



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 30, Issue 102, Spring 2025

Iranian Journal of ECONOMIC RESEARCH

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

Volume 30, Issue 102, Spring 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

Mahnous Abdollah Milani	Farshad Momeni
Ali Arabmazar Yazdi	Mirhossein Mousavi
Fatemeh Bazzazan	Ali Nasiri Aghdam
Farhad Ghaffari	Javad Taherpour
Mohsen Mehrara	Mohammad Vesal
Parisa Mohajeri	Masoud Yarmohammadi
Teymour Mohammadi	

Scientific Editor: Teymour Mohammadi

English Editor: Parviz Rasooli

Literary editor & Layout Designer: Javad Gianloo

Contents:

Modeling the Budget Deficit in Different Funds of the Iran Health Insurance Organization and the Factors Affecting It.....	1
<i>Samira Ghanbari, Hamid Amadeh, Davood Danesh Jafari & Teymour Mohammadi</i>	
Estimation of the Vector Autoregressive Model with the Multivariate Skew Normal Distribution for the Shocks: Application to Two Real-World Datasets.....	38
<i>Manijeh Mahmoodi & Mohammad Reza Salehi Rad</i>	
Return and Volatility Spillover Under Bearish and Bullish Market Conditions: The Case of the Stock Market and Its Competing Markets in Iran.....	64
<i>Majid Aghaei & Amin Razinataj</i>	
The Economic Origins of Undemocratic Policymaking: The Case of Shock Therapy and Structural Adjustment Programs in Iran's Economy	112
<i>Yavar Ahmadpour Torkamani & Parviz Mohammadzadeh</i>	
The Role of Technological Innovation, Financial Market Risk, and Institutional Quality in Shaping the Impact of Natural Resource Revenues on Financial Development.....	166
<i>Mahdieh Rezagholizadeh, Hossein Jafari & Narges Kafi</i>	
The Effect of Deepening Financial Institutions and Financial Markets on Tax Evasion in Iran	209
<i>Ahmadreza Ahmadi & Mohammad Boushehri</i>	
A Spatio-Temporal Assessment of Regional Development in the Counties of Khuzestan Province Using Numerical Taxonomy	242
<i>Seyed Amin Mansouri, Seyed Morteza Afghah, Masood Khodapanah & Fatemeh Mombeini</i>	

Modeling the Budget Deficit in Different Funds of the Iran Health Insurance Organization and the Factors Affecting It

Samira Ghanbari* 

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

Hamid Amadeh 

Associate Professor, Department of Energy, Agriculture and Environment Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Davood Danesh Jafari 

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

Teymour Mohammadi 

Professor, Department of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Abstract

Today, health insurance is recognized as one of the most important sources of financing in the health sector. In this regard, improving the level of satisfaction of the insured and increasing their access to medical services are among the primary goals of health insurance organizations. Organizations that can provide adequate services without imposing a financial burden on the insured are considered successful. To achieve this, it is crucial to maintain a balance between revenue sources and expenditure in health insurance organizations. The current study examined the budget balance across five funds of the Iran Health Insurance Organization over the period 2008–2019. It also analyzed the factors influencing the budget deficit in these funds, including premiums, coinsurance, treatment, and overhead costs, as well as the number of services purchased. Using a panel vector error correction model, the analysis evaluated these factors in terms of the funds' mediating role in reimbursement, behavior management, and the purchasing of medical services. The goal was to propose solutions for eliminating the budget deficit. The results showed that, in the long run,

* Corresponding Author: : s_ghanbari@atu.ac.ir

How to Cite: Ghanbari, S., Amadeh, H., Danesh Jafari, D. & Mohammadi, T. (2025). Modeling the Budget Deficit in Different Funds of the Iran Health Insurance Organization and the Factors Affecting It. *Iranian Journal of Economic Research*, 30(102), 1-37.

coinsurance paid by the insured and the premiums received by the various funds of the Iran Health Insurance Organization had a negative effect on the budget deficit. In contrast, increases in treatment and overhead costs, as well as the number of services purchased by the five funds, worsened the budget deficit.

1. Introduction

Health systems around the world are under increasing financial pressure due to rising healthcare costs and limited resources. As a result, financing has become a critical function of any health system. One widely adopted strategy is funding through health insurance programs, which promote risk sharing, enhance financial protection, and improve access to services—particularly for the poor and other vulnerable populations. To fulfill their obligations and remain sustainable, insurance organizations must control costs, secure adequate funding, and maintain budgetary balance. Achieving this requires structural reforms in both expenditure and revenue streams to improve service delivery and quality. Insurance organizations play a central role in healthcare financing, and their budget deficits can have significant impact on the broader health system. On this account, the present study aimed to examine the factors contributing to budget deficits in these organizations, with a focus on their intermediary role in service reimbursement and cost management. In this context, the first key factor is the adequacy of financial resources. Health insurance organizations pool funds from various sources, including employee and employer premiums, contributions from the self-employed, government subsidies, and donations. These financial resources are used to reimburse insured individuals for eligible medical services (Hsiao & Shaw, 2007). The second factor is rising expenditures, particularly in treatment and overhead costs. These are influenced by both patient and provider behaviors, including moral hazard, adverse selection, and provider-induced demand (Ekman et al., 2008). The third contributing factor is the number of services purchased by insurance organizations. Expanding benefits packages increases costs and creates a trade-off between the range of covered services and the size of the covered population. It is thus essential to define the benefits package and manage service utilization in order to avoid budget deficits. Furthermore, the insured's share of treatment costs (coinsurance) can influence patient behavior and overall spending, thereby impacting the organization's budget balance.

