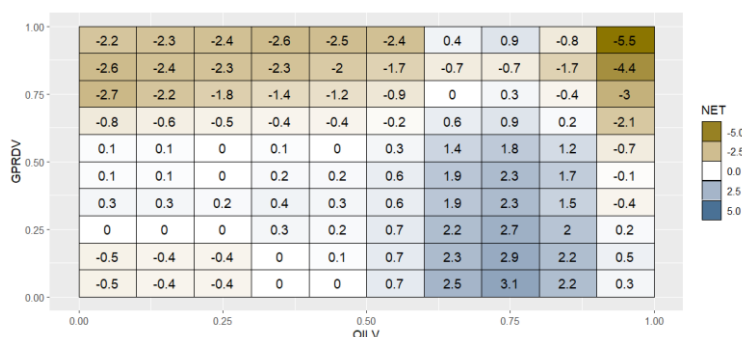
۵/۰) در نظر گرفته شود. این موضوع بیانگر آن است که در دهک‌های نامتقارن نیز انتقال ریسک با سرعت بیشتری صورت گرفته است.

نمودار ۲. ارتباط دهک به دهک شاخص صنعت فرآورده‌های نفتی و ریسک ژئوپولیتیک با رویکرد QQC



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳. ارتباط جهت‌دار دهک به دهک شاخص صنعت فرآورده‌های نفتی و ریسک ژئوپولیتیک با رویکرد QQC



مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نمودار ۲ فقط اندازه ارتباط بین دو متغیر قابل مشاهده است. به منظور مشاهده جهت ارتباط در نمودار، ارتباط جهت‌دار دو متغیر رسم شده است. در این نمودار مقادیر منفی بیانگر اثر از ریسک ژئوپولیتیک بر صنعت فرآورده‌های نفتی و بالعکس است. همانطور که مشاهده می‌شود افزایش دهک ریسک ژئوپولیتیک برابر بوده است با افزایش اثر آن بر صنعت

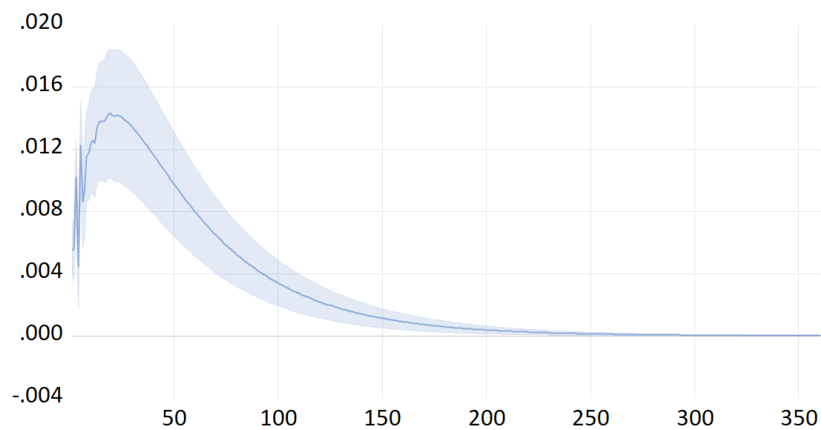
فرآورده‌های نفتی. به‌طور دقیق‌تری، ریسک ژئوپولیتیک در دهک ۶ تا ۱۰ قرار داشته بر صنعت فرآورده‌های نفتی در همه دهک‌ها اثرگذار بوده است. نکته جالب توجه آنکه در دهک‌های میانی ریسک ژئوپولیتیک این متغیر از صنعت فرآورده‌های نفتی اثر پذیرفته است. دلیل این موضوع آن است که بخشی از نوسان قیمت این صنعت بیانگر نوسان قیمت نفت و فرآورده‌های نفتی در سطح جهانی است.

در نمودار ۲ و ۳ شدت و جهت ارتباط بین دو متغیر در دهک‌های مختلف بررسی شد. در نمودار ۴ واکنش نوسان شاخص صنعت فرآورده‌های نفتی به شوک ریسک ژئوپولیتیک با استفاده از الگوی SVAR بررسی شده است. در این نمودار مشاهده می‌شود اثر شوک در لحظه موجب افزایش نوسان صنعت مذکور شده است. این افزایش پس از ۲۰۰ دوره از بین رفته است. از این رو، شوک ریسک ژئوپولیتیک بر صنعت فرآورده‌های نفتی پس از تقریباً ۷ ماه به صفر می‌گراید که این موضوع بیانگر پایداری شوک وارد شده است.

نمودار ۴. واکنش نوسان شاخص صنعت فرآورده‌های نفتی به شوک ریسک ژئوپولیتیک

Response of OILV to Shock1

95% CI using analytic asymptotic S.E.s



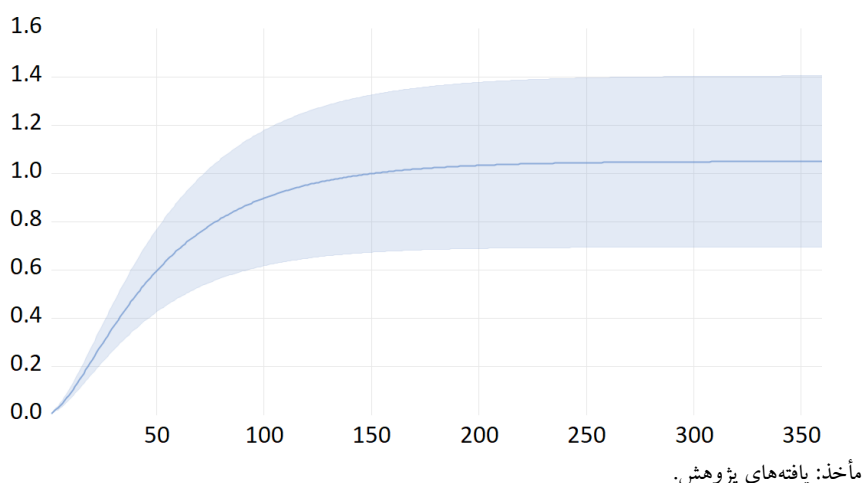
مأخذ: یافته‌های پژوهش

بنابر مطالعه ایلماز کادای (۲۰۲۴) و کالدارا و ایاکویلیو^۱ (۲۰۲۲) بررسی واکنش تجمعی دارای اهمیت فراوانی در درک چگونگی اثرگذاری ریسک ژئوپولیتیک بر صنایع بورسی است. از این رو، در نمودار ۵ واکنش تجمعی نوسان صنعت فرآورده‌های نفتی به شوک ناشی از نوسان ریسک ژئوپولیتیک ترسیم شده است. همانطور که مشاهده می‌شود پس از ۳۶۰ دوره اثر تجمعی شوک قابل توجه بوده است. در مجموع شوکی معادل یک انحراف معیار به نوسان ریسک ژئوپولیتیک پس از ۳۶۰ دوره به میزان ۱ بر نوسان شاخص صنعت فرآورده‌های نفتی اثر گذاشته است.

نمودار ۵. واکنش تجمعی نوسان شاخص فرآورده‌های نفتی به شوک نوسان ریسک ژئوپولیتیک

Accumulated Response of OILV to Shock1

95% CI using analytic asymptotic S.E.s

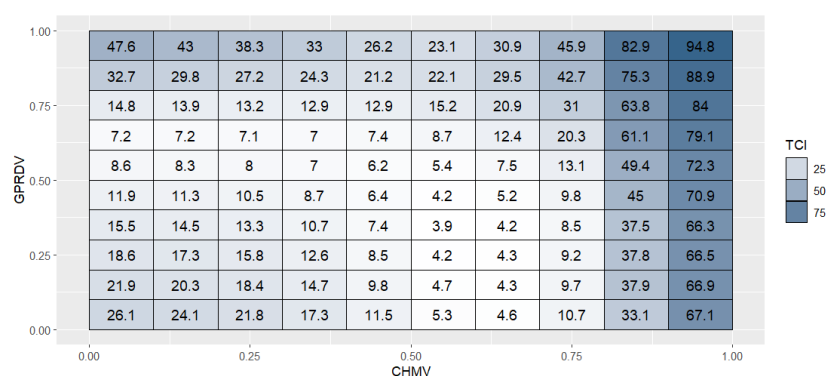


در نمودار ۶ اندازه ارتباط دهک به دهک محصولات شیمیایی و ریسک ژئوپولیتیک نشان داده شده است. در این نمودار مشاهده می‌شود که بیشترین میزان ارتباط در دهک‌های ۹ و ۱۰ صنعت محصولات شیمیایی رخ داده است. به‌طوری که اگر این صنعت در دهک ۹ و ۱۰ قرار داشته باشد ریسک ژئوپولیتیک در همه دهک‌ها بیشترین ارتباط را با آن خواهد داشت. از سوی دیگر، مشخص است هنگامی که ریسک ژئوپولیتیک در دهک ۵ تا ۱۰ قرار

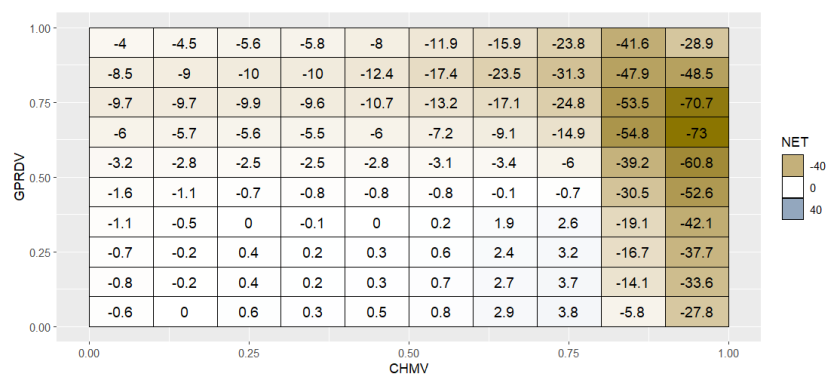
1. Caldara, D. & Iacoviello, M.

داشته، شدت ارتباط آن با محصولات شیمیایی بیشتر بوده است. در نتیجه می‌توان چنین بیان داشت که صنعت محصولات شیمیایی در دهک‌های ۹ و ۱۰ ارتباط زیادی با ریسک ژئوپولیتیک داشته است و اگر ریسک ژئوپولیتیک در دهک‌های ۵ تا ۱۰ قرار داشته باشد نیز اندازه ارتباط افزایش خواهد یافت.

نمودار ۶. ارتباط دهک به دهک صنعت محصولات شیمیایی و ریسک ژئوپولیتیک با رویکرد QQC



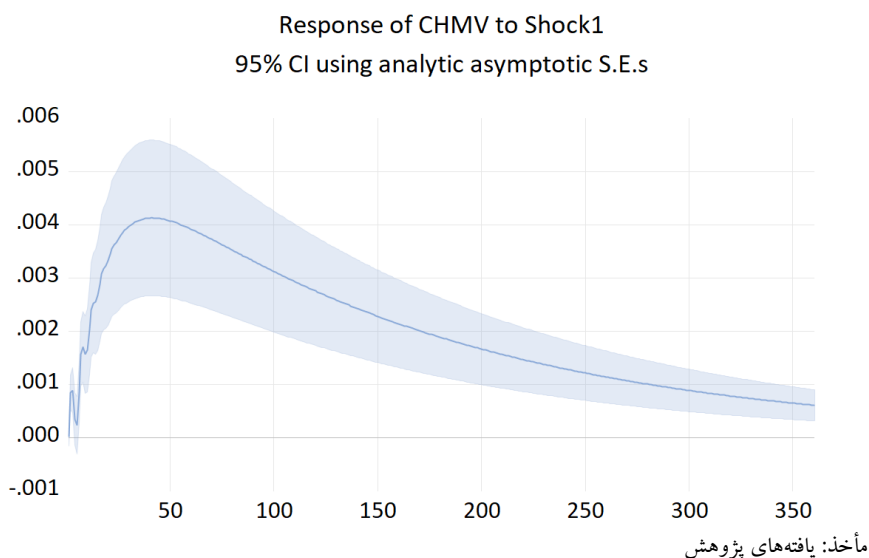
نمودار ۷. ارتباط جهت‌دار دهک به دهک صنعت محصولات شیمیایی و ریسک ژئوپولیتیک با رویکرد QQC



در نمودار ۷ ملاحظه می‌شود هنگامی که ریسک ژئوپولیتیک بالاتر از دهک ۴ قرار گرفته بر صنعت محصولات شیمیایی اثرگذار بوده است. از سوی دیگر، وقتی که صنعت محصولات شیمیایی در دهک ۹ و ۱۰ قرار داشته اثر ریسک ژئوپولیتیک شدت بیشتری یافته است. نتیجه آنکه با افزایش دهک‌های هر دو متغیر شدت اثرگذاری ریسک ژئوپولیتیک بر صنعت محصولات شیمیایی افزایش می‌یابد.

در نمودار ۸ واکنش صنعت محصولات شیمیایی به شوک ریسک ژئوپولیتیک نشان داده شده است. همانطور که مشاهده می‌شود اثر شوک در دوره اول صفر و در دوره دوم مثبت شده و پس از ۳۰۰ دوره به کمترین میزان خود رسیده است. با این حال، واکنش به شوک ناشی از نوسان ریسک ژئوپولیتیک در طول زمان به سمت مقدار مثبتی همگرا شده است. لذا، شوک مورد نظر اثر پایداری داشته است.

نمودار ۸. واکنش صنعت محصولات شیمیایی به شوک ریسک ژئوپولیتیک

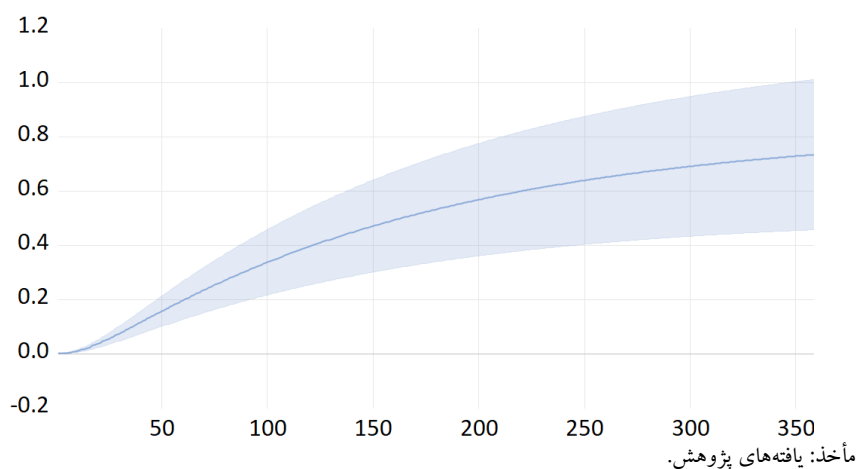


در نمودار ۹ واکنش تجمعی به شوک ناشی از نوسان ریسک ژئوپولیتیک نشان داده شده است. در این موارد مشاهده می‌شود که واکنش تجمعی شاخص صنعت محصولات شیمیایی در طول زمان به صورت نمایی بوده است. به عبارت دیگر، با گذشت ۳۶۰ دوره اثر قابل

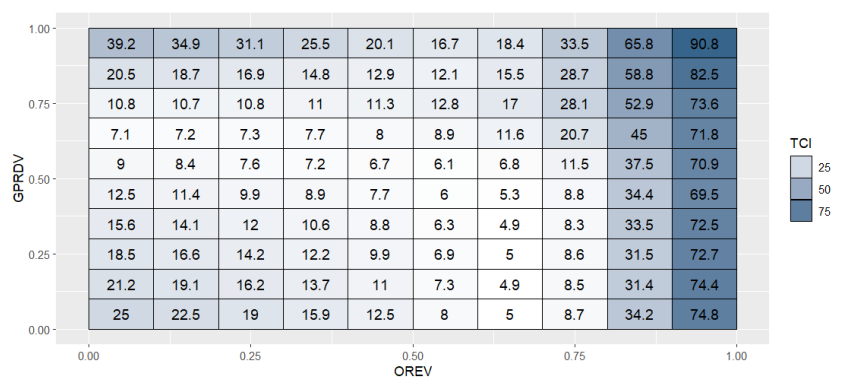
توجهی از شوک ناشی از نوسان ریسک ژئوپولیتیک بر نوسان شاخص صنعت محصولات شیمیایی وجود داشته است. این اثر پس از ۳۶۰ دوره معادل ۰/۶ بوده است.

نمودار ۹. واکنش تجمعی نوسان صنعت صنایع شیمیایی به شوک نوسان ریسک ژئوپولیتیک

Accumulated Response of CHMV to Shock1
95% CI using analytic asymptotic S.E.s



نمودار ۱۰. ارتباط دهک به دهک صنعت کانه فلزی و ریسک ژئوپولیتیک با رویکرد QQC

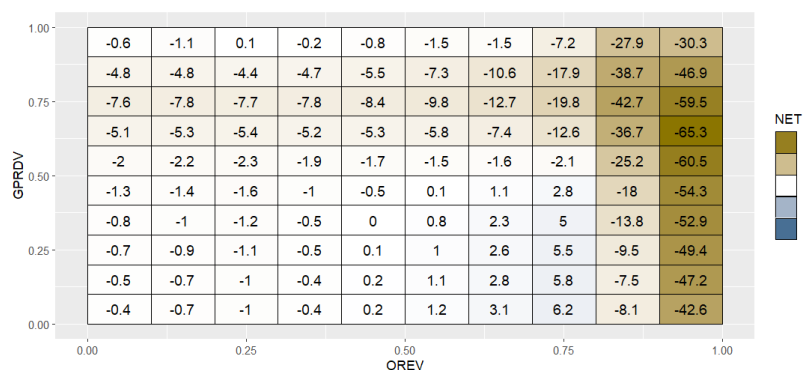


در نمودار ۱۰ ارتباط دهک به دهک صنعت کانه فلزی و ریسک ژئوپولیتیک ترسیم شده است. در این نمودار مشاهده می‌شود که بیشترین ارتباط در دهک نه و ده صنعت کانه فلزی رخ داده است. از سوی دیگر، در گوشه‌های مستطیل رسم شده ارتباط بیشتری قابل مشاهده است. یعنی زمانی که دو متغیر در دهک‌ها ۱ و ۲ یا ۹ و ۱۰ قرار داشته‌اند، بیشترین میزان ارتباط بین آنها برقرار بوده است.

در نمودار ۱۱ قابل مشاهده است که قرار گرفتن ریسک ژئوپولیتیک در دهک ۵ تا ۱۰ موجب اثرگذاری آن بر صنعت کانه فلزی شده است. به ویژه، همانند صنعت محصولات شیمیایی، هنگامی که صنعت کانه فلزی در دهک ۹ و ۱۰ قرار داشته اثر ریسک ژئوپولیتیک بر آن نیز افزایش یافته است.

نمودار ۱۱. ارتباط جهت‌دار دهک به دهک صنعت کانه فلزی و ریسک ژئوپولیتیک با رویکرد

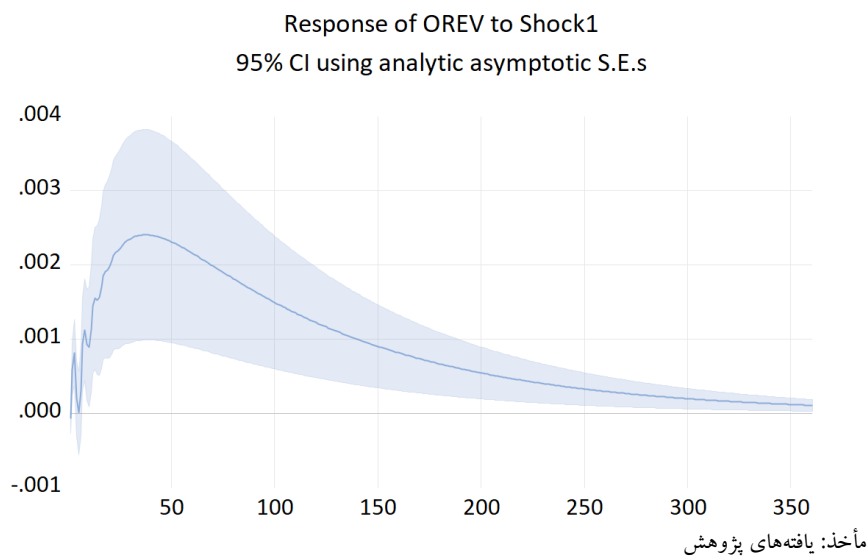
QQC



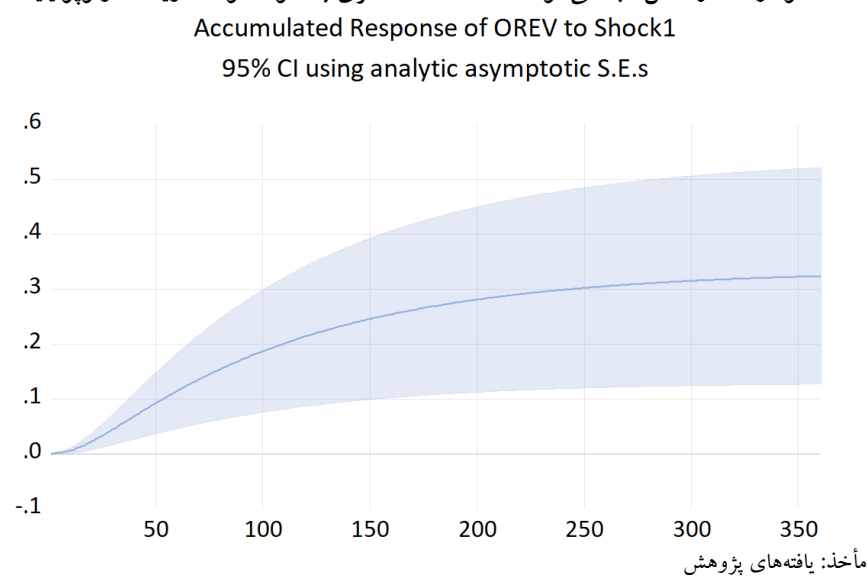
مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نمودار ۱۲ شوک ناشی از ریسک ژئوپولیتیک بر صنعت کانه فلزی نشان داده شده است. در این نمودار مشاهده می‌شود که اثر شوک، هرچند در مقایسه با سایر صنایع بسیار جزئی است، اما مثبت بوده و پس از ۲۰۰ دوره به صفر گرایش داشته است. البته باید توجه داشت که در مقایسه با اثر شوک ریسک ژئوپولیتیک بر صنعت محصولات شیمیایی، اثر قابل مشاهده در نمودار ۱۲ بسیار کوچک بوده است.

نمودار ۱۲. واکنش صنعت کانه فلزی به شوک ریسک ژئوپولیتیک



نمودار ۱۳. واکنش تجمعی نوسان صنعت کانه فلزی به شوک نوسان ریسک ژئوپولیتیک

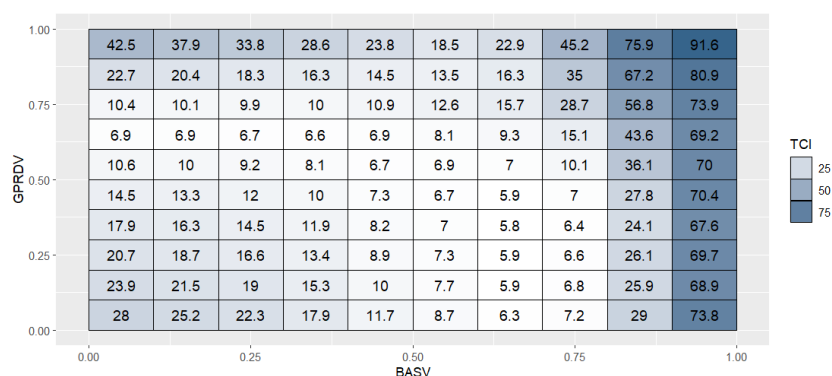


در نمودار ۱۳ نیز واکنش تجمعی نوسان شاخص صنعت کانه فلزی به شوک ناشی از نوسان ریسک ژئوپولیتیک نشان داده شده است. در این نمودار نیز مشاهده می‌شود که پس

از ۳۶۰ دوره شوک ریسک ژئوپولیتیک اثری معادل ۰/۳ بر صنعت کانه فلزی را نشان می‌دهد.

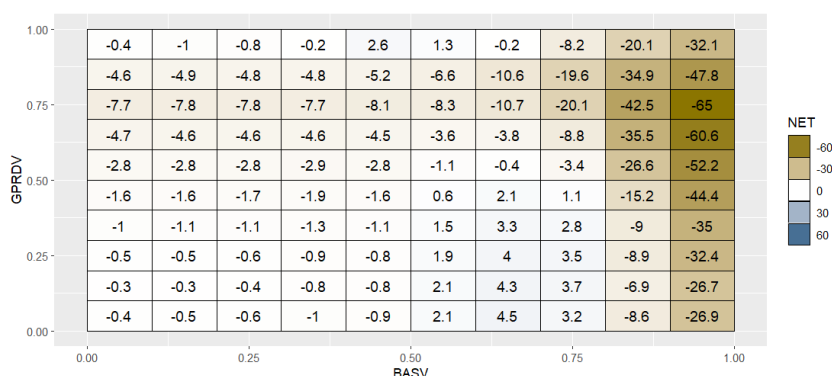
در نمودار ۱۴ ارتباط دهک به دهک بین صنعت فلزات اساسی و ریسک ژئوپولیتیک رسم شده است. همانطور که مشاهده می‌شود در این نمودار بیشترین میزان ارتباط به ترتیب در دهک ۱۰، ۹ و ۸ صنعت فلزات اساسی رخ داده است. از سوی دیگر، زمانی که هر دو متغیر در مقادیر اکستریم قرار داشته‌اند نیز اندازه ارتباط بیشتر بوده است.

نمودار ۱۴. ارتباط دهک به دهک صنعت فلزات اساسی و ریسک ژئوپولیتیک با رویکرد QQC



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱۵. ارتباط جهت‌دار دهک به دهک صنعت فلزات اساسی و ریسک ژئوپولیتیک با رویکرد QQC

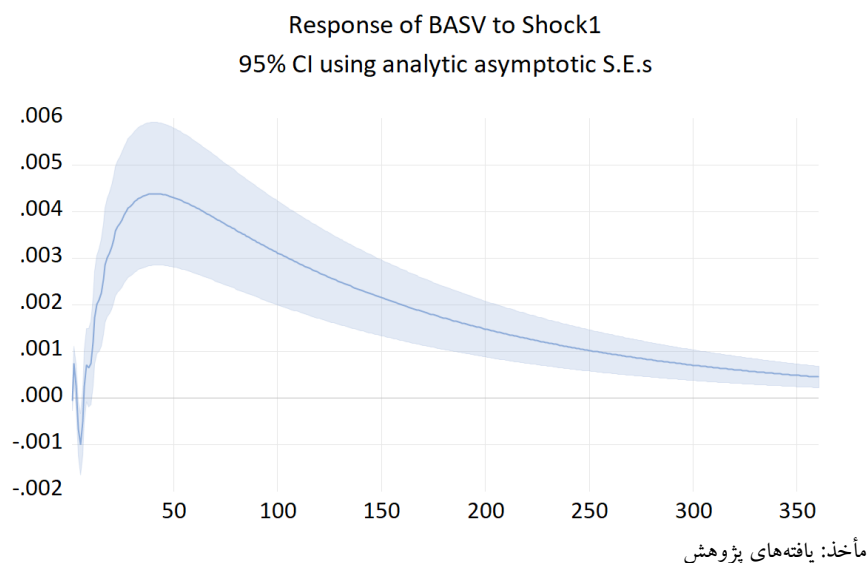


مأخذ: یافته‌های پژوهش

ارتباط جهت‌دار دو متغیر در نمودار ۱۵ بررسی شده است. در این نمودار نیز مشابه صنایع دیگر، ریسک ژئوپولیتیک در دهک ۵ تا ۱۰ همواره بر صنعت فلزات اساسی اثرگذار بوده است. همچنین، هرگاه صنعت فلزات اساسی در دهک ۹ و ۱۰ بوده اثر ریسک ژئوپولیتیک بر این صنعت شدت یافته است.

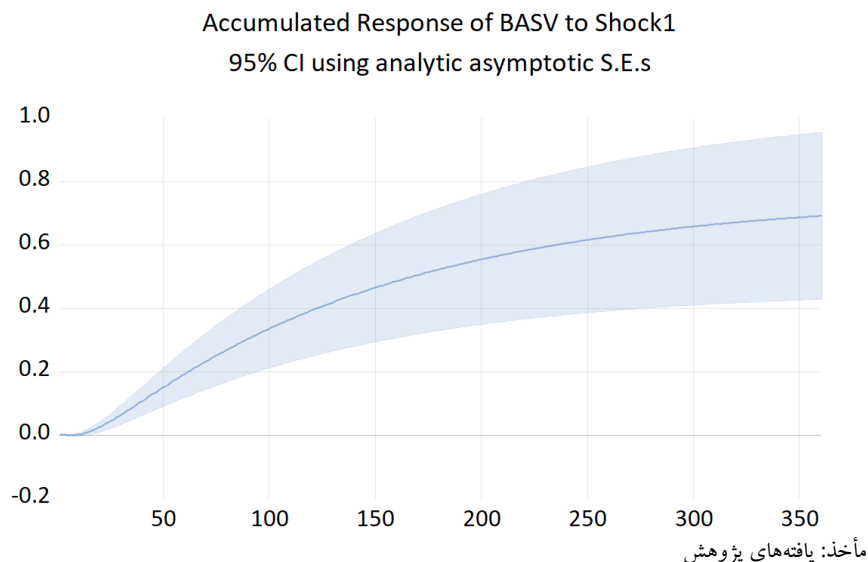
همانطور که در نمودار ۱۶ مشاهده می‌شود، اثر شوک ریسک ژئوپولیتیک بر صنعت فلزات اساسی مثبت بوده و پس از ۳۰۰ دوره در مقدار مثبتی ثابت شده است. نکته‌ای که باید در نظر داشت آن است که بعد از ۳۶۰ دوره شوک همچنان مثبت است. همچنین، اثر شوک در مقایسه با نمودار ۱۲ بیشتر بوده است. لذا شوک ناشی از ریسک ژئوپولیتیک اثر بیشتری بر فلزات اساسی در مقایسه با کانه فلزی داشته است.

نمودار ۱۶. واکنش صنعت فلزات اساسی به شوک ریسک ژئوپولیتیک



در نمودار ۱۷ واکنش تجمعی نوسان شاخص صنعت فلزات اساسی به شوک ناشی از نوسان ریسک ژئوپولیتیک رسم شده است. این نمودار بیانگر آن است که پس از گذشت ۳۶۰ دوره مقدار واکنش تجمعی معادل ۰/۵ بوده است.

نمودار ۱۷. واکنش تجمعی نوسان صنعت فلزات اساسی به شوک نوسان ریسک ژئوپولیتیک



در یک جمع‌بندی کلی می‌توان چنین بیان کرد که ارتباط ریسک ژئوپولیتیک با صنعت فرآورده‌های نفتی در دهک‌های اکسترمم بیشتر بوده است. این در حالی است که اثر این متغیر بر سایر صنایع بررسی شده با افزایش نوسان آنها افزایش یافته است. همچنین، در مورد ارتباط جهت‌دار صنعت فرآورده‌های نفتی و ریسک ژئوپولیتیک بیشترین اثرپذیری صنعت مذکور هنگامی بوده که ریسک در دهک ۸ تا ۱۰ قرار داشته است. اما نکته‌ای که در ارتباط با اثر ریسک ژئوپولیتیک بر صنایع محصولات شیمیایی، کانه فلزی و فلزات صنعتی جالب توجه است، آن است که هرگاه این صنایع در دهک ۹ و ۱۰ قرار داشته‌اند اثر ریسک ژئوپولیتیک در همه دهک‌های آن تشدید شده است. به عبارت دیگر، افزایش نوسان در صنایع ذکر شده موجب افزایش اثرپذیری این صنایع از ریسک ژئوپولیتیک شده است.

در مورد بررسی شوک نوسان ریسک ژئوپولیتیک با استفاده از مدل SVAR پاسخ آنی به شوک ناشی از نوسان ریسک ژئوپولیتیک در همه صنایع مثبت بوده است. همچنین، واکنش تجمعی در همه صنایع نیز بیانگر آن است که پس از ۳۶۰ دوره نوسان شاخص صنعت فرآورده‌های نفتی به میزان ۱، محصولات شیمیایی ۰/۶، کانه فلزی ۰/۳ و فلزات اساسی ۰/۵

افزایش داشته است. همانطور که مشاهده می‌شود در بین صنایع مورد مطالعه اثرپذیری صنعت فرآورده‌های نفتی بیش از سایر صنایع بوده است.

۶. نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی

افزایش ارتباطات جهانی موجب شده است بازار سرمایه در همه کشورها تحت تأثیر متغیرهای جهانی قرار گیرد و به تغییرات آنها واکنش نشان دهد. یکی از مهم‌ترین این متغیرها ریسک ژئوپلیتیک است. این متغیر شاخصی است که با آن می‌توان میزان ریسک ناشی از تهدید، جنگ و درگیری نظامی و حملات تروریستی را سنجید. این ریسک در هنگام بروز رخداد‌های مختلف افزایش و کاهش می‌یابد. برای مثال وقوع جنگ روسیه-اوکراین و رکود اقتصادی ۲۰۰۸ موجب افزایش این ریسک شده‌اند. لذا هر آنچه موجب افزایش تهدید در سطح بین‌المللی شود می‌تواند بر این متغیر اثرگذار باشد. از سوی دیگر، این شاخص به عنوان نماگری عمل می‌کند که سرمایه‌گذاران با استفاده از آن می‌توانند نسبت به میزان سرمایه‌گذاری آتی خود تصمیم بگیرند. اگر ریسک ژئوپلیتیک افزایش یابد، سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد و بالعکس (Lu, et al., 2020). از این رو، در این مطالعه به این سؤال پرداخته شده است که «آیا نوسانات ریسک ژئوپلیتیک در سطح جهانی بر صنعت فرآورده‌های نفتی، شیمیایی، کانه‌های فلزی و فلزات اساسی در بازار سرمایه ایران اثرگذار بوده است؟» برای پاسخ به این پرسش از دو مدل Quantile on Quantile Connectedness (QQC) و SVAR استفاده شده است. مدل QQC ارتباط بین ریسک ژئوپلیتیک و هر صنعت را به صورت دهک به دهک مورد بررسی قرار می‌دهد. با این حال این مدل، شیوه واکنش هر صنعت به ریسک ژئوپلیتیک را مشخص نمی‌کند. لذا برای بررسی این موضوع از مدل SVAR استفاده شده است. در این مدل واکنش نوسان قیمت هر صنعت به شوک ناشی از نوسان ریسک ژئوپلیتیک بررسی شده است. نتیجه به دست آمده از این پژوهش بیانگر آن است که ارتباط بین ریسک ژئوپلیتیک و فرآورده‌های نفتی در دهک‌های اکسترمم بیشتر بوده است. در مورد سایر صنایع آنچه مشهود است آن است که در مدل QQC اولاً هنگامی که نوسان ریسک ژئوپلیتیک در دهک ۹ و ۱۰ قرار دارد بیشترین اثر را بر صنایع می‌گذارد و ثانیاً هرگاه نوسان صنایع در دهک ۹ و ۱۰ قرار داشته باشد از ریسک ژئوپلیتیک، در همه دهک‌های آن، بیشترین اثر را می‌پذیرد. همچنین، نتایج الگوی SVAR نیز نشان داد شوک

ناشی از ریسک ژئوپولیتیک بر این صنایع پس از ۳۶۰ دوره همچنان مثبت است. به عبارت دیگر، شوک ناشی از ریسک ژئوپولیتیک اثر پایداری بر نوسان صنایع مورد بررسی در این مطالعه داشته است.

با توجه به نتایج حاصل شده می توان پیشنهاداتی به شرح زیر ارائه داد:

- سیاست گذاران باید به شناسایی و حمایت از صنایع استراتژیک که بیشترین تأثیر را از ریسک های ژئوپولیتیکی می پذیرند، بپردازند. این حمایت می تواند شامل کاهش مالیات، ارائه تسهیلات مالی و حمایت های قانونی باشد.
- تدوین و اجرای استراتژی های بلندمدت اقتصادی که با در نظر گرفتن تحولات ژئوپولیتیکی و پیش بینی های اقتصادی تدوین شده اند، می تواند به کاهش ریسک ها و افزایش ثبات اقتصادی کمک کند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد

ORCID

Iman Dadashi  <https://orcid.org/0000-0003-4896-0097>

Vahid Omid  <https://orcid.org/0000-0003-2074-3920>

منابع

پدرام، مهدی، شیرین بخش، شمس الله و افشار، آذین. (۱۳۹۰). نقش قیمت مسکن در سازوکار انتقال پولی: رویکرد SVAR و شبیه سازی وضعیت ناقص. *پژوهش های پولی-بانکی*، ۳(۷)، ۱۰۸-۷۷.

پهلوان، ساره، نجفی مقدم، علی، امام وردی، قدرت الله و دارابی، رویا. (۱۴۰۱). بررسی تأثیر ریسک های مالی، اقتصادی سیاسی و بین الملل بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش ARDL، *دانش سرمایه گذاری*، ۱۱(۴۱)، ۳۳۲-۳۶۰.

طالبلو، رضا و باقری تودشکی، محمدمهدی. (۱۴۰۳). احساسات به عنوان یک عامل ریسک در بازار سرمایه: تحلیلی از بورس اوراق بهادار تهران در چارچوب عامل تنزیل تصادفی (SDF).

پژوهش های اقتصادی ایران، ۲۹(۹۹)، ۸۹-۴۹

doi: 10.22054/ijer.2023.73028.1175

- 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 سبده سازی بهینه؛ رویکرد TVP-VAR. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، مقاله آماده انتشار. doi: 10.22054/ijer.2024.77367.1250
- عیسی‌زاده، سعید، محمودوند، رحیم و میرعالی، فرانک. (۱۴۰۰). اثر تحریم‌های اقتصادی بر GDP سرانه در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۹ (۱۰۰)، ۲۸۹-۳۲۰.
- فارسی علی‌آبادی، محمدمهدی و دشتبانی، یاور. (۱۴۰۲). ریسک ژئوپولیتیک، نااطمینانی اقتصادی و تغییر رژیم تولید نفت، مطالعه موردی ایران و عربستان سعودی. *پژوهشنامه اقتصاد/انرژی ایران*، ۱۳ (۴۹)، ۱۷۶-۱۴۷. doi: 10.22054/jiee.2023.73675.2006
- نجفی، حامد، سعادت، رحمان، ابونوری، اسمعیل و مداح، مجید. (۱۴۰۲). مدل سازی تجارت خارجی ایران با تأکید بر شاخص‌های تحریم و ریسک ژئوپولیتیک، *اقتصاد و تجارت نوین*، ۱۸ (۳)، ۹۳-۱۲۹. doi: 10.30465/jnet.2023.45261.2033

References

- Abdel-Latif, H. & El-Gamal, M. (2020). Financial liquidity, geopolitics, and oil prices. *Energy Economics*, 87, 104482. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104482>.
- Agoraki, M.E.K., Kouretas, G.P. & Laopodis, N.T. (2022). Geopolitical risks, uncertainty and stock market performance. *Economic and Political Studies*, 10(3), 253-265. <https://doi.org/10.1080/20954816.2022.2095749>.
- Caldara, D. & Iacoviello, M. (2022). Measuring geopolitical risk. *American Economic Review*, 112(4), 1194-1225. <https://doi.org/10.1257/aer.20191823>.
- Chang, T. & Chen, W.Y. & Gupta, R. & Nguyen, D.K. (2015). Are stock prices related to the political uncertainty index in OECD countries? Evidence from the bootstrap panel causality test. *Economic Systems*. 39(2). 288-300. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2014.10.005>.
- Chau, F., Deesomsak, R. & Wang, J. (2014). Political uncertainty and stock market volatility in the Middle East and North African (MENA) countries. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 28, 1-19. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2013.10.008>.
- Das, D., Kannadhasan, M. & Bhattacharyya, M. (2019). Do the emerging stock markets react to international economic policy uncertainty, geopolitical risk and financial stress alike? *The North American Journal of Economics and Finance*, 48, 1-19. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2019.01.008>.

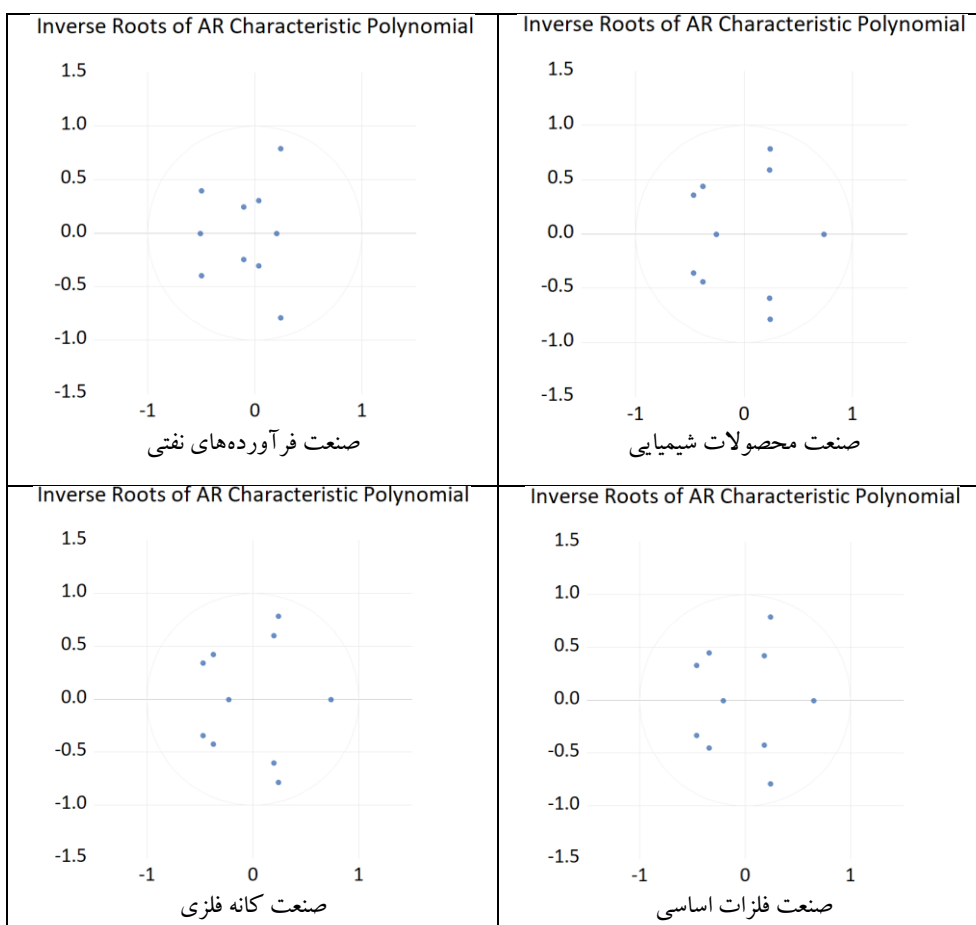
- Dervis, K., (2020). The effect of domestic and foreign risks on an emerging stock market: A time series analysis. *The North American Journal of Economics and Finance*, 51:100876. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.11.005>
- Diebold, F.X. & Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of forecasting*, 28(1), 57-66. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2011.02.006>.
- Eisazadeh, S., Mahmoodvand, R. & Miraali, F. (2022). The effect of economic sanctions on per capita GDP in the Iranian economy using the Synthetic control method. *Qjerp*, 29(100), 289-320 [in Persian]
- Farsi Aliabadi, M.M. & Dashtbani, Y. (2023). Geopolitical risk, economic uncertainty and changing oil production regime; A case study of Iran and Saudi Arabia. *Iran Energy Economy Research Journal*, 13(49), 147-176. doi: 10.22054/jiee.2023.73675.2006. [in Persian]
- Fiorillo, P., Meles, A., Pellegrino, L.R. & Verdoliva, V. (2024). Geopolitical risk and stock price crash risk: the mitigating role of ESG performance. *International Review of Financial Analysis*, 91, 102958. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102958>.
- Gabauer, D. & Stenfors, A. (2024). Quantile-on-quantile connectedness measures: Evidence from the US treasury yield curve. *Finance Research Letters*, 60, 104852. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.104852>.
- Koop, G., Pesaran, M.H. & Potter, S.M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of econometrics*, 74(1), 119-147. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01753-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01753-4).
- Lu, Z., Gozgor, G., Huang, M. & Lau, C.K.M. (2020). The Impact of Geopolitical Risks on Financial Development: Evidence from Emerging Markets. *Journal of Competitiveness*, 12(1), 93-107. <https://doi.org/10.7441/joc.2020.01.06>.
- Najafi, H., Saadat, R., Abu Nouri, I. & Madah, M. (2023). Modeling Iran's foreign trade with an emphasis on sanctions and geopolitical risk indicators. *Modern Economy and Trade*, 18(3), 129-93. doi: 10.30465/jnet.2023.45261.2033. [in Persian]
- North, D.C. (2005). *Understanding the Process of Economic Change*. Princeton University Press. <http://www.jstor.org/stable/j.ctt7zvbxt>
- Pahlavan, S., Najafi Moghadam, A., Imam Vardi, Gh. & Darabi, R. (2022). Investigating the impact of financial, economic, political and international risks on Tehran Bahadra Stock Exchange index using ARDL method. *Investment Knowledge*, 11(41), 332-3603. [in Persian]
- Pedram, M., Shirin Bakhsh, Sh. & Afshar, A. (2011). The role of housing prices in monetary transmission mechanism: SVAR approach and imperfect state simulation. *Monetary and Banking Researches*, 3(7), 108-77. [in Persian]

- Suleman, M.T. & Randal, J. (2016). Dynamics of political risk rating and stock market volatility. Available at SSRN 2315645. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2315645>.
- Taleblo, R. & Bagheri Toodeshki, M.M. (2022). Sentiment as a risk factor in capital market: an analysis of the tehran stock exchange in stochastic discount factor (SDF) framework. *Journal of Economics Research*. <https://doi.org/10.22054/ijer.2023.73028.1175> [in Persian]
- 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*, (In press), doi: 10.22054/ijer.2024.77367.1250[in Persian]
- Yilmazkuday, H. (2024). Geopolitical risk and stock prices. *European Journal of Political Economy*, 83, 102553. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2024.102553>.

پیوست‌ها

ریشه‌های معکوس چندجمله‌ای مشخصه AR

همه ریشه‌ها در دایره‌ای به شعاع یک قرار گرفته‌اند که بیانگر پایداری مدل VAR برآورد شده است.



آزمون خودهمبستگی LM

آزمون خودهمبستگی LM بیانگر عدم وجود خودهمبستگی در اجزای اخلال است.