2. Materials and Methods

Many econometric challenges (e.g., analyzing the effects of economic shocks) arise from the difficulty, or even impossibility, of obtaining the long-term data required for traditional time series models. Furthermore, in some cases, the impact of economic variables spills over into other sectors, creating interdependencies across sections. These complexities can be more effectively addressed using panel vector autoregression (PVAR) models, which incorporate both cross-sectional and time-series dimensions. The PVAR model shares the same structure as a standard VAR model, but by incorporating a cross-sectional dimension, it becomes a significantly more powerful tool for analyzing key economic issues. To illustrate the mathematical form of the PVAR model, let $y_{i,t}$ represent a $(K \times 1)$ vector of endogenous variables for unit i , where $i = 1, \dots, N$. Also, $Y_t = (y'_{1,t}, y'_{2,t}, \dots, y'_{N,t})'$ is the $(N.K \times 1)$ vector of the stacked $y_{i,t}$. Therefore, the equation of the PVAR model can be expressed as follows:

$$y_{i,t} = \vartheta_i + A_{1,i}Y_{t-1} + \dots + A_{p,i}Y_{t-p} + e_{i,t} \quad (1)$$

where ϑ_i is a $(K \times 1)$ vector of intercepts, A_{ij} for $j = 1, \dots, p$ and $i = 1, \dots, N$ is a $(K \times N.K)$ matrix of slope coefficients. Moreover, $e_{i,t}$ is a $(K \times 1)$ vector of possibly contemporaneously correlated reduced-form disturbances (Dees & Guntner, 2014).

3. Results and Discussion

This section presents the estimation results of the panel vector error correction model (PVECM), highlighting the short-term effects of selected variables on the budget deficit across the five funds of the Iranian Health Insurance Organization.

The dependent variable (BD) represented the budget deficit, calculated as the difference between revenues and expenditures. The independent variables were as follows: PR (premiums paid by the insured), CO (coinsurance contributions), TE (treatment costs), OE (overhead costs), and SE (number of services purchased by the five funds of the Iranian Health Insurance Organization). The estimation results indicated a negative relationship between the budget deficit and both premium collections (PR) and coinsurance payments (CO), suggesting that increases in these revenue sources help reduce the budget deficit. In contrast, treatment costs (TE) and the number of services (SE) exhibited a positive relationship with the budget deficit, suggesting that higher spending on healthcare services and treatment places greater financial strain on the organization's funds. Interestingly, overhead costs (OE) had a negative effect on the budget deficit. This

may imply that an increase in overhead costs is associated with improved efficiency or more effective cost management practices, ultimately contributing to a reduction in the deficit. These findings underscore the importance of enhancing revenue streams while managing service-related expenditure to improve the financial sustainability of health insurance funds.

Table 1. Panel vector error correction model

Dependent variable: D(BD)			
Independent variable	Coefficient	t-statistic	Probability
ε_{t-1}	-0/002352	-2/301949	0/0216
ΔBD_{t-1}	1/78139	52/09841	0.0000
ΔBD_{t-2}	-0/880473	-26/05142	0.0000
ΔCO_{t-1}	-0/419725	-1/304360	0/1925
ΔCO_{t-2}	0/363738	1/124362	0/2612
ΔPR_{t-1}	-0/021947	-0/965672	0/3345
ΔPR_{t-2}	-0/033938	-1/480905	0/1391
ΔTE_{t-1}	0/127226	1/708152	0/0881
ΔTE_{t-2}	-0/098218	-1/283012	0/1999
ΔOE_{t-1}	-0/069282	-1/240130	0/2153
ΔOE_{t-2}	-0/064522	-1/162825	0/2453
ΔSE_{t-1}	41337/74	1/278667	0/2014
ΔSE_{t-2}	-33641/15	-1/038965	0/2992
C	7/77e+08	2/117971	0/0345
R-squared: 0/99	F-statistic: 6729/078	2/19.Durbin-Watson stat	
	Prob(F-statistic): 0/0000		

Source: Research findings

4. Conclusion

According to the findings, in the short term, the Health Insurance Organization can effectively control and reduce its budget deficit by adopting strategies such as increasing premiums, coinsurance contributions, and overhead expenditures, while simultaneously reducing treatment costs and the number of services purchased.

Keywords: Health Financing, Health Insurance, Budget Deficit, Panel Vector Error Correction Model

JEL Classification: G19, I13, H61, H62, C32

مدل سازی کسری بودجه در صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران و عوامل مؤثر بر آن

دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

سمیرا قنبری * 

دانشیار گروه اقتصاد انرژی، کشاورزی و محیط زیست، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

حمید آماده 

دانشیار گروه اقتصاد بازرگانی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

داود دانش جعفری 

استاد گروه اقتصاد نظری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

تیمور محمدی 

چکیده

امروزه تأمین مالی از طریق بیمه‌های درمانی، به عنوان یکی از مهم‌ترین منابع تأمین مالی در بخش سلامت، شناخته می‌شود. در این راستا، بهبود و ارتقای میزان رضایتمندی بیمه‌شدگان و افزایش دسترسی آن‌ها به خدمات درمانی از جمله مهم‌ترین اهداف سازمان‌های بیمه درمان هستند و سازمان‌هایی موفق خواهند بود که امکان دسترسی به خدمات مناسب بدون تحمیل بار مالی به بیمه‌شدگان خود را فراهم آورند. بنابراین تعادل در منابع درآمدی و هزینه‌های سازمان‌های مورد نظر از اهمیت بسزایی برخوردار است. با توجه به این مسئله، هدف پژوهش حاضر، بررسی توازن بودجه در پنج صندوق سازمان بیمه سلامت ایران در فاصله زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۷ با استفاده از داده‌های ماهانه و نیز تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر کسری بودجه این صندوق‌ها (حق بیمه، فرانشیز، هزینه‌های درمان، هزینه‌های بالاسری و تعداد خدمات خریداری شده صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران) از دیدگاه نقش واسطه‌ای آن‌ها در بازپرداخت هزینه‌ها، مدیریت رفتار و خرید خدمات درمانی با بهره‌گیری از مدل تصحیح خطای برداری پانل، در جهت ارائه راهکار برای رفع کسری بودجه، است. نتایج نشان داد در بلندمدت دو متغیر فرانشیز پرداخت شده توسط بیمه‌شدگان و حق بیمه پرداختی به صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران، اثر منفی بر کسری بودجه صندوق‌های مذکور داشتند. در مقابل، افزایش هزینه‌های درمان و بالاسری و تعداد خدمات خریداری شده صندوق‌های پنجگانه، منجر به تشدید معضل کسری بودجه این صندوق‌ها شد.

کلیدواژه‌ها: تأمین مالی سلامت، بیمه سلامت، کسری بودجه، مدل تصحیح خطای برداری پانل

طبقه‌بندی JEL: G19, I13, H61, H62, C32

– مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رشته علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبائی است.

* نویسنده مسئول: s_ghanbari@atu.ac.ir

۱. مقدمه

اکثر کشورهای جهان با فشارهای مداوم در بخش سلامت روبه‌رو هستند زیرا از یک سو، هزینه‌های سلامت پیوسته در حال افزایش است و از سوی دیگر، منابع این بخش کمیاب هستند. برای حل این مشکلات، سیاست‌گذاران سه گزینه پیش رو دارند: محدود کردن هزینه‌ها، افزایش منابع مالی برای خدمات سلامت و در نهایت ترکیب این دو سیاست (Mossialos, et al., 2002). زمانی که سخن از مخارج سلامت و تأثیر آن بر اقتصاد ملی و جهانی می‌شود، باید هر دو حوزه هزینه‌های مستقیم که دربرگیرنده هزینه‌های تشخیص و درمان هستند و نیز هزینه‌های غیرمستقیم که شامل کاهش یا از بین رفتن بهره‌وری و کارایی می‌شوند، مورد توجه بسیار قرار گیرند (قنبری و راغفر، ۱۳۹۵). امروزه با توجه به رشد هزینه‌های درمان، بیشتر بیماران برای تأمین مخارج سلامت خود، دارایی‌هایشان را می‌فروشند یا از درآمدهای آتی خود قرض می‌گیرند. همچنین به دلیل هزینه‌های سنگین خدمات بهداشتی، اکثر افراد به این خدمات دسترسی ندارند و یا از عهده خرید آن‌ها بر نمی‌آیند. بنابراین تأمین مالی این خدمات در جهت دسترسی همگان به خدمات سلامت باکیفیت و بدون تحمیل بار مالی بر خانوارها، از جمله موضوعات مهم در حوزه اقتصاد سلامت است (دارکش، ۱۳۹۵).

یکی از روش‌های تأمین مالی بخش سلامت که می‌تواند در اغلب کشورها میسر باشد، تأمین مالی از طریق برنامه‌های مختلف بیمه است که امکان تسهیم ریسک، محافظت مالی بیشتر و گسترش خدمات به‌ویژه برای فقرا و سایر اقشار آسیب‌پذیر جامعه را افزایش می‌دهد. لذا می‌توان گفت، سازمان‌های بیمه‌گر نقش مهمی در تحقق اهداف نظام سلامت به‌ویژه ارتقای سلامت و مشارکت مالی عادلانه دارند (Hsiao & Shaw, 2007). در این راستا، یکی از مهم‌ترین سازمان‌های فعال در صنعت بیمه درمان در ایران، سازمان بیمه سلامت ایران می‌باشد که بیشترین پوشش بیمه‌ای درمان را برای جمعیت فراهم کرده است. برای مثال جمعیت تحت پوشش این سازمان در سال ۱۳۹۸ بالغ بر ۴۲ میلیون نفر بوده است (چیزی در حدود نصف جمعیت کشور). لذا پرداختن به مسئله پایداری مالی و توان حمایت این سازمان از بیمه‌شدگان خود، از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. در حال حاضر صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران با کسری شدیدی در بودجه خود مواجه هستند. از جمله دلایل

کسری بودجه می‌توان به اجرای برنامه تحول نظام سلامت در سال ۱۳۹۳ اشاره کرد که در پی آن ۱۰ میلیون نفر از ایرانیان فاقد پوشش بیمه درمان به جمع بیمه‌شدگان سازمان افزوده شدند و همچنین با کاهش فرانشیز خدمات درمانی، بیمارانی که تا آن زمان، فاقد پوشش بیمه‌ای بودند و یا به موجب کم بودن سهم سازمان بیمه از هزینه‌ها، قادر به پرداخت هزینه‌های درمان نبودند، ترغیب به مراجعه و درمان بیماری خود شدند که سهم قابل توجهی از این مراجعات، به منظور درمان بیماری‌های پرهزینه بوده است. افزایش تعداد بیمه‌شدگان از یک طرف و کاهش فرانشیز و شکل‌گیری تقاضای القایی از سوی دیگر، موجب ایجاد هزینه‌های فزاینده برای سازمان بیمه سلامت ایران و کسری در بودجه صندوق‌های مختلف سازمان مذکور شد (خلجی‌نیا و گائینی، ۱۳۹۷). همچنین در دو سال پایانی دهه ۹۰، شاهد افزایش مخارج بهداشتی ناشی از شیوع بیماری کرونا^۱ بوده‌ایم. در شرایط شیوع کرونا هزینه‌هایی مانند هزینه‌های آزمایش و گرافی قبل از تشخیص، درمان بیماران در بخش‌های سرپایی و بستری، مراقبت‌های ویژه، تأمین اقلام حفاظت فردی، مراقبت از بیماران در منزل و تأمین دارو بر هزینه‌های سازمان بیمه سلامت ایران افزوده است. به این ترتیب و با توجه به کسری شدید به‌وجود آمده، سازمان بیمه سلامت ایران در جهت ایفای تعهدات خود، نیازمند کنترل هزینه‌ها، ایجاد منابع کافی، برقراری توازن در بودجه و در کل اصلاحاتی در عناصر تشکیل‌دهنده مصارف و منابع خود است تا به بقای خود ادامه داده و در راستای ارائه خدمات مورد نیاز جمعیت و ارتقای کیفیت این خدمات گام بردارد و حصول به اهداف برنامه پوشش همگانی را تحقق بخشد. بنابراین با توجه به نقش برجسته این سازمان بیمه‌ای در تأمین مالی بخش سلامت و تأثیر کسری بودجه این سازمان بر نظام سلامت، در این پژوهش عوامل مؤثر بر کسری بودجه صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران از بعد نقش واسطه‌ای این سازمان در طول سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۹۸، مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد.