Prob.	Lag	Prob.	Lag
0.8167	1	0.9538	1
0.4327	2	0.8791	2
0.7109	3	0.7560	3
0.9741	4	0.5526	4
0.9455	5	0.3088	5
صنعت فرآورده‌های نفتی		صنعت محصولات شیمیایی	

Prob.	Lag	Prob.	Lag
0.7779	1	0.7799	1
0.5806	2	0.0878	2
0.3935	3	0.2484	3
0.2778	4	0.7837	4
0.8884	5	0.7355	5
صنعت کانه فلزی		صنعت فلزات اساسی	

آزمون ناهمسانی واریانس

در اجزای اخلال ناهمسانی واریانس وجود ندارد.

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Date: 12/27/24 Time: 16:25

Sample (Adjusted): 1/05/2020 12/24/2024

Included observations: 1033 after adjustments

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
182.5005	180	0.4340

Individual components:

Dependent	R-squared	F(30,45)	Prob.	Chi-sq(30)	Prob.
res1*res1	0.361586	0.849572	0.6775	27.48053	0.5979
res2*res2	0.379868	0.918841	0.5906	28.87000	0.5244
res3*res3	0.403821	1.016021	0.4722	30.69036	0.4307

صنعت فرآورده‌های نفتی

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Date: 12/27/24 Time: 16:27

Sample (Adjusted): 1/05/2020 12/24/2024

Included observations: 1033 after adjustments

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
183.0541	180	0.4226

Individual components:

Dependent	R-squared	F(30,45)	Prob.	Chi-sq(30)	Prob.
res1*res1	0.347183	0.797734	0.7407	26.38591	0.6553
res2*res2	0.238089	0.468733	0.9845	18.09474	0.9570
res3*res3	0.453908	1.246792	0.2471	34.49704	0.2614

صنعت محصولات شیمیایی

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)
Date: 12/27/24 Time: 16:30
Sample (Adjusted): 1/05/2020 12/24/2024
Included observations: 1033 after adjustments

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
171.3250	180	0.6662

Individual components:

Dependent	R-squared	F(30,45)	Prob.	Chi-sq(30)	Prob.
res1*res1	0.382009	0.927221	0.5801	29.03271	0.5159
res2*res2	0.402679	1.011212	0.4779	30.60360	0.4351
res3*res3	0.479091	1.379582	0.1612	36.41092	0.1949

صنعت کانه فلزی

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)
Date: 12/27/24 Time: 16:31
Sample (Adjusted): 1/05/2020 12/24/2024
Included observations: 1033 after adjustments

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
202.4354	180	0.1207

Individual components:

Dependent	R-squared	F(30,45)	Prob.	Chi-sq(30)	Prob.
res1*res1	0.413480	1.057459	0.4250	31.42451	0.3948
res2*res2	0.447155	1.213240	0.2737	33.98381	0.2815
res3*res3	0.371465	0.886502	0.6312	28.23135	0.5582

صنعت فلزات اساسی

استناد به این مقاله: داداشی، ایمان و امیدی، وحید. (۱۴۰۳). اثر ریسک ژئوپلیتیک بر شاخص قیمتی صنایع منتخب با استفاده از مدل QQC و SVAR. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۹(۱۰۱)، ۱۱۹-۱۵۹.



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



Factors Influencing the Housing Price and Its Convergence in Provinces of Iran: A Spatial Econometric Approach

Ali Hasanvand* 

Assistant Professor, Department of Economics,
Lorestan University, Khorramabad, Iran

Abstract

Housing is a critical economic sector, with its growth benefiting households. However, rising prices in recent years have diminished household welfare. Using provincial-level data (2011–2021) and a spatial econometric approach, this study analyzed the factors driving housing price increases. The findings revealed that urbanization and economic growth positively influenced housing prices, while financial development had negative spillover effects, underscoring the role of traders in price determination. Although industrialization had no direct effect, its spillover effects were found to be positive, highlighting the service sector's influence. The study confirmed the housing price divergence and recommended enforcing tax laws on vacant properties and increasing financing in the housing sector to improve Iran's housing market.

1. Introduction

Housing is considered a unique commodity due to its dual nature as both a consumption good and a capital asset, along with its inelastic supply, essential role as shelter for primary households, and lack of substitutes. In the short term, housing supply remains inelastic to price changes due to the structural characteristics of durable goods. Given the significant capital aspect of housing, it is consistently subject to price fluctuations, much like other capital goods markets. Urbanization plays a dual role in housing demand: it increases consumption demand while simultaneously creating investment opportunities, driving up demand for housing as an asset. Another key factor influencing housing prices is the credit ratio. A higher credit-to-GDP ratio suggests the expansion

* Corresponding Author: Hasanvand.al@lu.ac.ir

How to Cite: Hasanvand, A. (2025). Factors Influencing the Housing Price and Its Convergence in Provinces of Iran: A Spatial Econometric Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(101), 160-190.

of rentier markets—such as speculative housing transactions—that lack real added value, ultimately leading to price increases. Therefore, analyzing the factors influencing housing prices is both important and valuable.

2. Materials and Methods

The present research relied on theoretical and empirical literature (i.e., Cook et al., 2018; Kavlihua and Kameti, 2019; Su et al., 2021) to identify the factors influencing housing prices. Accordingly, Equation (1) was used to analyze these factors.

$$(1) \text{pric}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{gdp}_t + \alpha_2 \text{indus}_t + \alpha_3 \text{cred}_t + \alpha_4 \text{urban}_t + \varepsilon_t$$

In Equation (1), *pric* represents the price per square meter of housing, *gdp* denotes real gross domestic product, *indus* refers to industrialization (measured as the ratio of industry value added to total value added), and *cred* is the ratio of bank credit to GDP, serving as an indicator of financial development. Additionally, *urban* represents the urbanization rate, calculated as the ratio of the urban population to the total population. Research data was collected from the Central Bank of Iran and the Statistical Center of Iran. To apply the spatial econometric approach, the study used the Moran test to examine spatial effects of the research variables.

3. Results and Discussion

When spillover effects were not considered, financial development in each province had a positive and significant effect on the housing price. This is primarily because the production sector lacks more profitable investment opportunities than housing, leading to a substantial portion of credit flowing into the housing market and driving up prices. A high credit-to-GDP ratio indicates a surplus of financial resources, which, in turn, accelerates the growth of rentier activities. As a result, part of the credit expansion's effect on housing demand stems from speculative investment, while another part is driven by increased access to credit for lower-decile households and consumer demand.

The second factor influencing the housing price is GDP, which has a positive and significant effect. The rise in GDP can be analyzed from two perspectives: the macroeconomic level and the household (microeconomic) level. At the household level, an increase in GDP leads to higher per capita income, boosting purchasing power. Consequently, demand for housing—considered a normal good—rises, which drives up prices. This hypothesis is supported by two key observations: first, a relatively high proportion of households do not own homes, and second, there is a significant diversity in housing options. At the macro level, part of the increased economic growth can

be attributed to the expansion of the housing sector, which led to a greater supply of housing. However, since micro-level effects outweigh macro-level effects in this case, housing prices still rose. Given that economic growth in the 1990s was below one percent, the impact of this factor was not particularly significant.

The spatial camera approach was employed to examine the spatial effects of factors on the housing price. The results indicated that increased urbanization in neighboring provinces does not significantly impact the housing price in a specific province. This suggests that the opportunities and benefits of urbanization are not transferred between provinces. However, other research variables showed a significant spatial effect on the housing price. According to the estimates, a rise in the credit ratio in neighboring provinces reduces speculative demand for housing in a specific province, leading to a decline in the housing price. An increase in the credit ratio indicates greater prosperity in non-value-added speculative activities. The movement of these sources to certain provinces results in declining housing prices in others. Moreover, as GDP rises in neighboring provinces, employment opportunities become more attractive, making those provinces more desirable places to live. This then leads to a drop in the housing price.

4. Conclusion

The rise in the housing price has long been one of the biggest challenges in ensuring affordable housing for households. As housing prices increase and a larger portion of household income is spent on essential goods, overall household welfare declines significantly. In contemporary Iran, the existing legal texts emphasize financing housing for households and enforcing the Production Leap Law. Therefore, analyzing the factors influencing housing prices is crucial for shaping an effective policy roadmap. The results indicated that rising urbanization, the credit-to-GDP ratio, and GDP itself have a positive and significant effect on the housing price. Furthermore, convergence analysis suggests that housing prices in Iranian cities are diverging. The negative spatial correlation of housing prices between cities reflects the dominance of housing as a capital asset rather than a consumer good. A key factor behind traders' strong influence in the housing market is their greater access to financial credits compared to consumer buyers. However, the positive effects of urbanization have not been widely transferable across many cities due to its benefits. Furthermore, the high share of the service sector in GDP and the positive spillover effects of industrialization across provinces have led to an inverse relationship in housing prices—rising prices in neighboring provinces have contributed to price declines in specific provinces. To improve housing

conditions, the most critical policy measures include enhancing financial access for low-income households and diversifying housing options to increase their chances of securing affordable housing.

5. Acknowledgments

The author sincerely thanks all colleagues and individuals who contributed to the completion of this article.

Keywords: Housing Price, Credit Ratio, Spatial Econometrics

JEL Classification: A10, I30, I38, R20

عوامل مؤثر بر قیمت مسکن و همگرایی آن در استان‌های ایران (رهیافت اقتصادسنجی فضایی)

علی حسنوند *  استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران

چکیده

مسکن یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی است که رشد و توسعه آن، اثرات مثبتی بر سطح کلان و خرد خانوارها دارد و افزایش قیمت آن در سال‌های اخیر باعث کاهش رفاه خانوارها شده است. پژوهش حاضر بر آن است تا با استفاده از شواهد آماری در سطح استانی برای دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۹۰ و به کارگیری رهیافت اقتصادسنجی فضایی، عوامل مؤثر بر افزایش قیمت مسکن را مورد بررسی قرار دهد. براساس آمارها، متوسط نسبت قیمت مسکن شهرها در سال ۱۴۰۰ نسبت به سال ۱۳۹۰ به اندازه ۱۴/۵ برابر رشد داشته است. برآورد رهیافت اقتصادسنجی فضایی نشان داد که شهرنشینی اثر مثبت بر قیمت مسکن دارد اما اثرات آن غیرقابل انتقال به سایر شهرها است. توسعه مالی اثر مثبت بر قیمت مسکن استان خاص داشت اما اثرات سرریز آن به صورت منفی گزارش شده است و بر نقش غالب سوداگران در تعیین قیمت مسکن دلالت دارد. رشد اقتصادی، اثر مثبت بر قیمت مسکن داشته و حاکی از غالب بودن رشد تقاضای خانوارها با افزایش درآمد سرانه نسبت به رشد عرضه مسکن با افزایش رشد اقتصادی بود. صنعتی شدن، اثر معنی‌داری بر قیمت مسکن نداشت اما اثرات سرریز آن به صورت مثبت گزارش شده که بر نقش غالب بخش خدمات در تعیین مزیت شهرها دلالت داشت. در نهایت با توجه به قدرت بالای سوداگران در تعیین قیمت مسکن، واگرایی قیمت مسکن تأیید شد. بنابراین اجرای صحیح قانون مالیات بر خانه‌های خالی برای کاهش سهم تقاضای سوداگری و همچنین اجرای قانون جهش تولیدی مسکن و سهم ۲۰ درصد اعتباری بانک‌ها به بخش مسکن با استفاده از سازوکارهای مؤثر، مهم‌ترین پیشنهادات برای بهبود وضعیت مسکن در اقتصاد ایران است.

کلیدواژه‌ها: قیمت مسکن، نسبت اعتبارات، اقتصادسنجی فضایی

طبقه‌بندی JEL: A10, I30, I38, R20

۱. مقدمه

ماهیت دوگانه مسکن از نظر کالای مصرفی و سرمایه‌ای، کشش‌ناپذیری عرضه مسکن، ضروری بودن سرپناه برای خانوارهای مسکن‌اولی و عدم جانشینی آن باعث شده است که مسکن به عنوان کالایی منحصربه‌فرد مطرح شود. در واقع عرضه مسکن در کوتاه مدت نسبت به تغییرات قیمت بی‌کشش است و این مسئله ناشی از ساختار عرضه مسکن به دلیل ماهیت مسکن به عنوان یک کالای بادوام است. از آنجا که بعد سرمایه‌ای بودن مسکن دارای اهمیت به نسبت بالایی است لذا مشابه سایر بازار کالاهای سرمایه‌ای همواره در معرض نوسانات قیمت قرار دارد. بخشی از نوسانات قیمت مسکن جزء جدایی‌ناپذیر بازار مسکن است و به دلیل تغییرات اساسی در نیروهای عرضه و تقاضای مسکن اتفاق می‌افتد اما بخشی از تغییرات قیمت مسکن، کاذب است و به عوامل غیربنیادی همانند انتظارات از تغییرات قیمت مسکن در آینده رخ می‌دهد که تحت عنوان رفتار سوداگرانه دسته‌بندی می‌شود. هر چه جنبه سوداگرانه مسکن افزایش یابد انتظار بر این است که نوسانات قیمت مسکن به طور نسبتاً بالایی افزایش یابد. به هر حال مسکن یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی است که علاوه بر داشتن سهم بالایی در افزایش رفاه خانوارها، به دلیل ساختار تولید بومی و دارای پیوندهای پسین و پیشین، اثر قابل ملاحظه‌ای نیز بر رشد اقتصادی و اشتغال‌زایی در سطح کلان دارد. براساس گزارشات مرکز آمار ایران، سهم مخارج مسکن از کل مخارج خانوارهای ایران در سال ۱۴۰۰ برابر با ۳۱ درصد بوده و در بسیاری از شهرها بالغ بر ۵۰ درصد است، این در حالی است که اصل ۳۱ قانون اساسی کشور بر برخورداری خانوارها از مسکن مناسب تأکید می‌کند. بنابراین با توجه به اهمیت بخش مسکن در سبد هزینه خانوارها، در سال ۱۴۰۰، قانون جهش تولید مسکن تصویب و براساس این قانون، دولت موظف است سالانه به طور متوسط حداقل یک میلیون واحد مسکونی در کشور برای متقاضیان واجد شرایط عرضه نماید، علاوه بر این مطابق این قانون، بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی مکلفند حداقل بیست درصد از تسهیلات پرداختی نظام بانکی در هر سال را با نرخ سود مصوب شورای پول و اعتبار به بخش مسکن اختصاص دهند. این در حالی است که در سال‌های اخیر، سهم اعتبارات بخش مسکن به طور معجزه‌آسا برابر با ۳ درصد از کل اعتبارات بوده است اما این نسبت در کشور آمریکا برابر با ۴۰ درصد، سوئیس ۵۰ و آلمان برابر با ۲۰ درصد است.

در اقتصاد ترکیه، سهم تسهیلات مسکن از کل اعتبارات از ۲۰ درصد در سال ۲۰۰۶ به رقم ۱۵ درصد در سال ۲۰۱۸ کاهش یافته است (Küçük, et al., 2022).

افزایش اهمیت مسکن به عنوان کالای سرمایه‌ای و رشد قیمت آن، شکاف سودآوری سرمایه‌گذاران و امکان دسترسی فقرا به مسکن را افزایش می‌دهد و نوعی انتقال ثروت بدون ایجاد ارزش افزوده در بین دو گروه ایجاد می‌شود. به‌طور کلی مسکن مهم‌ترین بخش اقتصادی است که از یک طرف سهم به‌نسبت بالایی را در رشد اقتصادی دارد، از طرف دیگر عامل سوداگری و انتقال ثروت از فقرا به ثروتمندان است، لذا تغییرات قیمتی در مسکن، بازیگران اقتصادی را در یک بازی با جمع صفر قرار می‌دهد که لزوم دخالت دولت را در این زمینه مطرح می‌کند. براساس آمارهای بانک مرکزی طی سال ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ شاخص قیمت مصرف‌کننده به قیمت پایه سال ۱۳۹۵ به اندازه ۷۳۵ درصد رشد کرده اما در همین دوره قیمت هر مترمربع مسکن به اندازه ۱۳۷۹ درصد رشد داشته که از یک طرف دلالت بر اهمیت مسکن به عنوان یک سرمایه‌گذاری با بازدهی بالاتر دارد که ممکن است منابع مالی نسبتاً بالایی در این بخش متمرکز شود و از طرف دیگر بر کاهش قدرت خرید خانوارها در دسترسی به مسکن دلالت دارد.

یکی از عواملی که می‌تواند بر قیمت مسکن اثرگذار باشد، شهرنشینی است؛ به این صورت که هر چه درصد شهرنشینی در اقتصاد افزایش یابد، میزان تقاضا برای مسکن افزایش می‌یابد؛ لذا قیمت مسکن افزایش می‌یابد. شهرنشینی پیامد مهم توسعه اقتصادی و غیرقابل اجتناب است، به‌طوری‌که براساس گزارش صندوق جمعیت سازمان ملل متحد در سال ۲۰۵۰، تقریباً ۷۵ درصد جمعیت جهان در مناطق شهری زندگی خواهند کرد. اقتصاد ایران نیز از جمله اقتصادهایی است که براساس آمارهای نفوس و مسکن، نرخ شهرنشینی از ۶۸/۵ درصد در سال ۱۳۸۵ به رقم ۷۴ درصد در سال ۱۳۹۵ افزایش یافته است. شهرنشینی از یک طرف باعث افزایش تقاضای مصرفی مسکن و از طرف دیگر، با رشد شهرنشینی فرصتی برای سرمایه‌گذاران ایجاد می‌کند تا تقاضای سرمایه‌گذاری مسکن افزایش یابد.

دومین عامل مؤثر بر قیمت مسکن، نسبت اعتبارات است که بالاتر بودن تسهیلات از تولید ناخالص داخلی بر ظهور بازارهای رانتی و بدون ارزش افزوده از جمله معاملات بازار مسکن دلالت دارد و به این واسطه قیمت مسکن افزایش می‌یابد. بنابراین بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن مهم و دارای ارزش است.

۲. ادبیات و پیشینه پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

۲-۱-۱. رشد اقتصادی و قیمت مسکن

ویژگی منحصر به فرد مسکن به عنوان بخشی از اقتصاد که دارای پیوندهای پسین و پیشین است، نقش مهمی را در رشد اقتصادی دارد، اما اثر رشد اقتصادی بر قیمت مسکن از دو بعد کلان و خرد خانوارها قابل تحلیل است. در سطح کلان اقتصادی اگر درصد بالایی از رشد اقتصادی ناشی از افزایش عرضه مسکن به عنوان کالای دارای پیوندهای پسین و پیشین باشد قیمت مسکن کاهش می‌یابد، در غیر این صورت، عرضه مسکن کاهش یافته و قیمت آن افزایش می‌یابد اما در سطح خرد، افزایش رشد اقتصادی به معنای افزایش درآمد خانوارها است و به همین دلیل تقاضا برای مسکن به عنوان کالای نرمال افزایش یافته و این مسئله باعث افزایش در قیمت مسکن می‌شود. لذا اثر نهایی رشد اقتصادی بر قیمت مسکن به روند تغییرات عرضه ناشی از افزایش رشد اقتصادی در مقابل افزایش تقاضای ناشی از افزایش درآمد خانوارها وابسته است.

رحمانی و اصفهانی (۱۳۹۴) طبق نتایج حاصله از تحقیق خود بیان کردند تولید ناخالص داخلی بر روی قیمت مسکن اثر منفی دارد. همچنین ناجی میدانی و همکاران (۱۳۸۹) در مطالعه خود به این نتیجه دست یافتند که در بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی و قیمت مسکن ارتباط معکوس (منفی) وجود دارد.

مریکز و همکاران^۱ (۲۰۱۰) در مطالعه خود به این نتیجه دست یافتند که تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی بر روی قیمت مسکن می‌گذارد.

کنی^۲ (۱۹۹۹) و لی و وانگ^۳ (۲۰۰۵) بیان می‌کنند که درآمد قابل تصرف بر قیمت مسکن نیز اثر می‌گذارد. از دید نظری و ضمن ثبات سایر شرایط، با افزایش درآمد قابل تصرف خانوار تصرف به دلیل نرمال بودن کالای مسکن، تقاضا برای آن افزایش خواهد یافت. این می‌تواند چند دلیل داشته باشد؛ یکی اینکه با افزایش درآمد تمایل خانوارها به تملک مسکن و ترک اجاره‌نشینی (خاصه در کلان‌شهرها که قیمت نسبی مسکن بالاست)

1. Merikas, A.G., et al.

2. Kenny, G.

3. Lee, N.J. & Wong, S.E.

افزایش می‌یابد؛ در نتیجه خانوارها از کالای مسکن به میزان بیشتری تقاضا می‌کنند. این بخش افزایش تقاضای مسکن معطوف به تقاضای مصرفی مسکن است اما از سوی دیگر، با افزایش درآمد، تقاضای مسکن نیز به عنوان کالای سرمایه‌ای افزایش خواهد یافت. از آنجا که میل نهایی به پس‌انداز با افزایش درآمد، افزایش می‌یابد، می‌توان انتظار داشت که با افزایش پس‌انداز تمایل خانوارها به سرمایه‌گذاری بیشتر خواهد شد. بازار مسکن نیز به عنوان محلی که بخشی از سرمایه‌گذاری‌های کل اقتصاد را به خود جذب می‌کند، پیش روی خانوارها قرار دارد. با این تفاسیر دور از انتظار نیست که افزایش درآمد قابل تصرف خانوارها منجر به سرمایه‌گذاری بیشتر در بازار مسکن شود. این سرمایه‌گذاری‌ها هم می‌تواند بخش عرضه مسکن را دستخوش تغییر سازد (از طریق ساخت و عرضه مسکن جدید توسط بخش خصوصی و در واقع خانوارها) و هم بخش تقاضای این بازار را از طریق خرید مسکن توسط خانوارها (به عنوان یک کالای بادوام سرمایه‌ای). مجموع اثرات افزایش درآمد سرانه منتهی به افزایش تقاضا برای مسکن و به تبع آن، افزایش قیمت این کالا خواهد شد (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۸۹).

۲-۱-۲. شهرنشینی و قیمت مسکن

در اقتصادهای جهانی با گرایش به جذب در صنعت و فعالیت‌های خدماتی مبتنی بر تمرکز جمعیت در یک مکان خاص، شهرنشینی افزایش می‌یابد. در واقع شهرنشینی پیامد مهم توسعه و رشد اقتصادی است. یکی از مؤلفه‌های تحت تأثیر افزایش شهرنشینی، تراکم بالای مسکن و تمرکز جمعیت است که این مسئله اثرات معنی‌داری را بر قیمت مسکن در مناطق توسعه‌یافته شهری دارد. لذا تقاضا برای مسکن در مناطق شهری افزایش می‌یابد و با ثابت بودن سایر شرایط، قیمت مسکن به‌طور معنی‌داری بالا می‌رود. همچنین با افزایش و تراکم جمعیت در یک منطقه خاص، افزایش نرخ ازدواج و تمایل به کاهش تعداد خانوارها به ازای هر مسکن، بهبود کیفیت مسکن عاملی است که با توسعه مناطق شهری به دنبال رشد اقتصادی و کاهش اهمیت خانوارهای سنتی باعث افزایش در تقاضای مسکن و افزایش قیمت آن می‌شود (قلی‌زاده و ملاولی، ۱۳۹۱). در شرایطی که بازار مسکن در یک وضعیت حبابی است، رشد جمعیت شهری همواره مهم‌ترین توجیه منطقی برای بالا بودن قیمت زمین و مسکن به شمار می‌رود.

۲-۱-۳. رابطه اعتبارات و قیمت مسکن

مکانیزم تعدیل بهینه پورتفولیو اساس تئوری پولیون درخصوص مکانیزم انتقال پولی به بازارهای دارایی و کل اقتصاد را تشکیل می‌دهد. براساس این تئوری می‌توان چگونگی اثرگذاری شوک‌های پولی بر بازار مسکن را تشریح نمود. افزایش در عرضه پول سبب می‌شود تا حجم و مطلوبیت نهایی دارایی‌های نقد نسبت به حجم و مطلوبیت نهایی سایر دارایی‌ها تغییر پیدا کند. عوامل اقتصادی پس از مشاهده این موضوع، تلاش خواهند کرد تا مجدداً تعادل را بازیابی کنند. برای بازیابی تعادل، لازم خواهد بود تا عوامل اقتصادی حجم دارایی‌هایی را که در اختیار دارند و همچنین میزان مصرفشان را به گونه‌ای تغییر دهند که نسبت مطلوبیت‌های نهایی مجدداً برابر با نسبت قیمت‌ها شود. این موضوع به این معنی خواهد بود که با افزایش در حجم پول، قیمت بسیاری از دارایی‌ها مانند مسکن افزایش یافته و قیمت دارایی‌های نقد (انواع نرخ بهره) کاهش خواهد یافت. درواقع، در چارچوب این تئوری پولیون معتقدند که افزایش در حجم پول، سبب تغییر در قیمت دارایی‌ها و قیمت نسبی آنها شده و از این طریق تصمیمات مصرف و سرمایه‌گذاری عوامل اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (Meltzer, 1995; Nelson, 2003).

از عوامل اصلی تأثیرگذار در نوسانات بازار مسکن، وجود تقاضای سرمایه‌ای مسکن است که خود ریشه در مشکلات ساختاری اقتصاد کلان از جمله رشد نقدینگی و عدم جذب آن توسط سایر بخش‌های اقتصاد دارد. از آنجا که بازار مسکن برحسب برخی مطالعات تجربی اقتصادی همواره جزء سپر این نقدینگی یاد شده است، درواقع می‌توان ادعا کرد که بخش مسکن به نوعی هزینه سایر بخش‌های اقتصادی را به‌ویژه به دلیل عدم وجود ظرفیت‌های مناسب جذب کامل، می‌پردازد (Tse, et al., 2014).

رشد نقدینگی افسارگسیخته در اقتصاد اگر به سمت مسکن سراریز شود بازار مسکن را از حالت معمول خارج کرده و باعث تغییر در قیمت‌ها می‌شود زیرا سرمایه طالب سود هرچه بیشتر است. سیاست‌گذاری‌های انبساطی پولی دولت، بخش مسکن را هم دچار تحرک کرده و بالتبع قیمت‌ها را بالا می‌برد. به‌طوری که منابع عظیم مالی بنا به دلایل مختلفی که به‌طور عمده ناشی از رشد نقدینگی ناشی از انبساطی پولی است، به سوی بخش مسکن و به‌صورت تقاضای سوداگرانه سوق می‌یابند (Ning & Hoon, 2012).

در شرایط فقدان سازگارهای متشکل و کارا، ورود نقدینگی به تدریج حالت هجمه‌ای به خود می‌گیرد. از آنجا که نگاه سوداگرانه تابع قانون بازده نزولی سود در اقتصاد نمی‌باشد، سود در بخش مسکن اکیداً مثبت می‌ماند و تا زمانی که اضافه عرضه در بخش به یکباره انتظارات را نسبت به سودآوری این بخش تغییر ندهد، منابع مالی از بخش مسکن خارج نمی‌شود و بخش مسکن و به تبع آن اقتصاد کشور را با حباب مواجه می‌سازد (Tsai, 2019).

بر پایه پژوهش‌های محققان میزان تورم در اقتصاد ایران بیشتر ناشی از کسری بودجه دولت و رشد نقدینگی است. بررسی وضعیت اقتصاد در چند دهه اخیر نشان می‌دهد که افزایش قیمت نفت با تأخیر شش تا یک سال و نیم بر سطح عمومی قیمت در بازار مسکن اثر زیادی داشته است. این نکته نمی‌تواند چندان شگفت‌آور باشد چرا که بخش عظیمی از تولید ناخالص داخلی کشور از طریق درآمدهای نفت و گاز تأمین می‌شود و زمانی که دولت درآمدهای دلاری را به اقتصاد تزریق نموده، عاملی جدی در فشارهای تورمی در حوزه مسکن وجود داشته است. نیازهای عمرانی و اجرای پروژه‌های کلان مسکونی به همراه تأمین بودجه در سطح کلان از طریق مخارج ریالی امکان‌پذیر است (Shi, et al., 2014). بدین ترتیب با افزایش قیمت نفت و در پی آن رشد بودجه عمومی کشور انتظار می‌رود که این مخارج به افزایش قیمت‌ها در حوزه مسکن بیانجامد. اکنون رشد نقدینگی و افزایش حجم پول زمینه مساعدی را برای افزایش قیمت ساختمان فراهم می‌آورد (Valadez, 2011). ورود نقدینگی به بخش مسکن می‌تواند از آثار مخرب آن در سایر بخش‌های اقتصادی و حتی شاخص کالاها و خدمات مصرفی (به جز مسکن) بکاهد اما از نظر بخش مسکن هم به لحاظ افزایش شدید قیمت و کاهش تقاضای مؤثر و هم به لحاظ ایجاد نوسانات شدید در تولید مسکن آثار تخریبی غیر قابل جبرانی را باقی می‌گذارد. کاهش تقاضای مؤثر خانوارها به‌ویژه برای گروه‌های کم‌درآمد و متوسط جامعه از زیان‌بارترین آثار تورم مسکن محسوب می‌شود. تحت این شرایط دخالت و کمک دولت برای جبران بخشی از ضرر اقشار کم‌درآمد به عنوان هزینه مشکلات ساختاری اقتصاد کشور ضروری است (Lau & Wei, 2018).

نقدینگی با انگیزه‌های مختلفی به سمت بازار مسکن حرکت می‌کند؛ بخشی از نقدینگی به انگیزه کسب و بازده حاصل از سرمایه به صورت یک فعالیت تولیدی در اقتصاد وارد بخش مسکن می‌شود و استفاده از تغییرات احتمالی قیمت مسکن و سایر دارایی‌های جایگزین و بخش دیگری از آن تحت تأثیر تقاضای خانوارها برای تأمین تقاضای سرپناه وارد بازار

می‌شوند. در مقابل، تقاضای نقدینگی مربوط به وجه سوداگری مسکن تحت تأثیر چند عامل قرار می‌گیرد: الف) تغییر در ترکیب دارایی خانوارها در اثر رابطه بین ریسک و بازدهی. ب) انتظارات قیمتی در بازار دارایی (Camerin, & Gastaldi, 2018).

فعالیت‌های سوداگرانه در بخش مسکن موجب افزایش قیمت آن و این افزایش قیمت، موجب تغییر انتظارات و در نتیجه افزایش بیشتر قیمت می‌شود. این روند به همین صورت ادامه پیدا می‌کند تا ناگهان بر اثر ازدیاد عرضه و فقدان تقاضای غیرسوداگرانه، انتظارات معکوس و بخش مسکن وارد رکود شود (Golob, et al., 2012). به دلیل اینکه بخش مسکن دارای بیشترین ارتباط پیشین با بخش‌های اقتصادی است، با رکود بخش مسکن مجموعه اقتصاد به سمت رکود گسترده پیش خواهد رفت. بنابراین عدم شناخت دلایل ورود و خروج نقدینگی به بخش مسکن می‌تواند فرآیند تصحیح انتظارات در بازارهای دیگر را مختل سازد. اختلال در انتظارات موجب می‌شود که فرآیند تصحیح خودکار انتظارات مدت بیشتری به طول انجامد و همین امر شدت نوسانات را افزایش می‌دهد. با کانالیزه شدن جریان نقدینگی به سمت بازار مسکن، نهادهای سیاستگذار به سادگی می‌توانند از این بازار به عنوان ابزار کنترلی نوسانات استفاده کنند (Ge, 2017).

۲-۲. پیشینه پژوهش

مظفری و منوچهری (۱۴۰۲) اثر بی‌ثباتی نرخ ارز را بر قیمت مسکن ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۹ با استفاده از رهیافت GMM مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که شهرنشینی و نقدینگی اثر مثبت و معنی‌داری بر قیمت مسکن دارد.

مرادی افشار و غلامی حیدریان (۱۴۰۱) همگرایی قیمت مسکن در شهرهای ایران با استفاده از رویکرد پانل پویای فضایی برای دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۷ را مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که همگرایی قیمت مسکن در بلندمدت وجود دارد.

امجدی و همکاران (۱۴۰۱) در پژوهشی برای شهر تهران، اثر نرخ ارز و نااطمینانی آن را بر قیمت مسکن برای دوره ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۹ مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج ARDL نشان می‌دهد که نرخ ارز و نااطمینانی آن اثر مثبت بر قیمت مسکن دارد.

شاکری و باقرپور اسکویی (۱۴۰۱) در پژوهشی با استفاده از داده‌های ماهانه برای دوره ۱۳۷۲-۱۴۰۰ و با رهیافت موجک پیوسته نشان می‌دهند که در کوتاه‌مدت رابطه قیمت

مسکن و نقدینگی دوسویه است اما در بلندمدت علیت از نقدینگی به قیمت مسکن است و با افزایش نسبت نقدینگی، قیمت مسکن به شدت رشد می‌کند.

حکمت و همکاران (۱۴۰۰) به تحلیل وابستگی فضایی قیمت مسکن بین نواحی ۲۲ گانه شهر تهران پرداختند و نتایج آنها دلالت بر وجود همبستگی فضایی رشد قیمت مسکن در نواحی تهران داشت.

اسدپور (۱۳۹۸) با استفاده از شواهد آماری ایران برای دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۲ و به کارگیری رهیافت EGARCH نشان داد که نقدینگی و تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معنی‌داری بر قیمت مسکن دارد.

خیابانی و شجری پورجابری (۱۳۹۷) در پژوهشی با استفاده از آمارهای فصلی در دوره ۱۳۶۷-۱۳۹۳ و مدل تصحیح خطای برداری نشان می‌دهند که در بلندمدت علیتی از اعتبارات به قیمت مسکن وجود دارد اما در کوتاه‌مدت علیت دوطرفه بین اعتبارات و قیمت مسکن وجود دارد.

طالبلو و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از شواهد آماری استان‌های ایران در دوره ۱۳۹۲-۱۳۷۹ و به کارگیری رهیافت اقتصادسنجی فضایی نشان می‌دهند که نوعی وابستگی فضایی بین قیمت مسکن در استان‌های ایران وجود دارد و اینکه قیمت زمین و اجاره واحد مسکونی به‌طور مستقیم و غیرمستقیم بر قیمت مسکن اثرگذار است.

قادری و ایزدی (۱۳۹۵) در پژوهشی برای اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۵۰-۱۳۹۱ نشان دادند که شهرنشینی، اعتبارات بانکی بخش مسکن و درآمد سرانه اثر مثبت و معنی‌داری بر قیمت مسکن داشته است.

عابدینی و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی برای استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۷۵ و به کارگیری رهیافت داده‌های پانل نشان می‌دهند که قیمت زمین و نقدینگی مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رشد قیمت مسکن هستند.

افشاری و همتی (۱۳۹۲) در پژوهشی برای استان تهران در دوره زمانی ۱۳۶۱-۱۳۹۱ نشان می‌دهند که سیاست انبساطی بانک مرکزی مانند اعطای اعتبارات اثر مهمی را بر رونق بخش مسکن دارد.

لی^۱ (۲۰۲۴) با استفاده از روش توصیفی نشان داد که شهرنشینی به واسطه بهبود زیربناها و افزایش جمعیت باعث افزایش قیمت مسکن در هانگزو برای دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۲۲ شده است.

احمد و همکاران^۲ (۲۰۲۴) در پژوهشی برای اقتصاد پاکستان طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۱۹۷۳ و با استفاده از رهیافت FMOLS نشان دادند که اعتبارات، اثر مثبت و معنی داری بر قیمت مسکن دارد.

آنال و همکاران^۳ (۲۰۲۴) در پژوهشی برای اقتصاد آلمان طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۴ به بررسی همگرایی قیمت مسکن پرداختند. نتایج، تأییدی بر عدم همگرایی قیمت مسکن در آلمان داشت.

ژو و ژانگ^۴ (۲۰۲۳) جریان قیمت مسکن بین شهرهای بزرگ در چین را برای دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۱۰ با استفاده از رهیافت خودرگرسیون برداری مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که در بلندمدت، قیمت تمام شهرها متأثر از یکدیگر است.

اعظم خان و همکاران^۵ (۲۰۲۳) با استفاده از شواهد آماری ماهانه کشور پاکستان برای دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۱۳ و به کارگیری رهیافت حداقل مربعات معمولی نشان دادند که شهرنشینی اثر منفی بر قیمت مسکن دارد درحالی که تولید ناخالص داخلی و نقدینگی اثر مثبت بر قیمت مسکن دارد.

نورخیاطی و فترادی^۶ (۲۰۲۳) اثر مهاجرت بر قیمت مسکن را در ۱۴ شهر بزرگ اندونزی طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۱۲ مورد بررسی قرار دادند. نتایج برآوردها نشان داد مهاجرت و افزایش نرخ شهرنشینی اثر مثبت و معنی داری بر قیمت مسکن دارد.

آکا^۷ (۲۰۲۳) در پژوهشی برای ترکیه طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۱۰ با استفاده از رهیافت ARDL نشان داد قیمت مسکن در بلندمدت به طور معنی داری تحت تأثیر وام مسکن قرار دارد.

1. Li, J.

2. Ahmed, R., et al.

3. Unal, U., et al.

4. Xu, X. & Zhang, Y.

5. Azam Khan, M., et al.

6. Nurkhayati, F. & Fitradhy, A.

7. Akça, T.

بهاث و کیشور^۱ (۲۰۲۲) نقش اعتبارات را در تغییرات قیمت مسکن در ۱۸ کشور توسعه‌یافته برای دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۱ با استفاده از رهیافت مدل پانل پویا مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که افزایش در اعتبارات برای ساخت‌وساز مسکن باعث کاهش قیمت مسکن شده است درحالی که قیمت مسکن در دوره قبل باعث افزایش در قیمت مسکن شده بود.

یی و همکاران^۲ (۲۰۲۲) رابطه بین در دسترس بودن زمین و قیمت مسکن را در چین برای دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۵ با استفاده از رهیافت NARDL مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که در دسترس بودن زمین اثر نامتقارن بر قیمت مسکن دارد به‌طوری که تغییرات مثبت نسبت به تغییرات منفی در دسترس بودن زمین اثر بزرگتری بر قیمت مسکن دارد.

هی و چن^۳ (۲۰۲۲) اثر شهرنشینی بر قیمت مسکن را در ۳۰ استان چین برای دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها بیانگر آن بود که شهرنشینی اثر معنی‌داری را بر قیمت مسکن ندارد.

گونگ و یاو^۴ (۲۰۲۲) عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایالات آمریکا را طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج برآوردها نشان داد که بسته به تغییرات شهرنشینی و مهاجرت، قیمت مسکن طی دوره ۲۰۱۰-۲۰۵۰ به اندازه ۴/۴۲ تا ۱۸/۸۵ درصد تغییر می‌کند.

چانگ و همکاران^۵ (۲۰۲۲) تعیین‌کننده‌های قیمت مسکن در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه را برای دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۴ با استفاده از رهیافت داده‌های پانل مورد بررسی قرار دادند. نتایج برآوردها نشان داد که جمعیت اثر مثبت بر قیمت مسکن دارد درحالی که هزینه ساخت مسکن اثر منفی و معنی‌داری بر قیمت مسکن دارد و در نهایت تولید ناخالص داخلی اثر معنی‌داری بر قیمت مسکن ندارد.

1. Bhatt, V. & Kishor, N.K.

2. Yii, K.J., et al.

3. He, Y. & Chen, M.

4. Gong, Y. & Yao, Y.

5. Ch'ng, P.S., et al.

گرین والد و گورن^۱ (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به این سؤال پاسخ دادند که آیا اعتبارات باعث تغییر در قیمت مسکن می‌شود؟ نتایج برآوردها نشان داد که ۳۴ تا ۵۵ درصد از تغییرات در قیمت مسکن توسط اعتبارات توضیح داده می‌شود.

سو و همکاران^۲ (۲۰۲۱) اثر اعتبارات بانکی بر قیمت مسکن در چین را در دوره ۲۰۱۸-۲۰۰۴ مورد بررسی قرار دادند. نتایج بوسترپ نشان داد که سیاست اعتباری انقباضی و بهره بالاتر باعث کاهش قیمت مسکن شده است.

نایبرگ^۳ (۲۰۲۱) تعیین‌کننده‌های قیمت مسکن را در خانوارهای فنلاندی برای دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۶ با استفاده از رهیافت داده‌های ترکیبی مورد بررسی قرار داد. نتایج مطالعه آنها نشان داد که رشد جمعیت اثر مثبت و معنی‌داری را بر قیمت مسکن داشته است درحالی‌که تولید ناخالص داخلی اثر مثبت بر قیمت مسکن داشته است.

پینجامان و کوگید^۴ (۲۰۲۰) به بررسی عوامل کلان اقتصادی مؤثر بر قیمت مسکن در کشور مالزی برای دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۰ با استفاده از رهیافت ARDL پرداختند. نتایج نشان داد که تولید ناخالص داخلی و کاهش نرخ ارز باعث افزایش در قیمت مسکن شده است، در این میان مهم‌ترین متغیر مؤثر بر تغییرات قیمت مسکن، تغییرات در نرخ ارز است. گاریگا و همکاران^۵ (۲۰۲۰) رابطه بین مهاجرت و قیمت مسکن را در چین برای دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۳ مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد با افزایش مهاجرت، میزان شهرنشینی افزایش و پراکندگی قیمت مسکن با نرخی بالاتر از شهرنشینی افزایش یافته است.

آد-دپا^۶ (۲۰۱۴) رابطه بین وام مسکن و قیمت مسکن را در سنگاپور برای دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۱ با استفاده از رهیافت مدل تصحیح خطا مورد بررسی قرار داد. نتایج مطالعه آنها نشان داد که وام مسکن اثر معنی‌داری بر قیمت مسکن ندارد.

1. Greenwald, D.L. & Guren, A.

2. Su, C.W., et al.

3. Nyberg, V.

4. Pinjaman, S. & Kogid, M.

5. Garriga, C., et al.

6. Addae-Dapaah, K.

۳. روش و تصریح مدل

با مبنا قرار دادن مطالعات کاولیهوا و کامتی^۱ (۲۰۱۹)، سو و همکاران (۲۰۲۱) و کوک و همکاران^۲ (۲۰۱۸) عوامل مؤثر بر قیمت مسکن براساس ادبیات نظری و تجربی پژوهش از رابطه (۱) استفاده می‌شود:

$$pric_t = \alpha_0 + \alpha_1 gdp_t + \alpha_2 indus_t + \alpha_3 cred_t + \alpha_4 urban_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

در رابطه (۱)

pric قیمت هر مترمربع مسکن،

gdp تولید ناخالص داخلی واقعی،

indus صنعتی شدن به صورت نسبت ارزش افزوده صنعت به کل ارزش افزوده است،

cred نسبت اعتبارات بانکی به تولید ناخالص داخلی است و به عنوان شاخص توسعه مالی مدنظر قرار دارد و

urban نسبت نرخ شهرنشینی به صورت نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت است.

برای گردآوری داده‌های پژوهش از داده‌های بانک مرکزی ایران و آمارهای مرکز آمار ایران استفاده می‌شود. نمودار ۱ نسبت قیمت مسکن در سال ۱۳۹۹ نسبت به سال ۱۳۹۰ را براساس گزارشات مرکز آمار ایران نشان می‌دهد به طوری که قیمت مسکن در شیراز (فارس) در سال ۱۳۹۹ نسبت به سال ۱۳۹۰ به اندازه ۱۱/۵ درصد رشد کرده است در حالی که در شهر یاسوج با کمترین تغییر معادل با ۵/۵ برابر شده است. متوسط تغییرات نسبت قیمت مسکن در تمام شهرهای ایران طی دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۰ تقریباً ۱۴/۵ برابر افزایش یافته است؛ بخشی از افزایش قیمت مسکن ناشی از رشد تقاضای سوداگری مسکن بوده و در همین راستا بررسی اثر شهرنشینی، رشد اقتصادی، صنعتی شدن و توسعه مالی بر رشد قیمت مسکن مهم و دارای اهمیت است.

براساس نمودار ۱ بالاترین نرخ شهرنشینی در استان قم وجود دارد که برابر با ۹۴/۷ درصد و در استان تهران ۹۲/۷ درصد است اما کمترین نرخ شهرنشینی در استان سیستان و بلوچستان برابر با ۵۱ درصد است. همچنین براساس شواهد نسبت شهرنشینی در سال ۱۳۹۹ نسبت به

1. Kaulihowa, T. & Kamati, K.

2. Kok, S.H., et al.

سال ۱۳۹۰ تقریباً برابر ۱/۱ واحد بوده است که افزایش نرخ شهرنشینی بسته به سطح کیفیت حمل و نقل می تواند به طور معنی داری باعث افزایش قیمت مسکن شود.

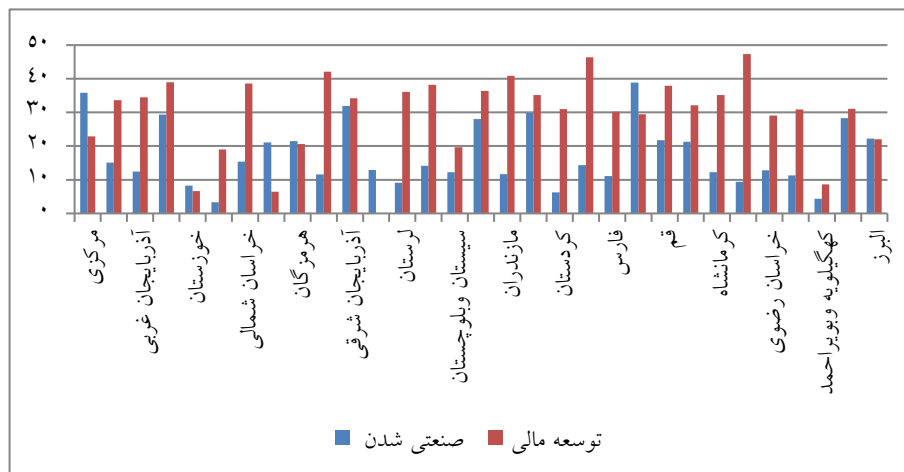
نمودار ۱. متوسط قیمت مسکن و شهرنشینی طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۹۹



مأخذ: یافته‌های پژوهش

دومین عامل مؤثر بر قیمت مسکن، رشد تسهیلات است. اخذ تسهیلات از سیستم بانکی در راستای سرمایه گذاری است لذا ساختار اقتصاد تعیین کننده هدایت منابع تسهیلات به سمت بخش های مختلف است. در یک اقتصاد باثبات، عمده منابع تسهیلاتی به سمت تولید در اقتصاد جریان داشته و تقاضا برای مسکن تنها مصرفی خواهد بود اما در اقتصادهای بی ثبات و مبتنی بر نفت که اموال غیرمنقول از رشد قیمتی بالاتر برخوردار هستند، تقاضای سوداگری مسکن نقش مهمی در تعیین قیمت مسکن خواهد داشت. براساس آمارهای بانک مرکزی نسبت تسهیلات به تولید ناخالص داخلی در استان تهران در بالاترین مقدار برابر با ۱۲۷ درصد است و این نسبت برای استان های بوشهر و خوزستان برابر با ۶/۴ و ۶/۶ درصد است. واقعیت این است که هر چه نسبت تسهیلات به تولید ناخالص داخلی بالاتر باشد، به ازای هر واحد تولید ناخالص داخلی، تسهیلات بیشتری در اقتصاد وجود دارد و به این واسطه زمینه ظهور بازارهای رانتی در اقتصاد وجود دارد که مسکن را از حالت کالای مصرفی به کالای سرمایه ای تبدیل می کند.