مطالعه حاضر مشتمل بر ۸ بخش است که پس از بخش مقدمه به شرح مختصری از مبانی نظری پژوهش پرداخته شده و سپس مروری بر روند کسری بودجه در صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران آمده است. در ادامه به برخی مطالعات تجربی انجام شده در حوزه موضوع مقاله حاضر اشاره شده و در بخش پنجم تصریح مدل انجام پذیرفته است. بخش‌های

بعدی مقاله مربوط به توصیف متغیرهای مدل، برآورد مدل و بیان نتایج بوده و در پایان نیز با توجه به مطالب عنوان شده، نتیجه‌گیری و پیشنهاداتی ارائه شده است.

۲. مبانی نظری پژوهش

۲-۱. کسری بودجه در بخش سلامت

بیشتر صاحب‌نظران و اندیشمندان اقتصادی معتقد هستند که سازمان‌های مختلف فعال در اقتصاد، الزاماً برای دستیابی به اهداف خویش، نیازمند پیش‌بینی و تخمین دقیق دریافت‌ها و پرداخت‌های مالی خود هستند تا بر مبنای آن برنامه‌های لازم را پی‌ریزی کنند (فرح‌بخش و محرابیان، ۱۳۸۲). بدیهی است که مقدار دریافت‌های یک سازمان، در تمامی شرایط و زمان‌ها، دقیقاً معادل پرداخت‌های آن نخواهد بود و هرگاه در دوره‌ای خاص، مخارج یک سازمان بر درآمدهای آن پیشی گیرد، اصطلاحاً عنوان می‌شود که بودجه با کسری مواجه است (Ho Thuy, et al., 2022).

در بخش سلامت نیز جهت برقراری توازن بودجه و همچنین مطابق با معادله‌ای که ایوانز^۱ (۱۹۸۸) مطرح کرده است، مجموع کل درآمدها می‌بایست برابر با کل مخارج و آن نیز باید برابر درآمد به اضافه سود افرادی باشد که در نظام سلامت فعال هستند. به عبارت دیگر، مبلغ کل جمع‌آوری شده برای پرداخت هزینه‌های مراقبت‌های بهداشتی شامل منابع بودجه‌ای دولت (TF)، منابع مربوط به حق بیمه‌های اجتماعی (SI)، پرداخت‌های از جیب (UC)، منابع مربوط به حق بیمه‌های خصوصی و تکمیلی (PI) و اعانات، منابع خیرین و سازمان‌ها و نهادهای غیردولتی (CH) باید دقیقاً برابر با کل مبلغ هزینه شده برای مراقبت‌های بهداشتی یعنی قیمت (P) ضرب در مقدار کالا و خدمات (Q) باشد. این هزینه‌ها نیز، به نوبه خود باید برابر درآمد کسانی باشند که خدمات بهداشتی و درمانی ارائه می‌دهند؛ به بیان دیگر، قیمت نهاده‌ها (Z) ضرب در مقدار و ترکیبی از این نهاده‌ها (W). لذا معادله مربوط را می‌توان به فرم زیر نوشت:

$$TF+SI+UC+PI+CH=P \times Q=W \times Z \quad (1)$$

1. Evans, R.G.

حال چنانچه در این معادله، هزینه‌های پرداختی بابت خریداری خدمات ($P \times Q$) و یا مخارج پرداخت شده به عوامل تولید ($W \times Z$) از مجموع درآمدهای جمع‌آوری شده نظام سلامت بیشتر باشد، موجب ایجاد کسر بودجه در این بخش خواهد شد (Mossialos, et al., 2002).

۲-۲. کسری بودجه در سازمان‌های بیمه سلامت

سازمان‌های بیمه سلامت، واسطه‌ای مالی میان ارائه‌دهندگان خدمات بهداشتی و درمانی و بیمه‌شدگان هستند که کارکردهای بازپرداخت هزینه‌های بهداشتی و درمانی^۱، خرید خدمات^۲ از ارائه‌دهندگان به نمایندگی از سوی بیمه‌شدگان و مدیریت رفتار^۳ بیماران و ارائه‌دهندگان، از مهم‌ترین کارکردهای واسطه‌ای این سازمان‌ها می‌باشند (Liu, 2016). براساس ادبیات موجود در رابطه با کسری بودجه و عوامل به‌وجود آورنده آن در سازمان‌های بیمه سلامت، دو عامل مهم و اساسی که بر بروز کسری بودجه در این سازمان‌ها اثر می‌گذارند عبارتند از: کاهش درآمدها با فرض ثابت ماندن مخارج و نیز افزایش هزینه‌ها فراتر از درآمدها (Hsiao & Shaw, 2007).

در این راستا، عامل نخست اثرگذار بر کسری بودجه سازمان‌های بیمه درمانی، بیانگر کفایت منابع مالی سازمان‌های بیمه درمان است. این سازمان‌ها به عنوان واسطه‌ای در بازپرداخت هزینه‌های درمانی بیمه‌شدگان، منابع مالی خود را از طرق متفاوت همچون حق‌بیمه‌های جمع‌آوری‌شده از کارفرمایان و کارکنان بخش دولتی و رسمی، مشارکت‌های خوداشتغالان، یارانه‌های دولت برای فقرا و بیماران خاص و نیز منابع دیگری مانند کمک‌های مالی و هدایا، جمع‌آوری و آن‌ها را در یک حساب مشترک، یک کاسه می‌کنند. افراد بیمه‌شده می‌توانند بخشی از هزینه‌های درمانی خود را از طریق منابع جمع‌آوری شده، هنگامی که از خدمات پزشکی معین‌شده استفاده می‌کنند، بازپرداخت نمایند (Hsiao & Shaw, 2007). بنابراین، ظرفیت سازمان‌های بیمه‌ای در تجمیع درآمدهای کافی و بازپرداخت هزینه‌ها به عوامل متعددی مانند پاسخ گروه‌های هدف به افزایش نرخ‌های حق‌بیمه و همچنین توان مشارکت مالی دولت بستگی دارد (Tarigan & Dondo, 2021).

-
1. The Reimbursement Mechanism
 2. Purchasing Mechanism
 3. Behavior Management Mechanism

عامل دوم مؤثر بر کسری بودجه سازمان‌های بیمه سلامت، افزایش هزینه‌های سازمان‌های مذکور است که عمدتاً در قالب هزینه‌های درمان و هزینه‌های بالاسری به وقوع می‌پیوندد (ریاضی، ۱۳۹۷). چنین هزینه‌هایی اغلب تابعی از رفتارهای بیمه‌شدگان و ارائه‌کنندگان خدمات بهداشتی و درمانی هستند و بر سه مبحث اساسی تأکید دارند که عبارتند از: خطر اخلاقی بیماران^۱، انتخاب نامساعد^۲ آن‌ها و تقاضای القا شده توسط عرضه‌کنندگان^۳ خدمات سلامت (Ekman, et al., 2008).

علاوه بر رفتار بیماران و ارائه‌دهندگان خدمات سلامت، عامل دیگری که بر هزینه‌های سازمان‌های بیمه درمانی اثرگذار است، تعداد خدمات خریداری شده توسط این سازمان‌ها می‌باشد. هزینه‌های سازمان بیمه سلامت به‌طور مستقیم به جامع بودن بسته‌های مزایا مرتبط است و این موضوع اغلب مبادله‌ای میان تعداد بیشتر خدمات تحت پوشش اما تعداد افراد کمتر در مقایسه با مزایای کمتر اما افراد تحت پوشش بیشتر را به وجود می‌آورد. بنابراین تفسیر دقیق از بسته مزایای تحت پوشش و تجزیه و تحلیل هزینه‌های ناشی از آن در جلوگیری از وقوع کسری بودجه مؤثر خواهد بود (Hsiao & Shaw, 2007). همچنین سهم بیمه‌شدگان از هزینه‌های درمان که از آن به عنوان فرانشیز یاد می‌شود نیز از جمله عواملی است که با مدیریت رفتار بیماران، بر هزینه‌ها و به تبع آن کسری بودجه سازمان مؤثر می‌باشد. درواقع فرانشیز به معنای تحمیل بخشی از هزینه‌های درمان به فرد بیمه‌شده است و افزایش مقدار این متغیر منجر به کاهش سهم سازمان بیمه از هزینه‌ها می‌شود. این امر با کاهش انگیزه بیماران در استفاده از خدمات بهداشتی و درمانی غیرضروری، از تورم هزینه‌های سازمان‌های بیمه سلامت و در نتیجه بروز کسری بودجه در این سازمان‌ها ممانعت خواهد کرد (بازیار و همکاران، ۱۳۹۱؛ ابراهیم‌نیا و همکاران، ۱۳۹۳).

به این ترتیب، با توجه به آزادی الگوهای خودرگرسیون برداری در انتخاب متغیرها، نقش واسطه‌ای سازمان‌های بیمه‌گر درمانی در بازپرداخت هزینه‌ها، مدیریت رفتار بیماران و ارائه‌دهندگان خدمات سلامت و خرید خدمات بهداشتی و درمانی و همچنین مطابق با مطالعات انجام شده پیرامون عوامل مؤثر بر کسری بودجه سازمان‌های بیمه درمانی که در

1. Moral Hazard
2. Adverse Selection
3. Supplier Induced Demand

این قسمت به شرح آن پرداختیم، می‌توان گفت فرانشیز پرداختی بیمه‌شدگان، حق بیمه جمع‌آوری شده توسط سازمان بیمه سلامت، تعداد خدماتی که سازمان مطابق با بسته تحت پوشش خود، خریداری می‌نماید و هزینه‌های درمان و بالاسری انجام‌شده توسط سازمان، از جمله مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر کسری بودجه سازمان‌های بیمه سلامت هستند و در مدل به کار رفته در پژوهش حاضر، مورد استفاده قرار می‌گیرند.

۳. مروری بر روند کسری بودجه در صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران

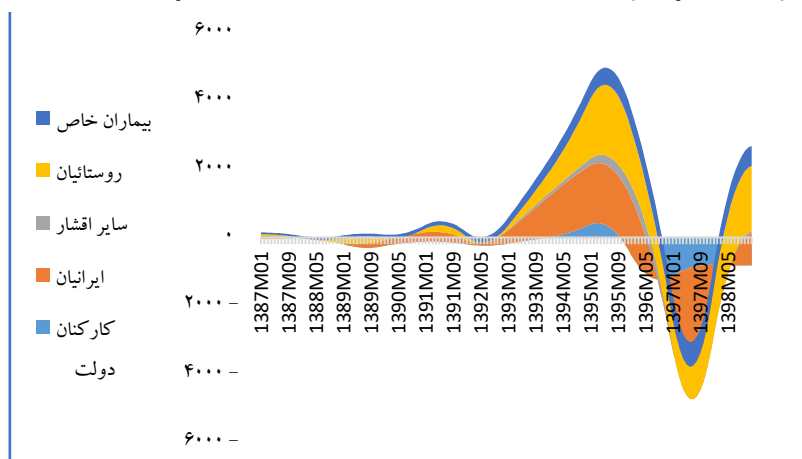
از جمله سازمان‌های اصلی ارائه‌دهنده و خریدار خدمات سلامت در ایران، سازمان بیمه سلامت ایران می‌باشد که نقش برجسته‌ای در تأمین مالی بخش سلامت داشته و پرداختن به مسائل مربوط به توان حمایت مالی این سازمان، از اهمیت به سزایی برخوردار است. سازمان مذکور دارای پنج صندوق شامل صندوق کارکنان دولت، ایرانیان، سایر اقشار، روستاییان و بیماران خاص است که زیر نظر وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی فعالیت می‌نمایند. صندوق کارکنان دولت، کلیه کارکنان دولت مشمول قانون استخدام کشوری، مشمولین ماده ۵ قانون محاسبات عمومی کشور و ماده ۵ قانون مدیریت خدمات کشوری که کسورات بازنشستگی آنها به صندوق بازنشستگی کشوری واریز می‌شود از تاریخ استخدام (رسمی و پیمانی) را تحت پوشش خود قرار می‌دهد. میانگین ماهانه جمعیت بیمه‌شده این صندوق در سال ۱۳۹۸ بالغ بر ۵ میلیون نفر گزارش شده است و مبنای پرداخت حق بیمه آن‌ها براساس ۷ درصد حقوق و مزایا می‌باشد. در مورد شاغلین ۲ درصد و در مورد بازنشستگان ۱/۷ درصد از حقوق مبنای به عنوان حق بیمه دریافت می‌شود و مابقی به عنوان سهم دولت از اعتبارات مندرج در قانون بودجه، پرداخت می‌گردد. صندوق ایرانیان که از سال ۱۳۹۳ با تغییر نام از صندوق خویش‌فرمایان به صندوق ایرانیان و بیمه همگانی و تحت پوشش قرار دادن تمام افرادی که فاقد هرگونه پوشش بیمه‌ای بودند فعالیت می‌کند، در سال ۱۳۹۸، جمعیتی در حدود ۱۴ میلیون نفر را تحت پوشش داشت. افراد تحت پوشش این صندوق، ۵۰ درصد حق بیمه را خودشان پرداخت می‌کنند و ۵۰ درصد دیگر را دولت متقبل می‌شود. صندوق بیمه‌ای سایر اقشار نیز با جمعیتی حدود ۲/۵ میلیون نفر در سال ۱۳۹۸، از بدو تأسیس سازمان، خانواده شهدا، جانبازان و آزادگان، مددجویان بهزیستی، طلاب و روحانیون حوزه علمیه و

دانشجویان در حال تحصیل که در دانشگاه‌های وزارت علوم و وزارت بهداشت هستند را شامل می‌شود و مبنای حق بیمه آن‌ها نیز ۷ درصد حداقل حقوق دریافتی است که بخش عمده حق بیمه توسط دولت پرداخت می‌شود. صندوق روستاییان مربوط به ساکنین روستا، عشایر و شهرهای زیر ۲۰ هزار نفر جمعیت است که عمده مبالغ حق بیمه توسط دولت پرداخت می‌شود. در این صندوق به غیر از موارد اورژانسی حتماً باید از نظام ارجاع برای دریافت خدمات سطح بالاتر استفاده شود. صندوق بیماران خاص، گروهی از افرادی را که دچار یکی از بیماری‌های صعب‌العلاج هموفیلی، تالاسمی، دیالیز (اعم از خونی یا صفافی)، ام‌اس و یا پیوند کلیه می‌باشند را تحت پوشش قرار می‌دهد. این بیماران براساس مصوبه مجلس شورای اسلامی، به دلیل هزینه‌های بالا و عدم درمان بیماری تا پایان عمر، مشمول دریافت کمک‌های دولت برای درمان صرفاً بیماری خاص خویش هستند. میانگین ماهانه جمعیت این صندوق در سال ۱۳۹۸، ۷۵ هزار نفر بوده است.

بررسی آمار و ارقام مربوط به ترازنامه صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران در طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۷، حکایت از وجود کسری بودجه در اغلب سال‌های مورد نظر و عدم کفایت منابع برای پوشش هزینه‌ها را دارد. همانگونه که در نمودار ۱ نیز مشاهده می‌شود کسری بودجه برای صندوق‌های روستاییان، بیماران خاص و ایرانیان شدیدتر است به‌طوری‌که دو صندوق روستاییان و بیماران خاص در طول تمام دوره‌های مورد بررسی با کسری مواجه بوده‌اند. صندوق روستاییان در سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۳ بیشترین رشد در کسری بودجه را تجربه کرده است که علت بروز این پدیده به عواملی از جمله کاهش مشارکت مالی بیمه‌شدگان و بیماردهی بالای این صندوق در نتیجه اجرای برنامه تحول نظام سلامت، مرتبط می‌باشد. علاوه بر صندوق روستاییان، صندوق ایرانیان نیز به دنبال اجرای طرح تحول نظام سلامت و افزایش ۱۳۱ درصدی جمعیت تحت پوشش خود به دلیل پوشش قرار دادن افرادی که فاقد هرگونه پوشش بیمه‌ای و نیازمند دریافت مراقبت‌های درمانی بودند، با رشد ۱۰۰ درصدی در هزینه‌ها و کسری در بودجه خود، مواجه شد. صندوق کارکنان دولت و صندوق سایر اقشار در مقایسه با سه صندوق دیگر در بیشتر دوره‌های مورد مطالعه با مازاد بودجه مواجه بوده و یا کسری بودجه ملایمی را تجربه کرده‌اند. بالا بودن میزان کفایت منابع به مصارف صندوق کارکنان دولت می‌تواند ریشه در این واقعیت داشته باشد که صندوق

مذکور در اغلب دوره‌ها بیشترین میانگین مشارکت ماهانه بیمه‌شدگان و دولت در تأمین منابع را داشته است.