نمودار ۲. توسعه مالی و صنعتی شدن طی دوره ۱۳۹۹-۱۳۹۰



مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نهایت ساختار تولید نیز از جمله عوامل مؤثر بر قیمت مسکن است، چراکه هر چه نسبت صنعت به تولید در یک اقتصادی افزایش یابد، به دلیل بازدهی بالاتر صنعت، درآمد بیشتری برای خانوارها ایجاد شده است و تقاضا برای مسکن به عنوان کالای نرمال افزایش و بنابراین قیمت مسکن افزایش می‌یابد. از طرف دیگر توسعه صنعت در یک منطقه، تقاضا برای انواع نیروی کار را افزایش می‌دهد که باعث افزایش مهاجرت پذیری و افزایش قیمت مسکن می‌شود. شواهد نمودار ۲ نشان می‌دهد که استان‌های قزوین، آذربایجان شرقی و مرکزی دارای بالاترین مقدار صنعتی شدن هستند و استان‌های ایلام و کهگیلویه و بویراحمد دارای کمترین مقدار شاخص صنعتی شدن هستند لذا یکی از فرضیه‌های پژوهش، اثر مثبت صنعتی شدن بر قیمت مسکن است.

گام اول برای استفاده از رهیافت اقتصادسنجی فضایی، ایجاد و به کارگیری ماتریس وابستگی فضایی است که در این پژوهش از ماتریس همسایگی استاندارد شده استفاده شده است، به این صورت که ماتریس با ابعاد 31×31 طراحی شده است که برای استان‌های همسایه برابر با ۱ است و برای استان‌های غیرهمسایه برابر با صفر است. سپس با تقسیم هر سلول بر مجموع سطری ماتریس، ماتریس وابستگی فضایی استاندارد شده استخراج و در برآوردها استفاده شده است. همچنین برای استفاده از رهیافت اقتصادسنجی فضایی ابتدا باید

اثرات فضایی متغیرهای پژوهش مورد آزمون قرار گیرد که در این رابطه از آزمون موران استفاده شده است.

۴. یافته‌ها

نتایج آزمون موران در جدول ۱ نشان می‌دهد که اثرات فضایی برای متغیر وابسته پژوهش (قیمت مسکن) و پسماند مدل مرسوم (عوامل مؤثر بر قیمت مسکن) تأیید شده است.

جدول ۱. مجموعه آزمون‌های اقتصادسنجی فضایی

آماره	آزمون حداکثر راستنمایی		آزمون لاگرانژ		آماره موران		آماره
	فضایی	زمان	خطای فضایی	وقفه فضایی	پسماند مدل مرسوم	قیمت مسکن	
۲/۸	۴۴۱/۳	۵۲۰/۹	۹/۶۸	۵/۰۹	۲/۵۳	۱۷/۷	مقدار آماره
۰/۵	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۰	مقدار احتمال

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مدلسازی اثرات فضایی یا به صورت وقفه فضایی قابل تعیین است یا به صورت خطای فضایی قابل تصریح است که در این راستا از آزمون ضریب لاگرانژ استفاده می‌شود. نتایج ضریب لاگرانژ برای تعیین نوع وابستگی فضایی در جدول ۱ نشان می‌دهد که هر دو نوع وقفه فضایی و خطای فضایی در مدل برآوردی وجود دارد، چراکه فرضیه صفر مبنی بر عدم وابستگی فضایی در وقفه فضایی و خطای فضایی رد شده است. در نهایت با توجه به ساختار ترکیبی داده‌های مورد بررسی، از آزمون حداکثر راستنمایی برای تبیین نوع ناهمگنی در بعد فضا و زمان استفاده می‌شود و نتایج برآوردها در جدول ۱ نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ناهمگنی در بعد زمان و فضا رد شده است و مدلسازی این نوع اثرات به صورت اثرات تصادفی است، چراکه فرضیه صفر آزمون هاسمن در جدول ۱ تأیید شده است.

در نهایت ابتدا بدون در نظر گرفتن اثرات سرریز متغیرهای تعیین کننده قیمت مسکن، برآوردها در جدول ۲ ارائه شده است. براساس نتایج جدول ۲ توسعه مالی در هر استانی اثر مثبت و معنی داری بر قیمت مسکن دارد و این ناشی از واقعیتهای است که فرصت‌های سرمایه گذاری با سودآوری بالاتر از مسکن در بخش تولید وجود ندارد و به همین دلیل بخش نسبتاً بالایی از اعتبارات به حوزه مسکن سرریز و باعث افزایش قیمت مسکن شده

است. واقعیت این است که بالا بودن نسبت اعتبارات به تولید ناخالص داخلی بر مازاد بودن منابع مالی دلالت دارد و به این واسطه فعالیت‌های رانتی با نرخ بالایی رشد می‌کنند، بنابراین بخشی از اثر رشد اعتبارات بر تقاضای مسکن در حوزه تقاضای سوداگری مسکن و بخشی از آن ناشی از دسترسی خانوارهای دهک پایین و تقاضای مصرفی است. مطالعات متعددی اثر اعتبارات را بر قیمت مسکن بررسی کرده‌اند که نتایج این مقاله با مطالعات مظفری و منوچهری (۱۴۰۲)، شاکری و باقرپور اسکویی (۱۴۰۱)، اسدپور (۱۳۹۸)، خیابانی و شجری پورجابری (۱۳۹۷)، قادری و ایزدی (۱۳۹۵)، عابدینی و همکاران (۱۳۹۵)، افشاری و همی (۱۳۹۲)، احمد و همکاران (۲۰۲۴)، اعظم‌خان و همکاران (۲۰۲۳) و گرین والد و گورن (۲۰۲۱) سازگار و با مطالعه بهات و کیشور (۲۰۲۲) ناسازگار است که ناشی از ساختارهای متفاوت اقتصادها است.

جدول ۲. نتایج برآورد مدل به روش SAC

ضریب	آماره t	مقدار احتمال
۰/۲۵	۲/۸۲	۰/۰۰
۰/۲۹	۷/۵	۰/۰۰
۰/۰۳۵	۴/۰۲	۰/۰۰
۰/۰۳۹	۰/۴۶	۰/۶۴
-۰/۶۴۲	-۴/۱۱	۰/۰۰
-۰/۶۸۹	-۶/۸۲	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

دومین عامل مؤثر بر قیمت مسکن، تولید ناخالص داخلی است که اثر مثبت و معنی‌داری را بر قیمت مسکن داشته است. افزایش تولید ناخالص داخلی از دو بعد سطح کلان و سطح خرد خانوارها قابل بررسی است؛ در سطح خرد خانوارها، افزایش تولید ناخالص داخلی به مفهوم افزایش قدرت خرید خانوارها به واسطه درآمد سرانه بالاتر است؛ بنابراین تقاضا برای مسکن به عنوان کالای نرمال افزایش یافته و قیمت مسکن افزایش می‌یابد که برای تأیید این فرضیه، ابتدا اینکه نسبت خانوارهای بدون مسکن نسبتاً بالا است و دوم اینکه تنوع مسکن نیز در سطح بالایی قرار دارد. در سطح کلان نیز بخشی از رشد اقتصادی افزایش یافته ناشی از رشد بخش مسکن بوده است که در این صورت عرضه مسکن افزایش می‌یابد اما چون اثرات

در سطح خرد بر اثرات در سطح کلان غالب است بنابراین قیمت مسکن افزایش یافته است. با توجه به اینکه رشد اقتصادی در دهه ۹۰ کمتر از یک درصد بوده است لذا اثر این مؤلفه چندان مهم نبوده است. نتایج ضریب تولید ناخالص داخلی در این پژوهش با مطالعات اسدپور (۱۳۹۸)، قادری و ایزدی (۱۳۹۵)، اعظم‌خان و همکاران (۲۰۲۳) و نایبرگ (۲۰۲۱) سازگار بوده که ادبیات نظری در این زمینه تأیید شده است.

شهرنشینی به عنوان شاخصی از جمعیت که در یک منطقه محدود شهری تمرکز دارند، قابل تعریف است. نتایج برآوردها نشان می‌دهد که شهرنشینی اثر مثبت و معنی‌داری را بر قیمت مسکن داشته به طوری که با افزایش یک درصد در شهرنشینی، قیمت مسکن به اندازه ۰/۲۵ درصد افزایش یافته است. رشد محدوده شهرنشینی همواره در سطح حاکمیتی دارای هزینه قابل توجه بوده است و بنابراین نرخ توسعه فضای شهری کمتر از نرخ رشد جمعیت شهری است و به این دلیل قیمت مسکن افزایش می‌یابد. در واقع شهرنشینی با افزایش تقاضای مصرفی مسکن همراه است بنابراین کشش قیمتی این نوع از تقاضای مسکن در سطح پایینی قرار دارد و افزایش قیمت مسکن به سهولت قابل پذیرش است که با توجه به عدم معنی‌داری صنعتی شدن، این اثر در سطح پایینی قرار دارد. اما با افزایش شهرنشینی، پیش‌بینی سرمایه‌گذاران از افزایش قیمت مسکن در آینده، تقاضای سوداگری و سرمایه‌گذاری مسکن را نیز افزایش می‌دهد که به این واسطه اثر مثبت شهرنشینی بر قیمت مسکن تقویت می‌شود. نتایج اثر شهرنشینی بر قیمت مسکن در مطالعات مظفری و منوچهری (۱۴۰۲)، قادری و ایزدی (۱۳۹۵)، لی (۲۰۲۴)، نورخیاطی و فیترا دی (۲۰۲۳) و گاریگا و همکاران (۲۰۲۰) تأیید و در مطالعه اعظم‌خان و همکاران (۲۰۲۳) رد شده است.

اما بررسی اثر صنعتی شدن نشان می‌دهد که صنعتی شدن نمی‌تواند تغییرات معنی‌داری را در قیمت مسکن ایجاد نماید، چرا که صنعتی شدن عامل توسعه شهری و تمرکز جمعیت در یک منطقه خاص جغرافیایی نبوده است. یکی از مهم‌ترین دلایل برای عدم معنی‌داری صنعتی شدن، قابل توسعه بودن سیستم حمل‌ونقل بوده است که مزیت جغرافیایی سکونت در مناطق صنعتی را به طور معنی‌داری کاهش داده است. ترکیب دو اثر صنعتی شدن و تولید ناخالص داخلی بر قیمت مسکن نشان می‌دهد که عامل مهم افزایش قیمت مسکن، رشد خدمات و سهم بالای آن در تولید ناخالص داخلی است که در ساختارهای متراکم جمعیتی نمود می‌یابد؛ به عبارتی رشد بخش خدمات و اثر آن بر تولید ناخالص داخلی یکی از عوامل

افزایش قیمت مسکن است. بنابراین رشد شهرها و افزایش قیمت مسکن ناشی از توسعه بخش خدمات بوده است.

در نهایت بررسی ضریب همبستگی فضایی قیمت مسکن در جدول ۲ نشان می‌دهد که افزایش قیمت مسکن در استان‌های همسایه باعث کاهش قیمت مسکن در استان خاص می‌شود، بالا بودن رشد قیمت مسکن در هر شهری دلالت بر سودآور بودن و کشش قیمتی پایین مسکن دارد، بنابراین منابع تأمین‌کننده مسکن به سهولت به شهرهای با قیمت بالاتر منتقل شده و قیمت در شهر خاص کاهش می‌یابد که این نتیجه دلالت بر غالب بودن بعد تقاضای سرمایه‌گذاری در مقابل تقاضای مصرفی دارد. اما با محاسبه اثر فضایی متغیرهای قیمت مسکن در جدول ۳، همبستگی فضایی قیمت مسکن به صورت مثبت در جدول ۳ نمودار شده است، چراکه اثر همسایگی در قالب متغیرهای توضیحی منتقل شده است و با محاسبه این اثرات، با افزایش قیمت مسکن در استان‌های همسایه، تقاضا برای مسکن در استان خاص افزایش یافته و به این واسطه قیمت مسکن در بین استان‌ها انتقال یافته است که بخش نسبتاً بالایی از آنها ناشی از تقاضای مصرفی بوده است. بنابراین نوعی همبستگی فضایی قیمت مسکن در بین استان‌های ایران وجود دارد که در مطالعات حکمت و همکاران (۱۴۰۰)، طالبلو و همکاران (۱۳۹۶) و ژو و ژانگ (۲۰۲۳) نیز تأیید شده است.

در راستای بررسی اثرات فضایی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن از رهیافت دوربین فضایی استفاده شده است. نتایج دوربین فضایی در جدول ۳ نشان می‌دهد که افزایش شهرنشینی در استان‌های همسایه اثر معنی‌داری بر قیمت مسکن در استان خاص ندارد که این به مفهوم عدم انتقال فرصت‌ها و مزایای شهرنشینی در بین استان‌ها است اما سایر متغیرهای پژوهش اثر فضایی معنی‌داری را بر قیمت مسکن دارند. براساس برآوردها، افزایش نسبت اعتبارات در استان‌های همسایه باعث کاهش تقاضا برای مسکن در استان خاص به عنوان تقاضای سوداگری شده و بنابراین قیمت مسکن در استان خاص کاهش می‌یابد. افزایش نسبت اعتبارات به مفهوم رونق بالاتر فعالیت‌های سودآور بدون ارزش افزوده است و انتقال این منابع به برخی استان‌ها، سایر استان‌ها را با کاهش قیمت مواجه می‌کند. همچنین هر چه تولید ناخالص داخلی در استان‌های همسایه افزایش یابد، جذابیت سکونت در استان‌های همسایه به دلیل فرصت‌های اشتغال افزایش یافته و به این واسطه قیمت مسکن در استان خاص کاهش می‌یابد.

جدول ۳. نتایج برآورد به روش دوربین فضایی

اثرات مستقیم		اثرات غیرمستقیم	
ضریب	مقدار احتمال	ضریب	مقدار احتمال
شهرنشینی	۰/۰۸۳	۰/۴۲	۰/۰۷۳
توسعه مالی	۰/۳	۰/۰۰	۰/۰۰
تولید ناخالص داخلی	۰/۰۵۴	۰/۰۰	۰/۰۵
صنعتی شدن	۰/۱۰۷	۰/۲۷	۰/۰۰۱
عرض از مبدأ	-۰/۴۳	۰/۱۸	۰/۴۹
وقفه فضایی	۰/۸	۰/۰۰	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نهایت بررسی اثر صنعتی شدن در استان‌های همسایه بر قیمت مسکن در استان خاص نشان می‌دهد که صنعتی شدن عامل مهمی برای آلودگی هوا و کاهش کیفیت زندگی است. علاوه بر این افزایش سهم صنعت با کاهش سهم بخش خدمات همراه است، بنابراین جذابیت مسکن در استان‌های با درجه صنعتی بالاتر کمتر از استان‌های با درجه بالاتر از فعالیت‌های خدماتی هستند، به همین دلیل هر چه سهم صنعت در تولید ناخالص داخلی برای استان‌های همسایه بالاتر باشد، قیمت مسکن در استان خاص به طور معنی‌داری به دلیل رونق فعالیت‌های خدماتی افزایش می‌یابد.

برای بررسی همگرایی قیمت مسکن با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی فضایی از رابطه (۲) استفاده می‌شود:

$$\log\left(\frac{P_{it+1}}{P_{it}}\right) = \alpha + \beta \log P_{it} + \rho W \log\left(\frac{P_{it+1}}{P_{it}}\right) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

در رابطه (۲)، i نشان‌دهنده شهر مورد مطالعه است، t نشان‌دهنده زمان است، α نیز نشان‌دهنده عرض از مبدأ مدل است. متغیر P نشان‌دهنده قیمت مسکن شهرها است، بنابراین $\log\left(\frac{P_{it+1}}{P_{it}}\right)$ نشان‌دهنده نرخ رشد قیمت شهر i در طول دوره $t+1$ است. β نشان‌دهنده همگرایی قیمت بین شهرها است. اگر چنانچه ضریب β منفی باشد، به معنای این است که شهرهای مورد مطالعه دارای روند به سمت همگرایی در سطح ثابتی هستند، در غیر این صورت نوعی واگرایی در قیمت مسکن بین شهرها وجود دارد، W ماتریس وزنی فضایی یا اثرات همسایگی است و ρ اثرات سرریز فضایی بین شهرها را نشان می‌دهد.

جدول ۴. آزمون همگرایی قیمت مسکن

مقدار احتمال	ضریب	
۰/۰۰	-۰/۰۳۳	عرض از مبدأ
۰/۰۰	۰/۰۰۸۹	ضریب همگرایی
۰/۰۰	۰/۹۷	اثرات سرریز

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴ نشان می‌دهد که قیمت مسکن در بین شهرهای ایران واگرا است، چرا که ضریب همگرایی مثبت و از نظر آماری معنی‌دار است و عاملی برای همگرایی آن قابل تصور نیست. سهم سوداگران بازار مسکن در تعیین قیمت مسکن بالاتر از نیروهای تعیین‌کننده تقاضای مصرفی مسکن است. همگرایی قیمت مسکن در مطالعه آنال و همکاران (۲۰۲۴) تأیید نشد اما در مطالعه مرادی افشار و غلامی حیدریان (۱۴۰۱) تأیید شده است.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

رشد قیمت مسکن همواره یکی از مهم‌ترین چالش‌ها برای تأمین مسکن خانوارها بوده است، چرا که با افزایش قیمت مسکن و افزایش سهم مخارج کالاهای ضروری، رفاه خانوارها به‌طور معنی‌داری کاهش می‌یابد. در همین راستا امروزه در متون قانونی بر تأمین مالی مسکن خانوارها و قانون جهش تولید تأکید شده است. بنابراین بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در جهت تعیین نقشه راه سیاستگذاری مطلوب، مهم و دارای ارزش است.

نتایج برآوردها نشان می‌دهد که افزایش شهرنشینی، نسبت اعتبارات به تولید ناخالص داخلی و همچنین تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معنی‌داری را بر قیمت مسکن دارند، علاوه بر این، نتایج همگرایی نشان می‌دهد که قیمت مسکن در شهرهای ایران واگرا بوده و اثر منفی همبستگی فضایی قیمت مسکن در بین شهرها دلالت بر قدرت بالای سرمایه‌ای بودن مسکن نسبت به مصرفی بودن آن دارد. همچنین یکی از مهم‌ترین عوامل قدرت بالای سوداگران امکان دریافت تسهیلات سوداگران نسبت به تقاضاهای مصرفی برای مسکن است. اما اثر مثبت شهرنشینی به دلیل مزایای بالا در بسیاری از شهرها قابل انتقال نبوده است. همچنین بالا بودن سهم بخش خدمات در تولید ناخالص داخلی و مثبت بودن اثرات سرریز صنعتی شدن در بین استان‌ها باعث شده است که افزایش قیمت مسکن در استان‌های همسایه

به صورت کاهشی در استان خاص نمود یابد. بنابراین بهبود در دسترسی مالی خانوارهای فقیر به منابع مالی و ایجاد تنوع در مسکن برای افزایش احتمال دسترسی خانوارهای فقیر به مسکن، مهم ترین سیاست برای بهبود وضعیت مسکن است.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

سپاسگزاری

از کلیه همکاران و عواملی که در نگارش این مقاله به نویسنده یاری رسانده اند تشکر و سپاسگزاری به عمل می آید.

ORCID

Ali Hasanvand  <https://orcid.org/0000-0002-9209-9233>

منابع

- اسدپور، احمدعلی. (۱۳۹۸). اثر نااطمینانی تورم و متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مسکن در ایران. فصلنامه علمی پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی، ۱۰ (۳۷)، ۱۲۵-۱۳۶.
doi.org/10.30473/egdr.2019.47616.5289
- افشاری، زهرا و همتی، مریم. (۱۳۹۲). شناسایی عوامل مؤثر بر احتمال وقوع رونق و رکود در بازار مسکن. پژوهش های اقتصادی ایران، ۱۸ (۵۵)، ۱۷-۴۶.
- امجدی، محمدحسین، شکیبایی، علیرضا و جلالی، سیدعبدالمجید. (۱۴۰۱). تأثیر نرخ ارز، نااطمینانی نرخ ارز و پاندمی کووید ۱۹ بر قیمت مسکن (مطالعه موردی: شهر تهران). پژوهش های اقتصادی ایران، ۲۷ (۹۲)، ۲۱۳-۲۴۱. ۹۵۵. ۲۴۱-۲۱۳. ۹۵۵. doi: 10.22054/ijer.2021.59405
- جعفری صمیمی، احمد، زروکی، شهریار و اعتصامی، حسین. (۱۳۸۹). برآورد تابع تقاضای مسکن با استفاده از مدل هدانیک (مطالعه موردی شهر قائمشهر). اقتصاد کاربردی، ۱ (۲)، ۱-۳۱.
- حکمت، بهرام، فرهمند، شکوفه و اکبری، نعمت الله. (۱۴۰۰). تحلیل وابستگی فضایی قیمت مسکن بین نواحی ۲۲ گانه شهر تهران. اقتصاد و توسعه منطقه ای، ۲۸ (۲۲)، ۱۱۰-۱۳۰. doi.org/10.22067/erd.2022.72814.1073

خیابانی، ناصر و شجری پورجابری، شقایق. (۱۳۹۷). رابطه متقابل قیمت مسکن و اعتبارات (شواهدی از اقتصاد ایران). *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۸ (۷۱)، ۵۲-۲۱. doi: 10.22054/joer.2018.9828

رحمانی، تیمور و اصفهانی، پوریا. (۱۳۹۴). تحلیلی از تأثیر عوامل بخش عرضه و تقاضا بر قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه اقتصاد مسکن*، ۵۵، ۱-۱۱.

شاکری، عباس و باقرپور اسکویی، الناز. (۱۴۰۱). تحلیلی بر وضعیت رشد قیمت زمین و مسکن و ارتباط آن با برخی متغیرهای اقتصاد کلان ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۲۲ (۸۷)، ۳۸-۷. doi: 10.22054/joer.2023.74291.1139

طالبلو، رضا، محمدی، تیمور و پیردایه، هادی. (۱۳۹۶). تحلیل انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در استان‌های ایران؛ رهیافت اقتصادسنجی فضایی. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۷ (۶۶)، ۹۵-۵۵. doi: 10.22054/joer.2017.8202.

عابدینی، جواد، ابراهیمی، حسن و فهیمی‌فرد، سیدحامد. (۱۳۹۵). حباب قیمتی در بازار مسکن ایران مبتنی بر مدل ساختاری تعیین قیمت مسکن. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۱ (۶۷)، ۱۸۱-۲۱۰. doi: 10.22054/ijer.2016.7240

علی‌مرادی افشار، پروین و غلامی حیدریانی، لیلا. (۱۴۰۱). بررسی همگرایی قیمت مسکن در شهرهای ایران (رویکرد پانل پویای فضایی). *مسکن و محیط روستا*، ۴۱ (۱۸۰)، ۵۶-۴۳. doi:10.22034/41.180.43.

قادری، جعفر و ایزدی، بهنام. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در ایران (۱۳۹۱-۱۳۵۰). *اقتصاد شهری*، ۱ (۱)، ۷۵-۵۵. doi:10.22108/ue.2016.22 104

قلی‌زاده، علی‌اکبر و ملاولی، طاهره. (۱۳۹۱). بررسی اثرات نقدینگی بر نوسان قیمت مسکن در کشورهای نفتی و غیرنفتی. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰ (۶۳)، ۱۰۴-۸۳. مظفری، زانا و منوچهری، صلاح‌الدین. (۱۴۰۲). تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر شاخص قیمت مسکن در ایران؛ کاربردی از رهیافت GMM سری زمانی. *تحقیقات مالی*، ۲۵ (۳)، ۴۵۲-۴۳۳. doi.org/10.22059/FRJ.2023.349960.1007397

ناجی میدانی، علی‌اکبر، فلاحی، محمدعلی و ذبیحی، مریم. (۱۳۸۹). بررسی تأثیر پویای عوامل کلان اقتصادی بر نوسانات قیمت مسکن در ایران (۱۳۶۹ تا ۱۳۸۶). *نشریه دانش و توسعه*، ۱۸ (۳۱)، ۱۶۰-۱۸۵. doi.org/10.22067/pm.v17i31.27257

References

Abedini, J., Ebrahimi, H. & Fahimifard, H. (2016). Price bubble in the Iranian housing market based on the structural model of housing price

- determination. *Iranian Journal of Economic Research*, 21(67), 181-210. doi: 10.22054/ijer.2016.7240. [In Persian].
- Addae-Dapaah, K. (2014). Housing loan and the price of housing in Singapore. *Journal of Business and Economics*, 5(9), 1513-1524. doi: 10.15341/jbe(2155-7950)/09.05.2014/007.
- Ahmed, R., Visas, H. & Ul-haq, J. (2024). The impact of oil price on housing prices: an empirical analysis of Pakistan. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 17(2), 418-435. doi: 10.1108/IJHMA-07-2022-0103.
- Akça, T. (2023). House price dynamics and relations with the macroeconomic indicators in Turkey. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 16(4), 812-827. doi:10.1108/IJHMA-04-2022-0059.
- Alimoradi Afshar, P. & Gholami Hedariany, L. (2022). Investigating the convergence of housing prices in Iranian cities (spatial dynamic panel approach). *Journal of housing and rural environment*, 41(180), 43-56. doi:10.22034/41.180.43. [In Persian].
- Amjadi, M.H., Shakibaei, A.R. & Jalae, S.A. (2022). The impact of exchange rate uncertainty and covid-19 pandemic on house prices in Tehran. *Iranian Journal of Economic Research*, 27(92), 213-241. doi: 10.22054/ijer.2021.59405.955. [In Persian].
- Asadpour, A.A. (2019). The effects of uncertainty in inflation and macroeconomic variables on housing prices in Iran. *Economic Growth and Development Research*, 10(37), 125-136. doi: 10.30473/egdr.2019.47616.5289. [In Persian].
- Azam Khan, M., Ali, N., Khan, H. & Yien, L.C. (2023). Factors determining housing prices: empirical evidence from a developing country's Pakistan. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 16(5), 936-954. doi: 10.1108/IJHMA-04-2022-0064.
- Bhatt, V. & Kishor, N.K. (2022). A synchronous housing markets of global cities. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 1,1-31. doi:10.1007/s11146-022-09903-2.
- Camerin, F. & Gastaldi, F. (2018). Italian military real estate assets re-use issues and opportunities in three capital cities. *Land Use Policy*, 78, 672-681. doi.org/10.1016/j.landusepol.2018.07.028 .
- Ch'ng, P.S., Chen, Y.H., Chong, K.Y. & Ong, L.X. (2022). *The determinants of housing price in selected developed and developing economies*. Doctoral dissertation, UTAR.
- Garriga, C., Hedlund, A., Tang, Y. & Wang, P. (2020). Rural-urban migration and house prices in China. *Regional Science and Urban Economics*, 91, 103613.
- Ge, J. (2017). Endogenous rise and collapse of housing price: an agent-based model of the housing market. *Computers, Environment and Urban Systems*, 62, 182-198.
- Ghaderi, J. & Izady, B. (2016). Studying the effects of social and economic factors on the housing prices in Iran (1972-2013). *Urban Economics*, 1(1), 55-75. doi: 10.22108/ue.2016.22104. [In Persian].

- Gholizade, A.A. & Mollavali, T. (2012). The effects of liquidity on housing price fluctuations in oil-producing countries VS. other countries. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 20(63), 83-104. [In Persian].
- Golob, K., Bastic, M. & Psunder, I. (2012). Analysis of impact factors on the real estate market: case Slovenia. *Engineering Economics*, 23(4), 357-367. doi:10.5755/j01.ee.23.4.2566.
- Gong, Y. & Yao, Y. (2022). Demographic changes and the housing market. *Regional Science and Urban Economics*, 95, 103734. doi: 10.1016/j.regsciurbeco.2021.103734.
- Greenwald, D.L. & Guren, A. (2021). Do credit conditions move house prices? *National Bureau of Economic Research*, w29391, 1-56.
- He, Y. & Chen, M. (2022). Do urbanization and energy-environment policies affect housing values? evidence from spatial textual analysis. *Applied Spatial Analysis and Policy*, 15(2), 365-395. doi:10.1007/s12061-021-09403-5.
- Hekmat, B., Farahmand, S. & Akbari, N. (2022). Spatial analysis of housing prices in 22 urban districts of Tehran. *Journal of economics and regional development*, 28(22), 110-130. doi:10.22067/erd.2022. 72814.1073. [In Persian].
- Jafari Samimi, A., Zaruki, S. & Itasami, H. (2010). Estimation of housing demand function using hedonic model (case study of Qaemshahr city). *Applied Economics*, 1(2), 1-31. doi.org/10.22067/erd.2022.72814.1073. [In Persian].
- Kaulihowa, T. & Kamati, K. (2019). Determinants of house price volatility in Namibia. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 2(9), 105-115. https://doi.org/10.1108/IJHMA-10-2018-0077.
- Kenny, G. (1999). Modelling the demand and supply sides of the housing market: evidence from Ireland. *Economic Modelling*, 16(3), 389-409. doi.org/10.1016/S0264-9993(99)00007-3.
- Khiabani, N. & Shajari, S. (2018). The interaction of housing price and credit: some evidence from Iran. *Economics Research*, 18(71), 21-52. doi: 10.22054/joer.2018.9828. [In Persian].
- Kok, S.H., Ismail, N.W. & Lee, C. (2018). The sources of house price changes in Malaysia. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 11(3), 387-420. doi:10.1108/ijhma-04-2017-0039.
- Küçük, H., Özlü, P. & Yüncüler, Ç. (2022). Decomposition of bank loans and economic activity in TURKEY. *Applied Economics*, 54(3), 249-279. doi: 10.1080/00036846.2021.1950906.
- Lau, M.H. & Wei, X. (2018). Housing size and housing market dynamics: The case of micro-flats in Hong Kong. *Land Use Policy*, 78, 278-286. doi: 10.1016/j.landusepol.2018.06.039.
- Lee, N.J. & Ong, S.E. (2005). Upward mobility, house price volatility, and housing equity. *Journal of Housing Economics*, 14(2), 127-146. doi.org/10.1016/j.jhe.2005.06.004.

- Li, J. (2024). Urbanization impacts the soaring housing price of hangzhou during 2018-2022. *Highlights in Business, Economics and Management*, 31, 88-92. doi.org/10.54097/f39f8j84.
- Meltzer, A.H. (1995). Monetary, credit and (other) transmission processes: a monetarist perspective. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 49-72.
- Merikas, A.G., Triantafyllou, A. & Merika, A.A. (2010). Explaining house price changes in Greece. *Applied Financial Economics*, 22(4), 1-16. doi:10.1080/09603107.2011.619494.
- Mozaffari, Z. & Manochehri, S. (2023). The impact of exchange rate volatility on the housing price index in Iran: A GMM time series approach. *Financial Research Journal*, 25(3), 433-452. doi.org/10.22059/FRJ.2023.349960.1007397. [In Persian].
- Naji Meidani, A.A., Falahi, M.A. & Zabihi, M. (2010). The dynamic effect of macroeconomic factors on fluctuations of housing price in Iran (1990-2007). *Journal of knowledge and development*, 18(31), 160-185. [In Persian].
- Nelson, E. (2003). The future of monetary aggregates in monetary policy analysis. *Journal of Monetary Economics*, 50(5), 1029-1059.
- Ning, C. & Hoon, O.D. (2012). *Case studies of the effects of speculation on real estate price bubble forming: Beijing and Shanghai (2001-2010)*. Australia: PRESS Adelaide.
- Nurkhayati, F. & Fitrady, A. (2023). The impact of immigration on urban housing prices in Indonesia. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 17(4), 964-977. doi.org/10.1108/IJHMA-08-2022-0114.
- Nyberg, V. (2021). *Determinants of house prices in Finnish municipalities: empirical study on four house types*. Helsinki: Hanken School of Economics.
- Pinjaman, S. & Kogid, M. (2020). Macroeconomic determinants of house prices in Malaysia. *Journal Ekonomi Malaysia*, 54(1), 153-165. doi:10.17576/JEM-2020-5401-11.
- Rahmani, T. & Esfahani, P. (2015). An analysis of the effect of supply and demand factors on housing prices in Iran. *Quarterly Journal of Housing Economics*, 55, 1-11. [In Persian].
- Shakeri, A. & Bagherpur Oskouie, E. (2022). Analyzing the growth of land and housing prices and their relationship with some macroeconomic variables in Iran. *Economics Research*, 22(87), 7-38. doi: 10.22054/joer.2023.74291.1139. [In Persian].
- Shi, S., Jou, J.B. & Tripe, D. (2014). Can interest rates really control house prices? Effectiveness and implications for macroprudential policy. *Journal of Banking & Finance*, 47, 15-28. doi.org/10.1016/j.jbankfin.2014.06.012.
- Su, C.W., Cai, X.Y., Qin, M., Tao, R. & Umar, M. (2021). Can bank credit withstand falling house price in China? *International Review of Economics & Finance*, 71, 257-267. doi.org/10.1016/j.iref.2020.09.013.

- Taleblou, R., Mohammadi, T. & Pirdayeh, H. (2017). Analysis of Spatial Diffusion of Housing Price Changes in Iranian Provinces; Spatial Econometrics Approach. *Economics Research*, 17(66), 55-95. doi: 10.22054/joer.2017.8202. [In Persian].
- Tsai, I.C. (2019). Relationships among regional housing markets: Evidence on adjustments of housing burden. *Economic Modelling*, 78, 309-318. doi.org/10.1016/j.econmod.2018.09.026.
- Tse, C.B., Rodgers, T. & Niklewski, J. (2014). The 2007 financial crisis and the UK residential housing market: Did the relationship between interest rates and house prices change? *Economic Modelling*, 37, 518-530. doi.org/10.1016/j.econmod.2013.08.013.
- Unal, U., Hayo, B. & Erol, I. (2024). Housing market convergence: evidence from Germany. *Applied Economics*, 1, 1-16. doi.org/10.1080/00036846.2024.2315094.
- Valadez, R.M. (2011). The housing bubble and the GDP: A correlation perspective. *Journal of Case Research in Business and Economics*, 3, 1.
- Xu, X. & Zhang, Y. (2023). House price information flows among some major Chinese cities: linear and nonlinear causality in time and frequency domains. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 16(6), 1168-1192. doi.org/10.1108/IJHMA-07-2022-0098.
- Yii, K.J., Tan, C.T., Ho, W.K., Kwan, X.H., Nerissa, F.T.S., Tan, Y.Y. & Wong, K.H. (2022). Land availability and housing price in China: Empirical evidence from nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL). *Land use policy*, 113, 105888. doi: 10.1016/j.landusepol.2021.105888.

استناد به این مقاله: حسوند، علی. (۱۴۰۳). عوامل مؤثر بر قیمت مسکن و همگرایی آن در استان‌های ایران (رهیافت اقتصادسنجی فضایی). پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۹ (۱۰۱)، ۱۶۰-۱۹۰.



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

Investigating Macroeconomic Shocks in the Housing Market Using the Self-Explanatory Model of the Generalized Factor Vector

Aso Esmailpour* 

Ph.D. in Monetary Economics,
University of Tabriz, Tabriz, Iran

Jafar Haghighat 

Professor of Economics, University of
Tabriz, Tabriz, Iran

Zahra Karimi Tekanlou 

Professor of Economics, University of
Tabriz, Tabriz, Iran

Abstract

Recent studies highlight an increasing focus on models that incorporate a wide range of economic data, which is made possible by enhancing traditional vector autoregression (VAR) models with one or more factors. The present study aimed to apply the self-explanatory model of the generalized factor vector autoregressive (FAVAR) to investigate macroeconomic and housing market shocks from 1991 to 2022, on a relatively small annual scale. It examined the effects of production shocks, inflation, exchange rates, oil revenues, and the money supply. Housing price levels were estimated using four indices: housing price, fuel and lighting, real estate, rent, and business activity. Additionally, the rental housing index in Tehran and the price index of construction services were used to estimate investment levels in the housing sector. The analysis also included data on new housing investment in major cities, total investment in new houses in Tehran, the number of permits issued by municipalities in urban areas, and the number of permits issued in Tehran. The results revealed that macroeconomic shocks (inflation, production, exchange rates, money supply, and oil revenues) create a wave-like effect in the housing sector, with this effect lasting approximately 6 to 8 years. Inflation, money supply, and exchange

* Corresponding Author: Asoesmailpour1986@gmail.com

How to Cite: Esmailpour, A., Haghighat, J. & Karimi Tekanlou, Z. (2025). Investigating Macroeconomic Shocks in the Housing Market Using the Self-Explanatory Model of the Generalized Factor Vector. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(101), 191-236.

rates, compared to GDP and oil revenues, have a greater impact on the housing market. Given the varying effects of these macroeconomic shocks, the central bank and monetary authorities should consider the responses of all sectors to develop more accurate housing plans during monetary policy formulation.

1. Introduction

Playing a key role in intensifying economic booms and busts, the housing market is a crucial component of the Iranian economy, which can be influenced by macroeconomic shocks. A significant portion of housing demand stems from its function as an asset. When macroeconomic shocks occur, they impact the opportunity cost of holding durable goods (e.g., housing) by increasing inflation, money supply, exchange rates, and oil revenues. These shocks influence both the demand for housing as an asset and the demand for housing services, altering the relative returns on housing investments. As a result, individuals adjust their asset portfolios, including housing, in response to these economic shifts. Consequently, housing demand as an asset fluctuates accordingly. The current study highlighted the conflict between two economic objectives: fostering production and investment growth versus managing inflation, macroeconomic shocks, and their adverse social and distributional effects. The expansion of the housing market can mitigate macroeconomic shocks by improving housing availability for households, contributing to sectoral and national economic growth. However, it may also drive up housing prices. Using the self-explanatory model of the generalized factor vector autoregressive (FAVAR), this empirical research aimed to examine the impact of macroeconomic shocks on housing prices in Iran's economy.

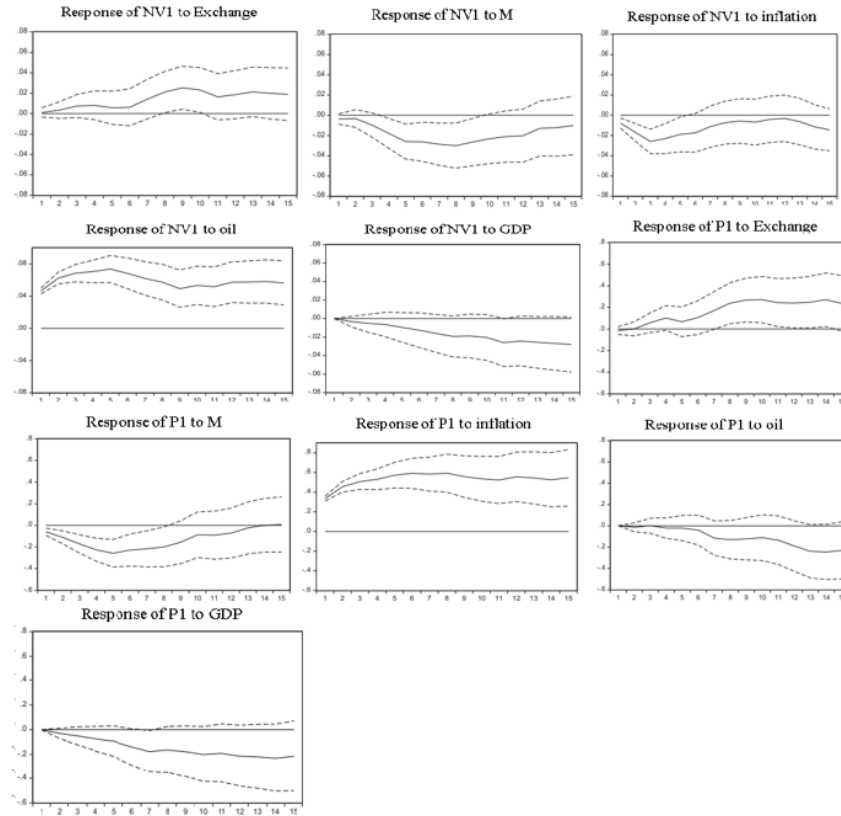
2. Materials and Methods

The present study used time series data on macroeconomic variables and bank stability from 1991 to 2022. The data selection followed the general classification outlined in Bernanke et al. (2005), which includes production, inflation, money supply, oil revenues, exchange rates, and the housing market. Since the estimation of factors using the FAVAR requires stationarity, tests such as the generalized Dickey-Fuller unit root test were conducted on the variables. The modeling of FAVAR was based on Bernanke et al. (2005), while the model estimation followed the expectation-maximization algorithm as proposed by Dempster et al. (1977) and Shumway and Stoffer (1982). All variables were obtained from the time series databases of the Central Bank and the Ministry of Housing and Urban Development. After estimating the FAVAR model using EViews and SPSS software, the study presented

the instantaneous response analysis of the model variables concerning the key variables over ten periods. The variables were transformed into logarithmic form, and their growth rates were calculated.

3. Results and Discussion

The response of housing prices and investment in the housing sector to a one-standard-deviation shock was immediate and significant, indicating that the economy quickly adjusts to the shock's influence in the initial years. As shown in Figure (1), shocks related to production, money supply, exchange rates, oil revenues, and inflation created a wave-like effect in the housing sector, with a duration of approximately 15 years (15 periods), reflecting a period fluctuation. A one-standard-deviation shock in the exchange rate initially caused both housing investment and prices to rise. However, the impact gradually diminished, with investment converging to zero after 9 periods and housing prices after 8 periods—which aligns with expectations. Similarly, a one-standard-deviation shock in money supply initially increased investment in the housing sector while causing housing prices to decline. After 4 periods, both investment and prices converged towards zero, as anticipated. In the case of inflation, a one-standard-deviation shock initially reduced investment in the housing sector, followed by an increase. At the same time, housing prices rose with the inflation shock but gradually declined, with both investment and prices converging towards zero after 8 periods. A shock to GDP led to an initial increase in housing investment and a decline in housing prices. Over time, these effects diminished, with investment and prices converging towards zero after 4 periods and 3 periods, respectively. A one-standard-deviation shock in oil prices resulted in an increase in both housing investment and prices. However, these effects waned, with investment converging to zero after 4 periods and housing prices after 3 periods. Overall, the impact of these shocks diminished over time and eventually converged to zero, as it was anticipated.

Figure 1. Macroeconomic shocks

4. Conclusion

According to the results of the FAVAR model, macroeconomic shocks have both direct and indirect effects on the housing sector and other markets. Macroeconomic shocks were found to increase demand in the housing sector, as housing is an asset that can absorb shocks over the long term and helps preserve the value of money to some extent. The housing channel also exhibited a consistent degree of price stickiness in response to these shocks. The analysis of macroeconomic shocks on housing prices and investment suggested that increasing demand for smaller housing units would drive future demand toward compact-sized homes. This shift is largely due to the declining purchasing power of the middle class, which has been severely impacted by recent shocks of inflation, monetary supply, exchange rates, and oil revenues. As a result, lower-income groups are left with little financial strength to afford housing. The growing gap between housing costs and household income further contributes to this trend. Moreover, the increasing share

of housing costs in household expenditures—observed even during periods without economic sanctions—underscores this financial strain.

Keywords: Macroeconomic Shocks, Housing Market, Iran's Economy, FAVAR

JEL Classification: O18, E50, E60

بررسی شوک‌های اقتصاد کلان در بازار مسکن با رویکرد خودتوضیحی برداری عامل تعمیم‌یافته

ثاسو اسماعیل پور ^{ID}*

دکتری اقتصاد پولی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

جعفر حقیقت ^{ID}

استاد اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

زهرا کریمی تکانلو ^{ID}

استاد اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

چکیده

در پژوهش حاضر سعی بر این است که با استفاده از رویکرد خودتوضیحی برداری، عامل تعمیم‌یافته (FAVAR) در طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ به صورت سالانه با مقیاس نسبتاً کوچک برای بررسی شوک‌های اقتصاد کلان و بازار مسکن استفاده شود. بررسی‌های اخیر از افزایش توجه به مدل‌هایی که در طراحی آنها طیف گسترده‌ای از اطلاعات اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرد، حکایت دارد. این امر با تکمیل کردن مدل‌های سنتی خودرگرسیون برداری (VAR)، با استفاده از یک یا چند عامل امکان‌پذیر و تأثیر شوک‌های تولید، تورم، نرخ ارز، درآمدهای نفتی و حجم پول بررسی شده است. برای برآورد سطح قیمت مسکن از چهار شاخص قیمت مسکن، سوخت و روشنایی، شاخص مستغلات، اجاره و فعالیت‌های کسب و کار، شاخص مسکن اجاره‌ای در تهران و شاخص قیمت خدمات ساختمانی استفاده شده و برای برآورد سطح سرمایه‌گذاری در بخش مسکن نیز از شش متغیر عمده استفاده شده است که عبارتند از مجموع سرمایه‌گذاری در خانه‌های جدید در مناطق شهری، مجموع سرمایه‌گذاری در خانه‌های جدید در شهرهای بزرگ، مجموع سرمایه‌گذاری در خانه‌های جدید در تهران، تعداد پروانه‌های صادر شده توسط شهرداری‌ها در کل مناطق شهری، تعداد پروانه‌های صادر شده توسط شهرداری‌ها در شهرهای بزرگ و تعداد پروانه‌های صادر شده توسط شهرداری‌ها در تهران. نتایج بیانگر آن است که شوک‌های اقتصاد کلان (تورم، تولید، نرخ ارز، حجم پول، درآمدهای نفتی)، اثر موج‌مانندی در بخش مسکن ایجاد می‌کند و این اثر حدود ۶ تا ۸ سال در بخش مسکن ماندگار می‌شود به طوری که تورم، حجم پول و نرخ ارز نسبت به تولید ناخالص داخلی و درآمدهای نفتی باعث تأثیر بیشتر در بخش مسکن می‌شوند. با توجه به تأثیر متفاوت شوک‌های اقتصاد کلان، بانک مرکزی و مقامات پولی در هنگام سیاست‌گذاری پولی باید واکنش همه بخش‌ها را مدنظر قرار دهند تا برنامه‌ریزی‌های دقیق‌تری در بخش مسکن داشته باشند.

کلیدواژه‌ها: شوک‌های اقتصاد کلان، بازار مسکن، اقتصاد ایران، رویکرد FAVAR

طبقه‌بندی JEL: E60، E50، O18

* نویسنده مسئول: asoesmailpoor1986@gmail.com

۱. مقدمه

طی دو دهه اخیر بخش مسکن در ایران از نوسانات زیادی برخوردار بوده که به تبع آن زیان‌های گسترده‌ای بر بنگاه‌های تولیدکننده مسکن و عملکرد سایر بخش‌های اقتصادی بجا گذاشته است. با توجه به نوسانات قیمت مسکن، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن یکی از چالش‌های اساسی اقتصاد کشور بوده است.

آثار شوک‌های اقتصاد کلان بر بخش مسکن از دو نظر قابل بررسی است. از طرفی مطالعات انجام شده و نظریه‌های اقتصاد مسکن بر نقش انکارناپذیر نظام تأمین مالی مسکن و اثرات گسترده آن بر رشد ارزش افزوده بخش مسکن و فعالیت‌های مرتبط تأکید دارند که به تقویت رشد و تولید اشتغال ملی منجر می‌شود. از سوی دیگر این باور که توسعه نظام تأمین مالی مسکن بر تشدید افزایش قیمت مسکن و پیدایش شوک‌های ادواری منجر می‌شود، موضوعی مهم و قابل تأمل است. طی سال‌های اخیر شوک‌های اقتصاد کلان و جهش قیمت مسکن در طی سال‌های اخیر از دیدگاه برخی کارشناسان تحت تأثیر رشد قابل ملاحظه شوک‌های اقتصاد کلان (تولید، تورم، نرخ ارز، درآمدهای نفتی و حجم پول)، بوده است. بازار مسکن نیز به عنوان بخش مهمی از اقتصاد ایران که متأثر از شوک‌های اقتصاد کلان است، در تشدید رونق و رکود فعالیت‌های اقتصادی نقش اساسی دارد. از این رو بخشی از تقاضا برای مسکن ناشی از تقاضا برای یک دارایی است. وقتی یکی از شوک‌های اقتصاد کلان رخ می‌دهد، از طریق افزایش نرخ تورم، حجم پول، نرخ ارز و درآمدهای نفتی، هزینه فرصت نگهداری کالاهای بادوام، از جمله مسکن را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این شوک‌ها از طریق بخشی از تقاضای مسکن که ناشی از تقاضای خدمات حاصل از این ویژگی مسکن می‌باشد، را تحت تأثیر قرار می‌دهد و سبب می‌شود، عایدی نسبی ناشی از سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکنی نیز تغییر کند. در این صورت افراد تمایل خواهند داشت تا ترکیب سبد دارایی خود را که شامل مسکن نیز است، تعدیل کنند. به این ترتیب تقاضا برای مسکن به عنوان یک دارایی نیز تغییر می‌کند.

از آنجا که بخش مهمی از آثار شوک‌های اقتصاد کلان از طریق بازارها به بخش حقیقی اقتصاد منتقل می‌شود، لذا تقاضا برای مسکن و عملکرد بانک نیز تحت تأثیر شوک‌های اقتصاد کلان همچون تولید، تورم، حجم پول، درآمدهای نفتی و نرخ ارز قرار می‌گیرد.

از این رو برآوردها از تأثیر شوک‌های اقتصاد کلان بر سطح قیمت مسکن، فعالیت در بخش مسکن و عملکرد مالی بانک حکایت دارد. به همین دلیل بخش مسکن و بانک در مطالعات مختلفی همچون میشکین^۱ (۲۰۰۷)، که به بررسی آثار شوک‌ها بر اقتصاد می‌پردازند، به عنوان یک دارایی وارد الگو می‌شوند.

این بررسی تضاد موجود میان دو هدف رشد تولید و سرمایه‌گذاری از یک طرف و ایجاد تورم و شوک‌های اقتصاد کلان و اثرات سوء اجتماعی و توزیعی از سوی دیگر، پیچیدگی بازار مسکن را بیان می‌کند. رشد و توسعه بازار مسکن به بهبود شوک‌های اقتصاد کلان در تأمین مسکن خانوارها کمک می‌کند و به رشد بخش مسکن و رشد اقتصاد ملی می‌انجامد. از سوی دیگر می‌تواند افزایش قیمت مسکن را به دنبال داشته باشد. این پژوهش در نظر دارد، توسط یک مدل اقتصادسنجی، FAVAR اثرگذاری شوک‌های اقتصاد کلان بر قیمت بازار مسکن در اقتصاد ایران را مورد آزمون تجربی قرار دهد. در این راستا در ادامه مروری بر ادبیات موضوع شده است. در قسمت سوم، روش‌شناسی الگوهای خودتوضیح برداری عامل تعمیم‌یافته را مورد بررسی قرار دادیم. در قسمت چهارم نتایج بدست آمده و در قسمت پنجم نتیجه‌گیری این پژوهش ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

۲-۱. شوک‌های اقتصاد کلان

شوک‌های ساختاری به سه شوک عمومی، کل و دو شوک سیاسی تقسیم‌بندی می‌شود. شوک‌های کل مربوط به نوسانات کل بازار کالاها است که قیمت عمومی، رفتار واقعی فعالیت‌ها و نسبت قیمت مصرف‌کننده را مشخص می‌کند، شوک عرضه کل انبساطی باعث افزایش فعالیت‌های واقعی و کاهش تورم می‌شود و در مقابل شوک‌های تقاضای انبساطی عمدتاً به افزایش قیمت‌ها منجر می‌شود اما ممکن است اثرات واقعی مثبتی نداشته باشند. تقسیم شوک‌ها به شوک عرضه و تقاضا، یک روش برای خلاصه کردن تأثیر شوک‌های چندگانه است که ممکن است بر کل کالاهای بازار تأثیرگذار باشد (Carvalho, et al., 2016).

1. Mishkin, F.S.

دو نوع شوک تقاضای واقعی را می‌توان در نظر گرفت که بر الگوهای مصرف و قیمت نسبی تأثیر می‌گذارد: افزایش مصرف و نسبت قیمت کالاها (برای کالاهای قابل مبادله) و افزایش مصرف و نسبت قیمت خدمات (برای غیر مبادله‌ای). از آنجاکه شوک‌های تقاضا ممکن است تأثیری بر فعالیت‌های واقعی نداشته باشد، شوک‌های تقاضا را با استفاده از اطلاعات منحصرأ عمومی و نسبت قیمت‌ها تعریف می‌کنند.

با توجه به ادبیات تحقیق کانوا^۱ (۲۰۰۵) و کلریدا و گلی^۲ (۱۹۹۴)، یک شوک را به جای دو شوک تقاضا شناسایی کردند. طبقه‌بندی شوک‌ها با جزئیات بیشتر در یک اقتصاد نفتی با کنترل نرخ ارز، الگوهای مصرف و تخصیص نهاده‌های بهره‌وری می‌تواند به صورت غیراستاندارد اتفاق بیفتد. به عنوان مثال، با توجه به تنظیم و کنترل نرخ ارز با بازارهای دوگانه، انگیزه برای واردات افزایش می‌یابد و مصرف کالاهای قابل مبادله به‌ویژه در تجارت کالاها بیشتر می‌شود. بنابراین به دلیل اینکه منابع نفتی به داخل اقتصاد کشور هدایت می‌شود، افزایش تقاضای کل ممکن است اثرات واقعی بر بخش بانکی، بازار مسکن و یا بخش‌های مختلف (با توجه به اینکه مصرف به سمت معاملات تجاری یا غیرمعاملاتی است) بگذارد. بنابراین از رفتار نسبی قیمت مصرف‌کننده برای تفکیک دو شوک تقاضای واقعی که به طور بالقوه متفاوت هستند، استفاده می‌شود (Carvalho, et al., 2016).

لینزرت^۳ (۲۰۱۵)، در تحقیقی با استفاده از یک الگوی خودهمبسته برداری ساختاری، اثرات دینامیکی شوک‌های اقتصاد کلان را بر روی نرخ بیکاری در کشور آلمان مورد تجزیه و تحلیل قرار داده است. براساس نتایج این بررسی، شوک‌های عرضه نیروی کار و قیمتی اثر مستقیم بر بیکاری و شوک تقاضای کل اثر معکوس بر بیکاری داشته است. همچنین شوک دستمزدی و شوک بهره‌وری اثر چندانی بر نرخ بیکاری در کوتاه‌مدت نداشته است اما در بلندمدت اصلی‌ترین عامل تأثیرگذار بر نرخ بیکاری در آلمان بوده است.

مالهرب^۴ (۲۰۱۳)، نیز در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر شوک‌های اقتصادی بر روی نرخ بیکاری استرالیا برای دوره ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۷ با بهره‌گیری از یک الگوی خودهمبسته برداری ساختاری پرداخته است. براساس این تحقیق، شوک بهره‌وری بر نرخ بیکاری تأثیر معکوسی

1. Canova, F.
2. Clarida, R & Gali, J.
3. Linzert, T.
4. Malherbe, F.

بر اقتصاد استرالیا داشته است. در مورد شوک‌های طرف تقاضا و دستمزد نیز یک ارتباط معکوس با نرخ بیکاری به اثبات رسیده است. تأثیر شوک عرضه نیروی کار بر نرخ بیکاری نیز مثبت برآورد شده است.

شوک‌های سیاسی که منشأ آنها در سیاست و مدیریت متغیرهای خاص است، اثر تعریف شده‌ای در بازار کالاها ندارد. شوک مالی کسب درآمد (حاصل از صادرات کالا)، نشان‌دهنده شوک به ایجاد پول اولیه از بخش مالی نه از بخش سیاست پولی است. پرداخت-های مالی به‌طور مستقیم مقدار سپرده‌های موجود در سیستم مالی را افزایش و نرخ بهره سپرده‌ها را کاهش می‌دهد، زیرا درآمد نفت به‌طور مستقیم توسط بانک مرکزی با ارز خارجی مبادله می‌شود. از سوی دیگر، سیگنال‌های پایه پولی، درواقع همان سیاست پولی است که نرخ بهره را نشان می‌دهند اما این نرخ‌ها خیلی تغییر نمی‌کند. در این چارچوب شوک گسترش مالی به عنوان افزایش ایجاد پولی - مالی (FM^۱) و کاهش نرخ بهره سپرده (TID^۲) نشان داده می‌شود و هیچگونه محدودیتی در مورد واکنش مورد انتظار بازار کل محصولات ایجاد نمی‌کند که نیازمند اندازه‌گیری و زمان‌بندی تأثیر شوک‌ها باشد. با این وجود فرض می‌شود که نرخ ارز اسمی در بازار غیررسمی سریعاً به این شوک پاسخ می‌دهد (Carvalho, et al., 2016).

ساندزن و همکاران^۳ (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای با استفاده از تحلیل اقتصادسنجی شامل آزمون ایستایی، آزمون علیت گرنجر، تحلیل همبستگی، مدل‌های تأخیر توزیع شده خودرگرسیون و تحلیل هم‌انباشتگی با استفاده از آزمون کرانه‌های ARDL، به شناسایی اقدامات محرک اقتصادی که ثبات بازار مسکن لیتوانی را در صورت شوک اقتصادی تضمین می‌کند، پرداخته‌اند و نشان دادند که قیمت مسکن در لیتوانی با تغییرات فصلی در تولید ناخالص داخلی همبستگی دارد و تأیید می‌کنند که چرخه‌های بازار املاک و مستغلات با چرخه‌های اقتصادی مرتبط هستند. اقدامات محرک اقتصادی عمدتاً باید بر تثبیت اقتصاد، حفظ وجوه نقد و سپرده‌های خانوارها و همچنین مخارج مصرف‌کننده در صورت شوک اقتصادی متمرکز باشد.

1. Fiscal – Money
2. Deposit Interest Rates
3. Stanzone, A., et al.

۲-۲. بازار مسکن و عوامل مؤثر بر آن

تغییرات سیاست مالی دولت، تقاضای کل (GNP) را به صورت مستقیم و غیرمستقیم تحت تأثیر قرار می‌دهد. تغییرات GNP نیز به نوبه خود ممکن است درآمد قابل تصرف، توزیع درآمد، اشتغال، سطح قیمت‌ها و... را تحت تأثیر قرار دهد. متغیرهای بازار مسکن تغییرات هر یک از متغیرهای فوق هستند. در حالت کلی، دو نوع متفاوت از ابزارهای سیاست مالی برای دولت وجود دارد: یکی سیاست‌های درآمدی و دیگری سیاست‌های مخارجی. سیاست‌های درآمدی یا مالیاتی سیاست‌هایی هستند که نرخ مالیات درآمدهای شخصی، نرخ مالیات بر سود شرکت‌های سهامی، پایه‌های مالیاتی، نرخ مالیات غیرمستقیم و پرداختی‌های بابت تأمین اجتماعی را تعیین می‌نمایند. طبق نظریه‌های اقتصاد کلان، با ثابت بودن مخارج دولت، افزایش (کاهش) نرخ مالیات منجر به کاهش (افزایش) GNP می‌شود. کاهش (افزایش) GNP متغیرهای بازار مسکن را به طور غیرمستقیم از طریق تغییر متغیرهای اقتصادی واسطه‌ای فوق (درآمد قابل تصرف، اشتغال، سطح قیمت‌ها و...)، تحت تأثیر قرار خواهد داد. از لحاظ نظری، افزایش درآمد ناشی از اجرای سیاست‌های مالی انبساطی بر عرضه ساختمان‌های مسکونی شروع به ساخت و سرمایه‌گذاری مسکونی) و تقاضای مسکن اثر می‌گذارد که تغییر عرضه و تقاضای مسکن نیز قیمت تعادلی مسکن را تغییر خواهد داد. همچنین، این عوامل اقتصادی ممکن است برخی متغیرهای جمعیتی را تحت تأثیر قرار دهند که تمایل دارند بر ساختمان‌های مسکونی شروع به ساخت اثر بگذارند. همچنین، سیاستگذاران دولتی ممکن است با افزایش یا کاهش مخارج دولت از طریق پرداخت‌های انتقالی یا خرید کالاها و خدمات بر روی GNP تأثیر بگذارند. با فرض ثابت بودن نرخ‌های مالیات، افزایش (کاهش) مخارج دولت منجر به افزایش (کاهش) GNP خواهد شد. همانگونه که قبلاً اشاره شد تغییر GNP ممکن است به تغییر ساختمان‌های مسکونی شروع به کار منجر شود؛ بدین صورت که با افزایش درآمد، انتظار بر این است که سرمایه‌گذاری مسکونی و تعداد واحدهای مسکونی شروع به کار و در نتیجه عرضه مسکن افزایش یابد. همچنین، با افزایش درآمد، تقاضای مسکن نیز افزایش می‌یابد لذا با افزایش عرضه و تقاضای مسکن به دنبال رشد درآمد ملی، قیمت مسکن ممکن است افزایش یابد، کاهش یابد یا اینکه ثابت باقی بماند (Parliarou, 2021).

از لحاظ نظری سیاست پولی تقاضای مسکن را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اولاً همانند سایر دارایی‌ها، قیمت مسکن به بازدهی موجود بر سایر دارایی‌های مالی نظیر اوراق قرضه حساس است. اگر بازدهی اوراق قرضه افزایش یابد (نرخ بهره افزایش یابد)، دارندگان دارایی، بخشی از پورتفولیوی خود را به اوراق قرضه تبدیل خواهند کرد و از سایر دارایی‌ها همانند مسکن دوری خواهند کرد. این مسئله باعث خواهد شد تا زمانی که بازدهی ناشی از نگهداری سایر دارایی‌ها با در نظر گرفتن ریسک‌های متفاوت برابر شود، قیمت مسکن کاهش پیدا کند. ثانیاً تقاضای مسکن با نرخ‌های بهره ارتباط منفی دارد زیرا پرداختی‌های بهره بخش عمده‌ای از هزینه خرید مسکن را تشکیل می‌دهد. ثالثاً مبلغی که یک شخص قادر و مایل است برای مسکن هزینه کند، به‌طور مستقیم با قابلیت پرداخت اولیه بهره ارتباط دارد (Buch, et al., 2014). همان‌گونه که روزن^۱ (۲۰۱۲)، بیان می‌کند، خانوارها به‌وسیله درآمد جاری خود نسبت به آنچه می‌توانند قرض کنند، محدودند. در طول زمان همانطور که دستمزد واقعی افزایش می‌یابد و تورم باعث کاهش ارزش واقعی بدهی می‌شود، فشار ناشی از پرداخت بهره کمتر و کمتر می‌شود. نرخ بهره جاری از عوامل مهم تعیین‌کننده قیمت مسکن است. یک روش دیگر که سیاست پولی می‌تواند قیمت مسکن را کاهش دهد، افزایش نرخ بهره متغیر برای مسکن‌هایی است که جهت بازگشت اصل سرمایه فروخته می‌شوند (بهشتی و محسنی زنوزی، ۱۳۸۹).

تیلور^۲ (۲۰۰۷) نیز با استفاده از یک مدل شبیه‌سازی و مقایسه آن با آمار واقعی نشان داد که سیاست پولی انبساطی (که کاهش نرخ بهره در سال‌های ۲۰۰۳ و ۲۰۰۴ را در آمریکا در پی داشت) باعث رونق سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن شده است. این سیاست هم با ایجاد یک مارپیچی^۳ سبب افزایش قیمت‌های بخش مسکن گردید. متعاقب آن با افزایش نرخ‌های بهره به سطح بلندمدت آن در سال‌های بعد، تقاضا کاهش یافت و سبب شد، رشد سرمایه‌گذاری و قیمت در این بخش کاهش یابد.

میشکین (۲۰۰۷)، هم با تأکید بر تأثیرپذیری بخش مسکن از سیاست‌های پولی اعتقاد دارد اگر حباب قیمتی در بخش مسکن فروکش کند، پیشاپیش باید با سیاست‌های پولی

1. Reserve

2. Taylor

3. Spiral Effect

پیشگیرانه از گسترش آثار رکودی این بخش به کل فعالیت‌های اقتصادی جلوگیری کرد. به این ترتیب، تغییر در تقاضای مسکن در پی یک شوک پولی می‌تواند از تغییر در میزان تقاضای بهینه برای خدمات مسکن به عنوان یک کالای بادوام یا تغییر در میزان بهینه مسکن به عنوان یک دارایی در سبد دارایی افراد و یا اینکه از تغییر در میزان محدودیت نقدینگی افراد ناشی شده باشد. در هر صورت، تفکیک قائل شدن بین این سه نوع تقاضا برای مسکن در واقعیت بسیار مشکل و در عمل امکانپذیر است. تقاضای فرد یا خانوار برای مسکن شامل هر سه گونه است. به هر حال، تغییر در تقاضای مسکن در پی بروز یک شوک پولی باعث تغییر در سطح فعالیت‌ها و به تبع آن تأثیر بر قیمت‌ها می‌شود.

۳. پیشینه پژوهش

۳-۱. پیشینه خارجی

اندرس و ارک^۱ (۲۰۰۸)، در پژوهشی به بررسی رقابت بانک‌ها، قیمت مسکن و ثبات اقتصاد کلان با روش DSGE در اقتصاد اسپانیا پرداختند. نتایج نشان داد که قیمت مسکن در زمانی که رقابت بین بانک‌ها قوی‌تر است، ارزش خالص وام‌گیرندگان افزایش می‌یابد و شوک‌های سیاست پولی انقباضی آسیب می‌بینند. بنابراین، تغییر درجه رقابت بانکی سطح بلندمدت فعالیت اقتصادی و ثبات آن در چرخه کسب و کار به صورت دوطرفه صورت می‌گیرد.

گوپتا و همکاران^۲ (۲۰۰۹)، در پژوهشی به بررسی اثر شوک‌های مثبت سیاست پولی بر رشد واقعی قیمت مسکن در پنج بخش آفریقای جنوبی با استفاده از روش فاکتور تعدیل یافته خودرگرسیون برداری (FAVAR) در سال ۲۰۰۸ پرداخته‌اند. در این مطالعه خانه‌ها براساس قیمت‌شان به سه طبقه خانه‌های لوکس، خانه‌های میانه و و خانه‌های پایین تقسیم‌بندی شده‌اند. در کل، تورم قیمت مسکن به صورت معکوس به شوک‌های سیاست پولی واکنش نشان می‌دهد اما واکنش در بین بخش‌های لوکس، متوسط - بزرگ و متوسط - بازار نسبت به بخش‌های متوسط - کوچک و پایین بیشتر است.

برنانکه^۳ (۲۰۱۰)، ارتباط بین سیاست پولی و قیمت مسکن را برای اقتصاد آمریکا مورد مطالعه قرار داده و نشان داد که رابطه مستقیم بین سیاست پولی و افزایش قیمت مسکن ضعیف

1. Andres & Arce

2. Gupta, R., et al.

3. Bernanke, S.B.

است. اگرچه افزایش سریع قیمت‌ها زمانی اتفاق می‌افتاده است که نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت در پایین‌ترین سطح خود قرار داشته‌اند اما میزان منافع قیمت مسکن بزرگتر از آن بود که تنها با وضعیت سیاست پولی قابل توضیح باشد. همچنین شواهد بین کشوری رابطه معناداری را نشان نمی‌دهد.

کالزا و همکاران^۱ (۲۰۱۳) در پژوهشی به بررسی نقش ساختار تأمین مالی مسکن در انتقال سیاست پولی بر مصرف، سرمایه‌گذاری مسکونی پرداختند. نتایج نشان داد در کشورهایی با بازار رهن انعطاف‌پذیر یا پیشرفته، نسبت به شوک‌های سیاست پولی حساسیت بیشتری وجود دارد. حساسیت مصرف و سرمایه‌گذاری مسکونی به شوک‌های سیاست پولی، تحت تأثیر مقادیر دو پارامتر اصلی بازار رهن یعنی نرخ پرداخت پایین و ساختار نرخ بهره اجاره (نرخ بهره متغیر در مقابل ثابت) است.

کارولا و همکاران^۲ (۲۰۱۶) در پژوهشی به بررسی شوک‌های اقتصاد کلان، ثبات بانک و بازار مسکن در ونزوئلا با داده‌های ماهانه دوره زمانی ۲۰۱۱-۲۰۰۴ و رویکرد FAVAR پرداخت. نتایج نشان داد که شوک سیاست پولی اثرات قویتری بر نقدینگی و ثبات بانکی دارد و قیمت واقعی مسکن ناشی از شرایط پولی و شوک تقاضا است.

الموانی و همکاران^۳ (۲۰۱۶)، در پژوهشی به ارزیابی تأثیر بخش نفت بر بازدهی مسکن با استفاده از یک مدل اقتصاد خرد در عمان پرداختند. نتایج نشان دادند که شوک‌های بخش نفت بیشترین تأثیر را بر شوک‌های مسکن و کشاورزی دارد.

یانگ و پان^۴ (۲۰۲۰)، در پژوهشی با استفاده از داده‌های ۳۱ استان چین از سال ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۵ و مدل رگرسیون خودبرداري پانل نشان دادند که تجمع سرمایه انسانی تأثیر طولانی‌مدت مثبتی بر قیمت مسکن و توسعه اقتصادی دارد و به یک عامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی منطقه تبدیل شده است به‌طوری‌که قیمت مسکن در بلندمدت تأثیر منفی بر توسعه اقتصادی دارد. با این حال انباشت سرمایه انسانی به قیمت مسکن در بیشتر مناطق شهرها، پاسخ مثبت می‌دهد.

1. Calza, A., et al.
2. Carvallo, O., et al.
3. Al-Mawali, N., et al
4. Yang, Z. & Pan, Y.

۲-۳. پیشینه داخلی

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۶) در پژوهشی به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مسکن پرداختند و به نتایجی دست یافتند که شاخص قیمت مسکن در قالب یک مدل اقتصاد کلان تابعی از متغیرهای درآمد سرانه خانوار، شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت خدمات ساختمانی، تعداد ساختمان‌های تکمیل شده، حجم پول و نرخ تورم در نظر گرفته شده است. نتایج آنها بیانگر این واقعیت مرتبط با بخش مسکن از جمله شاخص قیمت خدمات ساختمانی است که تا حد زیادی می‌توان از افزایش بی‌رویه قیمت مسکن جلوگیری کرد.

شهبازی و کلانتری (۱۳۹۱) در پژوهشی به اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران با رهیافت SVAR پرداختند. نتایج مؤید این است که سیاست‌های پولی و مالی در کوتاه‌مدت ابزارهای مناسبی برای کنترل قیمت مسکن نیست اما این سیاست‌ها می‌تواند در بلندمدت از طریق ابزارهای عرضه پول و مخارج دولت در تعیین قیمت مسکن نقش تعیین‌کننده داشته باشد. از سوی دیگر، سیاست مالی ابزارهای مناسبی برای کنترل سرمایه‌گذاری مسکونی و تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت نیست اما سیاست‌های پولی می‌تواند در کنترل این متغیرها مؤثر واقع شود.

حیدری (۱۳۹۱) در پژوهشی به بررسی تأثیر شوک‌های پولی بر قیمت و سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن با استفاده از یک الگوی FAVAR پرداخت و نتایج نشان داد که شوک‌های نقدینگی و پایه پولی، یک اثر موج‌مانندی در بخش مسکن ایجاد می‌کنند که این اثر حدود ۵ سال در بخش مسکن ماندگار می‌شود و از سویی دیگر، تأثیر نقدینگی بر این بخش طولانی‌تر و ماندگارتر از تأثیر شوک پایه پولی است.

احمدی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی به بررسی اثر شوک سیاست پولی و رفتار بازار دارایی‌ها بر توان‌پذیری قیمت مسکن شهری در ایران پرداختند. آنها در طی دوره زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۶ با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری نشان دادند که بیشترین تأثیرپذیری شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن، از شوک وارد شده به خود شاخص است. همچنین اثر شوک‌های نقدینگی واقعی و نرخ بهره واقعی بر شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن، بیش از اثر شوک رفتار بازار دارایی‌های رقیب مسکن بر شاخص مذکور است.

قلی‌زاده و صمدی‌پور (۱۴۰۰) در پژوهشی به بررسی رابطه بین شوک سرمایه انسانی، رشد اقتصادی و قیمت مسکن با استفاده از الگوی اقتصادسنجی خودرگرسیون برداری پانل در طی دوره زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۷ در بین استان‌های کشور ایران پرداختند. نتایج نشان داد سرمایه انسانی از طریق کانال‌هایی اثر تکنانه‌ای بر قیمت مسکن دارد از جمله اینکه ارتقای سرمایه انسانی منجر به افزایش تقاضا برای مسکن و بالا رفتن قیمت می‌شود. نتایج تابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهد واکنش سرمایه انسانی (قیمت مسکن) به نوسانات قیمت مسکن (سرمایه انسانی) و واکنش تولید به نوسانات سرمایه انسانی بیشتر از متغیرهای دیگر است. نتایج آنالیز واریانس نشان‌دهنده میزان توضیح‌دهی قیمت مسکن برای تولید ناخالص داخلی (۱۸٪) و سرمایه انسانی (۱٪) نسبت به سایر متغیرها بالاتر است. لذا رونق بازار مسکن می‌تواند تأثیر مثبتی بر اقتصاد داشته باشد؛ تأثیری که رونق بازار مسکن (تولید) بر تولید (رونق بازار مسکن) می‌گذارد، به مراتب بیشتر از تأثیر سرمایه انسانی است.

با توجه به این مطالعات انجام گرفته، پژوهش حاضر تلاش دیگری است تا با استفاده از مدل تجربی کاراتر و توجه به شوک‌های مهمی که اقتصاد ایران در سال‌های اخیر با آنها روبرو بوده است، به موضوع بانک و مسکن در اقتصاد ایران بپردازد. لذا پژوهش حاضر متمایز نسبت به مطالعات انجام شده است.

۴. روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر به لحاظ هدف از نوع تحقیقات کاربردی بوده و به لحاظ روش تجزیه و تحلیل از نوع تحلیلی-همبستگی است. در این پژوهش از داده‌های سری زمانی متغیرهای اقتصاد کلان، ثبات بانک دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده براساس طبقه‌بندی کلی مطالعه برنانکه و همکاران^۱ (۲۰۰۵) انتخاب شده است. این طبقه‌بندی شامل تولید، تورم، حجم پول، درآمدهای نفتی، نرخ ارز و بازار مسکن است. از آنجاکه لازمه تخمین عامل‌ها با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری، عامل تعمیم‌یافته ایستا بودن متغیرها می‌باشد، آزمون‌هایی مانند آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته بر روی متغیرها انجام شده است. مدل‌سازی الگوی خودتوضیح برداری عامل تعمیم‌یافته براساس مطالعه برنانکه و همکاران (۲۰۰۵) و برآورد الگو با استفاده از الگوریتم پیشینه‌سازی انتظارات براساس مطالعه

1. Bernanke, B., et al.

دمسپر و همکاران^۱ (۱۹۷۷) و شاموی و استافر^۲ (۱۹۸۲)، تنظیم شده است. تمام متغیرها از بانک سری زمانی بانک مرکزی و وزارت مسکن و شهرسازی استخراج شده است. در ادامه پس از تخمین مدل FAVAR با استفاده از نرم افزار EViews و SPSS نتایج آنالیز واکنش آنی متغیرهای مدل بر روی متغیرهای اصلی تا ۱۰ دوره ارائه شده است. متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه به صورت لگاریتمی و رشد متغیرها وارد مدل شده است.

۴-۱. طراحی مدل FAVAR برای بخش مسکن در ایران

مدل‌های VAR به طور گسترده‌ای برای تجزیه و تحلیل تأثیر شوک اقتصاد کلان بر متغیرها و بخش‌های مختلف اقتصادی در ادبیات مکانیسم انتقال پول بکار گرفته می‌شوند. اما یکی از اصلی‌ترین ویژگی‌های این مدل‌ها این است که نمی‌تواند تعداد زیادی از متغیرها را در آن بکار گرفت. به طور معمول سه متغیر اساسی در این زمینه کارایی دارند که شامل سطح تولید، سطح قیمت‌ها و متغیر سیاست پولی هستند. از علت‌های اصلی محدود بودن متغیرها در مدل‌های سنتی VAR این است که با افزایش تعداد متغیرهای بکار گرفته شده در این الگو به سرعت از درجه آزادی آن کاسته می‌شود زیرا در هر معادله، متغیر وابسته بر روی وقفه‌های خودش و وقفه‌های سایر متغیرها برآورد می‌شود. لذا امکان بکارگیری تعداد زیادی از متغیرها در این الگو وجود ندارد. محدودیت متغیرها در مدل سنتی VAR عامل ایجاد مشکلاتی در تحلیل آثار شوک‌های اقتصاد بر اقتصاد است؛ یکی استفاده ناکارآمد از اطلاعات موجود در آمارهای اقتصادی و استفاده گزینشی از تعداد محدود متغیرها است که در این صورت ارزیابی آثار شوک بر اقتصاد نیز جامع و مانع نخواهد بود. دیگر اینکه انتخاب متغیرها براساس سلیقه و گزینش محققان صورت می‌گیرد. اشکال این موضوع در احتمال ورود آثار شوک‌های اقتصاد کلان بر قیمت‌های عمده‌فروشی یا قیمت دارایی‌ها است که این موضوع به ناچار در مدل‌های مرسوم نادیده گرفته می‌شود. لذا شاخص قیمت مصرف‌کننده به تنهایی نمایانگر خوبی برای سطح عمومی قیمت‌ها نیست. همین موضوع را می‌توان به مفهومی مانند سطح فعالیت‌های اقتصادی نیز تعمیم داد.

1. Dempster, A., et al.

2. Shumway, R. & Stoffer, D.

با ملاحظه این مشکلات، اخیراً توجه زیادی به مدل‌های معطوف شده است که ساختار و محتوای آنها دربرگیرنده اطلاعات گسترده اقتصادی است. این فرایند از راه تکامل و توسعه مدل‌های سنتی VAR و با استفاده از یک یا چند عامل، امکانپذیر شده است. اولین مطالعات پیشرو در این زمینه مربوط به برنانکه و بویوین^۱ (۲۰۰۱) و برنانکه، بویوین و الیاسز (۲۰۰۴) است که دستاورد این دو مطالعه مدل سنتی VAR را با اضافه نمودن چند عامل تکمیل کرده‌اند. پس از این مطالعه، مقالات دیگر نیز منتشر شده است که مطالعات مشابهی را انجام داده‌اند و هر یک نوآوری خاصی را در این زمینه انجام داده‌اند؛ از آن جمله می‌توان به برنانکه، بویوین و الیاسز (۲۰۰۵)، استوک و واتسون^۲ (۲۰۰۵)، دیو، درستلر و ژانگ^۳ (۲۰۰۹) و بویوین، کیلی و میشکین^۴ (۲۰۱۰)، اشاره نمود.

اگرچه در ادامه جزئیات فنی این مدل تشریح می‌شود اما لازم است ابتدا به صورت ساده‌تر توضیح داده شود که مدل FAVAR چگونه می‌تواند سه مشکل اصلی مدل‌های VAR را که در بالا اشاره شد، حل کند. این سه مشکل عبارتند از:

۱- افزایش سریع تعداد پارامترها و عدم امکان بکارگیری تعداد زیادی از متغیرها و در نتیجه نقصان اطلاعاتی مدل.

۲- تناظر ناقص مفاهیم نظری مانند سطح عمومی قیمت‌ها و سطح فعالیت‌های اقتصادی با تعداد اندک متغیرهایی که به ناچار بین چندین متغیر رقیب انتخاب می‌شوند.

۳- محدودیت در تصریح توابع ضربه- پاسخ برای تعداد متغیرها و عدم امکان تصریح این توابع برای طیف گسترده‌ای از متغیرها که واقعاً از یک شوک سیاستی تأثیر می‌پذیرند. به‌طور ساده، یک مدل FAVAR شامل دو لایه است: لایه اول شامل تعداد زیادی از متغیرهایی است که در مجموع هر یک از اطلاعات جزئی از بخش‌هایی از یک اقتصاد را نمایان می‌کنند (مثلاً انواع شاخص‌های قیمت در سطوح زیربخش و انواع متغیرهای حقیقی مرتبط با تولید و سرمایه‌گذاری مانند تولید و سرمایه‌گذاری در سطح زیربخش‌های یک اقتصاد در جریان). این لایه که در زیر با معادله (۲) نشان داده می‌شود، سطح عمومی قیمت‌ها و سطح فعالیت‌های اقتصادی در قالب عوامل پنهان تعریف می‌شود که از مجموعه گسترده‌ای

1. Bernanke, B.S. & Boivin, J.
2. Stock, J. & Watson, M.
3. Dave, C. Dressler, S.J. & Zhang, L.
4. Boivin, J., Michael, K. & Mishkin

از متغیرها در سطح زیربخش‌های اقتصادی تأثیر می‌پذیرد. تعداد این عوامل یا توسط محقق و براساس نظریه مورد بحث انتخاب می‌شود یا براساس آزمون‌هایی خاص که در ادامه توضیح داده می‌شود. به دلیل روش برآورد این عوامل پنهان که معمولاً با روش تجزیه و تحلیل مؤلفه‌های اصلی^۱ (PC) برآورد می‌شوند، هر چه تعداد متغیرهای تشکیل‌دهنده یک عامل پنهان بیشتر باشد، تخمین دقیق‌تری نیز از آن به‌دست خواهد آمد. در این مرحله تعداد زیاد متغیرهای الگو با هم یک یا چند عامل پنهان را می‌سازند که در لایه دوم مدل FAVAR بکار می‌آیند.

در لایه دوم، عوامل پنهان در کنار متغیرهای قابل مشاهده و نماینده شوک‌هایی که به اقتصاد وارد می‌شوند، در قالب یک مدل VAR معمول در کنار هم قرار می‌گیرند (معادله (۲)). در این صورت مدل به‌صورت معمول برآورد شده و توابع واکنش عوامل پنهان به شوک‌ها تصریح می‌شود. سپس با استفاده از ارتباط بین متغیرهایی که در سطح زیربخش‌ها لایه اول را تشکیل داده‌اند، توابع واکنش طیف گسترده متغیرهای اقتصادی به شوک اقتصادی تصریح می‌شود.

در اینجا ممکن است این پرسش مطرح شود که در روش برآورد عوامل پنهان از طیف گسترده متغیرهای اقتصادی که استفاده می‌شود، چگونه است با افزایش تعداد این متغیرها، مشکل درجه آزادی برای مدل ایجاد نشود؟ پاسخ این است که اصولاً روش تجزیه و تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PC) مبتنی بر این است که تعداد هر چه بیشتر متغیرهایی که گمان می‌رود یک عامل پنهان را می‌سازند با یکدیگر ترکیب شده و هر متغیر به‌صورت یک بردار در نظر گرفته می‌شود که هر یک وجهی از عامل پنهان را نمایندگی می‌کنند. سپس برداری ساخته می‌شود که برآیند همه این بردارها است و این بردار همان عامل پنهان است. در این روش مجموعه متغیرهای سازنده عوامل پنهان، یک ماتریس را می‌سازند و عوامل پنهان با کمک ریشه‌های مشخصه و بردارهای ویژه آن ماتریس ایجاد می‌شوند. درواقع بردارهای عوامل پنهان متناظر با K مقدار ویژه که بزرگتر از سایر مقادیر ویژه این ماتریس هستند، استخراج می‌شوند. بنابراین در این روش تعداد زیاد متغیرها تأثیری بر درجه آزادی مدل ندارد بلکه برعکس، هر چه تعداد این متغیرها بیشتر باشد، عوامل پنهان با دقت بیشتری برآورد می‌شوند.

زیرا هر متغیری یک بعد از این عوامل را نمایندگی می‌کند و هر چه تعداد این متغیرها بیشتر باشد، ابعاد این عوامل با دقت بیشتری مشخص می‌شود. با توجه به توضیحات داده شده، می‌توان گفت که روش FAVAR سه مشکل بیان شده مدل VAR سنتی را به این شکل حل می‌کند:

افزایش تعداد متغیرها در لایه اول این امکان را می‌دهد که اطلاعات بیشتری به مدل وارد شود اما از آنجا که این متغیرها با روش‌هایی مانند روش PC با یکدیگر ترکیب می‌شوند، تعداد زیاد متغیرها مشکل درجه آزادی ایجاد نمی‌کند چون درجه آزادی از مدل مصرف نمی‌شود و روش PC اطلاعات بیشتری را با افزایش تعداد متغیرها کسب می‌کند. از سوی دیگر، با تعریف عوامل پنهان براساس ترکیبی از تعداد بسیار زیاد متغیرها، امکان تعریف مفاهیم نظری مانند سطح قیمت‌ها و سطح فعالیت‌های اقتصادی فراهم می‌شود و در نهایت با تصریح توابع واکنش برای طیف بزرگی از متغیرها در لایه اول، تأثیرات جزئی شوک‌های اقتصادی را بر اجزای یک اقتصاد نمایش می‌دهد.

تقریباً در تمامی این مطالعات انجام گرفته در مورد بخش مسکن در ایران از روش‌های مرسوم مانند روش حداقل مربعات تک معادله، مانند VAR، مدل خودتوضیح با وقفه گسترده خطی، غیرخطی و مدل تصحیح خطای برداری استفاده شده است. باید توجه نمود که همان مشکلاتی که در رابطه با بررسی تأثیر شوک‌های اقتصاد کلان در قالب مدل‌های استاندارد VAR یا حتی مدل‌های تصحیح خطا وجود دارد، از قبیل استفاده ناکارآمد از اطلاعات در دسترس و نیز انتخاب گزینشی متغیرهای الگو در این مطالعات نیز وجود دارد. لذا بررسی شوک‌های اقتصادی کلان و بازار مسکن نیازمند بکارگیری یک مدل جامع‌تر و کامل‌تر است.

تأثیر شوک‌های اقتصاد کلان بر بازار مسکن بر متغیرهای قیمت مسکن، سطح فعالیت‌های بخش مسکن، اثرگذار خواهد بود. اما باید توجه نمود که مفاهیمی مانند قیمت، سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن و مسکن را می‌توان با بسیاری از متغیرهای بخش مسکن نشان داد. در واقع این سه مفهوم همان عوامل غیرقابل مشاهده در بخش مسکن هستند که در مدل FAVAR بردار F_t را تشکیل می‌دهند. در این راستا ابتدا باید معادله زیر برای بخش مسکن برآورد شد.

$$\begin{bmatrix} X_t^1 \\ X_t^2 \\ \dots \\ X_t^i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1^f & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & A_2^f & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & A_l^f \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_t^1 \\ F_t^2 \\ \dots \\ F_t^i \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^1 \\ e_t^2 \\ \dots \\ e_t^i \end{bmatrix} \quad (۱)$$

و سپس با استفاده از اجزای بردار F_t مدل معادله زیر تخمین زده شود.

$$\begin{bmatrix} F_t^1 \\ F_t^2 \\ \dots \\ Y_t \end{bmatrix} = \phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1}^1 \\ F_{t-1}^2 \\ \dots \\ F_{t-1}^i \end{bmatrix} + \gamma_t \quad (۲)$$

برای برآورد معادله (۱) ابتدا باید اجزای بردار X_t مشخص شوند. بدین منظور داده‌های بخش مسکن که در نماینده قیمت، سطح فعالیت‌ها در دو بخش هستند را بررسی نموده و سپس تلاش می‌شود تا بردار X_t تا آنجا که امکان دارد جامع و کامل باشد تا مشکل کارایی استفاده از اطلاعات برطرف گردد.

با توجه به اینکه هدف از این پژوهش بررسی شوک‌های اقتصاد کلان در بازار مسکن است لذا متغیرهای بردار X_t باید به گونه‌ای انتخاب شوند که نمایانگر مفاهیم قیمت، سطح فعالیت‌های بازار مسکن باشند. داده‌های مورد استفاده همگی سالانه هستند و از طریق بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی تهیه شده‌اند. دامنه زمانی داده‌ها شامل سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۱ شمسی است که با توجه به اینکه داده‌های مربوط به برخی از متغیرها تنها تا سال ۱۴۰۰ منتظر شده است، لذا در عمل مشاهدات مربوط به سال ۱۴۰۱ حذف خواهند شد.

۲-۴. متغیرهای بازار مسکن

معمولاً برای نشان دادن سطح قیمت‌ها در بخش مسکن از شاخص مربوط به گروه مسکن، سوخت و روشنایی در شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده می‌شود. اما این شاخص به تنهایی گویای تحولات قیمت در این بخش نیست. لذا از سه شاخص دیگر نیز برای تخمین متغیر پنهان سطح قیمت‌ها در بخش مسکن استفاده شده است که شامل شاخص مستغلات، اجاره و فعالیت‌های کار و کسب، شاخص مسکن اجاره‌ای در تهران و شاخص قیمت خدمات ساختمانی می‌شوند. لذا چهار شاخص مورد استفاده عبارتند از:

۱. شاخص قیمت مسکن، سوخت و روشنایی (ph.)

۲. شاخص مستغلات، اجاره و فعالیت‌های کسب و کار (Prealestate)

۳. شاخص مسکن اجاره‌ای در تهران (Prent)

۴. شاخص قیمت خدمات ساختمانی (Ps)

به این ترتیب از ترکیب این چهار شاخص قیمت، یکی از بلوک‌های بردار افزای شده X_t در معادله (۲) تشکیل می‌شود که می‌توان آن را به صورت بلوک X_p نمایش داد و در ابتدا بلوک‌ها با استفاده از روش تحلیل عاملی، اولین بلوک بردار F_t که با P نشان داده می‌شود، اجرا و برآورد می‌شود. لازم به توضیح است که برای برطرف کردن مشکل نامانایی که در بیشتر شاخص‌های کلان در سطح متغیرها بروز می‌کند، شاخص‌های قیمت، هر یک به صورت نرخ رشد استفاده شده‌اند. لذا در ادامه نرخ‌های رشد شاخص‌ها که از ترکیب آنها P تشکیل می‌شود به ترتیب با P_1, P_2, P_3, P_4 نشان داده می‌شوند.

برای نشان دادن سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن نیز از متغیرهای زیر استفاده شده است:

۱. مجموع سرمایه‌گذاری در خانه‌های جدید مناطق شهری (citiesinvest)

۲. مجموع سرمایه‌گذاری در خانه‌های جدید شهرهای بزرگ (bigcitiinvest)

۳. مجموع سرمایه‌گذاری در خانه‌های جدید تهران (tehraninvest)

۴. تعداد پروانه‌های صادر شده توسط شهرداری‌ها در کل مناطق شهری (citieslicence)

۵. تعداد پروانه‌های صادر شده توسط شهرداری‌ها در شهرهای بزرگ (bigcitilicence)

۶. تعداد پروانه‌های صادر شده توسط شهرداری‌ها در تهران (tehranlicence)

با استفاده از این شش متغیر می‌توان به تخمین از سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن دست یافت اما از آنجا که واحد اندازه‌گیری سه متغیر دسته اول برحسب واحد پول بوده و با متغیر ۴/۵ و ۶ از این منظر متفاوت هستند، لذا جدا کردن سه متغیر اول از سایر متغیرها و ترکیب کردن آنها در قالب دو دسته کلی نتایج بهتری را در مرحله تخمین ارائه نمود. لذا در این مرحله متغیرهای ۱، ۲ و ۳ با یکدیگر همگرا شده و بلوک دوم بردار X_t را تشکیل می‌دهند که در بردار F_t متناظر با درایه دوم این بردار است و از این پس با Inv نشان داده شده است. با توجه به اینکه متغیر سرمایه‌گذاری برحسب قیمت‌های جاری است لذا باید با استفاده از شاخص قیمت متناسب حقیقی شود. در این راستا متغیرهای ۱، ۲ و ۳ با استفاده از شاخص قیمت مسکن، سوخت و روشنایی حقیقی شده‌اند. از سوی دیگر با توجه به نامانایی این متغیرها، برای پرهیز از مشکلات مربوط به نامانایی این متغیرها از نرخ رشد آنها استفاده شده است که در ادامه این سه متغیر با نام $Inv1$ ، $Inv2$ و $Inv3$ نمایش داده می‌شوند. به همین

ترتیب، متغیرهای ۴، ۵ و ۶ نیز بلوک سوم از بردار X_t را تشکیل می‌دهند که متناظر با درایه سوم از بردار F_t خواهد بود و با Licence نشان داده می‌شود. به این ترتیب می‌توان اجزای معادله (۲) را در قالب معادله (۳)، به این صورت بازنویسی کرد:

$$\begin{bmatrix} X_t^p \\ X_t^{inv} \\ X_t^{licence} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1^p & 0 & 0 & 0 \\ 0 & A_2^{inv} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & A_2^{licence} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_t^p \\ F_t^{inv} \\ F_t^{licence} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^p \\ e_t^{inv} \\ e_t^{licence} \end{bmatrix} \quad (۳)$$

که در آن می‌توان معادله (۳) را به شکل زیر نشان داد که در آن بردار X_t به صورت باز شده ارائه شده است:

$$\begin{bmatrix} p_1 \\ p_2 \\ p_3 \\ p_4 \\ Inv_1 \\ Inv_2 \\ Inv_3 \\ licence_1 \\ licence_2 \\ licence_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_t^p \\ X_t^{inv} \\ X_t^{licence} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1^p & 0 & 0 & 0 \\ 0 & A_2^{inv} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & A_2^{licence} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_t^p \\ F_t^{inv} \\ F_t^{licence} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^p \\ e_t^{inv} \\ e_t^{licence} \end{bmatrix} \quad (۴)$$

که در آن به ازای هر $I, j=1, 2, \dots, I$ که $i \neq j$ باشد، خواهیم داشت: $E[e_t^i e_t^j] = 0$. معمولاً فرض می‌شود که هر X_t^i تنها توسط یک عامل توضیح داده می‌شود، بدین صورت که برای تمام i ها $K_i = 1$ است. با در نظر گرفتن معادلات (۱) و (۲) می‌توان یک مدل FAVAR را به شکل زیر نشان داد:

$$\begin{bmatrix} F_t^1 \\ F_t^2 \\ \dots \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1}^1 \\ F_{t-1}^2 \\ \dots \\ F_{t-1}^i \end{bmatrix} + \gamma_t \quad (۵)$$

که در آن $\Phi(L)$ چندجمله‌ای وقفه با درجه d است که براساس آن، تعداد وقفه‌های مدل VAR تعیین می‌شود. تفاوت این مدل با یک مدل استاندارد VAR حضور عوامل غیرقابل مشاهده F_t^i در مدل است.