نمودار ۱. کسری بودجه صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران (میلیارد ریال)



مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴. پیشینه پژوهش

با توجه به اهمیت مسائل مرتبط با کسری بودجه در سازمان‌های بیمه درمانی و عوامل مؤثر بر کسری بودجه این سازمان‌ها، در ادامه به برخی از مطالعاتی که به مباحثی نزدیک به موضوع مورد بررسی در پژوهش حاضر پرداخته‌اند، اشاره می‌نماییم. محقق‌زاده و همکارانش (۱۳۹۹) در مطالعه خود نشان دادند که وقوع عواملی مانند پرداخت‌های مستمری سخاوتمندانه در مقایسه با استانداردهای جهانی و عدم پرداخت حق‌بیمه‌های سهم دولت، ریسک وقوع کسری بودجه در سازمان تأمین اجتماعی را افزایش داده است.

اخوان بهبهانی و همکارانش (۱۳۹۷)، از جمله مهم‌ترین دلایل وقوع کسری بودجه در سازمان بیمه سلامت ایران بین سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵ را افزایش پوشش بیمه‌ای خدمات، افزایش تعرفه‌های خدمات بهداشتی و درمانی، افزایش هزینه‌های ناشی از ارتقای بسته بیمه پایه سلامت در نظام ارجاع روستایی، کاهش فرانشیز بستری و افزایش پوشش جمعیتی، معرفی می‌کنند.

ابراهیم‌نیا و همکارانش (۱۳۹۳) و همچنین بازیار و همکاران وی (۱۳۹۱) در مطالعات جداگانه‌ای، افزایش مخارج سازمان‌های بیمه‌ای و احتمال وقوع کسری در این سازمان‌ها را به وقوع مسئله خطر اخلاقی و هزینه‌های تحمیل شده در اثر این پدیده، مرتبط می‌دانند. زائو و نیانگو^۱ (۲۰۲۲) در مطالعه خود نشان دادند که اجرای قانون اجباری شدن بیمه مدیکید^۲ برای افراد بزرگسال غیرمسن (۱۹-۶۴)، با درآمد کمتر از سطح فقر فدرال، منجر به بروز خطر اخلاقی در بیمه‌شدگان، استفاده بیش از حد از خدمات غیرضروری و تحمیل فشار هزینه‌ای به سازمان بیمه می‌شود.

کمار و دوگیرالا^۳ (۲۰۲۱)، در پژوهش خود عوامل اصلی وقوع کسری بودجه در صنعت بیمه درمان هند را هزینه‌های بالای بازپرداخت شده به ارائه‌کنندگان یا بیمه‌شدگان، حساسیت زیاد مشتریان به حق بیمه بالا و هزینه‌های اداری بالا معرفی می‌نمایند.

تاریگان و دوندو^۴ (۲۰۲۱) یکی از دلایل کاهش درآمدهای سازمان‌های بیمه‌ای و وقوع کسری بودجه در این سازمان‌ها را عدم تمایل افراد در پرداخت حق بیمه می‌دانند.

یودا^۵ (۲۰۱۶)، بحران کسری بودجه در سازمان‌های بیمه درمانی ژاپن را به عواملی مانند کاهش نرخ پرداخت حق بیمه، پیری جمعیت ثبت‌نام‌شده، نابرابری‌های منطقه‌ای در هزینه‌ها و حق بیمه‌های مراقبت‌های بهداشتی، افزایش تعداد اعضای کم‌درآمد و مخاطرات اخلاقی بیمه‌شدگان و ارائه‌دهندگان خدمات سلامت، مرتبط می‌داند.

هسیائو و شاو^۶ (۲۰۰۷) نیز در پژوهش خود عواملی مانند انگیزه افراد در پرداخت حق بیمه، مدیریت و کنترل هزینه‌ها از طریق تنظیم رفتار بیمه‌شدگان و ارائه‌کنندگان خدمات سلامت در جهت جلوگیری از وقوع خطر اخلاقی از سوی هر دو گروه و نیز رشد اقتصادی که توانایی افراد را در پرداخت حق بیمه افزایش داده و با افزایش درآمدها و تقویت ظرفیت جمع‌آوری مالیات، دولت را در حمایت از تعداد بیشتری از فقرا یاری می‌رساند را پیش‌شرط‌های اساسی پایداری مالی سازمان‌های بیمه اجتماعی سلامت معرفی می‌کنند.