۳-۴. مدل نهایی بازار مسکن

بنابراین معادلات در بخش مسکن به صورت زیر جهت برآورد مدل نهایی نوشته می‌شود.

$$\begin{bmatrix} X_t^p \\ X_t^{inv} \\ X_t^{licence} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1^p & 0 & 0 & . \\ 0 & A_2^{inv} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & A_3^{licence} & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_t^p \\ F_t^{inv} \\ F_t^{licence} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^p \\ e_t^{inv} \\ e_t^{licence} \end{bmatrix} \quad (۶)$$

که در آن می‌توان معادله بالا را به صورت زیر نوشت:

$$\begin{bmatrix} p_1 \\ p_2 \\ p_3 \\ p_4 \\ Inv_1 \\ Inv_2 \\ Inv_3 \\ licence_1 \\ licence_2 \\ licence_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_t^p \\ X_t^{inv} \\ X_t^{licence} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1^p & 0 & 0 & . & 0 \\ 0 & A_2^{inv} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & A_3^{licence} & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_t^p \\ F_t^{inv} \\ F_t^{licence} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^p \\ e_t^{inv} \\ e_t^{licence} \end{bmatrix} \quad (۷)$$

با استفاده از برآورد معادله (۷)، عوامل یا همان F_t^i ها برآورد می‌شود. سپس معادله (۸) برآورد خواهد شد که درواقع ترکیبی از عوامل و همچنین متغیرها یا متغیرهای سیاستی برونزا است. براساس آنچه که در بخش قبلی بیان شد، تعداد عوامل مورد استفاده ۴ عامل خواهد بود. برای برآورد معادله (۸) ابتدا باید متغیرهای موجود در بردار Y_t مشخص شوند. با توجه به هدف مقاله که بررسی تأثیر شوک‌های اقتصاد کلان بر بخش مسکن است، باید بردار Y_t متغیرهایی را در بر گیرد که نمایانگر شوک‌های اقتصاد کلان هستند. در مطالعات متعدد، به‌طور معمول از شوک‌های تولید، تورم، نرخ ارز، حجم پول و درآمدهای نفتی برای تصریح و تبیین شوک‌های اقتصاد کلان در مدل‌های VAR استفاده می‌شود و آنچه مهم تلقی می‌شود برونزا بودن این پنج متغیر نسبت به بخش مسکن است، ضمن اینکه خارج از این بخش و عمدتاً توسط سیاست‌گذاران تعیین می‌شوند. لذا بردار Y_t شامل پنج متغیر تولید، تورم، حجم پول، درآمدهای نفتی و نرخ ارز خواهد بود و اینکه پرهیز از مشکلات ناشی از نامانایی متغیرها، از نرخ‌های رشد این پنج متغیر استفاده شده است. نظر به اینکه در ایران این عوامل

توسط دولت تعیین می‌شوند، به عنوان متغیرهای برونزا هستند. در نتیجه به عنوان متغیرهای برونزا در مدل VAR و خارج از بردار Y_t قرار می‌گیرند. لذا معادله (۸) به این صورت خواهد بود:

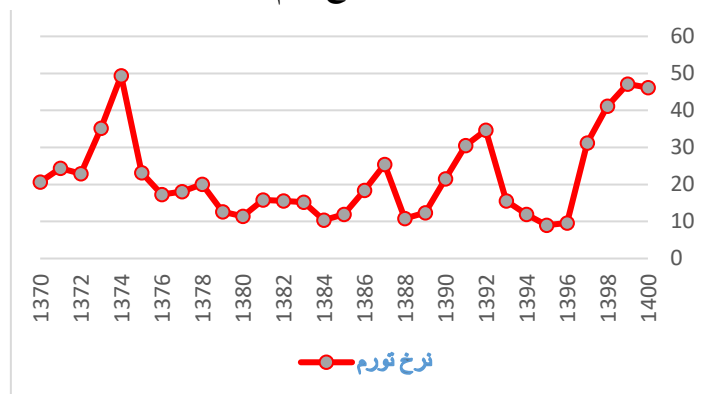
$$\begin{bmatrix} F_t^p \\ F_t^{inv} \\ F_t^{licence} \\ inflation_t \\ exchange_t \\ oil_t \\ M_t \\ GDP_t \end{bmatrix} = \phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1}^p \\ F_{t-1}^{inv} \\ F_{t-1}^{licence} \\ inflation_{t-1} \\ exchange_{t-1} \\ oil_{t-1} \\ M_{t-1} \\ GDP_{t-1} \end{bmatrix} + \gamma_t \quad (8)$$

که در آن $inflation_t$ ، $exchange_t$ ، oil_t ، M_t و GDP_t به ترتیب نرخ‌های تورم، نرخ ارز، درآمدهای نفتی، حجم پول و تولید ناخالص داخلی که در واقع بردار Y_t را تشکیل می‌دهند. یکی از روش‌های متداول برای برآورد این مدل، استفاده از یک روش دومرحله‌ای است، به این صورت که ابتدا معادله (۷) به روش تحلیل عامل برآورد می‌شود و سپس براساس آن تخمینی از F_t^I بدست می‌آید. سپس معادله (۸) به شکل یک مدل استاندارد VAR تخمین زده می‌شود. این روش توسط برنانکه و بویوین (۲۰۰۱) و برنانکه، بوبوین و الیاسز (۲۰۰۵) به گرفته شده است.

۵. نتایج تحقیق

هدف این تحقیق بررسی شوک‌های اقتصاد کلان در بازار مسکن در اقتصاد ایران با رویکرد FAVAR است و با بهره‌گیری از تکنیک‌های آماری (که با توجه به نوع متغیر (کمی) و مقیاس اندازه‌گیری (نسبی) داده‌ها سازگاری دارد) اطلاعات جمع‌آوری، دسته‌بندی و تجزیه و تحلیل شده است. برای این منظور، ابتدا با استفاده از آمار توصیفی (لگاریتم طبیعی داده‌های در نظر گرفته شده)، اطلاعات جمع‌آوری شده را با تهیه جدول توزیع خلاصه کرده و با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی به تحلیل آزمون مدل تحقیق پرداخته است. کل متغیرها به قیمت جاری و لگاریتم طبیعی در نظر گرفته شد.

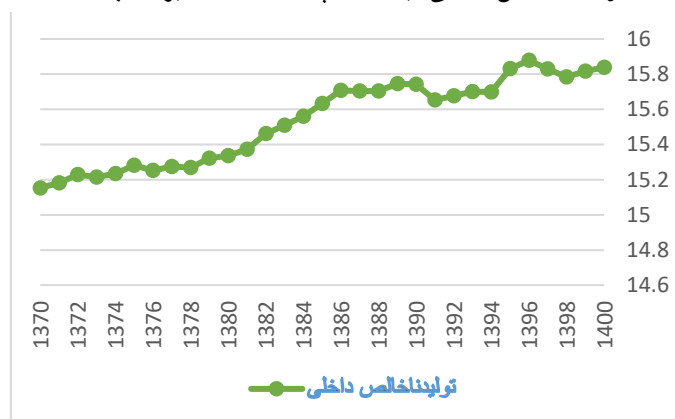
نمودار ۱. نرخ تورم



مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به گزارش بانک مرکزی، مطابق نمودار ۱ و نرخ تورم در طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ می‌توان گفت که نرخ تورم با نوساناتی همراه بوده به‌طوری‌که قدرت خرید مردم که با نرخ تورم سنجیده می‌شود در طی دوره مورد مطالعه با نوساناتی ناشی از تحریم‌ها و شوک‌های اقتصادی همراه بوده و روند افزایشی خود را طی نموده است و در سال ۱۴۰۰ بیشترین میزان تورم مشاهده می‌شود.

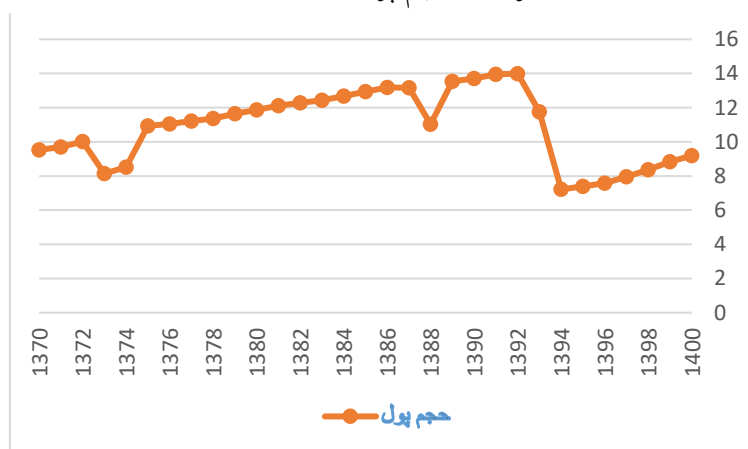
نمودار ۲. تولید ناخالص داخلی (به قیمت پایه سال ۱۳۹۰ برحسب میلیارد ریال)



مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نمودار ۲، مشاهده می‌شود که تولید ناخالص داخلی بدون احتساب نفت در طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ در ایران با سرعت ملایم روند افزایشی و کاهشی را طی نموده است به‌طوری‌که بیشترین میزان تولید ناخالص داخلی سال ۱۳۹۶ و کمترین میزان در ۱۳۷۰ را به خود اختصاص داده‌اند.

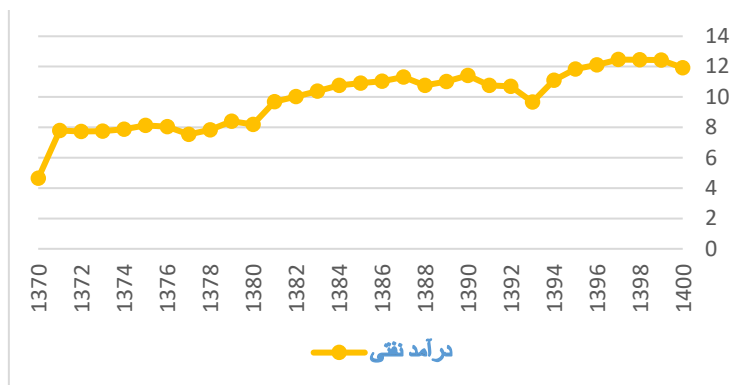
نمودار ۳. حجم پول (میلیارد ریال)



مأخذ: یافته‌های پژوهش

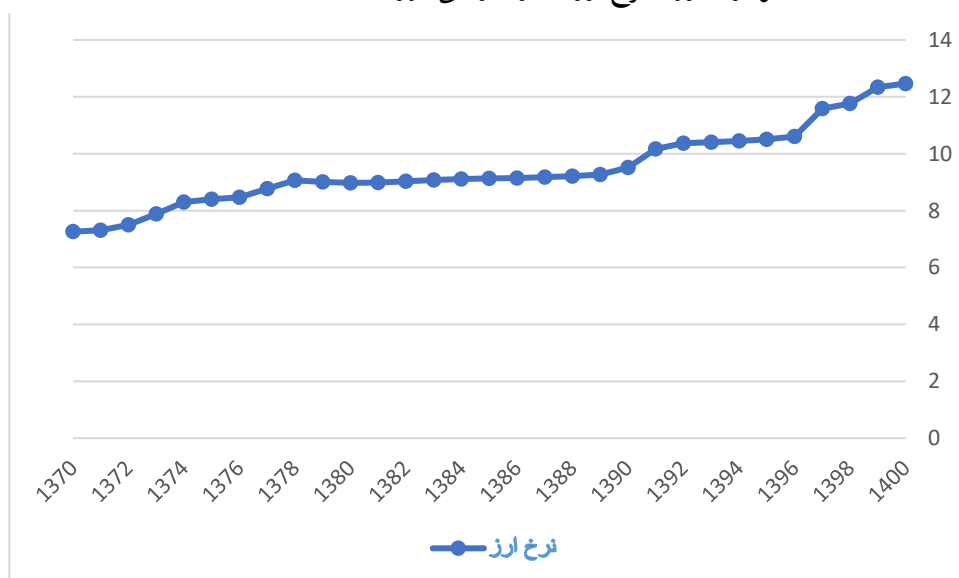
با توجه به توصیف اطلاعات حجم پول ایران در طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ ملاحظه می‌شود که میزان حجم پول از ابتدای دوره مورد مطالعه ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ افزایش یافته است به‌طوری‌که در سال‌های ۱۳۷۲، ۱۳۸۸ و ۱۳۹۴ کاهش و سپس افزایش یافته است. درآمدهای نفتی، بخش اعظم درآمدهای صادراتی کشورهای صادرکننده نفت را تشکیل می‌دهند. با توجه به اینکه بازار جهانی نفت در طول تقریباً سه دهه گذشته، بسیار پرنوسان بوده است، براساس اطلاعات دریافتی از پایگاه داده‌ها ملاحظه می‌شود که درآمدهای نفتی در طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ با نوساناتی ناشی از شوک‌های سیاسی همراه بوده است به‌طوری‌که از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰ افزایش و سپس به علت تشدید تحریم‌ها درآمدهای نفتی ایران کاهش پیدا کرد و همچنان روند نزولی را طی می‌کند.

نمودار ۴. نمودار بررسی درآمدهای نفتی ایران در طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ (برحسب میلیارد تومان)



مأخذ: یافته‌های پژوهش

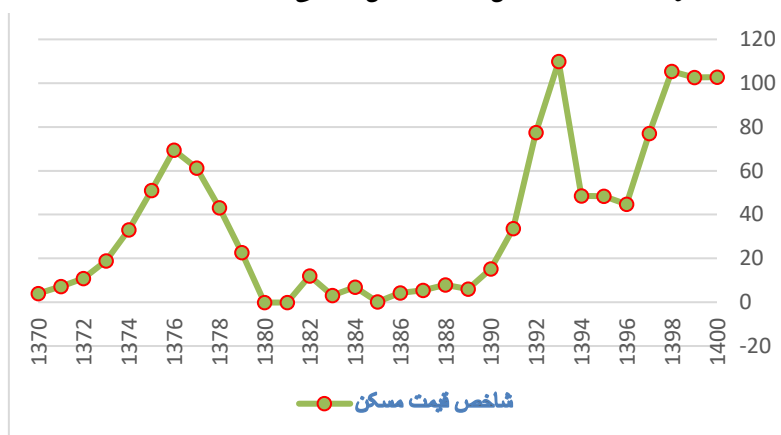
نمودار ۵. روند نرخ ارز (دلار) در طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰



مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به مشاهدات نرخ ارز در طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ می‌توان بیان نمود که نرخ ارز در دوره مورد مطالعه روند افزایشی داشته و باعث کاهش ارزش پول ملی کشور شده که ناشی از تحریم‌های اقتصادی است.

نمودار ۶. رشد شاخص قیمت مسکن در طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰



مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نمودار رشد شاخص قیمت مسکن در طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ مشاهده می‌شود، قیمت مسکن با نوساناتی ناشی از شوک‌های اقتصاد کلان همراه بوده که این موضوع ناشی از اقدامات مشترک دولت و بانک مرکزی بوده است. همچنین می‌توان بیان نمود که قیمت مسکن در طی دوره مطالعه با توجه به شوک‌های اقتصادی که بر مسکن نیز تأثیرگذار بوده با نوساناتی همراه بود که در افزایش قیمت مسکن نیز تأثیرگذار بود. تحلیل توصیفی داده‌ها اشاره به محاسبه شاخص‌های مرکزی مانند میانگین و میانه داده‌ها دارد، در صورتی که در کنار آن شاخص‌های پراکندگی داده‌ها مانند انحراف معیار نیز محاسبه شده و در جدول ۱ گزارش شده است.

همانگونه که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، نرخ تورم دارای میانگین ۲۲ درصد، نرخ ارز نیز با میانگین ۹/۴۵۹، درآمدهای نفتی ۹/۸۹۶، حجم پول ۱۰/۸۸۱ و تولید ناخالص داخلی بدون احتساب نفت با سال پایه ۱۳۹۰ دارای میانگین ۱۵/۵۳۵ است و با توجه به آماره جارک- برا که نرمال بودن متغیرها را نشان می‌دهد، حاکی از آن است که متغیرهای نرخ تورم، درآمدهای نفتی، حجم پول، نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی براساس سطح معنی‌داری بیشتر از ۵ درصد نرمال هستند.

جدول ۱. نتایج آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیر	واحد اندازه‌گیری	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	آماره جارک-بر/احتمال
نرخ تورم	درصد	۲۲/۲۴۸	۱۸/۴۰۰	۴۹/۴۰۰	۹	۱۱/۷۵۷	۴/۹۷۷۳۸۵ ۰/۰۸۳۰۱۸
نرخ ارز	ریال	۹/۴۵۹	۹/۱۲۹	۱۲/۴۶۶	۷/۲۵۸	۱/۴۳	۱/۷۷۷۱۸۶ ۰/۴۱۱۲۳
درآمدهای نفتی	میلیارد تومان	۹/۸۹۶	۱۰/۷۰۳	۱۲/۴۶۳	۴/۶۴۴	۱/۹۳۱	۲/۰۷۲۳۰۶ ۰/۳۵۴۸۱
حجم پول	میلیارد ریال	۱۰/۸۸۱	۱۱/۲۲۲	۱۳/۹۹۴	۷/۲۲۰	۲/۱۳۱	۲/۲۰۷۲۲۶ ۰/۳۳۱۶۷۱
تولید ناخالص داخلی	میلیارد ریال	۱۵/۵۳۵	۱۵/۶۳۲	۱۵/۸۷۸	۱۵/۱۵۳	۰/۲۴۲۱	۳/۲۳۹۵۸۵ ۰/۱۹۴۹۹۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱-۵. آزمون ریشه واحد

برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری استفاده می‌شود. به منظور بررسی ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری از آزمون زیوت-اندروز^۱ و نرم‌افزار EViews استفاده شده است. در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد است به‌طوری که هیچ شکست ساختاری وارد الگو نشود؛ درحالی که فرضیه مقابل بیان می‌کند سری زمانی دارای روندی مانا با یک شکست ساختاری است که در زمانی نامعلوم رخ داده است. نتایج حاصل از آزمون زیوت-اندروز در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲. آزمون مانایی متغیرها

متغیر	زمان شکست	وقفه	آماره آزمون	مقدار بحرانی ۰/۰۵	سطح معنی‌داری
نرخ تورم	۱۳۷۵	۱	-۴/۷۵۱۸۰۴	-۳/۹۳	۰/۰۰۰۷
نرخ ارز	۱۳۹۰	۲	-۴/۳۸۵۰۹۷	-۳/۹۳	۰/۰۰۱۷
درآمدهای نفتی	۱۳۹۶	۱	-۷/۹۹۶۴۱۱	-۳/۴۲	۰/۰۰۰۰
حجم پول	۱۳۸۰	۳	۴/۶۳۱۲۱۴	-۳/۴۱	۰/۰۰۰۹
تولید ناخالص داخلی	۱۳۹۷	۲	-۴/۵۰۰۹۵۸	-۳/۹۳	۰/۰۱۳۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج بدست آمده بیانگر این است که تمامی متغیرهای تحقیق به جزء تولید ناخالص داخلی در حالت روند و عرض از مبدأ در سطح خطای ۵ درصدی مانا هستند.

۲-۵. ایجاد اطمینان از نمونه

ابتدا از مناسب بودن داده‌ها از نظر تعداد و انسجام با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) اطمینان حاصل و از آزمون KMO^۱ برای اطمینان از کفایت داده‌ها و آزمون بارتلت^۲ استفاده شد. مقدار KMO همواره بین صفر و یک در نوسان است. در صورتی که مقدار آن کمتر از ۰/۵ باشد، داده‌ها برای تحلیل عاملی مناسب نخواهند بود و اگر مقدار آن بین ۰/۵ تا ۰/۶۹ باشد، می‌توان با احتیاط به تحلیل عاملی پرداخت اما در صورتی که مقدار آن بزرگتر از ۰/۷ باشد، داده‌ها از نظر تعداد برای تحلیل عاملی مناسب خواهند بود و می‌توان به استخراج مؤلفه‌های اصلی پرداخت. برای اطمینان از این موضوع که ماتریس همبستگی در جامعه برابر صفر نیست، از آزمون بارتلت استفاده شد. هدف از اجرای این آزمون رد فرضیه صفر مبنی بر برابری ماتریس ضرایب همبستگی با ماتریس واحد است. برای آنکه یک الگوی تحلیل عاملی، مفید و دارای معنی باشد، لازم است متغیرها همبسته باشند، در غیر اینصورت نمی‌توان از تحلیل عاملی استفاده کرد و به استخراج مؤلفه‌های اصلی پرداخت. آزمون بارتلت این فرضیه را که ماتریس همبستگی متعلق به جامعه‌ای با متغیرهای ناهمبسته است، می‌آزماید. این آزمون دارای توزیع χ^2 (X2) است.

جدول ۳. نتایج آزمون KMO و بارتلت

۰/۷۸۲	KMO
۱۶۹۴/۶۷۲	خی دو
۰/۰۰۰	سطح احتمال

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج مشاهده شده در جدول ۳ مشخص می‌شود که داده‌ها از نظر تعداد برای تحلیل عاملی مناسب هستند و با توجه به مقدار آماره مربوط به آزمون بارتلت، فرض صفر این آزمون مبنی بر برابری ماتریس همبستگی با ماتریس واحد تأیید نمی‌شود؛ یعنی از یک

1. Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy

2. Bartlett

طرف بین متغیرهای داخل هر عامل همبستگی بالایی وجود دارد و از طرف دیگر بین متغیرهای یک عامل با متغیرهای عامل دیگر، هیچ گونه همبستگی مشاهده نمی‌شود. بنابراین می‌توان انتظار داشت که با استفاده از تحلیل عاملی به ترکیب مناسبی از عوامل دست یافت.

۳-۵. قدرت توضیح‌دهندگی عوامل

در جدول ۴، تعداد ۹ مؤلفه اصلی با مقادیر ویژه بزرگتر به همراه درصدی از واریانس کل که توسط این مؤلفه‌ها توضیح داده می‌شود، آورده شده است. همچنین مشاهده می‌شود که مؤلفه اول تقریباً به طور متوسط ۱۷/۷ درصد از کل واریانس متغیرهای مجموعه داده‌ها را توضیح می‌دهد. همچنین ۴ مؤلفه اصلی اول در مجموع بیشتر از ۵۰ درصد از واریانس کل را توضیح می‌دهند.

جدول ۴. درصد واریانس توضیح داده شده توسط عامل‌ها

	مؤلفه‌ها								
	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹
مقادیر ویژه	۲/۰۱۵	۳/۴۲۹	۳/۷۶۳	۱/۵۰۷	۳/۴۱۰	۳/۷۵۸	۱/۷۲۸	۳/۲۱۸	۱/۱۰۶
درصد واریانس	۰/۱۷۷	۰/۱۶۴	۰/۱۳۲	۰/۰۸۴	۰/۰۸۰	۰/۰۴۲	۰/۰۳۷	۰/۰۲۸	۰/۰۱۹
(متناظر با هر مؤلفه)									
درصد تجمعی واریانس	۰/۱۷۷	۰/۳۴۱	۰/۴۷۳	۰/۵۵۷	۰/۶۳۷	۰/۶۷۹	۰/۷۱۶	۰/۷۴۴	۰/۷۶۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به منظور شناسایی تعداد عامل‌های بهینه به این صورت عمل می‌شود که با استفاده از یک عامل شناسایی اولیه شروع گردیده و قیود مربوطه لحاظ می‌شود. اگر مدل قابلیت شناسایی داشته باشد، عامل دوم وارد و قیود لازم اعمال می‌شود و این روند تا جایی ادامه می‌یابد که افزودن عامل‌های بیشتر تغییر خاصی در نتایج ایجاد ننماید. بریتانگ و ایکمیر^۱ (۲۰۰۵)، معتقد است در پنل‌های اقتصاد کلان حدود ۵۰ درصد از واریانس توضیح داده شده یک برآزش قابل قبول را در این الگوها ارائه می‌دهد. جدول ۴، درصد واریانس توضیح داده شده توسط ۹ عامل با ۳ وقفه را گزارش می‌کند. بر این اساس ۵۵/۷ درصد از واریانس تجمعی توسط ۴ عامل توضیح داده شده است.

1. Breitung, J. & Eickmeier, S.

۵-۴. تعیین تعداد عامل‌ها

همانطور که در بخش روش شناسی مطرح شد، برای ایجاد یک الگوی خود توضیح برداری عاملی تعمیم یافته به دو جزء نیاز داریم. جزء اول عامل‌های پویا و جزء دوم الگوی خود توضیح برداری استاندارد می‌باشد. منظور از عامل‌های پویا، متغیرهایی است که همبستگی بالایی داشته و از قدرت توضیح دهنده‌گی بالایی برخوردارند (همتی و جلالی نائینی، ۱۳۹۰). حال پرسش مهم این است که چه تعداد عامل برای الگو کردن اقتصاد نیاز است؟ بای و ان جی^۱ (۲۰۰۲) معیارهایی برای تعیین تعداد عوامل ارائه دادند. این عوامل تنها براساس چرخه‌های معکوس قابلیت استخراج و شناسایی دارند. برای این منظور با استفاده از اعمال محدودیت‌هایی در مدل شناسایی صورت می‌گیرد.

اساساً شاخص‌های معیارهای اطلاعاتی یک بده-بستانی را بین اصل پارسیمونی و برازش مطلوب برقرار می‌کند. این موضوع توسط یک تابع جریمه تبیین می‌گردد. با این وجود این تابع جریمه بستگی به T (تعداد مشاهدات) و N (تعداد متغیرها) دارد. در روش جز اصلی PC با r عامل از پایگاه داده‌های X ، مجموع مجذور باقیمانده‌ها (پسمانده) توسط $V(r) = (NT)^{-1} \sum_{t=1}^T \epsilon_t \epsilon_t^T$ محاسبه می‌شود. به طوری که ϵ_t یک بردار $N \times 1$ از خطاها است. براساس این کمیت، بای و ان جی (۲۰۰۲) چند معیار اطلاعاتی را پیشنهاد می‌کنند. دو معیاری که به طور وسیع در شبیه‌سازی‌های چنین الگوهایی مورد استفاده قرار می‌گیرد، روابط (۱۰) و (۱۱) است:

$$\min_r PC_{p2}(r) = V(r) + r \sigma^2 \left(\frac{N+T}{NT} \right) \ln C^2_{NT} \quad (10)$$

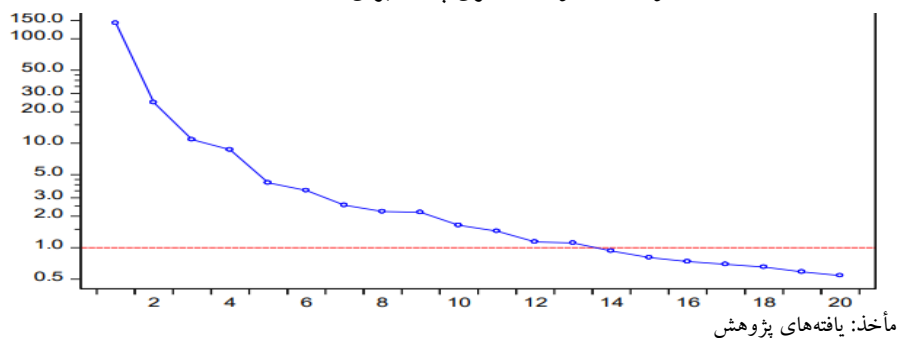
$$\min_r PC_{p3}(r) = V(r) + r \sigma^2 \left(\frac{\ln C^2_{NT}}{C^2_{NT}} \right) \quad (11)$$

که در معیار دوم $C^2_{NT} = \min(N, T)$ است. براساس هر دو معیار تعداد ۴ عامل انتخاب می‌شود و برای تعیین تعداد بهینه مؤلفه‌ها از نمودار اسکری پلات^۲ (سنگریزه) در ارتباط با ۹ عامل اول در نمودار ۷، ملاحظه می‌شود که ۴ عامل نخست ارزشی بیشتر از یک دارند و تعداد عامل‌های مدنظر از بین ۴ عامل انتخاب می‌شود و ۴ عامل توانایی این را دارند که درون معادله FAVAR جای گیرند.

1. Bai, J. & Ng, S.

2. Scree Plot

نمودار ۷. نمودار اسکری پلات برای مدل FAVAR



۵-۵. تعیین وقفه بهینه

الگوی انتخاب شده FAVAR در این مقاله شامل متغیرهای تولید ناخالص داخلی، تورم، نرخ ارز، حجم پول و درآمدهای نفتی و تعداد ۴ عامل مشترک است. با استفاده از معیارهای تعیین وقفه بهینه الگو و همچنین انجام آزمون‌های مربوط به پسماندها، وقفه ۲ برای تخمین الگو انتخاب شده است.

جدول ۵. معیار اطلاعاتی آکائیک برای تعداد وقفه‌های مدل

وقفه	تعداد عوامل					
	۳	۴	۵	۶	۷	۸
۲	-۱۰/۵۸۱	*-۲۵/۸۱۲	-۱۶/۷۶۱	-۱۳/۷۸۲	-۲۴/۴۱۲	-۲۸/۹۵۴
۳	-۱۱/۵۶۶	-۲۵/۶۴۱	-۱۷/۷۵۴	-۱۴/۶۹۸	-۲۴/۳۹۹	-۲۸/۸۲۵
۴	-۱۱/۴۵۲	-۲۵/۵۵۸	-۱۸/۷۵۶	-۱۴/۶۸۲	-۲۴/۴۵۵	-۲۸/۵۴۰
۵	-۱۱/۳۲۴	-۲۵/۲۲۱	*-۲۱/۳۱۲	-۱۴/۶۳۲	-۲۴/۵۶۶	-۲۸/۴۴۳
۶	-۱۱/۵۲۴	-۲۵/۲۰۱	-۲۱/۱۹۹	*-۱۵/۵۵۴	-۲۴/۵۸۷	-۲۸/۲۲۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵، وقفه‌های بهینه را براساس معیار اطلاعاتی آکائیک نشان می‌دهد که مقادیر سمت راست تعداد وقفه‌ها و مقادیر حاشیه فوقانی تعداد عامل‌ها را نشان می‌دهد لذا تعداد ۶ وقفه برای ۶ عامل، ۵ وقفه برای ۵ عامل و ۲ وقفه برای ۴ عامل بهینه را نشان می‌دهد.

۵-۶. خودهمبستگی پسماندهای مدل FAVAR

در تصریح وقفه‌ها و عامل‌ها (p, r) در الگوی FAVAR باید بررسی شود که آیا پسماند الگو فاقد خودهمبستگی است یا خیر. در این ارتباط از آزمون پورتمن^۱ استفاده می‌شود. این آزمون بررسی می‌کند که آیا h امین پسماندها دارای خودهمبستگی می‌باشد یا خیر. با این وجود یادآوری می‌شود که عامل‌های F_t توسط عامل‌های هموار شده $F_{t|T}^{\wedge}$ تقریب زده می‌شود و همچنین رابطه $F_t = F_{t|T}^{\wedge} + [F_t - F_{t|T}^{\wedge}]$ پسماندها را در همسایگی خود نشان می‌دهد. با این مقدمه، در این مطالعه از آزمون پورتمن تعدیل شده استاندارد برای کمیت‌های یکنواخت (هموار شده) استفاده می‌شود. در این راستا آزمون آماری استاندارد چندمتغیره پورتمن به صورت زیر است که براساس نتایج به دست آمده ۴ عامل و با ۲ وقفه فاقد خودهمبستگی هستند.

$$Q(h) = T \sum_{i=1}^h r(C_i^T C_0^{-1} C_i C_0^{-1}) \approx X_{r^2(h-p)}^2 \quad i = 1, 2, \dots, h \quad (12)$$

به طوری که خود کوواریانس پسماندهای الگوی VAR به صورت زیر خواهد بود:

$$C_i = \frac{1}{T} \sum_{t=i+1}^T (\varepsilon_t^{\wedge} - E[\varepsilon_t^{\wedge}])(\varepsilon_{t-i}^{\wedge} - E[\varepsilon_{t-i}^{\wedge}])^T \quad (13)$$

نتایج آزمون عدم خودهمبستگی در جدول ۶ مشاهده می‌شود.

جدول ۶. آزمون پورتمن بررسی خودهمبستگی جملات اخلاص

وقفه	تعداد عوامل						
	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳
۲	۹۷/۲۵*	۸۷/۶۲*	۷۰/۵۶*	۴۱/۶۲	۵۴/۳۷	۶۳/۷۴ *	۳۳/۳۰
	۰/۰۵۸	۰/۰۵۳	۰/۰۶	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۵۲	۰/۰۱
۳	۱۰۰/۲۶	۸۸/۳۳	۷۳/۵۵	۴۳/۲۶	۵۸/۶۹	۶۶/۳۶	۳۴/۹۵
	۰/۰۹	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۰
۴	۱۰۸/۳۲	۹۵/۶۰	۷۶/۶۱	۴۶/۲۱	۶۰/۲۸	۶۹/۸۳	۳۶/۵۶
	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۲۱	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۳۱	۰/۰۲
۵	۱۱۶/۱۴	۱۰۱/۳۴	۷۹/۲۳	۴۹/۶۷	۶۴/۲۴	۷۵/۲۶	۳۸/۲۳
	۰/۰۱۲	۰/۰۱۴	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۰
۶	۱۳۲/۲۸	۱۲۱/۲۵	۹۱/۲۷	۵۴/۸۸	۷۱/۲۰	۸۲/۱۴	۴۸/۳۴
	۰/۰۲۸	۰/۰۱	۰/۰۱۵	۰/۰۲	۰/۰۲۱	۰/۰۱۳	۰/۰۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق نتایج مشاهده شده در جدول ۶، عامل‌هایی که فاقد خودهمبستگی هستند، با علامت ستاره مشخص شده است.

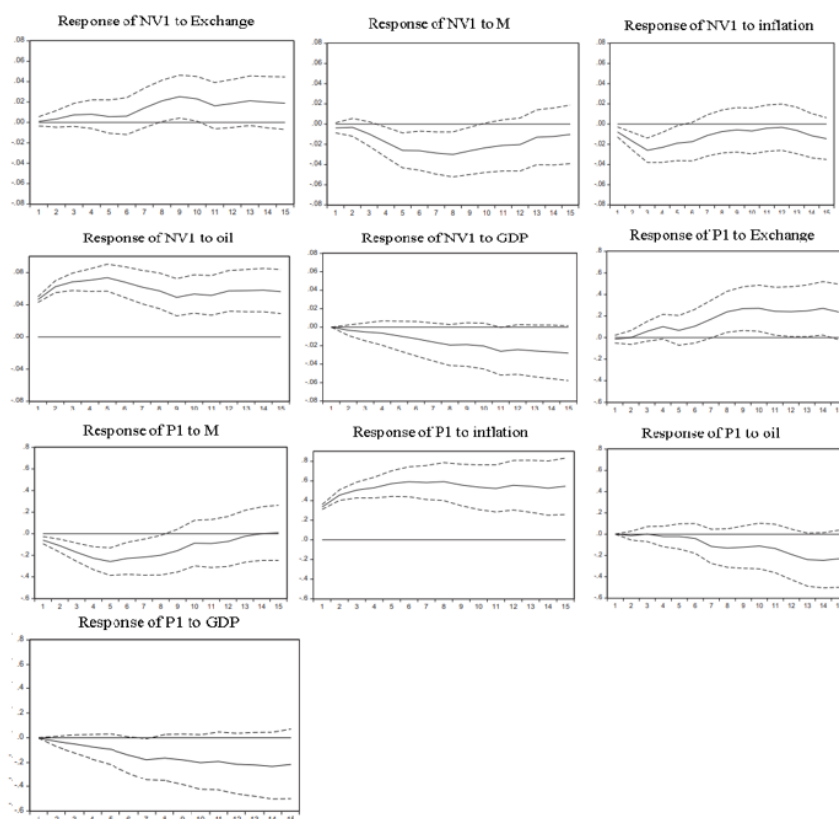
۷-۵. توابع ضربه- واکنش حاصل از مدل FAVAR

توابع واکنش آنی، رفتار پویایی متغیرهای دستگاه را در طول زمان به هنگام بروز یک شوک به اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهد. بر همین اساس در این مرحله در راستای تحلیل آثار شوک‌های تولید، تورم، حجم پول، درآمدهای نفتی و نرخ ارز بر بازار مسکن (قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری در بخش مسکن)، توابع ضربه- واکنش حاصل از مدل برآوردی بررسی می‌شود و از روش پسران و شین^۱ (۱۹۹۸) برای تصریح توابع واکنش ضربه‌ای استفاده می‌شود. محورهای عمودی در نمودارهای موجود در این بخش، نشان‌دهنده میزان واکنش متغیرها (بازار مسکن) نسبت به شوک‌های تورم، تولید، حجم پول، درآمدهای نفتی و نرخ ارز است و محور افقی نشان‌دهنده تعداد دوره‌هایی است که طی می‌شود تا تأثیر شوک وارده بر متغیر مورد نظر اعمال شود و خطوط نقطه‌چین فاصله اطمینان ۹۵ درصد را نشان می‌دهد. در نمودارهای مورد بررسی زمان مذکور ۱۵ دوره (سال) است که بتواند یک دوره تجاری در مسکن را شامل شود.

نکته قابل توجه اینکه متغیرهای لحاظ شده در پژوهش حاضر برای تأثیر شوک‌های تورم، نرخ ارز، حجم پول، درآمدهای نفتی، در واقع همان عوامل F_t^1 ها هستند. یعنی متغیر P در اینجا ترکیبی از چهار شاخص شامل مستغلات، اجاره و فعالیت‌های کسب و کار، شاخص مسکن اجاره‌ای در تهران و شاخص قیمت خدمات ساختمانی حاصل شده است. به همین ترتیب، متغیرهای Inv و $Licence$ نیز ترکیبی از چند متغیر هستند که در بخش روش‌شناسی به آنها اشاره شده است. لذا نباید آنها را مستقیماً با شاخص مسکن، سوخت و روشنایی یا میزان سرمایه‌گذاری در بخش مسکن اشتباه گرفت و ترکیبی از متغیرهای بیان شده در روش پژوهش است. عامل‌های بازار مسکن قیمت مسکن ($P1$)، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن ($INV1$) شناسایی شدند که اثر شوک‌های اقتصاد کلان بر عامل‌ها که ترکیبی از سایر متغیرهای هر بخش می‌باشند، بر آنها مورد بررسی قرار گرفتند.

1. Pesaran & Shin

نمودار ۸. توابع ضربه- واکنش بازار مسکن به تفکیک شوک‌های اقتصاد کلان



مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نمودارهای مشاهده شده، تکانی به اندازه یک انحراف معیار در شوک‌های طرف تولید، تورم، حجم پول، درآمدهای نفتی و نرخ ارز بر متغیرهای بازار مسکن نشان داده شده است. عکس‌العمل قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری در بخش مسکن به اندازه یک انحراف معیار به صورت کوهانی بوده و به صورت آنی بعد از اعمال شوک‌های مربوطه واکنش نشان می‌دهد. این نشان می‌دهد که اقتصاد به گونه‌ای عمل می‌کند که بعد از اعمال شوک، در اولین سال‌ها به سرعت پذیرش روند آن شوک حرکت می‌کند.

طبق نمودار ۸ مشخص است که شوک‌های تولید، حجم پول، نرخ ارز، درآمدهای نفتی و تورم در بخش مسکن یک تأثیر موج‌مانندی را ایجاد نموده است. طول این موج در جدول

۱۵ سال (۱۵ دوره) است که یک دوره نوسان بخش مسکن را نشان می‌دهد و ملاحظه می‌شود به واسطه یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در نرخ ارز در دوره مورد بررسی، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و قیمت مسکن ابتدا افزایش می‌یابد سپس اثر شوک کمتر شده به‌طوری‌که سرمایه‌گذاری در بخش مسکن پس از ۹ دوره و قیمت مسکن پس از ۸ دوره به سمت صفر همگرا می‌شوند که موافق انتظار است. همچنین یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در حجم پول، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن ابتدا افزایش و قیمت مسکن نیز در ابتدا کاهش می‌یابد به‌طوری‌که بعد از ۴ دوره سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و قیمت مسکن به سمت صفر مطابق با انتظارات همگرا می‌شوند و یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در تورم در دوره مورد بررسی، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن ابتدا کاهش می‌یابد سپس افزایش و قیمت مسکن با شوک تورم ابتدا افزایش و به مرور اثر شوک در هر دو کمتر شده و بعد از ۸ دوره سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و قیمت مسکن به سمت صفر همگرا می‌شود و با شوک تولید ناخالص داخلی سرمایه‌گذاری در بخش مسکن ابتدا افزایش و قیمت مسکن در ابتدا کاهش می‌یابد که به مرور اثر شوک در هر دو کمتر شده به‌طوری‌که سرمایه‌گذاری در بخش مسکن بعد از ۴ دوره و قیمت مسکن بعد از ۳ دوره به سمت صفر همگرا می‌شوند. همچنین یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در قیمت نفت در دوره مورد بررسی باعث افزایش سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و قیمت مسکن می‌شود به‌طوری‌که سرمایه‌گذاری در بخش مسکن بعد از ۴ دوره و قیمت مسکن نیز بعد از ۳ دوره که اثر شوک کمتر شده، به سمت صفر همگرا می‌شوند که مطابق با انتظارات پیشین بوده است.

با توجه به پیامدها و نتایج، اثر موج‌مانندی که شوک‌های تولید ناخالص داخلی، تورم، حجم پول، نرخ ارز و درآمدهای نفتی بر مسکن تحمیل می‌کند تا حدود ۵ سال پایدار است. ضمن اینکه اثر تورم و حجم پول پایدارتر از شوک‌های نرخ ارز و درآمدهای نفتی است که این می‌تواند ناشی از مکانیسم نظام بانکی باشد. در این شرایط افزایش میزان اعتبارات و تسهیلات بر عرضه و تقاضا در این بخش مؤثر واقع می‌شود.

همانگونه که در نمودار توابع واکنش آنی مدل FAVAR مشخص می‌شود اثرات شوک‌های اقتصاد کلان در بازار مسکن ۸ سال به طول می‌انجامد و سپس به سمت همگرایی حرکت می‌کند. این موضوع می‌تواند نشان‌دهنده این باشد که نهاده‌ها و اقتصاد،

انعطاف پذیری ضعیفی در برابر شوک وارده دارند و تعدیل اقتصادی در تأثیرپذیری شوک اعمال شده محدود است.

برآیند نمودارها حاکی از این است که تأثیر شوک‌ها در ابتدا باعث افزایش قیمت و سرمایه گذاری در این بخش می شود اما بعد از حدود ۶ تا ۸ سال بخش مسکن با رکود مواجه می شود. این حالت به شکل کاهش در قیمت‌ها و سرمایه گذاری‌ها متجلی می شود که فاصله زمانی بین ۶ تا ۸ پس از شوک را در بر می گیرد. با این ارزیابی، دوره رکودی به نسبت طولانی تر از دوره رونق است. این موضوع با مشاهدات معمول از تحولات بخش مسکن در ایران سازگار است چراکه براساس مشاهدات معمول، در بخش مسکن دوره‌ای ۶ تا ۸ ساله افزایش قیمت رخ می دهد و پس از آن فرایند رکود نسبی آغاز می شود.

۶. نتیجه گیری

تحقیق حاضر به منظور بررسی نقش شوک‌های اقتصاد کلان در بازار مسکن در اقتصاد ایران با رویکرد FAVAR انجام شده است. به منظور اعمال موفقیت آمیز متغیرهای کلان اقتصادی لازم است، مقامات ارزیابی صحیحی از زمان و میزان اثرگذاری سیاست بر متغیرهای بازار مسکن داشته باشند. با توجه به اهمیت متغیرهای کلان اقتصادی برای سیاست گذاران، این مطالعه با هدف بررسی میزان کارایی متغیرهای کلان اقتصادی در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خود توضیح برداری عاملی تعمیم یافته به تحلیل شوک‌های اقتصاد کلان در بازار مسکن در ایران پرداخت. در این راستا با بهره گیری از داده‌های سری زمانی متغیرهای اقتصاد کلان و ثبات بانکی در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ واکنش بخش‌های مختلف اقتصاد نسبت به یک انحراف معیار شوک‌های اقتصاد کلان مورد بررسی قرار داده شد.

براساس نتایج حاصل از مدل FAVAR می توان بیان نمود که شوک‌های اقتصاد کلان به صورت مستقیم و غیرمستقیم بر بخش مسکن و سایر بازارها اثر می گذارد به طوری که در پژوهش حاضر شوک‌های اقتصاد کلان باعث افزایش تقاضای بخش مسکن می شود که مسکن به عنوان دارایی که قدرت مقابله با شوک‌ها را در بلندمدت دارد و میزان ارزش پول را تا حدودی نگه می دارد و کانال مسکن به لحاظ چسبندگی تقریباً مشابه یکدیگر عمل کرده است و براساس نتایج حاصل از تأثیر شوک‌های اقتصاد کلان بر قیمت مسکن و سرمایه گذاری در بخش مسکن می توان بیان نمود که گسترش تقاضا به سمت واحدهای

کوچک، در آینده تقاضای مسکن به سمت واحدهای کوچک‌متر از سوق پیدا خواهد کرد. علت این امر، قدرت خرید طبقه متوسط است که با توجه به شوک‌های تورم، حجم پول، نرخ ارز و درآمدهای نفتی چند سال اخیر به شدت کاهش یافته و توان و رمقی برای اقشار کم‌درآمد باقی نگذاشته است. این شکاف قابل ملاحظه بین هزینه تأمین مسکن و درآمد افراد در خرید مسکن مناسب موجب ایجاد این روند می‌شود.

مسکن همواره یکی از راه‌های حفظ دارایی افراد، خانوارها و سازمان‌ها بوده است. این موضوع به لحاظ تاریخی در ذهنیت تاریخی ایرانیان به شکل عمیقی نفوذ کرده است. در مقایسه میان جامعه ایران و اروپا در مورد بازار مسکن و تقاضا برای واحدهای مسکونی، شواهد گویای آن است که در کشورهای اروپایی، مسکن کالای مصرفی است و تعادل در آن وجود دارد. در ایران مسکن کالایی برای حفظ دارایی مردم بوده است. نکته قابل تأمل اینکه قیمت ملک در ایران هیچوقت کاهشی نبوده و همواره مسیری افزایشی را تجربه کرده است که ناشی از اثر شوک‌های اقتصاد کلان بوده. علاوه بر عوامل اقتصادی و اجتماعی، ذهنیت تاریخی مردم در علاقه به نگهداری مسکن و دارایی‌هایی نظیر ملک و چسبندگی به مالکیت فردی نیز باید منظور شود.

در سایر کشورها برای تأمین مسکن مردم، شرکت‌های فعال در ساخت و ساز مسکن با تولید انبوه مسکن اقدام به اجاره‌داری می‌کنند. در ایران به دلیل انتظارات تورمی، برای دارندگان مسکن به صرفه اقتصادی است که حتی خانه‌ها را به صورت خالی نگه دارند. به دلیل این کاستی در کارکرد نهادهای مالیاتی، در بسیاری از کشورها بازدهی اقتصادی ناشی از سرمایه‌گذاری در مسکن حدود ۱۵ سال است اما در ایران بازدهی مسکن و ساختمان، بالاتر از عرف‌های موجود است. بالا رفتن قیمت مسکن حتی با قدرت خرید افراد و خانوارها هیچ تناسبی ندارد. این موضوع کارکرد نهادی خاص خود را دارد؛ به این معنا که در زمان‌های رکود در بازار مسکن و ساختمان، نهادهای اقتصادی نظیر بانک‌ها، بیمه‌ها، مؤسسات مالی و اکثر نهادهای اقتصادی خصوصی و غیرخصوصی اقدام به سرمایه‌گذاری در مسکن به صورت خرید املاک می‌کنند و با تأخیری دو تا چند ساله آن را در بازار به فروش می‌رسانند و از این راه سودهای سرشاری را نصیب خود می‌کنند. به همین دلیل بازار ساخت‌وساز مسکن جذابیت بالایی برای افراد دارای توانایی مالی دارد. بنابراین افرادی که

با توجه به مقیاس سرمایه‌گذاری در بخش مسکن توانایی مالی دارند، گرایش به سرمایه‌گذاری بالایی دارند.

در ایران شوک‌های اقتصاد کلان موجب افزایش و تشدید قیمت مسکن می‌شود. با توجه به قیمت زمین، نهاده‌های مربوط به ساخت و ساز و دستمزد نیروی کار و تمامی نهاده‌های مورد استفاده در ساخت مسکن و افزایش سالانه آنها، تغییرات به گونه‌ای است که تا این اندازه موجب افزایش قیمت مسکن نمی‌شود. بخشی از این تقاضای سوداگرایانه به دلیل فقدان بازارهای مالی کارآمد و جذب منابع مالی در اقتصاد ایران است. همچنین بازارهای مالی در ایران محدود، نوپا و حجم فعالیت‌های آنها اندک است. از این رو، چون مسکن کالایی غیرهمگن و غیرمنقول است، گسترش بازار آن در ایران متناسب با تحولات ساختاری در اقتصاد حرکت نکرده است. ترس از افزایش نرخ تورم، نرخ ارز، درآمدهای نفتی و حجم در چهار دهه پس از پیروزی انقلاب اسلامی به نوعی در اقتصاد ایران نهادینه شده و هر روز اقتصاد را با نوعی اختلال و تکانه مواجه نموده است. این موضوع خود یکی از دلایل افزایش تقاضای سوداگرانه مسکن است. با این ارزیابی‌ها دوره رکود به نسبت طولانی‌تر از دوره رونق است. این موضوع با مشاهدات معمول از تحولات بخش مسکن در ایران سازگار است چراکه براساس مشاهدات معمول در بخش مسکن، دوره‌ای یک تا دو ساله افزایش قیمت رخ می‌دهد و پس از آن فرایند رکود نسبی آغاز می‌شود.

براساس نتایج به دست آمده می‌توان برخی پیشنهادات سیاستی را ارائه داد:

آثار شوک تورم بر مسکن بیانگر این موضوع است که هرگونه سیاست‌گذاری برای مدیریت قیمت مسکن بدون توجه به عوامل عرضه ناقص خواهد بود، به ویژه در این زمینه دولت می‌تواند از طریق واگذاری زمین یا مقررات‌گذاری نقش تعیین‌کننده‌ای ایفا نماید. با توجه به تأثیر مهم تولید ناخالص داخلی بر کاهش قیمت مسکن، پیشنهاد می‌شود شرایط فعالیت برای بخش خصوصی مانند تسهیل در اعطای مجوزهای ساخت و ساز در شهرهای کوچک تسهیل گردد.

با توجه به تأثیر نسبتاً مهم قیمت مصالح ساختمانی بر قیمت مسکن، توصیه می‌شود از طریق کوچک‌سازی، انبوه‌سازی و کاهش دوره ساخت، قیمت تمام‌شده مسکن کاهش داده شود تا باعث افزایش تولید ناخالص داخلی شود.

با توجه به اینکه بازار مسکن نسبت به شوک درآمدهای نفتی واکنش نشان می‌دهد، نیاز به وجود راهکاری برای جلوگیری از تزریق بی‌حد و حساب دلارهای نفتی به اقتصاد کشور با تصویب قوانین سختگیرانه، به شدت احساس می‌شود زیرا شوک‌های مثبت نفتی باعث افزایش شدید قیمت مسکن گردیده، در حالی که شوک منفی تنها باعث ایجاد رکود در بازار مسکن می‌شود.

از ابزارهای پس‌اندازی در بازار مسکن استفاده شود زیرا ویژگی بارز این ابزارها، تجهیز و جمع‌آوری پس‌اندازهای خرد خانوارها است که به سمت ساخت مسکن هدایت شود. انتظار مؤکد از سیاست‌گذاران بخش مسکن، چشم‌پوشی از خط اعتباری بانک مرکزی به منظور تأمین طرح‌های مورد نظرشان در این بخش است که یکی از مهمترین نقاط ضعف طرح مسکن مهر، استفاده از پول پر قدرت بانک مرکزی جهت تأمین مالی آن می‌باشد. با توجه به تأثیر بالقوه شوک نرخ ارز بر کل اقتصاد، ریسک سرمایه‌گذاری افزایش می‌دهد و سرمایه‌گذاران نیز از این امر مطلع شوند که در دوره‌هایی که نوسان نرخ ارز افزایش می‌یابد، منابع مالی کمتری در بخش مسکن صرف کنند. برای جلوگیری از نوسان‌های تولید و سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، تغییرات ایجاد شده در نرخ ارز کنترل شود.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Aso Esmailpour
Jafar Haghighat
Zahra Karimi Takanlou



<http://orcid.org/0000-0001-7428-1448>

<http://orcid.org/0000-0002-5470-5220>

<http://orcid.org/0000-0001-9606-2756>

منابع

احمدی، سیدوحید، عباسی، ابراهیم و محسنی، رضا. (۱۳۹۹). اثر شوک درآمدهای نفتی بر توان‌پذیری قیمت مسکن شهری در ایران. *نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۲ (۲۳)، ۱۶۸-۱۳۴
<https://doi.org/10.22034/epj.2020.11258.1910.168-134>

- بهشتی، محمدباقر و محسنی زنوزی، فخری سادات. (۱۳۸۹). بررسی بازار مسکن در مکانیسم انتقال پول. فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی، ۱(۸۹)، ۱۸۷-۲۰۹.
<http://jemr.khu.ac.ir/article-1-198->
- جعفری صمیمی، احمد، علمی، زهرا و هادی زاده، آرش (۱۳۸۶). عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران. پژوهش های اقتصادی ایران، ۹(۳۲)، ۳۱-۵۳. doi: <https://sid.ir/paper/2809/fa>
- حیدری، حسن. (۱۳۹۱). ارزیابی تأثیر شوک های پولی بر قیمت و سطح فعالیت ها در بخش مسکن با استفاده از یک الگوی FAVAR. تحقیقات مدل سازی اقتصادی، ۲(۶)، ۱۲۹-۱۵۳.
<http://jemr.khu.ac.ir/article-1-187-fa.html>
- شهبازی، کیومرث و کلانتری، زهرا. (۱۳۹۱). اثرات شوک های سیاست های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران: رهیافت SVAR. پژوهش ها و سیاست های اقتصادی، ۲۰(۶۱)، ۷۷-۱۰۴. <http://qjerp.ir/article-1-174-fa.html>
- قلی زاده، علی اکبر و صمدی پور، شهاب. (۱۴۰۰). بررسی رابطه بین شوک سرمایه انسانی، رشد اقتصادی و قیمت مسکن با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری پانل. اقتصاد باثبات و توسعه پایدار، ۲(۳)، ۳۱-۵۹. doi:10.22111/sedj.2021.40368.1131
- همتی، مریم و جلالی نایینی، احمدرضا. (۱۳۹۰). بررسی اثر شوک های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی با استفاده از روش FAVAR. پژوهش های اقتصادی ایران، ۱۶(۴۹)، ۲۰۵-۲۳۹. doi:990-518-067-639

References

- Ahmadi, V., Abbasi, E. & Mohseni, R. (2019). The effect of oil revenue shock on urban housing price affordability in Iran. *Journal of Economic Policy*, 12(23), 134-168. [In Persian]
<https://doi.org/10.22034/epj.2020.11258.1910>.
- Al-Mawali, N., Hasim, H.M. & Al-Busaidi, K. (2016). Modelling the impact of the oil sector on the economy of sultanate of Oman. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 6(1), 120-127. doi.org/10.3390/math11010094.
- Andres, J. & Arce, O. (2008). Banking competition, housing prices and macroeconomic stability. *The Economic Journal*, 122(565), 1-42. doi:10.2139/ssrn.1325275.
- Bai, J. & Ng, S. (2002). Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, 70(1), 191-221. doi:10.1111/1468-0262.00273.
- Beheshti, M.B., Mohseni Z. & Fakhri, S. (2010). Study of the housing market in the money transfer mechanism. *Quarterly Journal of Economic*

- Modeling Research*, 1(89), 187-209. [In Persian] .doi: <http://jemr.khu.ac.ir/article-1-198-> .
- Bernanke, B.S. & Boivin, J. (2001). Monetary policy in a data -rich environment. *Journal of Monetary Economics*, 3(50), 525-546. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2001.09.006>
- Bernanke, B., Boivin, J. & Elias, P. (2004). Measuring the effects of monetary policy: a factor -augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. NBER Working Papers 10220, *National Bureau of Economic Research, Inc. RePEc:nbr:nberwo:10220*
- Bernanke, B., Boivin, J. & Elias, P. (2005). Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *The Quarterly Journal of Economics*. 120(1), 387-422. <https://doi.org/10.1162/0033553053327452>.
- Bernanke, S.B. (2010). Monetary policy and the housing bubble, annual meeting of the American economic association, 50(3), 525-546. doi:10.1016/S0304-3932(03)00024-2. <https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20100103a.htm>.
- Boivin, J., Michael, K. & Mishkin, F. (2010). How has the monetary transmission mechanism evolved over time? Handbook of Monetary Economics, in: Benjamin M. Friedman & Michael Woodford (ed.), *Handbook of Monetary Economics*, edition 1, (3), chapter 8, 369 -422. *RePEc:eee:monchp:3-08*
- Breitung, J. & Eickmeier, S. (2005). Dynamic factor model. Deutsche Bundes bank Discussion paper, *Economic Studies*, No 38. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2785221>
- Buch, C.M., Eickmeier, S. & Prieto, E. (2014). Macroeconomic factor and microlevel bank behavior. *Journal Money Credit Bank*. 46(4), 715-751. <http://dx.doi.org/10.1111/jmcb.12123>.
- Calza, A., Monacelli, T. & Stracca, L. (2013). Housing finance and monetary policy. *Journal of the European Economic Association*, 11(1), 101-122. doi:10.1111/j01542-4774.2012.01095.x.
- Canova, F. (2005). The transmission of US shocks to Latin America. *Journal Applied Econometrics*, 20(2), 229-251. doi.org/10.1002/jae.837.
- Carvalho, O., Chirinos, A.M. & Pagliacci, C., (2016). Qué determina los precios del mercado inmobiliario en venezuela? una historia sobrerenta petrolera y fragilidad financiera. *Serie de Documentos de trabajo del Banco Central de Venezuela* 138.doi: <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/58711>.
- Clarida, R. & Gali, J. (1994). Sources of real exchange-rate fluctuations: how important are nominal shocks. Paper presented at the Carnegie-Rochester conference series on *Public Policy*, 41(7), 1-56. doi.org/10.1016/0167-2231(94)00012-3.

- Dave, C., Dressler, S.J. & Zhang, L. (2009). The bank lending channel: a FAVAR analysis, Villanova school of business and economics, *Working Paper* No. 4. <https://www.jstor.org/stable/42920090>
- Dempster, A., Laird, M. & Rubin, D. (1977). Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. *Journal of the Royal Statistical Society*, 39(1), 1-38. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1977.tb01600.x>.
- Gholizadeh, A.A. & Samadipour, S. (2011). Investigating the relationship between human capital shock, economic growth and housing prices using a panel vector autoregressive model. *Stable Economy and Sustainable Development*, 2(3), 59-31. [In Persian]. doi: 10.22111/sedj.2021.40368.1131.
- Gupta, R., Jurgilas, M., & Kabundi, A. (2009). The effect of monetary policy on real house price growth in South Africa: A factor-augmented vector autoregression (FAVAR) approach, *Economic Modelling Journal*, 27(1), 315-323. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2009.09.011>.
- Heidari, H. (2012). Evaluating the impact of monetary shocks on prices and activity levels in the housing sector using a FAVAR model. *Economic Modeling Research*, 2(6), 129-153. [In Persian]. doi:<http://jemr.khu.ac.ir/article-1-187-fa.html>.
- Hemmati, M. & Jalali Naini, S. (2011). Investigating the effect of monetary shocks on 12 main groups of consumer price index using FAVAR method. *Iranian Economic Research*, 16(49), 205-239. [In Persian]. doi:990-518-067-639.
- Jafari Samimi, A., Elmi, Z. & Hadizadeh, A. (2007). Factors affecting the behavior of the housing price index in Iran. *Iranian Economic Research*, 9(32), 31-53. [In Persian]. doi: <https://sid.ir/paper/2809/fa>
- Linzert, T. (2015). Sources of German unemployment: Evidence from a structural VAR Model/Die hintergründe deutscher arbeitslosigkeit: Evidenz von einem Strukturellen VAR. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 224(3), 317-36. doi: 10.1515/jbnst-2004-0303.
- Malherbe, F. (2013). Dynamic macro-prudential regulation: optimal capital requirements over the business and financial cycles. *Journal of Banking and Finance*, 12(3), 139–174. doi: 10.1257/mac.20160140.
- Mishkin, F.S. (2007). Housing and the monetary transmission mechanism, proceedings- economic policy Symposium - Jackson Hole, Federal Reserve Bank of Kansas City, 359-413. doi:10.3386/w13518.
- Parliarou, A. (2021). Non-performing loans and house prices: evidence from Greece (doctoral dissertation), *International Review of Economics & Finance*, 57(5), 26-42. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2018.02.011>.
- Reserve Bank of India (2012). Liquidity risk management by banks. <https://doi.org/10.1016/j.fbj.2016.01.001>.

- Shahbazi, K. & Kalantari, Z. (2012). The effects of monetary and fiscal policy shocks on housing market variables in Iran: SVAR approach. *Economic Research and Policies*, 20(61), 77-104. [In Persian]. doi: <http://qjerp.ir/article-1-174-fa.html>.
- Shumway, R. & Stoffer, D. (1982). An approach to time series smoothing and forecasting using the EM algorithm. *Journal of Time Series Analysis*, 3(4): 226-53. doi: 10.1111/j.1467-9892.1982.tb00349.x
- Stock, J. & Watson, M. (2005). Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis. Working Paper 11467, June, NBER. <https://ssrn.com/abstract=755703>
- Stundziene, A., Pilinkiene, V. & Grybauskas, A. (2022). Maintaining the stability of the housing market in the event of an economic shock. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 210(4), 451-498. doi: 10.1108/IJHMA-12-2021-0142.
- Taylor, J.B. (2007). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 39(25), 195-214. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(93\)90009-L](https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-L).
- Yang, Z. & Pan, Y. (2020). Human capital, housing prices, and regional economic development: Will “vying for talent” through policy succeed? *Cities Journal*, 98, 102-577. <https://doi.org/10.1016/j.cities.2019.102577>.

استناد به این مقاله: اسماعیل پور، ناسو، حقیقت، جعفر و کریمی تکانلو، زهرا. (۱۴۰۳). بررسی شوک‌های اقتصاد کلان در بازار مسکن با رویکرد خودتوضیحی برداری عامل تعمیم یافته. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹(۱۰۱)، ۱۹۱-۲۳۶.



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



Institutional Economics in Environmental Policy Formulation: The Effects of the Internet, Democratic Process, and Government Services Delivery on CO₂ Emissions: Panel Quantile Model Approach

Narges Salehnia* 

Associate Professor, Department of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran

Najmeh Sourinaseri 

Ph.D. Candidate in Economics, Department of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran

Vahid Rezaei 

Ph.D. Candidate in Economics, Department of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran

Abstract

Environmental pollution is one of the most pressing challenges of our time, manifesting in various forms that pose significant risks to both human health and the planet. In this context, the Internet, and institutional economics indexes like government services, and the democratic process— as three key pillars of modern society—play a crucial role in addressing pollution and conserving the environment. Each of these factors, both directly and indirectly, influences the level of pollutant emissions and environmental degradation, making it essential to understand their effects in order to adopt effective solutions. The advent of the Internet has transformed communication, information dissemination, and governance structures across the globe. At the same time, the democratic process is evolving, with a growing emphasis on transparency, citizen participation, and accountability. Moreover, government services delivery, now increasingly facilitated by digital technologies, has undergone significant improvements aimed at enhancing productivity and providing easier access to government services. Despite these improvements, the environmental

* Corresponding Author: n.salehnia@um.ac.ir

How to Cite: Salehnia, N., Sourinaseri, N. & Rezaei, V. (2025). Institutional Economics in Environmental Policy Formulation: The Effects of the Internet, Democratic Process, and Government Services Delivery on CO₂ Emissions: Panel Quantile Model Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(101), 237-280.

consequences—particularly in terms of CO₂ emissions—have gained attention. Therefore, in this study, using the institutional economics approach, the impact of the Internet, democratic process, and government service provision on CO₂ emissions in 63 countries during 2000 to 2020 is examined through the quantile panel method. The results showed that increased internet penetration globally had a positive and significant effect on CO₂ emissions at all quantile levels, except for the 0.95 level. The index of government services delivery exhibited a negative relationship with CO₂ emissions only at the 0.25 and 0.5 quantile levels. Finally, the democratic process showed no meaningful relationship with CO₂ emissions at any quantile level.

1. Introduction

Today's world faces a multitude of environmental challenges, including climate change, water scarcity, air pollution, and biodiversity loss. Climate change, particularly global warming driven by carbon dioxide emissions from fossil fuel combustion, is widely recognized as one of the most significant threats to sustainable development. It not only causes environmental damage but also imposes substantial economic and health costs. In this context, transitioning to a low-carbon economy is essential, and it is of utmost importance to understand the determinants of carbon emissions. Over the past three decades, the global spread of information and communication technologies (ICT) has accelerated dramatically, becoming a key driver of transformation, growth, and innovation. The Internet, as a flagship outcome of the scientific and technological revolution, has gradually ushered human society into the digital age.

Despite these advancements, the role of social structures, governance frameworks, and the delivery of public services remains critical in managing environmental issues. Democratic processes, which emphasize transparency, citizen participation, and accountability can help shape informed environmental policies. Moreover, efficient and digitalized delivery of government services can reduce environmental footprints by decreasing paper consumption and unnecessary travel, whereas inefficient systems may exacerbate pollutant emissions. Consequently, strong political commitments, combined with stringent environmental regulations and improved governmental efficiency, are essential to achieving sustainable development and controlling climate change. In light of these challenges, the present study aimed to examine the simultaneous effects of the growth of the Internet, efficiency of government services delivery, and democratic governance on CO₂ emissions in 63 countries during the period 2000–2020. The objective was to provide a

comprehensive understanding of the structural differences and heterogeneous effects of macroeconomic and institutional factors on pollutant emissions, while offering policy recommendations for effective environmental regulation.

2. Materials and Methods

To accurately assess the effects of the variables, this study employed a panel quantile regression model with fixed effects—a sophisticated econometric tool that allows for the analysis of effects of explanatory variables across the entire distribution of the dependent variable, in this case, CO₂ emissions. Collected from authentic international sources (particularly the World Bank), the data included key economic indicators such as GDP growth, urbanization rates, the proportion of renewable energy consumption, fossil fuel consumption, and the net flow of foreign direct investment. Additionally, the analysis relied on the indices measuring the quality of democratic governance and government services delivery. While the former is based on criteria such as freedom of expression and political stability, the latter encompasses administrative efficiency, regulatory quality, the rule of law, and corruption control. Before model estimation, the dataset underwent rigorous statistical testing, including checks for normality, correlation, and cointegration. Moreover, the variables were transformed into their natural logarithms to ensure homogeneity and consistency. One of the advantages of using the panel quantile regression model is its robustness to outliers and its ability to capture the differential effects of variables at both the lower and upper quantiles of CO₂ emissions. In other words, the effects of Internet penetration or the efficiency of government services delivery may differ between countries with relatively low versus high emission levels. Therefore, the chosen model proved to be well-suited to identify structural differences and heterogeneous effects across nations, yielding statistically robust estimates of the key drivers of pollutant emissions.

3. Results and Discussion

The empirical findings from the panel quantile regression model revealed that an increase in Internet penetration was associated with a statistically significant and positive effect on CO₂ emissions across most quantiles. In particular, at the lower quantiles of emissions, the rise in Internet usage—driven by the energy demands of digital infrastructure and data centers—leads to a marked increase in energy consumption and, consequently, in carbon dioxide emissions. This finding aligns closely with previous research, which suggests that while advancements in ICT improve economic efficiency, they also

considerably increase energy consumption. In contrast, the index of government services delivery exhibited a negative relationship with CO₂ emissions in certain quantiles. This implies that improvements in the efficiency and quality of government services deliver—achieved through institutional reforms and enhanced transparency—can help reduce energy consumption and mitigate pollutant emissions. In effect, policies aimed at streamlining government operations appear to play a vital role in counteracting the adverse environmental effects associated with technological expansion.

Moreover, while the democratic governance index tends to reduce emissions, its effect was not statistically significant. This indicates that merely having democratic structures, without comprehensive institutional reforms, may be insufficient to generate meaningful improvements in environmental quality. Furthermore, control variables such as GDP growth and urbanization rates were found to have a positive and significant effect on CO₂ emissions across most quantiles. This finding reinforces the idea that economic growth and concentrated urban development, when not managed with environmental considerations, can drive increased energy consumption and higher levels of greenhouse gas emissions. In contrast, the share of renewable energy consumption consistently demonstrated a negative effect on emissions, highlighting the critical importance of transitioning to clean energy sources to mitigate environmental degradation. As anticipated, fossil fuel consumption had a strong positive effect on CO₂ emissions across all quantiles.

A key finding of the study is the observed heterogeneity in the effects of economic and institutional variables on CO₂ emissions. For instance, in countries with relatively low emission levels, an increase in Internet penetration tends to have a more significant negative effect on the environment, whereas in countries with higher emission levels, this effect is diminished. These variations highlight the importance of tailored regional policies, as uniform policy measures may not produce equally effective outcomes across different contexts.

4. Conclusion

According to the findings, in the digital age, the growing use of the Internet is a significant driver of increased energy consumption and higher CO₂ emissions. Yet, improvements in the quality and efficiency of government services delivery can effectively counterbalance this trend by reducing overall emissions. From a policy perspective, the research suggests that a comprehensive strategy—one that promotes clean technologies, optimizes energy use within the ICT sector, and implements institutional reforms to enhance public service delivery—

is essential for achieving substantial reductions in carbon emissions and fostering sustainable development. The study demonstrated that countries experiencing rapid growth in Internet penetration should prioritize investments in renewable energy infrastructure and energy consumption optimization. Additionally, improving government performance through increased transparency, accountability, and stringent environmental regulations can significantly reduce pollutant emissions. In other words, environmental policies should be crafted to support both technological and economic progress while simultaneously mitigating adverse environmental effects. Moreover, the research highlights the importance of considering structural heterogeneity among countries. Uniform policy measures may not be equally effective across different national contexts, making it essential to develop region-specific, tailored strategies that account for each country's unique economic, institutional, and environmental conditions. Ultimately, the study offers valuable insights for policymakers and economic decision-makers, providing a foundation for the development of long-term strategies aimed at reducing emissions and building a resilient, green economy.

In sum, the present study suggests that addressing contemporary environmental challenges requires aligning technological progress with institutional reforms and improved public service efficiency to achieve sustainable development and protect the environment. Policymakers are encouraged to incorporate environmental considerations into their broader development plans and to leverage green technologies as essential tools for reducing pollutant emissions. By doing so, a coherent and integrated approach to economic and environmental policy can be established, balancing the demands of growth with the imperative of environmental protection.

Keywords: Internet, Democratic Process, Government Services Delivery, CO₂, Panel Quantile

JEL Classification: O13, O31, O38, Q53, Q55



تحلیل نقش اقتصاد نهادی در تنظیم سیاست‌های زیست‌محیطی: تأثیر اینترنت، روند دموکراتیک و ارائه خدمات دولت بر انتشار CO2 کاربرد مدل پانل کوانتایل (مطالعه موردی: نمونه جهانی)

دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی
مشهد، مشهد، ایران

نرگس صالح‌نیا*

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه
فردوسی مشهد، مشهد، ایران

نجمه سوری ناصری

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه
فردوسی مشهد، مشهد، ایران

وحید رضائی

چکیده

آلودگی زیست‌محیطی از بزرگ‌ترین چالش‌های عصر حاضر است که سلامت انسان و سیاره زمین را به خطر انداخته است. در این میان، اینترنت و شاخص‌های اقتصاد نهادی مانند ارائه خدمات دولت و روند دموکراتیک به عنوان سه عنصر کلیدی در توسعه اقتصادی دنیای مدرن، نقشی حیاتی در مقابله با آلودگی و حفظ محیط زیست ایفا می‌کنند. هر کدام از این عوامل به طور مستقیم و غیرمستقیم بر میزان انتشار آلاینده‌ها و تخریب محیط زیست تأثیر می‌گذارند. ظهور اینترنت انقلابی در ارتباطات، انتشار اطلاعات و ساختارهای حکومتی در سراسر جهان ایجاد کرده است. هم‌زمان، روند دموکراتیک با تأکید فزاینده بر شفافیت، مشارکت شهروندان و پاسخگویی در حال تکامل است. علاوه بر این، ارائه خدمات دولتی، تسهیل شده توسط فناوری‌های دیجیتال، با هدف بهره‌وری و دسترسی بهتر و آسان‌تر به خدمات دولتی، تحول قابل توجهی داشته است. با این حال، در میان این پیشرفت‌ها، پیامدهای زیست‌محیطی، به ویژه از نظر انتشار CO2، توجه را به خود جلب کرده است. از این رو در این پژوهش، با بهره‌گیری از رویکرد اقتصاد نهادی، تأثیر اینترنت، روند دموکراتیک و ارائه خدمات دولتی بر انتشار CO2 در ۶۳ کشور در دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۰ از طریق روش پانل کوانتایل مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج نشان می‌دهد که افزایش ضریب نفوذ اینترنت در جهان در همه سطوح کوانتایل به جزء سطح ۰/۹۵ تأثیر مثبت و معناداری بر انتشار CO2 دارد. شاخص ارائه خدمات دولت فقط در سطوح کوانتایل ۰/۲۵ و ۰/۵ رابطه منفی با انتشار آلاینده‌ها دارد. روند دموکراتیک در تمام سطوح رابطه بی‌معنی با انتشار آلودگی ناشی از CO2 دارد.

کلمات کلیدی: اینترنت، روند دموکراسی، خدمات دولت، CO2، پنل کوانتایل
طبقه‌بندی JEL: Q55، Q53، O38، O31، O13.

۱. مقدمه

جهان امروز با چالش‌های زیست‌محیطی متعددی مانند تغییرات آب‌وهوایی، کمبود آب، آلودگی هوا و از بین رفتن تنوع زیستی مواجه است. تغییر اقلیم، به‌ویژه گرمایش جهانی ناشی از انتشار دی‌اکسید کربن حاصل از سوخت‌های فسیلی، یکی از مهم‌ترین تهدیدات توسعه پایدار محسوب می‌شود. این مسئله نه تنها زیرساخت‌ها را تحت تأثیر قرار داده بلکه هزینه‌های اقتصادی و بهداشتی چشمگیری ایجاد کرده است. در نتیجه، حرکت به سمت اقتصاد کم‌کربن ضروری است و شناسایی عوامل مؤثر بر انتشار کربن اهمیت زیادی دارد.

در سه دهه گذشته، استفاده از فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) در جهان به‌طور چشمگیری افزایش یافته است و به محرک اولیه تحول، رشد و اختراع اجتماعی تبدیل شده است (Awan, et al., 2022). اینترنت به‌عنوان دستاورد کلیدی انقلاب علمی و فناوریانه جدید به‌عنوان یک نیروی مهم برای توسعه صنعتی در سراسر جهان تبدیل و باعث شده است که جامعه انسانی به‌تدریج به‌سوی دوره دیجیتال حرکت کند (Zhang, et al., 2020).

در حالی که تمرکز اغلب بر نوآوری‌های تکنولوژیکی و تولید انرژی پاک است، نقش ساختارهای اجتماعی و نهادهای اقتصادی با ایجاد چارچوب‌های قانونی و نهادی مؤثر، با تأثیرگذاری بر رفتارها و تصمیم‌گیری‌ها، نقش کلیدی در تدوین و اجرای سیاست‌های زیست‌محیطی ایفا می‌کنند (Ménard, 2011; Vatn, 2009). از این‌رو حکمرانی و نحوه ارائه خدمات دولتی^۱ در مدیریت مسائل اقتصادی-زیست‌محیطی بسیار اهمیت دارد. فرایندهای دموکراتیک^۲ با مشارکت شهروندان و بحث عمومی می‌توانند سیاست‌های زیست‌محیطی آگاهانه را تسهیل کنند (Payne, 1995). ضعف نهادی و حکمرانی ناکارآمد از عوامل کلیدی مشکلات زیست‌محیطی هستند (Kinda, 2011). در این میان، خدمات دولتی کارآمد و دیجیتال می‌توانند با کاهش مصرف کاغذ و سفرهای غیرضروری، ردپای زیست‌محیطی را به حداقل برسانند، در حالی که سیستم‌های ناکارآمد منجر به افزایش آلاینده‌ها می‌شوند (Yasmeen, et al., 2022; Zhang, et al., 2020). بر این اساس، تعهدات سیاسی قوی، همراه با مقررات زیست‌محیطی و بهبود کارایی دولت، برای دستیابی

1. Delivery of Government Services

2. Democratic Process

به توسعه اقتصادی پایدار و کنترل تغییرات اقلیمی ضروری است (Acheampong, et al., 2022).

با توجه به موارد فوق درک عوامل تعیین‌کننده انتشار کربن یک مبنای تجربی برای مبارزه مؤثر با گرمایش جهانی فراهم می‌کند. از این رو، سؤال اصلی پژوهش حاضر این است که استفاده از اینترنت و شاخص‌های اقتصادی نهاده‌ی روند دموکراتیک و ارائه خدمات دولت چه تأثیری بر انتشار کربن داشته است؟ همچنین این تأثیر با توجه به مقایسه بین گروهی کشورهای مورد مطالعه در چندک‌های مختلف انتشار در کنار سایر متغیرهای اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و انواع مصارف انرژی به چه نحوی تغییر می‌کند؟ برای از بین بردن این روابط پیچیده، این مطالعه از مدل پانل چندک استفاده می‌کند. این رویکرد آماری اجازه می‌دهد تا تأثیر اینترنت و شاخص‌های اقتصاد نهاده‌ی روند دموکراتیک و ارائه خدمات دولتی را بر انتشار CO₂ در سطوح مختلف انتشار (چندک‌ها) در یک مجموعه داده‌های پانل بررسی کند. این رویکرد درک دقیق‌تری را در مقایسه با روش‌های سنتی فراهم می‌کند که فقط اثرات متوسط را تجزیه و تحلیل می‌کنند. سایر بخش‌های این مطالعه به شرح زیر است: بخش ۲ مروری کوتاه بر مبانی نظری ارائه می‌دهد. بخش ۳ روش‌شناسی و تصریح مدل را مورد بحث قرار می‌دهد. بخش ۴ یافته‌های مربوط به نتایج رگرسیون پانل کوانتایل را بیان می‌کند و بخش ۵ خلاصه و نتیجه‌گیری این مطالعه را ارائه می‌دهد.

۲. مبانی نظری

تا اوایل دهه ۱۹۹۰، پیامدهای زیست‌محیطی فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) به‌طور جدی مورد مطالعه قرار نگرفته بود. از آن زمان به بعد، با رویکرد تحلیل اقتصادی، پژوهش‌ها بر روی اثرات انرژی‌بر ICT آغاز شد. صلاح‌الدین و همکاران^۱ (۲۰۱۶)، کوهن و همکاران^۲ (۱۹۹۸) و جاکینن و همکاران^۳ (۱۹۹۸) از جمله نویسندگانی بودند که برای اولین بار روابط زیست‌محیطی فناوری اطلاعات و ارتباطات را از منظر اقتصاد نظری و مفهومی بررسی کردند. استفاده از اینترنت می‌تواند از سه جهت اصلی بر انتشار گاز کربن تأثیرگذار باشد:

-
1. Salahuddin, M., et al.
 2. Cohen, S., et al.
 3. Jokinen, P., et al.

بهبود کارایی تولید، افزایش بهره‌وری در مصرف انرژی و کاهش هزینه‌های انرژی در کل اقتصاد کلان. به‌ویژه در زمینه افزایش کارایی تولید، جمع‌آوری داده‌ها و تحلیل منابع از طریق فناوری‌های اینترنتی به عنوان یکی از اجزای اساسی در ایجاد و بهینه‌سازی فرایندهای اقتصادی و تجاری در عصر اقتصاد دیجیتال محسوب می‌شود (Mastykash, et al., 2018).

سه کانال اصلی انتقال از فناوری اطلاعات و ارتباطات به انتشار دی‌اکسید کربن عبارتند از: ۱- کانال مصرف انرژی: افزایش استفاده از فناوری اطلاعات و ارتباطات می‌تواند تأثیر مستقیمی بر مصرف انرژی داشته باشد. از یک سو فناوری اطلاعات و ارتباطات باعث بهبود کارایی انرژی و کاهش هزینه‌های تولید انرژی تجدیدپذیر در اقتصاد می‌شود که این خود به کاهش انتشار آلاینده‌گی کمک می‌کند اما استفاده از اینترنت از سوی دیگر باعث افزایش مصرف انرژی می‌شود که می‌تواند منجر به افزایش انتشار CO₂ شود.

۲- کانال بازبودن تجارت: فناوری اطلاعات و ارتباطات، هزینه‌ها و محدودیت‌های مرتبط با تجارت کالاهای مرتبط با انتشار CO₂ در اقتصاد را کاهش می‌دهد. علاوه بر این، اینترنت اطلاعاتی را در مورد مکان عوامل تولید در دسترس قرار می‌دهد و به راحتی می‌تواند تجارت بین‌المللی این کالاها را افزایش داده و منجر به رشد اقتصادی از جانب تقاضا شود. ۳- کانال توسعه مالی: نقش کانال مالی در انتقال اثرات اینترنت به انتشار آلاینده‌گی مبهم است. افزایش توسعه بخش مالی اقتصاد از طریق افزایش دسترسی به اعتبار برای شرکت‌ها و خانواده‌ها و بهبود عملکرد اقتصادی از طریق بهبود تسهیلات مالی و ایجاد رقابت بین بخش‌های مالی رسمی و غیررسمی می‌شود (Avom, et al., 2020).

رشد سریع در استفاده از ICT هرچند منجر به بهبود در بهره‌وری و کارایی انرژی در اقتصاد کشورها شده است اما تأثیرات آن بر محیط‌زیست هنوز به‌طور دقیق مشخص نیست (Fettweis & Zimmermann, 2008). از این‌رو، از زمان معرفی اینترنت و فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) و پرننگ شدن نقش اقتصاد دیجیتال، تأثیر آن بر مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای موضوع مورد بحث و بررسی قرار گرفته است (Hilty, 2008)؛ چراکه با گسترش استفاده از اینترنت و تکنولوژی‌های مرتبط، مصرف انرژی به‌طور چشمگیری در اقتصاد کشورها با درجات توسعه‌یافتگی متفاوت، افزایش یافته است. این موضوع اهمیت بسیاری در ارتباط با انتشار CO₂، تغییرات آب‌وهوا و محیط‌زیست دارد. از نظر تنوری، ICT یکی از منابعی است که در افزایش سطح انتشار CO₂ در ارتباط با تولید

ماشین‌آلات و دستگاه‌های ICT، مصرف انرژی و بازیافت زباله‌های الکترونیکی نقش دارد. علاوه بر این، با افزایش استفاده از اینترنت و شبکه‌های ارتباطی، ترافیک داده، تعداد و اندازه مراکز داده و استفاده از تجهیزات ارتباطی در سطح اقتصاد نیز افزایش یافته است. همچنین، این امر به افزایش مصرف انرژی و انتشار CO₂ منجر می‌شود. با این حال، انتظار می‌رود فناوری اطلاعات و ارتباطات با توسعه اقتصادی شهرهای هوشمندتر، سیستم‌های حمل‌ونقل، شبکه‌های برق، فرایندهای صنعتی و دستاوردهای صرفه‌جویی در مصرف انرژی، انتشار CO₂ را در مقیاس اقتصاد جهانی کاهش دهد (An Hign, et al., 2017).

مطالعه امری^۱ (۲۰۱۸) بیان می‌کند به دلیل اینکه تقاضا برای ICT به سرعت در حال افزایش است، از این‌رو صنعت ICT به شدت مصرف انرژی در اقتصاد را افزایش داده و منجر به افزایش انتشار گازهای دی‌اکسید کربن شده است. افزایش نفوذ ICT چه از نظر کاربران اینترنت و چه از نظر مشترکین تلفن همراه با افزایش انتشار کربن و سطح آلودگی بالاتر است؛ چراکه فناوری اطلاعات و ارتباطات منجر به افزایش تولید و ارزش افزوده اقتصادی در بخش صنعت و مصرف انرژی می‌شود (Avom, et al., 2020).

مطالعه صلاح‌الدین و همکاران (۲۰۱۶) برای کشورهای OECD نشان می‌دهد که دولت‌های OECD برای گسترش استفاده از ICT، به‌ویژه اینترنت، سرمایه‌گذاری می‌کنند. استفاده از اینترنت به عنوان متغیر اصلی ICT، اقتصادهای کشورهای OECD در ۲۰ سال گذشته بوده است. این اقتصادها دارای بالاترین سطح مصرف انرژی در جهان هستند و حدود ۸۰٪ از تولید برق هنوز از منابع غیرقابل تجدید تأمین می‌شود. بنابراین، گسترش مصرف برق مرتبط با ICT به شدت افزایش یافته که به‌طور قابل توجهی بر انتشار کربن تأثیر داشته است. چن و همکاران^۲ (۲۰۲۲) نشان می‌دهند توسعه اینترنت و اقتصاد دیجیتال، باعث افزایش انتشار کربن می‌شود که از دیدگاه آنها دو دلیل ممکن برای توضیح این یافته وجود دارد: اول، رشد انفجاری اقتصاد منجر به سرمایه‌گذاری منابع بیشتر در زیرساخت اینترنت و افزایش مصرف انرژی در مراکز داده شده است که بر انتشار کربن تأثیر می‌گذارد. دوم، استفاده گسترده از اینترنت به عنوان یک عامل اصلی در زندگی اجتماعی و اقتصادی، نیازمند مصرف

1. Amri, F.

2. Chen, F., et al.

بیشتر انرژی است و این مصرف انرژی منجر به افزایش انتشار دی‌اکسید کربن به عنوان اثر خارجی در اقتصاد می‌شود.

با این حال، بخشی از ادبیات حاضر تأثیر مثبت توسعه اینترنت را بر اقتصاد سبز نشان می‌دهد؛ چرا که اینترنت استاندارد می‌تواند ارائه خدمات را بهبود بخشد، کارایی و شفافیت کسب و کار را افزایش و هزینه‌های تولید در بخشهای مختلف اقتصاد را کاهش دهد که این موارد می‌تواند باعث کارآمدتر شدن مصرف انرژی و کاهش انتشار آلاینده‌گی‌های ناشی از آن شود (Kuang, et al., 2022).

وو و ژانگ^۱ (۲۰۲۰) دریافتند که اینترنت فناوری چین و پلتفرم اینترنت به‌طور قابل توجهی بهره‌وری کل عوامل سبز جنگل‌داری اقتصاد این کشور در کوتاه‌مدت را بهبود بخشیده است.

لی و همکاران^۲ (۲۰۲۰) اثرات زیست‌محیطی پروژه‌های اینترنت انرژی^۳ را که توسط دولت چین اجرا شده است، ارزیابی کرده‌اند. اینترنت انرژی با استفاده از فناوری اینترنت اشیا باعث ارتقا و خودکارسازی زیرساخت‌های برق برای تولیدکنندگان و تولیدکنندگان انرژی در اقتصاد می‌شود. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که این اقدام، کیفیت هوای شهر آزمایشی و شهرهای اطراف را بهبود بخشیده است.

خونتیا و همکاران^۴ (۲۰۱۸) دریافتند که سرمایه‌گذاری سبز فناوری اطلاعات به‌طور مثبت با تأثیر سود بالاتر همراه است و این ارتباط تا حدی با کاهش مصرف انرژی تجهیزات فناوری اطلاعات انجام می‌شود. به عبارت دیگر، با استفاده از فناوری اینترنت می‌توان شدت انرژی صنعتی را از طریق پیشرفت‌های فنی و تعدیل ساختاری کاهش داد که باعث حفظ انرژی، کاهش انتشار آلاینده‌گی و در نتیجه توسعه اقتصاد سبز می‌شود.

می و همکاران^۵ (۲۰۱۷) استدلال می‌کنند که استفاده از اینترنت فرایند تولید را خودکار می‌کند که باعث افزایش کارایی تولید و کاهش مصرف انرژی می‌شود و در نتیجه در کاهش آلاینده‌گی ناشی از انتشار کربن مؤثر است.

-
1. Wu, L. & Zhang, Z.
 2. Li, L., et al.
 3. Internet of Energy (IoE)
 4. Khuntia, J., et al.
 5. May, G., et al.

وو و همکاران^۱ (۲۰۲۱) بیان می‌کنند که در مرحله اولیه پیشرفت تکنولوژی، اغلب مردم فقط به رشد اقتصادی توجه و از آلودگی محیط‌زیست غفلت می‌کنند. هنگامی که آلودگی به سطح معینی می‌رسد، سیاست‌گذاران محیط‌زیست، تولیدکنندگان را مجبور می‌کنند که از فناوری تولید پاک (مانند فناوری کم‌کربن)، انرژی پاک (انرژی جدید) و تجهیزات تصفیه آلودگی (قابل بازیافت و تجدیدپذیر) استفاده کنند تا کارایی استفاده از منابع را بهبود بخشند، در نتیجه آلودگی محیط‌زیست در اقتصاد کاهش و کیفیت محیطی افزایش می‌یابد.

جنبه سوم مطالعات بیانگر یک رابطه غیرخطی بین انتشار CO₂ و اینترنت است. به بیان دیگر، تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر محیط‌زیست با یک منحنی U شکل معکوس شبیه به منحنی کوزنتس محیطی در ادبیات اقتصاد محیط زیست توصیف شده است. چنین رابطه‌ای نشان می‌دهد که تخریب محیط زیست در ابتدا با پذیرش فناوری اطلاعات و ارتباطات تا آستانه مشخصی افزایش می‌یابد. پس از این آستانه، افزایش پذیرش فناوری اطلاعات و ارتباطات، تخریب محیطی را در اقتصاد کاهش می‌دهد که نشان می‌دهد سطوح بالاتر نفوذ فناوری اطلاعات و ارتباطات با کاهش تخریب محیط‌زیست در بلندمدت همراه است.

مطالعه لی و همکاران^۲ (۲۰۲۳) بیانگر یک رابطه U شکل معکوس بین فناوری اطلاعات و ارتباطات و انتشار CO₂ است. شواهد بیشتر نشان می‌دهد که رابطه U شکل معکوس بین فناوری اطلاعات و ارتباطات و انتشار CO₂ به دلیل ناهمگونی شاخص‌های اقتصادی بین کشورها به‌ویژه تفاوت در مقررات زیست‌محیطی آنها ایجاد می‌شود.

دانش و همکاران^۳ (۲۰۱۹) نشان می‌دهند در کشورهای با سطح توسعه اقتصادی بالا و متوسط، فناوری اطلاعات و ارتباطات منجر به کاهش انتشار CO₂ و در کشورهای با اقتصاد کمتر توسعه‌یافته باعث افزایش CO₂ می‌شود.

لی و همکاران^۴ (۲۰۲۳) نشان می‌دهند که اقتصاد دیجیتال تأثیر U شکل معکوس بر انتشار کربن چین دارد. به این صورت که در ابتدا، انتشار کربن را افزایش می‌دهد اما بعداً آنها را مهار می‌کند. اثر کاهش انتشار کربن پس از رسیدن اقتصاد دیجیتال به نقطه عطف U معکوس

1. Wu, H., et al.

2. Li, X., et al.

3. Danish, Zhang, J., et al.

4. Lei, X., et al.

در مناطق توسعه‌یافته‌تر از نظر اقتصادی، قابل توجه‌تر است. ساختار انرژی و کارایی مصرف انرژی در اقتصاد، دو عامل کلیدی هستند که از طریق آن اقتصاد دیجیتال بر انتشار کربن چین تأثیر می‌گذارد.

از سوی دیگر، در کنار زیرساخت‌های فناوری و تکنولوژی تولید، شاخص‌های اقتصاد نهادی مانند روندهای دموکراتیک و اثربخشی دولت، در کنترل آلودگی زیست‌محیطی و گرمایش جهانی نقشی اساسی دارند. حکمرانی و نحوه مدیریت دولت‌ها در اقتصاد نیز تأثیر مستقیمی بر مسائل زیست‌محیطی دارد. دولت‌هایی که از ساختارهای دموکراتیک بهره‌مند هستند، معمولاً در پیاده‌سازی سیاست‌های پایدار موفق‌تر عمل می‌کنند. شفافیت و پاسخگویی در چنین نظام‌هایی، شهروندان را قادر می‌سازد تا اطلاعات زیست‌محیطی را بررسی کرده و بر سیاست‌های اقتصادی دولت تأثیر بگذارند. در مقابل، ضعف در حاکمیت و وجود فساد می‌تواند منجر به سوءمدیریت منابع طبیعی و تخریب محیط‌زیست در اقتصاد شود. همچنین، قوانین و مقررات زیست‌محیطی قوی و کارآمد، نقش اساسی در کاهش انتشار آلاینده‌ها دارند. به‌عنوان نمونه، دولت‌هایی که از بوروکراسی دیجیتال و سیستم‌های بدون کاغذ استفاده می‌کنند، نه تنها بهره‌وری خدمات دولتی را افزایش داده بلکه ردپای زیست‌محیطی در اقتصاد را نیز کاهش داده‌اند.

در واقع، به دلیل وجود شکست بازار ناشی از عوامل خارجی و عدم تقارن اطلاعاتی در اقتصاد، دولت‌ها خود را موظف می‌کنند که در بازار دخالت کنند و اصلاحات لازم را انجام دهند. دولت اصلاحات را از طریق مداخله در اقتصاد انجام می‌دهد که اصطلاحاً بازار را کاهش می‌دهد و کارایی تخصیص منابع را بهبود می‌بخشد. مداخله دولت در اقتصاد، علاوه بر کاهش مشکلات ناشی از شکست‌های بازار، انگیزه‌ای درونی برای توسعه خدمات تولیدی ایجاد می‌کند. این مداخله، تولیدکنندگان را تشویق می‌کند تا با بهینه‌سازی ساختار هزینه‌ها، بهره‌وری اقتصادی خود را افزایش داده و خدمات با کیفیت‌تری ارائه دهند. از سوی دیگر، دولت با سرمایه‌گذاری در علم، فناوری و آموزش، زیرساخت‌های لازم برای رشد اقتصادی پایدار و ارتقای کیفیت زندگی را فراهم می‌کند. این اقدامات نه تنها به بهبود عملکرد بخش تولیدی کمک می‌کند، بلکه موجب تقویت مهارت‌ها، نوآوری و افزایش رقابت‌پذیری در سطح اقتصاد کلان می‌شود (Yan, et al., 2022). بنابراین توانایی یک دولت برای مقابله با

تهدیدات زیست‌محیطی و تغییرات آب‌وهوا به شدت با محیط‌های دموکراتیک مرتبط است (OECD, 2022).

مطالعات اولیه در مورد نقش نهادهای سیاسی و حاکمیتی اقتصاد در انتشار CO2 و محیط زیست، بیشتر معطوف به اثرات دموکراسی بر محیط زیست است.

مطالعات پاین^۱ (۱۹۹۵)، لافرتی و مادوکرافت^۲ (۱۹۹۶) و میدلارسکی^۳ (۱۹۹۸) از جمله اولین مطالعات مربوط به دموکراسی و اقتصاد محیط زیست هستند.

از نظر پاین (۱۹۹۵) پنج ویژگی دموکراسی شامل (۱) آزادی‌های مدنی و حقوق سیاسی (۲) پاسخگویی رژیم (۳) یادگیری سیاسی (۴) بین‌الملل‌گرایی^۴ و (۵) بازارهای باز در اقتصاد منجر به این می‌شود که دموکراسی‌ها منجر به بهبود محیط زیست می‌شود. از نظر او دولت‌های دموکراتیک ذاتاً پاسخگوی شهروندان خود هستند. از این رو ضرورت انتخاب (یا انتخاب مجدد) آنها منجر به سطح پاسخگویی به افکار عمومی را تضمین می‌کند. میدلارسکی (۱۹۹۸) تأثیر دموکراسی به عنوان یکی از ابعاد مهم اقتصاد نهادی را که با استفاده از سه شاخص مختلف اندازه‌گیری می‌شود، بر روی چندین معیار حفاظت و تخریب محیط زیست، از جمله دی‌اکسیدکربن مطالعه می‌کند. نتایج مطالعه او نشان داد که دموکراسی منجر به تخریب محیط زیست می‌شود.

بنابراین بیشتر مطالعات مرتبط با مبانی نظری اقتصاد نهادگرایی، نقش دموکراسی را مورد ارزیابی قرار می‌دهند و کمتر به بررسی اثر روند دموکراتیک بر انتشار CO2 پرداخته‌اند. لذا این بخش به ادبیات شاخص‌های روند دموکراتیک یعنی صدا و پاسخگویی و ثبات سیاسی و اثر آن بر انتشار CO2 پرداخته شده است. شاخص «صدا و مسئولیت‌پذیری» سطح مشارکت شهروندان در فرآیندهای اقتصاد سیاسی مانند انتخاب دولت و نیز تضمین آزادی‌های بنیادین شامل بیان، تشکل‌ها و استقلال رسانه‌ها را ارزیابی می‌کند. در مقابل، شاخص «ثبات سیاسی و عدم خشونت» در اقتصاد، به سنجش ادراک جامعه از ریسک فروپاشی نهادهای حکومتی، تغییرات ناگهانی در ساختار قدرت یا بروز خشونت‌های سازمان‌یافته با انگیزه‌های سیاسی از جمله تروریسم می‌پردازد.

1. Payne, R.A.

2. Lafferty, W.M. & Meadowcroft, J.

3. Midlarsky, M.

4. Internationalism

هرچند که ارتباط بین شاخص‌های اقتصاد نهادگرایی و فرایند دموکراتیک و محیط زیست مورد توجه قرار گرفته است با این حال، نمی‌توان با قطعیت تعیین کرد که آیا فرایند مطلوب یا مضری بر شرایط ایجاد می‌کند. برخی از دیدگاه‌ها معتقدند که ثبات سیاسی و فرایند دموکراتیک می‌تواند کیفیت زیست‌محیطی اقتصاد یک کشور را بهبود بخشد و منجر به توسعه اقتصاد پایدار شود؛ درحالی‌که برخی دیگر استدلال می‌کنند که ممکن است کیفیت محیط زیست را بهبود نبخشد یا حتی ممکن است آن را بدتر کند. از نظر تجربی، نتایج مختلط هستند.

مطالعات نظری اولیه در زمینه اقتصاد نهادگرایی، نشان می‌دهد که روند دموکراتیک می‌تواند به‌طور مستقیم بر کیفیت محیطی مانند کاهش انتشار کربن و آلودگی تأثیر بگذارد. در کشورهای دموکراتیک، گروه‌های محیط زیست در اطلاع‌رسانی و سازمان‌دهی ساکنان برای حفاظت از محیط زیست بهتر عمل می‌کنند. آنها از مردم حمایت می‌کنند که به روشی کم‌کربن سفر کنند، مصرف کنند و زندگی کنند (Ren, et al., 2020). علاوه بر این حکومت‌های دموکراتیک ممکن است جریان بهتر اطلاعات را ترویج کنند، از مقررات زیست‌محیطی حمایت کنند و دانش عمومی در مورد مسائل طبیعی را بهبود بخشند (Midlarsky, 1998).

مطالعات ژانگ و همکاران^۱ (۲۰۲۴)، شسانی و همکاران^۲ (۲۰۲۴) و آدامز و آچامپونگ^۳ (۲۰۱۹) مؤید این موضوع هستند که رابطه منفی بین روند دموکراتیک و انتشار CO2 است و وجود حکمرانی خوب می‌تواند منجر به حفظ محیط زیست شود که این خود مؤید تأثیر اجتناب‌ناپذیر ابعاد اقتصاد نهادگرایی بر اقتصاد محیط زیست است.

برعکس، نظریه‌های فوق، برخی از جنبه‌های حکمرانی و اقتصاد نهادگرایی ممکن است به دلیل احتمال به بن‌بست رسیدن بین کسب و کارها و سازمان‌های زیست‌محیطی، بر کیفیت محیطی تأثیر منفی بگذارد که منجر به عدم تصمیم‌گیری و یا حذف عوامل حفاظت‌کننده محیط زیست شود (Ghosh, et al., 2023). چهارچوب نظری استدلال‌های مربوط به اینکه چرا فرایندهای دموکراتیک ممکن است مانع حفاظت از محیط‌زیست شود عبارتند از:

-
1. Zhang, S., et al.
 2. Shabani, Z., et al.
 3. Adams, S. & Acheampong, A.

(۱) مردم خواهان حفاظت از محیط زیست در اقتصاد هستند اما برای آنها نیازهای دیگرشان اولویت دارد.

(۲) تقاضای کافی برای حفاظت از محیط زیست و مقایسه با سایر چیزهایی که افراد خودخواه می‌خواهند، وجود ندارد.

(۳) به دلیل نیاز به انتخاب مجدد توسط مردم، رهبران دموکراتیک برای اولویت دادن به حفاظت از محیط زیست به بهای منافع دیگر، کار دشواری خواهند داشت.

(۴) رهبران غیردموکراتیک می‌توانند این تصمیمات را بدون حمایت عموم مردم اتخاذ کنند (Brenna, 2015).

مطالعه صداوی و همکاران^۱ (۲۰۲۴) نشان می‌دهد که ثبات سیاسی صدا و پاسخگویی در کشورهای MENA^۲ نه تنها منجر به کاهش انتشار CO₂ نشده است بلکه وجود فرایند دموکراتیک منجر به افزایش انتشار CO₂ در اقتصاد می‌شود. گروه سوم از مطالعات به بررسی رابطه غیرخطی بین فرایند دموکراتیک و انتشار CO₂ در اقتصاد پرداخته‌اند.

کارتال و همکاران^۳ (۲۰۲۳) طی بررسی اثر ثبات سیاسی بر انتشار CO₂ در بریتانیا به این نتیجه دست یافتند که ثبات سیاسی اثرات نامتقارن بر انتشار CO₂ دارد و از این رو سیاست‌گذاران باید تلاش‌های بیشتری را برای دستیابی به ثبات سیاسی به منظور حمایت از نوآوری‌ها و فناوری‌های دوستدار محیط زیست برای کاهش اثرات منفی ریسک سیاسی - اقتصادی اختصاص دهند.

آدبایو و همکاران^۴ (۲۰۲۲) دریافته‌اند که وجود ریسک سیاسی، کیفیت محیطی را برای نروژ، سوئد، کانادا و سوئیس افزایش می‌دهد. اما ریسک سیاسی کیفیت محیط را در استرالیا، آلمان و دانمارک کاهش می‌دهد.

آیهان و همکاران^۵ (۲۰۲۳) اثر نامتقارن عدم قطعیت سیاست اقتصادی و ثبات سیاسی بر CO₂ با در نظر گرفتن مصرف انرژی و رشد اقتصادی را در کشورهای G7 مورد بررسی قرار می‌دهند. یافته‌ها نشان می‌دهد رابطه ثبات سیاسی با شاخص انتشار CO₂ از الگویی

1. Sadaoui, N., et al.

2. Middle East and North Africa

3. Kartal, M., et al.

4. Adebayo, T., et al.

5. Ayhan, F., et al.

ناهمگون در بین کشورهای مورد مطالعه تبعیت می‌کند؛ به گونه‌ای که در برخی اقتصادها، افزایش ثبات سیاسی به کاهش چشمگیر انتشار گازهای گلخانه‌ای منجر شده، حال آنکه در کشورهای دیگر، این متغیر اثر افزایشی بر آلاینده‌گی محیط زیستی را نشان می‌دهد.

دولت‌ها علاوه بر نقش حکمرانی از طریق انواع خدمات، می‌توانند نقش مهمی در مبارزه با آلودگی‌های زیست‌محیطی از طریق مقررات مربوط به آب‌وهوای پاک در اقتصاد (شامل استانداردهای کیفیت هوا برای آلاینده‌های خاص، الزامات کنترل آلودگی برای منابع آلودگی و ممنوعیت یا محدودیت استفاده از مواد شیمیایی یا فناوری‌های مضر)، سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه فناوری‌های پاک، سرمایه‌گذاری در حمل‌ونقل عمومی، تشویق افراد از طریق یارانه‌ها به استفاده از راه‌حل‌های مناسب برای حفاظت از محیط زیست، اعمال مالیات‌های مربوط به محیط زیست و افزایش هزینه انتشار آلودگی و... داشته باشند. به‌طور کلی، مقررات زیست‌محیطی به منظور کاهش اثر منفی اثرات خارجی فعالیت‌های اقتصادی بر محیط زیست، در نظر گرفته شده است.

حاکمیت قانون یکی از ابعاد حکمرانی و شاخص ارائه خدمات دولت در اقتصاد است که در قالب یک سیستم قضایی کارآمد، حقوق مالکیت تعریف می‌شود. وجود حاکمیت قانون می‌تواند اثرات شکست بازار را به حداقل برساند. لذا نظام حاکمیتی می‌تواند اثرات مستقیم و غیرمستقیم بر کیفیت محیط زیست داشته باشد (Abid, 2016). علاوه بر این، دولت و سازمان‌های کارآمد می‌توانند به ترویج تحقیق و توسعه فناوری‌های سبز و نهایتاً رشد سبز اقتصاد کمک کنند تا محیطی پاک را ترویج می‌کند. این بدان معناست که دولت می‌تواند از طریق سرمایه‌گذاری تحقیق و توسعه و اجرای مؤثر استراتژی‌های اقتصادی، آلودگی‌های زیست‌محیطی را کاهش دهد (Salman, et al., 2019). اگر قوانین زیست‌محیطی مانند سیاست قیمت‌گذاری کربن همراه با سیاست‌های کاهش مصرف انرژی باشد، اثرگذاری آن در اقتصاد را افزایش می‌دهد (Sarfraz, et al., 2021).

فیشر و نیوول^۱ (۲۰۰۸) سیاست‌های مختلف زیست‌محیطی را برای کاهش دی‌اکسید کربن ارزیابی کرده‌اند. از نظر آنها کارآمدترین سیاست، قیمت‌گذاری انتشار گازهای گلخانه‌ای است و پس از آن استاندارد عملکرد انتشار، مالیات بر سوخت‌های فسیلی،

1. Fischer, C. & Newell, R.

الزامات سهم انرژی‌های تجدیدپذیر، حمایت مالی از انرژی‌های تجدیدپذیر و حمایت از تحقیق و توسعه در اقتصاد است.

نوس و همکاران^۱ (۲۰۲۰) با بررسی مقررات زیست‌محیطی بر آلودگی زیست‌محیطی مانند انتشار گاز CO₂ در کشورهای اتحادیه اروپا نشان دادند که مقررات زیست‌محیطی به‌طور مؤثر انتشار گاز CO₂ را در درازمدت کاهش می‌دهد. علاوه بر این، سیاست‌های اقتصادی که از منابع انرژی تجدیدپذیر حمایت می‌کنند، انتشار گاز CO₂ را در کوتاه‌مدت و بلندمدت کاهش می‌دهند.

احمد^۲ (۲۰۲۰) و آسونگو و اودیامبو^۳ (۲۰۲۰) نشان می‌دهند که سیاست‌های سختگیرانه زیست‌محیطی و حاکمیت نهادی (شامل کنترل فساد و حاکمیت قانون)، انتشار CO₂ در اقتصاد را تعدیل می‌کنند.

باین‌حال، مقررات زیست‌محیطی بیش از حد سختگیرانه ممکن است اثرات زیست‌محیطی متفاوتی داشته باشد؛ دیدگاه‌های متفاوتی از محققان در این زمینه وجود دارد. برخی از یافته‌های تحقیقاتی از نظریه «پارادوکس سبز»^۴ در اقتصاد حمایت می‌کنند که مقررات زیست‌محیطی سختگیرانه در کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای مؤثر نیستند بلکه تولیدکنندگان انرژی برای جلوگیری از هزینه‌های بیشتر، استخراج انرژی را تسریع می‌کنند که منجر به نتیجه معکوس سیاست‌های زیست‌محیطی در اقتصاد می‌شود (Yirong, 2022 & Tavares & Robaina, 2023).

جایچاندران^۵ (۲۰۱۵) علاوه بر نقش سیاست‌گذاری اقتصادی دولت در کاهش آلاینده‌های زیست‌محیطی استدلال می‌کند که با بهبود اثربخشی دولت، مانند اتخاذ سیاست‌های مناسب و پایدار، اجرای قوانین معقول و افزایش هزینه‌های غیرقانونی، دولت‌ها تمایل دارند به‌طور مؤثر سیاست‌های حفاظت از محیط زیست و رشد اقتصادی پایدار را اتخاذ کنند.

1. Neves, S., et al.

2. Ahmed, K.

3. Asongu, S. & Odhiambo, N.

4. Green Paradox

5. Jayachandran, S.

کشورهایی که دولت‌های کارا را حفظ می‌کنند (بوروکراسی حداقلی، خدمات عمومی کارآمد، یکپارچگی مالی و مدیریت بهتر منابع عمومی) می‌توانند از تولیدکنندگان در مورد انتشار آلاینده‌گی اطمینان حاصل کنند و قوانین و مقررات دولتی مربوط به انتشار CO₂ را به‌طور مؤثرتر اجرا کنند (Pushak, et al., 2007 & Abid, 2016).

سان و هیوانگ^۱ (۲۰۲۰) و چن و همکاران (۲۰۲۲) با تأکید نقش شهرنشینی بر انتشار کربن نتیجه می‌گیرند که اثرات غیرمستقیم ناشی از مداخله سیاست دولت، به تدوین اقدامات مؤثر اقتصادی برای کاهش تخریب محیط زیست کمک می‌کند و افزایش کارآمدی دولت به‌عنوان یک تغییردهنده، منجر به کاهش اثرات منفی شهرنشینی بر افزایش انتشار کربن می‌شود.

علاوه بر نقش اقتصاد فناوری اطلاعات و ارتباطات و شاخص‌های حکمرانی در انتشار کربن، مرور مطالعات بر نقش رشد تولید ناخالص داخلی اقتصاد اسلام و همکاران^۲ (۲۰۲۱) و حق و همکاران^۳ (۲۰۲۴)، مطالعات آچامپونگ و همکاران^۴ (۲۰۲۲)، کائو و همکاران^۵ (۲۰۲۳) و ماوجی^۶ (۲۰۲۳) بر نقش انرژی‌های تجدیدپذیر و سوخت‌های فسیلی لی و ژائو^۷ (۲۰۲۳) و باتنگ و همکاران^۸ (۲۰۲۴) بر نقش سرمایه‌گذاری خارجی در انتشار کربن تأکید می‌کنند. از این‌رو عواملی مانند رشد اقتصادی، سوخت‌های فسیلی، انرژی تجدیدپذیر و سرمایه‌گذاری خارجی نیز به‌عنوان متغیرهای کنترلی وارد مدل شده‌اند.

با توجه به اهمیت جنبه‌های حکمرانی و شاخص‌های اقتصاد نهادگرایی در انتشار CO₂، در این مطالعه از شاخص روند دموکراتیک و شاخص ارائه خدمات دولت براساس مطالعات هلیول و هوانگ^۹ (۲۰۰۸) استفاده شده است. شاخص روند دموکراتیک نشان‌دهنده عملکرد اصول و شیوه‌های دموکراتیک است که توسط حاکمیت قانون پشتیبانی می‌شود. همچنین جنبه‌هایی مانند ثبات سیاسی و پاسخگویی را شامل می‌شود. شاخص ارائه خدمات دولت در اقتصاد، اشاره به اثربخشی و کارایی دولت در ارائه خدمات به شهروندان دارد که شامل

-
1. Sun, W. & Huang, C.
 2. Aslam, B., et al.
 3. Haq, Z., et al.
 4. Acheampong, A., et al.
 5. Cao, J., et al.
 6. Mawejje, J.
 7. Lee, C. & Zhao, Y.
 8. Boateng, E., et al.
 9. Helliwell, J.F. & Huang, H.

جنبه‌هایی مانند اثربخشی دولت، کیفیت قوانین و مقررات، حاکمیت قانون و کنترل فساد می‌شود.

با توجه به اینکه انتشار آلاینده‌های زیست‌محیطی پدیده‌ای چندبعدی است که از تعامل عوامل اقتصادی، جمعیتی، فناورانه و نهادی تأثیر می‌پذیرد، در این مطالعه به جای استفاده از روش‌های متداول داده‌های تابلویی که در بسیاری از مطالعات بین‌کشوری برای شناسایی عوامل مؤثر بر انتشار CO₂ به کار رفته است، از رویکرد رگرسیون پانل کوانتایل بهره گرفته شده است تا ارتباط میان انتشار CO₂ و سایر متغیرها در سطوح مختلف انتشار بررسی شود. این موضوع از چند جنبه حائز اهمیت است: جنبه نخست به گسترش بحث منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC^۱) به عنوان یکی از نظریات قوی اقتصادی بازمی‌گردد. این منحنی بیان می‌کند که رابطه میان انتشار آلاینده‌ها و رشد اقتصادی به صورت غیرخطی و به شکل U وارونه است اما این رابطه ممکن است در سطوح مختلف انتشار CO₂ متفاوت باشد. رویکرد پانل کوانتایل امکان تحلیل دقیق‌تر این تفاوت‌ها را فراهم می‌کند (Cheng, et al., 2021 & Wang, 2013). همچنین این رویکرد رگرسیون کوانتایل برای پرداختن به مشکلاتی که ممکن است به شدت بر دقت تخمین تأثیر بگذارد، از جمله نقاط پرت و توزیع غیرنرمال نیز مفید است (Powell, 2022).

مطالعات آوان و همکاران^۲ (۲۰۲۲)، آدبایو و آچامپونگ^۳ (۲۰۲۲) و وی و اولاه^۴ (۲۰۲۲) به بررسی اثر متغیرهای مختلف بر انتشار کربن با استفاده از مدل‌های پانل کوانتایل پرداخته‌اند. این مطالعات با بهره‌گیری از این روش توانسته‌اند نگاهی دقیق‌تر به رابطه میان متغیرهای اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی با انتشار CO₂ در سطوح مختلف انتشار ارائه دهند. نتایج این تحقیقات نشان داده است که تأثیر عوامل مختلف مانند رشد اقتصادی، مصرف انرژی، توسعه فناوری و سیاست‌های زیست‌محیطی در سطوح مختلف انتشار (از کمترین تا بیشترین کوانتایل‌ها) متفاوت است. این امر اهمیت استفاده از رویکرد رگرسیون کوانتایل را برای تحلیل ناهمگنی تأثیر متغیرها در شرایط مختلف کشورها یا مناطق برجسته

1. Environmental Kuznets Curve

2. Awan, A., et al.

3. Adebayo, T.S. & Acheampong, A.

4. Wei, L. & Ullah, S.

می‌سازد و بینش‌های جدیدی برای تدوین سیاست‌های مناسب در جهت کاهش انتشار کربن فراهم می‌کند.

۳. روش‌شناسی و تصریح مدل

در این بخش ابتدا به معرفی متغیرهای به کار گرفته در مدل پرداخته می‌شود و سپس در بخش روش‌شناسی پژوهش، مدل رگرسیون پانل کوانتایل معرفی می‌شود.

۳-۱. معرفی متغیرها و مدل پژوهش

این پژوهش با استفاده از یک مدل رگرسیون پانل کوانتایل اثر ثابت به بررسی اثر اینترنت، و شاخص‌های اقتصاد نهادگرایی مانند روند دموکراتیک و ارائه خدمات دولت بر انتشار کربن می‌پردازد. داده‌های انتشار CO₂، نرخ رشد اقتصادی، نفوذ اینترنت، جمعیت شهری، انرژی تجدیدپذیر و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از داده‌های بانک جهانی^۱ و داده‌های مصرف سوخت فسیلی از پایگاه جهانی داده‌های ما^۲ برای دوره ۲۰۲۰-۲۰۰۰ و ۶۳ کشور که با توجه به داده‌های موجود متغیرها و دوره مورد مطالعه انتخاب شده‌اند، استفاده شده است. نام کشورها به همراه توزیع کشورها از لحاظ انتشار دی‌اکسید کربن در جدول ۱ ذکر شده است.

کشورهایی مانند چین، هند و ایالات متحده بالاترین انتشار دی‌اکسید کربن را در جهان دارند و نشان‌دهنده این است که این کشورها سهم قابل توجهی از انتشار جهانی CO₂ را دارند. کشورهایی مانند اسپانیا، کانادا و استرالیا در دسته‌های میانی قرار دارند. این کشورها ممکن است اقدامات خوبی در جهت کنترل انتشار CO₂ انجام داده باشند اما همچنان سهم قابل توجهی در سطح جهانی دارند. کشورهای کوچکتری مانند اسلونی، لوکزامبورگ و لتونی در پایین‌ترین کوانتایل انتشار کربن قرار دارند که نشان‌دهنده انتشار کم CO₂ نسبت به سایر کشورها است.

1. World Bank.
2. Ourworldindata

جدول ۱. توزیع کشورها از لحاظ انتشار دی اکسید کربن

نام کشور	کوانتایل	نام کشور	کوانتایل	نام کشور	کوانتایل
اسلوونی	۰/۰۵	شیلی	۰/۵	لهستان	۰/۷۵
لتونی	۰/۰۵	کلمبیا	۰/۵	اسپانیا	۰/۷۵
لوکزامبورگ	۰/۰۵	فنلاند	۰/۵	ترکیه	۰/۷۵
بلغارستان	۰/۲۵	یونان	۰/۵	اوکراین	۰/۷۵
کرواسی	۰/۲۵	مجارستان	۰/۵	امارات متحده عربی	۰/۷۵
دانمارک	۰/۲۵	کویت	۰/۵	برزیل	۰/۹۵
ایرلند	۰/۲۵	مراکش	۰/۵	کانادا	۰/۹۵
اردن	۰/۲۵	فیلیپین	۰/۵	آلمان	۰/۹۵
لبنان	۰/۲۵	پرتغال	۰/۵	اندونزی	۰/۹۵
نیوزلند	۰/۲۵	سوئد	۰/۵	ایران	۰/۹۵
نروژ	۰/۲۵	آرژانتین	۰/۷۵	ایتالیا	۰/۹۵
سنگاپور	۰/۲۵	استرالیا	۰/۷۵	مکزیک	۰/۹۵
جمهوری اسلواکی	۰/۲۵	چک	۰/۷۵	فدراسیون روسیه	۰/۹۵
سوئیس	۰/۲۵	مصر	۰/۷۵	عربستان سعودی	۰/۹۵
ترینیداد و توباگو	۰/۲۵	فرانسه	۰/۷۵	آفریقای جنوبی	۰/۹۵
اتریش	۰/۵	قزاقستان	۰/۷۵	انگلستان	۰/۹۵
بنگلادش	۰/۵	مالزی	۰/۷۵	چین	بالای ۹۵/۰
بلاروس	۰/۵	هلند	۰/۷۵	هند	بالای ۹۵/۰
بلژیک	۰/۵	پاکستان	۰/۷۵	ایالات متحده آمریکا	بالای ۹۵/۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

شاخص‌های اقتصاد نهادی روند دموکراتیک و ارائه خدمات دولت براساس مطالعه هلیول و هوانگ (۲۰۰۸) با استفاده از شاخص‌های حکمرانی یعنی حق اظهارنظر و پاسخ‌گویی، ثبات سیاسی، کارایی دولت، کیفیت قوانین و مقررات، حاکمیت قانون و کنترل فساد استخراج شده است. شاخص روند دموکراتیک از میانگین شاخص‌های حق اظهارنظر

و پاسخ‌گویی و ثبات سیاسی و شاخص ارائه خدمات دولت از میانگین شاخص‌های کارایی دولت، کیفیت قوانین و مقررات، حاکمیت قانون و کنترل فساد ساخته شده است. جدول ۲ تعریف متغیرهای وابسته و مستقل به کاررفته در پژوهش را توصیف می‌کند.

جدول ۲. معرفی متغیرهای مدل

نام متغیر	شرح متغیرها	معیار سنجش
CO2	آلودگی محیط زیست	انتشار کربن (kt)
INT	نفوذ اینترنت	افرادى که از اینترنت استفاده می‌کنند (درصدی از جمعیت)
GDP	سطح تولید	تولید ناخالص داخلی (نرخ رشد)
REC	انرژی تجدیدپذیر	مصرف انرژی تجدیدپذیر (درصدی از کل انرژی)
FEC	انرژی فسیلی	مصرف انرژی فسیلی (کیلووات‌ساعت)
TUP	شهرنشینی	کل جمعیت شهری (درصدی از کل جمعیت)
FDI	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	جریان خالص ورودی سرمایه خارجی (درصدی از تولید ناخالص داخلی)
GDM	روند دموکراتیک	ترکیبی از ۲ شاخص حق اظهارنظر و پاسخ‌گویی و ثبات سیاسی
LGDE	شاخص ارائه خدمات دولت	ترکیبی از ۴ شاخص کارایی دولت، کیفیت قوانین و مقررات، حاکمیت قانون و کنترل فساد

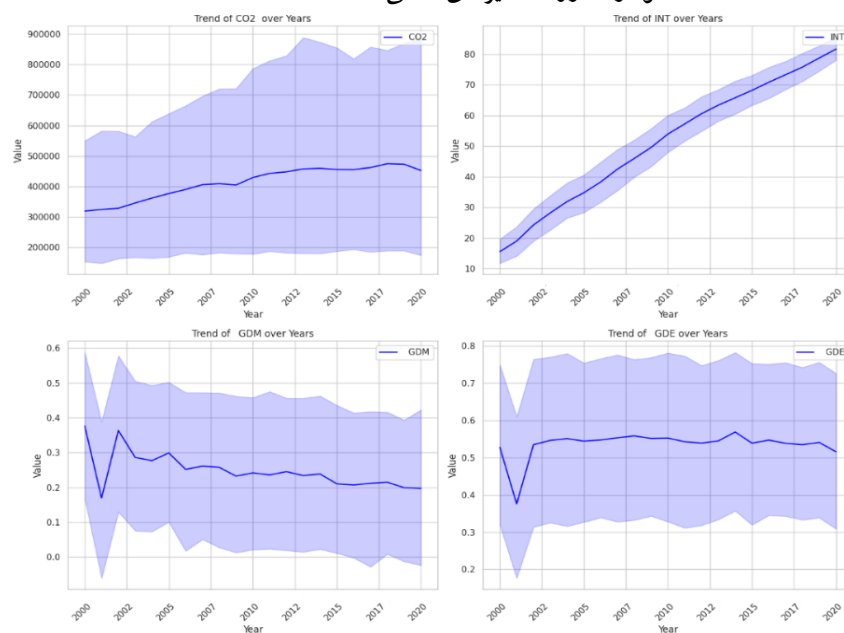
مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱ روند متغیرهای CO2، درصد افرادی که از اینترنت استفاده می‌کنند و زیرشاخص‌های حکمرانی یعنی روند دموکراتیک و ارائه خدمات دولت را برای دوره ۲۰۲۰-۲۰۰۰ نشان می‌دهد.

نمودار روند CO2 نشان می‌دهد که طی این دوره مورد مطالعه (۲۰۲۰-۲۰۰۰) در حالت کلی روند صعودی است. کاهش انتشار کربن دی‌اکسید (CO2) در سال‌های ۲۰۰۹ و ۲۰۲۰ به ترتیب ناشی از بحران مالی ۲۰۰۸ و رکود بزرگ در آن دوره و شیوع جهانی ویروس کرونا (COVID-19) بوده است. همچنین این نمودار نشان می‌دهد که انتشار CO2 در کشورهای مختلف، ناهمگنی بالایی دارد. نمودار روند نفوذ اینترنت (INT) طی دوره مورد مطالعه صعودی است و همچنین کشورهای مختلف از لحاظ درصد افرادی که از اینترنت استفاده می‌کنند نسبتاً از همگنی برخوردارند. نمودارهای روند دموکراتیک (GDM) نشان می‌دهد که روند دموکراتیک در جهان بدتر شده است. همچنین نمودار ارائه خدمات دولت

در اقتصاد (GDE) از سال ۲۰۰۵ به بعد روند ثابتی را نشان می‌دهد. نمودار مربوط به شاخص‌های حکمرانی نشان‌دهنده تفاوت بالای کشورها از لحاظ نهادهای سیاسی و حکمرانی حاکم بر آن‌ها و سطح خدماتی که دولت‌ها در اقتصاد آن‌ها ارائه می‌دهند، است.

نمودار ۱. روند متغیرهای اصلی مدل (۲۰۰۰-۲۰۲۰)



مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه داده‌ها دارای مقیاس‌های مختلف هستند، برای هموارسازی داده‌ها و ارائه یافته‌های سازگارتر، داده‌ها به فرم لگاریتم طبیعی تبدیل می‌شوند. با توجه به مطالب فوق می‌توان مدل را به صورت رابطه (۱) تصریح کرد:

$$Q_{yit}(\tau | \alpha_i, \xi_t, x_{it}) = \alpha_i + \xi_t + \beta_{1\tau} LINT_{it} + \beta_{2\tau} GDP_{it} + \beta_{3\tau} LREC_{it} + \beta_{4\tau} LFEC_{it} + \beta_{5\tau} LTUP_{it} + \beta_{6\tau} LFDI_{it} + \beta_{7\tau} LGDM_{it} + \beta_{8\tau} LGDE_{it} \quad (1)$$

۳-۲. روش‌شناسی پژوهش

تکنیک‌های رگرسیون سنتی بر روی اثرات میانگین تمرکز می‌کنند و تأثیر یک متغیر کمکی را بر میانگین شرطی متغیر وابسته تعیین می‌کند که ممکن است منجر به تخمین کمتر یا بیش

از حد ضریب مربوطه یا حتی ناتوانی در تشخیص روابط مهم شود (Binder & Coad, 2011). اکثر متغیرهای اقتصادی معمولاً دارای نقاط پرت و توزیع غیرنرمال هستند (Lin & Xu, 2018). در نتیجه، تخمین این مدل‌ها ممکن است نتایج جعلی به همراه داشته باشد؛ از این رو ایده رگرسیون چندکی توسط کونکر و باست^۱ (۱۹۷۸) ارائه شد. مدل رگرسیون کوانتایل (چندک) امکان تعیین تأثیر یک متغیر کمکی بر کل توزیع‌های شرطی متغیر وابسته را فراهم می‌کند. تخمین رگرسیون چندک نسبت به پرت و توزیع نامتقارن قوی است. مدل رگرسیون کوانتایل، برای چندک τ ام متغیر وابسته y_i که تابع خطی از متغیر توضیحی x_i است، به صورت رابطه (۲) است.

$$Q_{y_i}(\tau | x_i) = x_i^T \beta_\tau \quad (2)$$

هرچند رگرسیون چندکی نسبت به داده‌های پرت مقاوم است و به فروضی مانند نرمال بودن جملات خطا و یکسان بودن واریانس جملات خطا حساس نیست و در صورت وجود ناهمسانی واریانس، قوی‌تر و قابل‌اتکاتر است (مظهری و همکاران، ۱۳۹۸ و جباری و سالم، ۱۴۰۲)، با این حال یک محدودیت رگرسیون کوانتایل این است که ناهمگونی مشاهده نشده اقتصاد یک کشور را در نظر نمی‌گیرد. ناهمگونی مشاهده نشده به تفاوت‌های بین اقتصاد کشورها اشاره دارد که توسط متغیرهای مشاهده شده در تجزیه و تحلیل ثبت نشده است. به عنوان مثال، ممکن است تفاوت‌هایی در عوامل اقتصاد نهادی، عوامل فرهنگی، یا سایر ویژگی‌های غیرقابل مشاهده وجود داشته باشد که می‌تواند بر رابطه بین متغیرهای مورد علاقه تأثیر بگذارد. برای رفع این محدودیت، در این مقاله از روش کوانتایل پنل با اثرات ثابت استفاده می‌شود. این روش امکان تخمین اثرات متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته در کوانتایل‌های مختلف را فراهم می‌کند و در عین حال ناهمگونی مشاهده نشده کشورهای در تجزیه و تحلیل را نیز در نظر می‌گیرد (Zhu, et al., 2016). مدل رگرسیون کوانتایل با اثر ثابت به صورت رابطه (۳) خواهد بود.

$$Q_{y_{it}}(\tau_k | \alpha_i, x_{it}) = \alpha_i + x_{it}' \beta(\tau_k) \quad (3)$$

با این حال، مدل رگرسیون کوانتایل با اثرات ثابت در پنل دارای معایب خاص خود است. وقتی تعداد افراد یا واحدهای مشاهده به بی‌نهایت میل می‌کند، تعداد اثرات ثابت که با α_i

1. Koenker, R. & Bassett Jr, G.

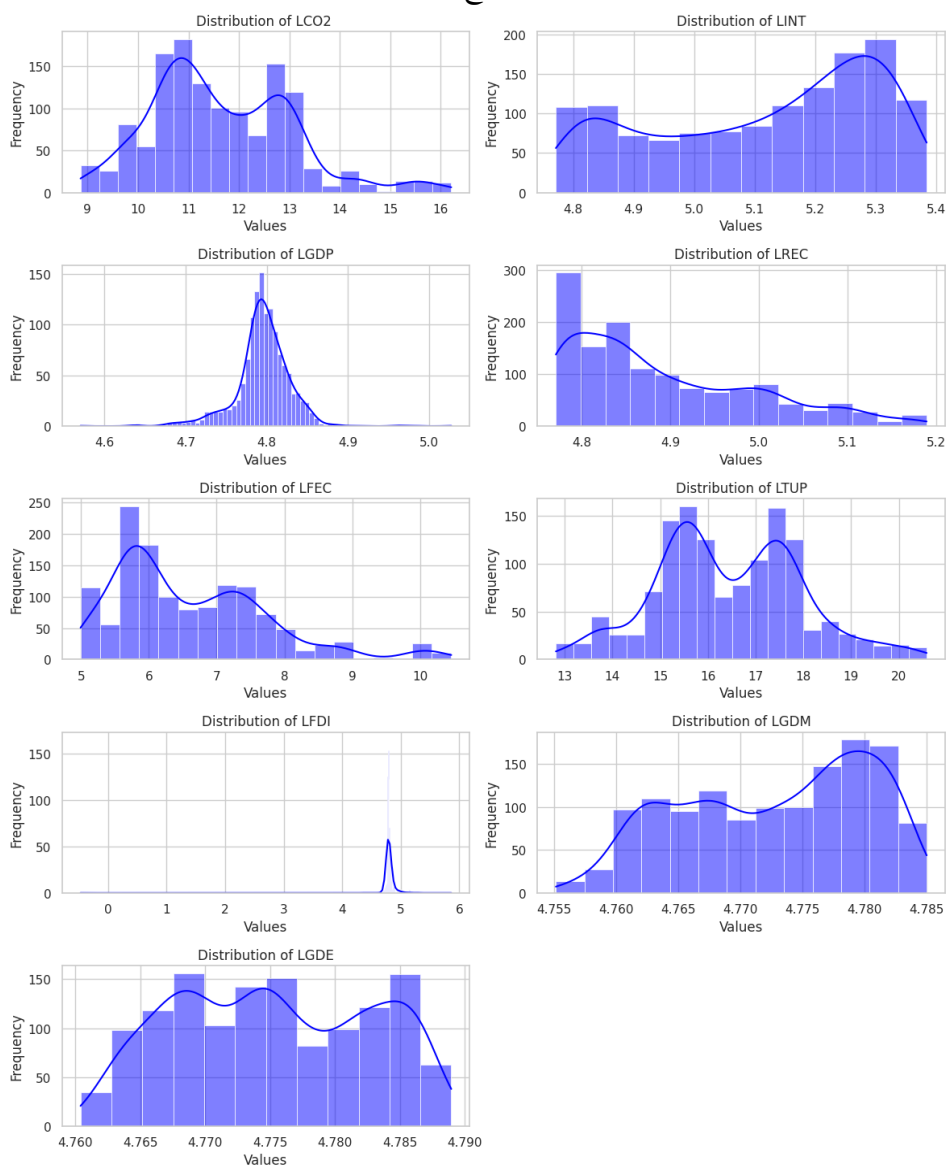
نشان داده می‌شوند به صورت ناپایداری افزایش می‌یابد؛ بدین معنا که نتایج و تخمین‌های به‌دست آمده براساس داده‌های مختلف مشابه و سازگار نیست و نتایج به‌طور معناداری تغییر می‌کند. ناپایداری در تخمین اثرات ثابت به این دلیل است که با افزایش تعداد مقاطع، مدل ممکن است به‌طور غیرقابل پیش‌بینی به تغییرات در داده‌ها واکنش نشان دهد و این می‌تواند دقت تخمین‌ها را تحت تأثیر قرار دهد. همچنین برخی از اثرات ثابت ممکن است ناشناخته یا غیرقابل مشاهده باشند اما همچنان بر تخمین‌های مدل تأثیر می‌گذارند. کونکر^۱ (۲۰۰۴) برای حل این مسئله یک عبارت جریمه برای پارامترهای اضافی پیشنهاد می‌کند تا اثرات اضافی پارامترها را کاهش دهد. این به معنای ترکیب بهترین تعداد پارامترها و کاهش پیچیدگی مدل است. همچنین برای تخمین مدل از روش‌های کمینه‌سازی پارامترهای مدل (شامل هم اثرات متغیرهای مستقل و هم اثرات ثابت ناشناخته) برای بهینه‌سازی استفاده می‌شود.

$$\min_{(\alpha, \beta)} \sum_{k=1}^K \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N w_k \rho_{\tau_k} \left(y_{it} - \alpha_i - x_{it}^T \beta(\tau_k) \right) + \lambda \sum_{i=1}^N |\alpha_i| \quad (۴)$$

در رابطه (۴) عبارت i نشان‌دهنده کشورهای مورد مطالعه، N نشان‌دهنده تعداد کل کشورها است. T نشان‌دهنده تعداد مشاهدات در هر کشور، K بیانگر کوانتایل‌ها است که داده‌ها را به گروه‌های مختلف تقسیم می‌کنند و x نشان‌دهنده ماتریس متغیرهای توضیحی مورد استفاده در مدل رگرسیون است. تابع زیان کوانتایل که به صورت ρ_{τ_k} نشان داده می‌شود، معیاری از تفاوت بین مقادیر واقعی و پیش‌بینی شده در یک کوانتایل خاص است. وزن نسبی که به صورت w_k نشان داده می‌شود، وزن داده شده به هر کوانتایل در تخمین اثر ثابت است که سهم هر کوانتایل را در تخمین کلی کنترل می‌کند. λ پارامتر کنترل است که برای کنترل اثرات فردی در تخمین β (ضریب متغیرهای توضیحی) استفاده می‌شود (Zhu, et al., 2016).

۴. برآورد مدل

نمودار ۲. توزیع متغیرها



مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای بررسی اثرات متغیرهای اینترنت و شاخص‌های اقتصاد نهادی روند دموکراتیک و شاخص ارائه خدمات دولت بر انتشار CO2 در این بخش ابتدا نرمال بودن متغیرها پیش از انجام برآورد مدل اقتصادسنجی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ادامه، همبستگی مقطعی، مانا بودن متغیرها و آزمون هم‌انباشتگی نیز مورد بررسی قرار می‌گیرند. جدول ۳ بیانگر آماره‌های توصیفی و نمودار ۲ بیانگر نمودارهای توزیع فراوانی است.

جدول ۳. آمار توصیفی متغیرها

متغیر	میانگین	میانه	واریانس	انحراف معیار	دامنه تغییرات	چولگی	کشدگی
LCO2	۱۱/۶۴۱	۱۱/۳۸۳	۲/۰۰۷	۱/۴۱۷	۷/۳۴۸	۰/۶۳۸	۰/۴۴۴
LINT	۵/۱۱۶	۵/۱۵۹	۰/۰۳۴	۰/۱۸۳	۰/۶۱۳	-۰/۴۲۶	-۱/۱۶۸
LGDP	۴/۷۹۵	۴/۷۹۶	۰/۰۰۱	۰/۰۳۴	۰/۴۵۷	-۰/۳۸۶	۶/۰۰۵
LREC	۴/۸۹۱	۴/۸۵۷	۰/۰۱۱	۰/۱۰۴	۰/۴۱۸	۰/۸۴۵	-۰/۲۱۴
LFEC	۶/۶۰۹	۶/۲۹۳	۱/۲۷۷	۱/۱۳۰	۵/۴۶۶	۱/۰۲۰	۰/۹۳۸
LTUP	۱۶/۴۳۱	۱۶/۲۲۸	۲/۳۰۳	۱/۵۱۷	۷/۷۶۶	۰/۱۷۱	-۰/۲۰۵
LFDI	۴/۸۰۳	۴/۷۹۲	۰/۰۲۷	۰/۱۶۴	۶/۳۳۴	-۲۴/۹۸۷	۸۱۷/۳۲۳
LGDM	۴/۷۷۳	۴/۷۷۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۷	۰/۰۳۰	-۰/۲۹۲	-۱/۱۵۷
LGDE	۴/۷۷۵	۴/۷۷۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۷	۰/۰۲۹	۰/۰۳۷	-۱/۱۷۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نمودار ۲ و آماره چولگی در جدول ۳، این آماره بیانگر معیاری از عدم تقارن داده‌ها است. مقادیر این آماره در جدول ۳ نشان می‌دهد که داده‌ها نامتقارن و نسبت به توزیع نرمال دارای انحراف هستند. مقدار آماره چولگی برای داده‌های LINT، LGDP، LFDI و LGDM منفی است و نشان‌دهنده این است که این داده‌ها اغلب در سمت چپ توزیع هستند. سایر متغیرها دارای چولگی مثبت یا چوله به راست هستند. با توجه به اینکه متغیر وابسته LCO2 دارای توزیع غیرنرمال است، انتظار می‌رود نتایج آزمون کوانتایل نسبت به نتایج آزمون OLS قوی‌تر باشند.

قبل از انجام آزمون مانایی پانل دیتا، باید آزمون وابستگی بین مقاطع به منظور انتخاب آزمون ریشه واحد مناسب انجام شود. چرا که آزمون‌های ریشه واحد مرسوم پانلی (مانند Levin, Lin & Chui، Hadri، Im، Pesaran & Shin و...) فرض می‌کنند بین مقاطع

استقلال وجود دارد. در صورت وجود عدم استقلال مقاطع، احتمال وقوع نتایج ریشه واحد کاذب را افزایش خواهد داد (Pesaran, 2007 & Barbieri, 2009). ازاین‌رو به‌منظور بررسی وابستگی بین مقاطع از آزمون وابستگی بین مقاطع پسران استفاده شده است. نتایج آزمون استقلال مقطعی جدول ۴ نشان می‌دهد هیچ‌گونه وابستگی بین مقاطع وجود ندارد و لذا می‌توان از آزمون‌های ریشه واحد مرسوم پانلی استفاده کرد.

جدول ۴. آزمون استقلال مقطعی پسران

مقدار آماره	احتمال
۴/۹۴	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای بررسی مانایی متغیرها از آماره Fisher-ADF استفاده شده که توسط مادالا و وو^۱ (۱۹۹۹) پیشنهاد شده است. نتایج آزمون مانایی در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. آزمون ریشه واحد Fisher-ADF (سطح)

نام متغیر	آماره	chi-squared	احتمال
LCO ₂	۱/۲۸		۰/۱۰
LINT	۲۲/۵۴		۰/۰۰
LGDP	۱۱/۸۵		۰/۰۰
LREC	-۲/۰۸		۰/۹۸
LFEC	-۰/۳۹		۰/۶۱
LTUP	۴۸/۸۴		۰/۰۰
LFDI	۳۴/۸۴		۰/۰۰
LGDM	۱۴/۷۵		۰/۰۰
LGDE	۶/۸۲		۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

متغیرهای LCO₂، LREC و LFEC در سطح ۵ درصد معنادار نیستند. ازاین‌رو برای حل نامانایی این متغیرها از آنها تفاضل مرتبه اول گرفته می‌شود. نتایج آزمون ریشه واحد

1. Maddala, G.S. & Wu, S.

Fisher-ADF تفاضل مرتبه اول متغیرهای LCO2، LREC و LFEC در جدول ۶ نشان می‌دهد که این متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری در سطح ۵ درصد معنادار شده‌اند.

جدول ۶. آزمون ریشه واحد Fisher-ADF (تفاضل مرتبه اول)

نام متغیر	آماره	chi-squared	احتمال
LCO2	۱۰/۶۷		۰/۰۰
LREC	۶/۳۵		۰/۰۰
LFEC	۱۱/۴۶		۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به وجود متغیرها با درجه مانایی متفاوت در الگو، لازم است تا قبل از برآورد الگوی اقتصادسنجی به بررسی هم‌انباشتگی کل الگو پرداخته شود تا از برازش یک الگوی جعلی خودداری گردد و رابطه بلندمدت بین متغیرهای مستقل و توضیحی مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور از آزمون کائو^۱ (۱۹۹۹) استفاده شده است. جدول ۷ نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو را نشان می‌دهد. با توجه به معنی‌دار بودن آزمون در سطح ۵ درصد، هم‌انباشتگی کل الگو قابل رد کردن نیست و مشکل برآورد جعلی وجود نخواهد داشت. علاوه بر این، نتایج تأیید می‌کند که ارتباط بلندمدت متغیرهای مورد مطالعه نیز وجود دارد.

جدول ۷. آزمون هم‌انباشتگی Kao

برآوردگرها	آماره F	سطح احتمال
Modified Dickey-Fuller t	-۲/۰۴	۰/۰۲
Dickey-Fuller t	-۲/۰۳	۰/۰۲
Augmented Dickey-Fuller t	۱۶/۲۹	۰/۰۰
Unadjusted modified Dickey-Fuller t	-۲/۸۹	۰/۰۰
Unadjusted Dickey-Fuller t	-۲/۵۱	۰/۰۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Kao, C.

نتایج رگرسیون پانل کوانتایل

جدول ۸. نتایج برآورد مدل اقتصادسنجی

کوانتایل			۰/۰۵			۰/۲۵			۰/۵۰		
متغیرها	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t
LINT	۰/۱۵	۲/۶۰	۰/۰۱	۰/۱۳	۳/۸۵	۰/۰۰	۰/۱۱	۴/۸۴	۰/۰۰		
LGDP	۰/۲۵	۱/۳۷	۰/۱۷	۰/۲۰	۱/۸۸	۰/۰۶	۰/۱۶	۲/۱۹	۰/۰۳		
LREC	-۲/۴۶	-۷/۹۵	۰/۰۰	-۲/۳۹	-۱۳/۳۸	۰/۰۰	-۲/۳۴	-۱۸/۸۷	۰/۰۰		
LFEC	۰/۸۴	۱۱/۰۵	۰/۰۰	۰/۸۱	۱۸/۵۴	۰/۰۰	۰/۷۹	۲۶/۰۷	۰/۰۰		
LTUP	۰/۲۰	۲/۶۶	۰/۰۱	۰/۲۱	۴/۷۸	۰/۰۰	۰/۲۲	۷/۰۷	۰/۰۰		
LFDI	-۰/۰۲	-۱/۸۱	۰/۰۷	-۰/۰۲	-۲/۴۸	۰/۰۱	-۰/۰۲	-۲/۸۶	۰/۰۰		
LGDM	-۲/۴۰	-۰/۶۸	۰/۵۰	-۰/۹۱	-۰/۴۴	۰/۶۶	۰/۲۲	۰/۱۵	۰/۸۸		
LGDE	-۳/۸۰	-۰/۸۱	۰/۴۲	-۴/۴۱	-۱/۶۲	۰/۱۱	-۴/۸۶	-۲/۵۸	۰/۰۱		
کوانتایل			۰/۷۵			۰/۹۵					
متغیرها	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t
LINT	۰/۱۰	۳/۳۲	۰/۰۰	۰/۰۸	۱/۶۹	۰/۰۹					
LGDP	۰/۱۳	۱/۳۵	۰/۱۸	۰/۰۸	۰/۵۶	۰/۵۸					
LREC	-۲/۲۹	-۱۴/۶۸	۰/۰۰	-۲/۲۴	-۸/۸۸	۰/۰۰					
LFEC	۰/۷۷	۲۰/۲۴	۰/۰۰	۰/۷۵	۱۲/۲۰	۰/۰۰					
LTUP	۰/۲۲	۵/۷۵	۰/۰۰	۰/۲۳	۳/۶۶	۰/۰۰					
LFDI	-۰/۰۱	-۱/۷۴	۰/۰۸	-۰/۰۱	-۰/۷۱	۰/۴۸					
LGDM	۱/۲۷	۰/۷۱	۰/۴۸	۲/۴۷	۰/۸۶	۰/۳۹					
LGDE	-۵/۲۹	-۲/۲۳	۰/۰۳	-۵/۷۸	-۱/۵۱	۰/۱۳					

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد اثر سطح نفوذ اینترنت و شاخص‌های اقتصاد نهادی روند دموکراتیک و ارائه خدمات دولت بر انتشار آلاینده‌گی CO₂ در جدول ۸ ارائه شده است. بیان این نکته ضروری

است که در ادبیات رگرسیون کوانتایل، عموماً معادله در سطح دهک‌ها برآورد می‌شود که در این پژوهش در کوانتایل‌های مختلف ۰/۰۵، ۰/۲۵، ۰/۵، ۰/۷۵ و ۰/۹۵ محاسبات صورت گرفته است.

نتایج جدول ۸ نشان می‌دهد که استفاده از اینترنت در سطوح کوانتایل‌های ۰/۰۵، ۰/۲۵، ۰/۵ و ۰/۷۵ تأثیر مثبت و معنی‌داری بر انتشار CO₂ دارد که بیشترین تأثیر آن در سطح کوانتایل ۰/۰۵ است. یعنی در سطح چندک ۰/۰۵، به ازای یک واحد افزایش در افزایش استفاده از اینترنت، آلاینده‌گی ناشی از CO₂ به میزان ۰/۱۵ افزایش می‌یابد. با افزایش سطح کوانتایل میزان اثرگذاری اینترنت بر CO₂ کاهش می‌یابد؛ بنابراین این نتایج در راستای مطالعات آووم و همکاران^۱ (۲۰۲۰) و امری (۲۰۱۸) است زیرا مراکز داده، شبکه‌های ارتباطی و تجهیزات مرتبط با ICT به‌طور مداوم در اقتصاد انرژی مصرف می‌کنند. این مصرف انرژی معمولاً از منابع فسیلی مانند نفت، گاز و زغال‌سنگ تأمین می‌شود که باعث انتشار CO₂ می‌شود.

شاخص ارائه خدمات دولت در سطوح کوانتایل ۰/۲۵ و ۰/۵ رابطه منفی با انتشار آلاینده‌گی CO₂ دارد. این مسئله بیانگر این است که خدمات دولت‌ها در راستای کاهش انتشار آلاینده‌گی نتیجه‌بخش بوده است و دولت‌ها با ترویج استفاده از انرژی‌های پاک در اقتصاد، تشویق به استفاده از وسایل حمل‌ونقل عمومی، تنظیم استانداردهای زیست‌محیطی، سرمایه‌گذاری در حمل‌ونقل عمومی و تحقیقات در فناوری‌های اقتصاد سبز، توانسته‌اند تأثیر مثبتی در مدیریت محیط زیست و کاهش آلاینده‌گی داشته باشند. این نتایج در راستای یافته‌های سارفراز و همکاران^۲ (۲۰۲۱) و فیش و نیوول (۲۰۰۸) است.

شاخص روند دموکراتیک هر چند رابطه منفی با انتشار CO₂ دارد اما رابطه آن‌ها معنادار نیست. این نشان می‌دهد که وجود یک دولت دموکراتیک (که معمولاً با ارزش‌هایی همچون حقوق شهروندی و مشارکت مردمی همراه است) ممکن است به‌تنهایی برای کاهش آلاینده‌گی در اقتصاد کافی نباشد.

رشد تولید ناخالص داخلی اقتصاد هرچند بر انتشار آلاینده‌گی تأثیر مثبت دارد اما فقط در سطح کوانتایل ۰/۵ یعنی مقادیر میانی و متوسط انتشار این متغیر بر انتشار CO₂ تأثیر دارد و

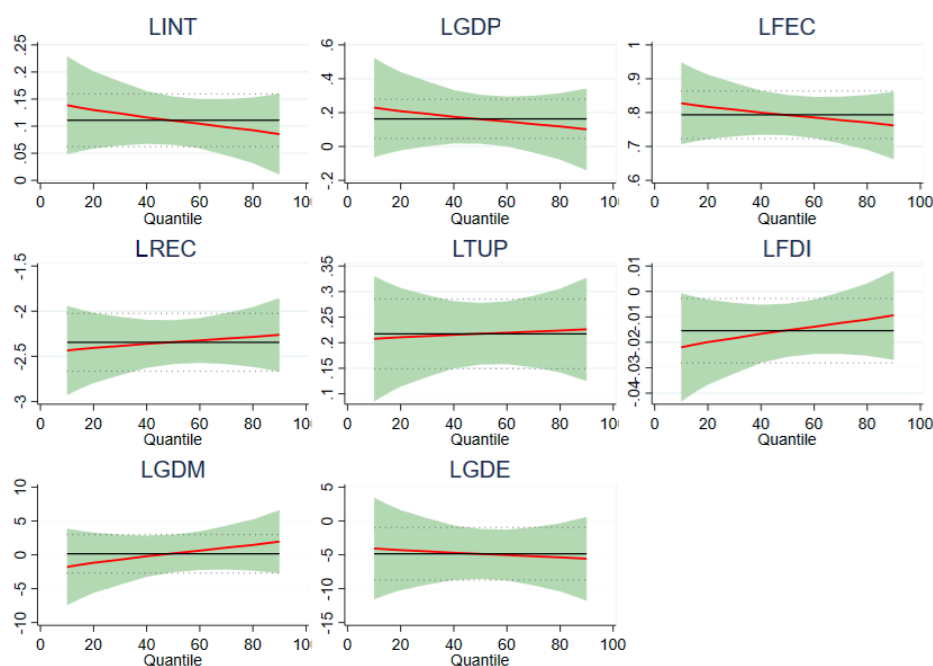
1. Avom, D., et al.

2. Sarfraz, M., et al.

سایر سطوح کوانتایل هرچند تأثیر مثبت دارد اما رابطه آن‌ها معنادار نیست. مصرف انرژی تجدیدپذیر در تمام سطوح کوانتایل تأثیر منفی و معناداری بر انتشار CO₂ دارد. یعنی با افزایش استفاده از انرژی‌های پاک انتظار می‌رود سطح آلودگی ناشی از CO₂ کاهش یابد اما برخلاف مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، مصرف سوخت‌های فسیلی در تمام سطوح دارای رابطه مثبت و معنادار با انتشار آلاینده‌گی است.

جمعیت شهری مانند مصرف سوخت‌های فسیلی در تمام سطوح کوانتایل تأثیر مثبت و معناداری بر انتشار CO₂ دارد و با افزایش جمعیت شهری انتظار می‌رود CO₂ افزایش یابد. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در اقتصاد در سطوح کوانتایل ۰/۰۵، ۰/۲۵ و ۰/۵ دارای رابطه منفی و معنادار با انتشار CO₂ است که این نتیجه می‌تواند بیانگر این باشد که سرمایه‌گذاری خارجی امکان ورود تکنولوژی‌های کم‌کربن را فراهم می‌کند.

نمودار ۳. تأثیر متغیرهای توضیحی بر CO₂ در سطوح مختلف کوانتایل



مأخذ: محاسبات پژوهش

نمودار ۳ اثرگذاری هر یک از متغیرها را بر انتشار CO₂ در کوانتایل‌های مختلف نشان می‌دهد. میزان اثرگذاری مثبت LINT، LFEC و LGDP بر انتشار CO₂ با افزایش کوانتایل، کاهش می‌یابد اما میزان اثرگذاری مثبت متغیر LTUP بر CO₂ با افزایش سطح کوانتایل افزایش می‌یابد. تأثیر منفی متغیرهای LRCE، LFDI و LGDE بر انتشار CO₂ با افزایش سطوح کوانتایل افزایش می‌یابد.

۴-۱. آزمون ضرایب بین کوانتایلی و استحکام ضرایب مدل

در نهایت برای بررسی اینکه آیا تفاوتی میان ضرایب رگرسیون برای دو یا چند کوانتایل مختلف یک متغیر مستقل وجود دارد و اینکه آیا نتایج مدل دارای پایداری و قدرت تعمیم‌پذیری است، از آزمون‌های ضرایب بین کوانتایلی و استحکام مدل استفاده می‌شود. برای کنترل اینکه ضرایب روی متغیر وابسته در کوانتایل‌های مختلف مقدار یکسانی دارند آزمون آماری والد محاسبه می‌شود (Aldieri & Vinci, 2017). فرضیه‌های این آزمون بیان می‌کنند که آیا تفاوت معنی‌داری بین ضرایب در کوانتایل‌های مختلف وجود دارد یا خیر که در این پژوهش برابری ضرایب کوانتایل‌های ۰/۰۵، ۰/۵ و ۰/۹۵ متغیرها بررسی شده است.

جدول ۹. آزمون برابری ضرایب بین کوانتایل‌ها

متغیر	آماره آزمون F	احتمال
LINT	۲۲/۴۵	۰/۰۰
LGDP	۴/۸۲	۰/۰۰
REC	۲۲/۹۶	۰/۰۰
LFEC	۱۴/۵۴	۰/۰۰
LTUP	۲۳/۵۳	۰/۰۰
LFDI	۰/۳۵	۰/۷۰
LGDM	۱۴/۳۸	۰/۰۰
LGDE	۱۱/۷۵	۰/۰۰

مأخذ: محاسبات پژوهش

آزمون والد برابری ضریب در کوانتایل‌های مختلف است که نشان می‌دهد فرضیه صفر ضریب برابری در سطح ۰/۰۵ برای تمام متغیرها بجز LFDI رد می‌شود. به عبارت دیگر ضرایب متغیرها بین کوانتایل‌ها با هم برابر نیستند.

برای بررسی استحکام مدل در این پژوهش از آزمون‌های حذفی برای بررسی پایداری مدل استفاده شده است. در این آزمون‌ها، برخی از داده‌ها حذف شده و سپس مدل با داده‌های باقی‌مانده مجدداً برازش می‌شود تا اثرات حذف داده‌ها بر نتایج مدل ارزیابی شود. برای این منظور متغیر LFDI از مدل حذف می‌شود و مجدداً مدل برازش می‌شود و آزمون والد برابری بین ضرایب مجدد برای مدل جدید انجام می‌شود. نتایج جدول ۱۰ نشان می‌دهد که با حذف متغیر کنترلی LFDI، با توجه به اینکه احتمال کمتر از سطح معنی‌داری ۰/۰۵ است، فرضیه مربوطه رد می‌شود و این نشان می‌دهد که تفاوت معنی‌داری در ضرایب بین کوانتایل‌های مورد نظر پس از حذف LFDI وجود دارد و این نتایج استحکام مدل را تأیید می‌کند.

جدول ۱۰. نتایج آزمون استحکام مدل

متغیر	آماره آزمون F	احتمال
LINT	۲۷/۵۳	۰/۰۰
LGDP	۴/۹۰	۰/۰۱
LREC	۱۷/۷۸	۰/۰۰
LFEC	۱۳/۸۴	۰/۰۰
LTUP	۲۵/۰۴	۰/۰۰
LGDM	۱۴/۷۱	۰/۰۰
LGDE	۱۵/۳۸	۰/۰۰

مأخذ: محاسبات پژوهش

۵. خلاصه و نتیجه‌گیری

استفاده روزافزون از اینترنت در زندگی روزمره به افزایش مصرف انرژی در اقتصاد منجر شده است. مصرف برق فراوان مراکز داده، تولید و دفع زباله‌های الکترونیکی، استخراج ارزهای دیجیتال، فعالیتهای آنلاین، تجارت الکترونیکی و تأثیرات غیرمستقیم مانند تولید سخت‌افزار و زیرساخت‌ها و استفاده روزافزون از دستگاه‌های متصل به اینترنت مانند

تلفن‌های هوشمند، تبلت‌ها و دستگاه‌های خانگی هوشمند است که نیازمند باتری یا برق برای عملکرد خود هستند که همگی به افزایش مصرف انرژی منجر شده است. علاوه بر این، خدمات دولت در یک جامعه با روندهای دموکراتیک که بازتابی از اقتصاد نهادی تلقی می‌شوند، می‌توانند تأثیر قابل توجهی بر مصرف انرژی و سطح آلودگی در اقتصاد کشورها داشته باشند. به عنوان مثال، دولت‌ها اغلب نقش مهمی در توسعه اقتصادی و اجرای سیاست‌های انرژی پایدار دارند که به کاهش مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای کمک می‌کنند. این شامل ارائه تشویق‌ها و تسهیلات مالی برای استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر، ترویج استفاده از وسایل نقلیه عمومی و ایجاد استانداردها و مقررات زیست‌محیطی برای صنایع و کسب و کارهای اقتصاد می‌شود. در نتیجه، نقش دولت در تدوین و اجرای سیاست‌های مناسب در زمینه محیط زیست برای کاهش مصرف انرژی و آلودگی بسیار حیاتی است.

بنابراین، با توجه به ظهور اقتصاد دیجیتال و افزایش نفوذ اینترنت در جهان و نقش قوانین و مقررات زیست‌محیطی در این مطالعه اثر افزایش نفوذ اینترنت، و شاخص‌های اقتصاد نهادی روند دموکراتیک و ارائه خدمات دولت بر انتشار کربن با استفاده از داده‌های ۶۳ کشور برای دوره ۲۰۲۰-۲۰۰۰ و با به کارگیری مدل پنل کوانتایل مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج بیانگر این است که به طور کلی، با افزایش استفاده از اینترنت و تکنولوژی‌های مرتبط، مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای نیز افزایش می‌یابد. افزایش ارائه خدمات دولتی می‌تواند منجر به کاهش آلاینده‌گی شود. علاوه بر این رشد تولید ناخالص داخلی، افزایش جمعیت شهری و استفاده از سوخت‌های فسیلی تأثیر مثبتی بر انتشار آلاینده‌گی ناشی از CO₂ دارد. از طرف دیگر سرمایه‌گذاری خارجی و انرژی تجدیدپذیر رابطه عکس با انتشار CO₂ دارند.

بنابراین، از آنجا که اینترنت و فناوری‌های ارتباطی تأثیرات منفی بر مصرف انرژی و انتشار CO₂ دارند، لازم است تا راهکارها و سیاست‌های مناسبی برای کاهش این تأثیرات اتخاذ شود. از طرف دیگر با توجه به رابطه مثبت خدمات دولت در کاهش آلاینده‌گی، با افزایش ارائه خدمات از طرف دولت و اتخاذ سیاست‌های اقتصادی می‌توان به کاهش مصرف انرژی و انتشار CO₂ در صنعت اینترنت و فناوری‌های ارتباطی دست یافت و محیط زیست را حفظ کرد. استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر، کاهش مصرف انرژی، بازیافت و استفاده

مجدد از دستگاه‌های الکترونیکی، انتخاب گزینه‌های پایدارتر برای فعالیت‌های آنلاین، بهینه‌سازی مصرف انرژی در مراکز داده، تشویق به تولید تجهیزات ارتباطی کم‌مصرف، استفاده از فناوری‌های پاک و مسئولیت‌پذیری مشترک از سوی شرکت‌ها، دولت‌ها و مصرف‌کنندگان، قوانین و مقررات سخت‌گیرانه برای محدود کردن میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای و تغییرات سبک زندگی فردی، می‌تواند به کاهش آلاینده‌گی و حفاظت از محیط زیست و توسعه پایدار اقتصادی کمک کند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Narges Salehnia



<https://orcid.org/0000-0002-7505-5335>

Najmeh Sourinaseri



<https://orcid.org/0009-0001-5083-6055>

Vahid rezaei



<https://orcid.org/0009-0005-6411-1484>

منابع

- مظهری آوا، مریم، فتاحی، شهرام و سهیلی، کیومرث. (۱۳۹۸). بررسی عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته: رویکرد پنل کوانتایل. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۷ (۹۲)، ۲۲۷-۲۵۶. SID. <https://sid.ir/paper/364141/fa>
- جبّاری، لیلا و سالم، علی اصغر. (۱۴۰۲). بررسی اثر غیرخطی تغییر ساختار اشتغال بر انتشار دی‌اکسید کربن در استان‌های ایران با استفاده از مدل پنل کوانتایل. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۸ (۹۶)، ۱۲۳-۱۶۲. doi: 10.22054/ijer.2022.64527.1051

References

- Abid, M. (2016). Impact of economic, financial, and institutional factors on CO2 emissions: evidence from sub-Saharan Africa economies. *Utilities Policy*, 41, 85-94. <https://doi.org/10.1016/j.jup.06/2016.009>
- Acheampong, A.O., Opoku, E.E.O. & Dzator, J. (2022). Does democracy really improve environmental quality? Empirical contribution to the environmental politics debate. *Energy Economics*, 109, 105942. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.105942/2022>

- Adams, S. & Acheampong, A.O. (2019). Reducing carbon emissions: the role of renewable energy and democracy. *Journal of Cleaner Production*, 240, 118245. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.118245/2019>
- Adebayo, T.S. & Acheampong, A.O. (2022). Modelling the globalization-CO2 emission nexus in Australia: evidence from quantile-on-quantile approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(7), 9867-9882. <https://link.springer.com/article/10.1007/s11356-021-16368-y>
- Adebayo, T.S., Saint Akadiri, S., Uhunamure, S.E., Altuntaş, M. & Shale, K. (2022). Does political stability contribute to environmental sustainability? Evidence from the most politically stable economies. *Heliyon*, 8(12). <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2022.e12479>
- Ahmed, K. (2020). Environmental policy stringency, related technological change and emissions inventory in 20 OECD countries. *Journal of Environmental Management*, 274, 111209. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.111209/2020>
- Aldieri, L. & Vinci, C.P. (2017). Quantile regression for panel data: an empirical approach for knowledge spillovers endogeneity. *International Journal of Economics and Finance*, 9(7). doi: 5539/10/ijef.v9n7p106
- Amri, F. (2018). Carbon dioxide emissions, total factor productivity, ICT, trade, financial development, and energy consumption: testing environmental Kuznets curve hypothesis for Tunisia. *Environmental Science and Pollution Research*, 25, 33691-33701. <https://doi.org/10.1007/s11356-018-3331-1>
- An Hign, D., Gholami, R. & Shirazi, F. (2017). ICT and environmental sustainability. *Telematics and Informatics*, 34(4), 85-95. <https://dl.acm.org/doi/abs/10.1016/j.tele.01/2017.001>
- Aslam, B., Hu, J., Shahab, S., Ahmad, A., Saleem, M., Shah, S.S.A. & et al. (2021). The nexus of industrialization, GDP per capita and CO2 emission in China. *Environmental Technology & Innovation*, 23, 101674. <https://doi.org/10.1016/J.ETI.101674/2021>
- Asongu, S.A. & Odhiambo, N.M. (2020). Governance, CO2 emissions and inclusive human development in sub-Saharan Africa. *Energy Exploration & Exploitation*, 38(1), 18-36. <https://doi.org/10.1016/j.1177/10/0144598719835594>
- Avom, D., Nkengfack, H., Fotio, H.K. & Totouom, A. (2020). ICT and environmental quality in Sub-Saharan Africa: Effects and transmission channels. *Technological Forecasting and Social Change*, 155, 120028. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.120028/2020>
- Awan, A., Abbasi, K.R., Rej, S., Bandyopadhyay, A. & Lv, K. (2022). The impact of renewable energy, internet use and foreign direct investment on carbon dioxide emissions: A method of moments quantile analysis. *Renewable Energy*, 189, 454-466. <https://doi.org/10.1016/j.renene.03/2022.017>
- Awan, A., Kocoglu, M., Banday, T.P. & Tarazkar, M.H. (2022). Revisiting global energy efficiency and CO2 emission nexus: fresh evidence from the panel quantile regression model. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(31), 47502-47515.

- <https://link.springer.com/article/10.1007/s11356-022-19101-5>
- Ayhan, F., Kartal, M.T., Kılıç Depren, S. & Depren, Ö. (2023). Asymmetric effect of economic policy uncertainty, political stability, energy consumption, and economic growth on CO2 emissions: evidence from G-7 countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(16), 47422-47437. <https://link.springer.com/article/1007/10/s11356-023-25665-7>
- Barbieri, L. (2009). Panel unit root tests under cross-sectional dependence: An overview. *Journal of Statistics: Advances in Theory and Applications*, 1(2), 117158. https://www.researchgate.net/publication/267090484_Panel_Unit_Root_Tests_under_Cross-sectional_Dependence_An_Overview
- Binder, M. & Coad, A. (2011). From Average Joe's happiness to Miserable Jane and Cheerful John: Using quantile regressions to analyze the full subjective well-being distribution. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 79(3), 275-290. <https://doi.org/1016/10/j.jebo.02/2011.005>
- Boateng, E., Annor, C.B., Amponsah, M. & Ayibor, R.E. (2024). Does FDI mitigate CO2 emissions intensity? Not when institutional quality is weak. *Journal of Environmental Management*, 354, 120386. <https://doi.org/1016/10/j.jenvman.120386/2024>
- Brenna, K.A. (2015). Democracy and Climate Change The relationship between democracy and CO2-emissions (Master's thesis). <http://urn.nb.no/URN:NBN:no-53168>
- Cao, J., Zhang, J., Chen, Y., Fan, R., Xu, L., Wu, E. & Wu, S. (2023). Current status, future prediction and offset potential of fossil fuel CO2 emissions in China. *Journal of Cleaner Production*, 139207. <https://doi.org/1016/10/j.jclepro.139207/2023>
- Cheng, C., Ren, X., Dong, K., Dong, X. & Wang, Z. (2021). How does technological innovation mitigate CO2 emissions in OECD countries? Heterogeneous analysis using panel quantile regression. *Journal of Environmental Management*, 280, 111818. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2020.111818>
- Chen, F., Liu, A., Lu, X., Zhe, R., Tong, J. & Akram, R. (2022). Evaluation of the effects of urbanization on carbon emissions: The transformative role of government effectiveness. *Frontiers in Energy Research*, 10, 848800. <https://doi.org/3389/10/fenrg.848800/2022>
- Cohen, S., Demeritt, D., Robinson, J. & Rothman, D. (1998). Climate change and sustainable development: towards dialogue. *Global Environmental Change*, 8(4), 341-371. [https://doi.org/1016/10/S0959-3780\(98\)00017-X](https://doi.org/1016/10/S0959-3780(98)00017-X)
- Danish, Baloch, M.A., Mahmood, N. & Zhang, J.W. (2019). Effect of natural resources, renewable energy and economic development on CO2 emissions in BRICS countries. *Sci. Total Environ.* 678, 632–638. <https://doi.org/1016/10/J. SCITOTENV.05/2019.028>
- Danish, Zhang, J., Wang, B. & Latif, Z. (2019). Towards cross-regional sustainable development: The nexus between information and communication technology, energy consumption, and CO2 emissions. *Sustainable Development*, 27(5), 990-1000.

- <https://doi.org/1002/10/sd.2000>
- Fischer, C. & Newell, R.G. (2008). Environmental and technology policies for climate mitigation. *Journal of Environmental Economics and Management*, 55(2), 142-162.
<https://doi.org/10.1016/j.jeem.2007.11.001>
- Ghosh, S., Hossain, M.S., Voumik, L.C., Raihan, A., Ridzuan, A.R. & Esquivias, M.A. (2023). Unveiling the spillover effects of democracy and renewable energy consumption on the environmental quality of BRICS countries: A new insight from different quantile regression approaches. *Renewable Energy Focus*, 46, 222-235. <https://doi.org/1016/10/j.ref.06/2023.004>
- Jabbari, L. & Salem, A.A. (2023). Investigating the nonlinear effect of employment structure change on carbon dioxide emissions in Iran's provinces using the quantile panel model. *Iranian Economic Research*, 28(96), 123-162. <https://doi.org/10.22054/ijer.2022.64527.1051> [in Persian]
- Jayachandran, S. (2015). The Roots of Gender Inequality in Developing Countries. *Annu. Rev. Econ.* 7, 63-88. doi:1146/10/annurev-economics-080614-115404
- Jokinen, P., Malaska, P. & Kaivo-Oja, J. (1998). The environment in an information society: A transition stage towards more sustainable development?. *Futures*, 30(6), 485-498. [https://doi.org/1016/10/S0016-3287\(98\)00054-8](https://doi.org/1016/10/S0016-3287(98)00054-8)
- Haq, Z.U., Mehmood, U., Tariq, S. & Mariam, A. (2024). The impacts of globalization and GDP on Co2 emissions: do technological innovation and renewable energy lower some burden in saarc countries. *Journal of the Knowledge Economy*, 15(3), 1-24.
<https://link.springer.com/article/10.1007/s13132-023-01704-z>
- Helliwell, J.F. & Huang, H. (2008). How's your government? International evidence linking good government and well-being. *British Journal of Political Science*, 38(4), 595-619.
<https://doi.org/10.1017/S0007123408000306>
- Hilty, L.M. (2008). Information technology and sustainability: essays on the relationship between ICT and sustainable development. BoD-Books on Demand.
- Fettweis, G. & Zimmermann, E. (2008). ICT energy consumption—Trends and challenges. In Proceedings of the 11th International Symposium on Wireless Personal Multimedia Communications (pp. 1-6). Lapland, Finland. https://www.vodafone-chair.org/pbbls/legacy/gerhard-fettweis/ICT_Energy_Consumption_-_Trends_and_Challenges.pdf
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44.
[https://doi.org/1016/10/S0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/1016/10/S0304-4076(98)00023-2)
- Kartal, M.T., Kılıç Depren, S. & Kirikkaleli, D. (2023). Asymmetric effect of political stability on production-based CO2 emissions in the UK: long-run evidence from nonlinear ARDL and frequency domain causality. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(12), 33886-33897. <https://doi.org/1007/10/s11356-022-24550-z>

- Khuntia, J., Saldanha, T.J., Mithas, S. & Sambamurthy, V. (2018). Information technology and sustainability: Evidence from an emerging economy. *Production and Operations Management*, 27(4), 756-773. <https://journals.sagepub.com/doi/abs/1111/10/poms.12822>
- Kinda, S. (2011). Democratic institutions and environmental quality: effects and transmission channels. Available at SSRN 2714300. <http://dx.doi.org/2139/10/ssrn.2714300>
- Koenker, R. (2004). Quantile regression for longitudinal data. *Journal of Multivariate Analysis*, 91(1), 74-89. <https://doi.org/1016/10/j.jmva.05/2004.006>
- Koenker, R., & Bassett Jr., G. (1978). Regression quantiles. *econometrica. Journal of the Econometric Society*, 46, 33-50. <https://doi.org/2307/10/1913643>
- Kuang, H., Akmal, Z. & Li, F. (2022). Measuring the effects of green technology innovations and renewable energy investment for reducing carbon emissions in China. *Renewable Energy*, 197, 1-10. <https://doi.org/1016/10/j.renene.06/2022.091>
- Lafferty, W.M. & Meadowcroft, J. (1996). Democracy and the Environment: Congruences and Conflict-Preliminary Reflections (Book). econpapers.repec.org
- Lee, C.C. & Zhao, Y.N. (2023). Heterogeneity analysis of factors influencing CO2 emissions: the role of human capital, urbanization, and FDI. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 185, 113644. <https://doi.org/1016/10/j.rser.113644/2023>
- Lei, X., Ma, Y., Ke, J. & Zhang, C. (2023). The non-linear impact of the digital economy on carbon emissions based on a mediated effects model. *Sustainability*, 15(9), 438. <https://doi.org/3390/10/su15097438>
- Li, L., Zheng, Y., Zheng, S. & Ke, H. (2020). The new smart city programme: Evaluating the effect of the internet of energy on air quality in China. *Science of The Total Environment*, 714, 136380. <https://doi.org/1016/10/j.scitotenv.136380/2019>
- Li, X., Zhang, C. & Zhu, H. (2023). Effect of information and communication technology on CO2 emissions: an analysis based on country heterogeneity perspective. *Technological Forecasting and Social Change*, 192, 122599. <https://doi.org/1016/10/j.techfore.122599/2023>
- Lin, B. & Xu, B. (2018). Factors affecting CO2 emissions in China's agriculture sector: A quantile regression. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 94, 15-27. <https://doi.org/1016/10/j.rser.05/2018.065>
- Maddala, G.S. & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 631-652. <https://doi.org/1111/10/1468-0610/0084s1631>
- Mazaheri Ava, M., Fattahi, Sh. & Soheili, K. (2019). Investigating the factors affecting exchange market pressure in developing and developed countries: A quantile panel approach. *Economic Research and Policies*, 27(92), 227-256. SID. <https://sid.ir/paper/364141/fa> [in Persian]
- Mastykash, O., Peleshchyshyn, A., Fedushko, S., Trach, O. & Syerov, Y. (2018, September). Internet social environmental platforms data representation.

- In 2018 IEEE 13th International Scientific and Technical Conference on Computer Sciences and Information Technologies (CSIT) (Vol. 1, pp. 199-202). IEEE. doi: 1109/10/STC-CSIT.8526586/2018
- Mawejje, J. (2023). Renewable and nonrenewable energy consumption, economic growth, and CO2 emissions in Eastern and South African countries: the role of informality. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(28), 72575-72587. 1007/10/s11356-023-27549-2
- May, G., Stahl, B., Taisch, M. & Kiritsis, D. (2017). Energy management in manufacturing: From literature review to a conceptual framework. *Journal of cleaner production*, 167, 1464-1489. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.10/2016.191>
- Ménard, C. (2011). A new institutional economics perspective on environmental issues. *Environmental Innovation and Societal Transitions*, 1(1), 115-120. <https://doi.org/10.1016/j.eist.2011.04.002>
- Midlarsky, M.I. (1998). Democracy and the environment: an empirical assessment. *Journal of Peace Research*, 35(3), 341-361. <https://doi.org/1177/10/0022343398035003005>
- Neves, S.A., Marques, A.C. & Patrício, M. (2020). Determinants of CO2 emissions in European Union countries: does environmental regulation reduce environmental pollution? *Economic Analysis and Policy*, 68, 114-125. <https://doi.org/10.1016/j.eap.09/2020.005>
- OECD (2022). Building Trust and Reinforcing Democracy: Preparing the Ground for Government Action, OECD Public Governance Reviews, OECD Publishing, Paris, <https://doi.org/1787/10/76972a4a-en>
- Payne, R.A. (1995). Freedom and the environment. *J. Democracy*, 6, 41. <https://heinonline.org/HOL/LandingPage?handle=hein.journals/jnlodmcy6&div=55&id=&page=>
- Pesaran, M.H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. doi: 2139/10/ssrn.457280
- Powell, D. (2022). Quantile regression with nonadditive fixed effects. *Empirical Economics*, 63(5), 2675-2691. <https://link.springer.com/article/10.1007/s00181-022-02216-6>
- Pushak, T., Tiongson, E.R. & Varoudakis, A. (2007). Public finance, governance, and growth in transition economies: Empirical evidence from 1992-2004. *World Bank Policy Research, Working Paper*, (4255). <https://ssrn.com/abstract=995076>
- Ren, Y., Liu, L., Zhu, H. & Tang, R. (2020). The direct and indirect effects of democracy on carbon dioxide emissions in BRICS countries: evidence from panel quantile regression. *Environmental Science and Pollution Research*, 27(26), 33085-33102. <https://doi.org/1007/10/s11356-020-09167-4>
- Sadaoui, N., Zabat, L., Sekrafi, H. & Abid, M. (2024). The moderating role of natural resources between governance and CO2 emissions: Evidence from MENA countries. *Energy & Environment*, 35(3), 1597-1615. <https://doi.org/1177/10/0958305X221141389>

- Salahuddin, M., Alam, K. & Ozturk, I. (2016). The effects of Internet usage and economic growth on CO2 emissions in OECD countries: A panel investigation. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 62, 1226-1235. <https://doi.org/10.1016/j.rser.04/2016.018>
- Salman, M., Long, X., Dauda, L. & Mensah, C.N. (2019). The impact of institutional quality on economic growth and carbon emissions: Evidence from Indonesia, South Korea and Thailand. *Journal of Cleaner Production*, 241, 118331. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.118331/2019>
- Sarfraz, M., Ivascu, L. & Cioca, L.I. (2021). Environmental regulations and CO2 mitigation for sustainability: panel data analysis (PMG, CCEMG) for BRICS nations. *Sustainability*, 14(1), 72. <https://doi.org/3390/10/su14010072>
- Shabani, Z.D., Shahnazi, R. & Sadati, S.M. (2024). The effects of spatial spillover of good governance and renewable energy on CO2 emissions. *Environment, Development and Sustainability*, 2024, 1-38. [1007/10/s10668-023-04335-1](https://doi.org/10.1007/s10668-023-04335-1)
- Sun, W. & Huang, C. (2020). How Does Urbanization Affect Carbon Emission Efficiency? Evidence from China. *J. Clean. Prod.* 272, 122828. [doi:10.1016/j.jclepro.122828/2020](https://doi.org/10.1016/j.jclepro.122828/2020)
- Tavares, A.R. & Robaina, M. (2023). Drivers of the green paradox in Europe: an empirical application. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(15), 42791-42812. <https://link.springer.com/article/1007/10/s11356-021-16856-1>
- Vatn, A. (2009). Governing the environment: the institutional economics approach. *Economia delle fonti di energia e dell'ambiente*. Fascicolo 1, 2009, 1000-1026. <http://doi.org/10.3280/EFE2009-001005>
- Wang, K.M. (2013). The relationship between carbon dioxide emissions and economic growth: quantile panel-type analysis. *Quality & Quantity*, 47, 1337-1366. [doi 10.1007/s11135-011-9594-y](https://doi.org/10.1007/s11135-011-9594-y)
- Wei, L. & Ullah, S. (2022). International tourism, digital infrastructure, and CO2 emissions: fresh evidence from panel quantile regression approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(24), 36273-36280. <https://link.springer.com/article/10.1007/s11356-021-18138-2>
- Wu, H., Xue, Y., Hao, Y. & Ren, S. (2021). How does internet development affect energy-saving and emission reduction? Evidence from China. *Energy Economics*, 103, 105577. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.105577/2021>
- Wu, L. & Zhang, Z. (2020). Impact and threshold effect of Internet technology upgrade on forestry green total factor productivity: Evidence from China. *Journal of Cleaner Production*, 271, 122657. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.122657/2020>
- Yan, J., Yang, X., Nie, C., Su, X., Zhao, J. & Ran, Q. (2022). Does government intervention affect CO2 emission reduction effect of producer service agglomeration? Empirical analysis based on spatial Durbin model and

- dynamic threshold model. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(40), 61247-61264. <https://doi.org/1007/10/s11356-022-20143-y>
- Yasmeen, R., Tao, R., Shah, W.U.H., Padda, I.U.H. & Tang, C. (2022). The nexuses between carbon emissions, agriculture production efficiency, research and development, and government effectiveness: Evidence from major agriculture-producing countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(34), 52133-52146. <https://doi.org/1007/10/s11356-022-19431-4>
- Yirong, Q. (2022). Does environmental policy stringency reduce CO2 emissions? *Evidence from High-Polluted Economies. J. Clean. Prod.* 341, 130648. <https://doi.org/1016/10/j.jclepro.130648/2022>
- Zhang, F., Deng, X., Phillips, F., Fang, C. & Wang, C. (2020). Impacts of industrial structure and technical progress on carbon emission intensity: Evidence from 281 cities in China. *Technological Forecasting and Social Change*, 154, 119949. <https://doi.org/1016/10/j.techfore.119949/2020>
- Zhang, S., Xie, W., Sun, S., Wu, F. & Xue, Y. (2024). Nexus of green energy innovation, governance quality, and CO2 emissions in natural resource sector: The role of sustainable human development. *Resources Policy*, 88, 104493. <https://doi.org/1016/10/j.resourpol.104493/2023>
- Zhang, W., Li, G., Uddin, M.K. & Guo, S. (2020). Environmental regulation, foreign investment behavior, and carbon emissions for 30 provinces in China. *Journal of Cleaner Production*, 248, 119208. <http://dx.doi.org/1016/10/j.jclepro.119208/2019>
- Zhu, H., Duan, L., Guo, Y. & Yu, K. (2016). The effects of FDI, economic growth and energy consumption on carbon emissions in ASEAN-5: evidence from panel quantile regression. *Economic Modelling*, 58, 237-248. <https://doi.org/1016/10/j.econmod.05/2016.003>

استناد به این مقاله: صالح‌نیا، نرگس، سوری ناصری، نجمه و رضائی، وحید. (۱۴۰۳). تحلیل نقش اقتصاد نهادی در تنظیم سیاست‌های زیست‌محیطی: تأثیر اینترنت، روند دموکراتیک و ارائه خدمات دولت بر انتشار CO2 کاربرد مدل پانل کوانتایل (مطالعه موردی: نمونه جهانی). *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹ (۱۰۱)، ۲۳۷-۲۸۰.



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

فهرست

عوامل مؤثر بر شاخص پیچیدگی اقتصادی براساس رهیافت نظم‌های اجتماعی (مطالعه موردی اقتصاد ایران).....۶

مجیا اله‌قلی و فرشاد مومنی

عملیات فرابودجه‌ای دولت و اثر آن بر تورم با تأکید بر سلطه مالی در شبکه بانکی: مطالعه موردی ایران.....۴۳

حسین توکلیان، رضا طالبلو و شقایق عباسعلی

عوامل مؤثر بر ریسک‌پذیری بانک‌ها با تأکید بر سیاست پولی الزامات مقرراتی و اقتصاد کلان.....۸۳

محمدعلی دهقان دهنوی، میثم امیری و امین خورشیدسوار

اثر ریسک ژئوپلیتیک بر شاخص قیمتی صنایع منتخب با استفاده از مدل QQC و SVAR.....۱۱۹

ایمان داداشی و وحید امید

عوامل مؤثر بر قیمت مسکن و همگرایی آن در استان‌های ایران (رهیافت اقتصادسنجی فضایی).....۱۶۰

علی حسنون

بررسی شوک‌های اقتصاد کلان در بازار مسکن با رویکرد خودتوضیحی برداری عامل تعمیم‌یافته.....۱۹۱

ثاسو اسماعیل پور، جعفر حقیقت و زهرا کریمی تکانلو

تحلیل نقش اقتصاد نهادی در تنظیم سیاست‌های زیست‌محیطی: تأثیر اینترنت، روند دموکراتیک و ارائه خدمات دولت بر انتشار CO2 کاربرد مدل پانل کوانتایل (مطالعه موردی: نمونه جهانی).....۲۳۷

نرگس صالح‌نیا، نجمه سوری ناصری و وحید رضائی

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- رویکردها

- رویکردهای چند رشته‌ای 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 جنبه علمی و پژوهشی
۳. عدم ارسال و چاپ در سایر نشریات و کنفرانس‌های داخلی و خارجی

ب - چهارچوب نگارش

۱. ارسال مقاله 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 ارائه شود. چکیده انگلیسی ترجمه 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 از A تا Z) و حرف اول کلمات با حرف بزرگ باشد.
۴. ارجاع درون‌متنی و منبع‌نویسی براساس روش APA
۵. ترجمه لاتین منابع فارسی، طبق فرمت استاندارد منابع لاتین، در انتهای منابع آورده شود و در ادامه منبع [In Persian] افزوده شود.
۶. نام کامل نویسنده یا نویسندگان در صفحه اول و عنوان علمی یا شغلی و آدرس الکترونیکی به صورت پانویس

۷. درج اعداد در جداول و نمودارها به فارسی و در فرمول‌ها به انگلیسی
۸. رعایت استاندارد A4 با لحاظ نمودن حاشیه از بالا، پایین، چپ و راست به ترتیب ۵/۳، ۴/۳، ۵/۳ 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
تیرهای 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		
تیترا 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 حسن حیدری | ♦ دکتر تیمور محمدی |
| ♦ دکتر امیر خادم علیزاده | ♦ دکتر میرحسین موسوی |
| ♦ دکتر مرتضی خورسندی | ♦ دکتر پریسا مهاجری |
| ♦ دکتر یداله دادگر | ♦ دکتر محسن مهرآرا |
| ♦ دکتر رضا طالبلو | |

سایر همکاران

ویراستار علمی (فارسی): دکتر تیمور محمدی

ویراستار انگلیسی: پرویز رسولی

ویراستار ادبی: جواد گیانلو

صفحه آرا: جواد گیانلو

نشانی: تهران - خیابان شهید بهشتی - نبش احمد قصیر - پژوهشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

کد پستی: ۱۵۱۳۶۱۵۴۱۱

تلفن: ۸۸۷۰۳۲۶۱ و ۸۸۷۲۵۴۰۰ -۲

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 ۱۰۱ - زمستان ۱۴۰۳

صاحب امتیاز: دانشگاه علامه طباطبائی

مدیر مسئول: دکتر تیمور محمدی

سردبیر: دکتر علی‌اصغر بانویی

دبیر تخصصی: دکتر رضا طالبلو

مدیر داخلی: 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 صحت 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



دانشگاه علامه طباطبائی
پژوهشکده اقتصاد

پژوهش‌های اقتصادی ایران

فصلنامه علمی - پژوهشکده اقتصاد
دانشگاه علامه طباطبائی

سال بیست‌ونهم - شماره صد و یکم
زمستان ۱۴۰۳

این نشریه براساس تأییدیه شماره ۳/۲۹۱۰/۴۸۸ به تاریخ ۱۳۸۱/۴/۱۸ کمیسیون بررسی نشریات علمی کشور حایز شرایط دریافت درجه علمی - پژوهشی شناخته شد.