1. Zhao, F. & Nianogo, R.A.

2. Medicaid

3. Kumar, R. & Duggirala, A.

4. Tarigan, S.F.N. & Dondo, M.L.

5. Yuda, M.

6. Hsiao, W.C. & Shaw, R.P.

بنابراین درخصوص تفاوت مطالعه حاضر با مطالعات صورت گرفته پیشین و با نگاه اجمالی به اکثریت پژوهش‌های فوق‌الذکر می‌توان نتیجه گرفت که هیچ پژوهشی در حوزه تأمین مالی سلامت و به‌ویژه تأمین مالی در سازمان‌های بیمه سلامت وجود ندارد که به بررسی موضوعاتی از قبیل کسری بودجه سازمان‌های بیمه‌ای از دیدگاه نقش واسطه‌ای این سازمان‌ها، به‌ویژه با استفاده از متغیرهای به‌کار رفته در پژوهش حاضر و نیز با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی بهره‌برده شده در این مطالعه، پرداخته باشد. روش اقتصادسنجی که در برخی مطالعات پیشین، مورد استفاده قرار گرفته است اغلب رگرسیون‌های حداقل مربعات معمولی^۱ بسیار ساده هستند که ارتباط تعداد معدودی از متغیرها را مورد بررسی قرار داده‌اند درحالی‌که پژوهش حاضر از مدل دقیق‌تر و جامع‌تر تصحیح خطای برداری پانل^۲ در جهت برآورد ارتباط کوتاه‌مدت میان متغیرها که مزیت داده‌های سری زمانی و پانلی را همزمان دارا می‌باشد بهره می‌برد (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۷). علاوه بر موارد فوق، الگوی تصحیح خطای برداری پانل، آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها بر یکدیگر را توأمان مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد درحالی‌که مدل‌های دیگر همچون روش خودرگرسیون برداری پانلی^۳، OLS، GMM و FE اغلب اثرات بلندمدت و کلی میان متغیرها را در نظر می‌گیرند (ابونوری و همکاران، ۱۳۹۷). همچنین انتخاب پنج صندوق طی دوره ۱۴۴ ماهه، حجم بزرگی از داده‌ها را برای حصول به نتایج مستحکم و قابل اعتماد، فراهم ساخته است. به علاوه، در پژوهش حاضر بر نقش واسطه‌ای سازمان‌های بیمه سلامت در بازپرداخت هزینه‌ها، مدیریت و تنظیم رفتارهای بیمه‌شدگان و عرضه‌کنندگان خدمات سلامت و خرید این خدمات، تأکید شده و اثر متغیرهایی همچون فرانشیز پرداختی بیمه‌شدگان، حق بیمه پرداخت شده به سازمان بیمه درمانی، هزینه‌های درمان و بالاسری و تعداد خدمات خریداری‌شده سازمان‌های بیمه سلامت بر کسری بودجه سازمان‌های مذکور برآورد و مورد تحلیل قرار گرفته است درحالی‌که سایر مطالعات داخلی و خارجی به این امر نپرداخته‌اند و نیاز به بررسی دقیق‌تر و جامع‌تری در این خصوص احساس می‌گردد.

1. Ordinary Least Squares (OLS)
 2. Panel Vector Error Correction Model
 3. Panel Vector Auto Regressive

۵. تصریح مدل

بسیاری از موضوعات و مباحث اقتصادسنجی همچون تجزیه و تحلیل اثر شوک‌های اقتصادی به شکلی مطرح می‌گردند که جمع‌آوری داده‌های مورد نیاز برای یک دوره زمانی طولانی‌مدت، در جهت تحلیل چنین شوک‌هایی در قالب الگوهای سری زمانی دشوار یا غیرممکن است. از طرف دیگر، در بعضی حوزه‌ها، آثار متغیرهای اقتصادی به سایر مقاطع نیز منتقل می‌شود و سرریز بین مقاطع وجود دارد. تحلیل چنین مسائلی در قالب الگوهای خودرگرسیون برداری پانلی امکان‌پذیر هستند (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۷).

برای نمایش شکل ریاضی مدل‌های خودرگرسیون برداری پانل، فرض کنید تعداد N مقطع از مشاهدات اقتصادی وجود دارد که با یکدیگر مرتبط هستند و برای هر مقطع، مجموعه‌ای از K متغیر اقتصادی در طول t دوره زمانی مشاهده می‌شود. می‌دانیم که یکی از روش‌های محاسبه همزمان وابستگی متقابل متغیرها در یک واحد و همچنین بین واحدها، برآورد مدل $VAR(p)$ در مقیاس بزرگ است که به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$Y_t = \vartheta + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + e_t \quad (2)$$

که در آن برداری Y_t برداری $(N.K \times 1)$ از متغیرهای درونزا، ϑ یک بردار $(N.K \times 1)$ از مقادیر عرض از مبدأ، A_j که $j=1, \dots, p$ می‌باشد، ماتریسی $(N.K \times N.K)$ از ضرایب شیب‌هاست. همچنین $e_t \sim iid(0, \Sigma_e)$ برداری $(N.K \times 1)$ از جزء اخلال مربوط به فرم کاهش یافته مدل VAR است که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس Σ_e می‌باشد. باید توجه داشت که معادله VAR نشان داده شده، از ساختار پانل داده‌ها استفاده نمی‌کند، یعنی متغیرهای $N.K$ در نظر گرفته شده فقط با K متغیر متمایز مشاهده شده برای هر یک از واحدهای N مطابقت دارد.

مدل‌های $Panel VAR$ با منطق یکسان VAR ‌های استاندارد ساخته می‌شوند اما با افزودن بعد مقطع، این مدل‌ها به ابزار بسیار قدرتمندتری برای پرداختن به مسائل مهم اقتصادی، تبدیل می‌شوند. برای نمایش فرم ریاضی مدل‌های $Panel VAR$ ، فرض می‌کنیم $y_{i,t}$ نشان‌دهنده بردار $(K \times 1)$ از متغیرهای درونزا برای i واحد می‌باشد که $i=1, \dots, N$ است.

همچنین $Y_t = (y'_{1,t}, y'_{2,t}, \dots, y'_{N,t})'$ بردار $(N.K \times 1)$ از متغیرهای انباشت شده $y_{i,t}$ است. بنابراین می‌توان معادله مدل $PVAR$ را به صورت زیر نمایش داد:

(۳)
$$y_{i,t} = \vartheta_i + A_{1,i}Y_{t-1} + \dots + A_{p,i}Y_{t-p} + e_{i,t}$$
 که در آن برداری ϑ_i از مقادیر عرض از مبدأ، A_{ij} که $i=1, \dots, N$ و $j=1, \dots, p$ ماتریسی $(K \times N.K)$ از ضرایب شیب و $e_{i,t}$ برداری $(K \times 1)$ از اجزای اخلاص فرم کاهش یافته می باشند (Dees & Guntner, 2014).

مدل های PVAR تنها اثرات بلندمدت و کلی متغیرها را گزارش می دهند در حالی که اثرات متغیرها بر مبنای انتظارات شکل گرفته، متفاوت است و انتظارات در طول زمان تصحیح می شوند (ابونوری و همکاران، ۱۳۹۸). لذا در پژوهش حاضر اثرات کوتاه مدت و بلندمدت متغیرهای مؤثر بر کسری بودجه در ۵ صندوق مختلف سازمان بیمه سلامت ایران را در قالب الگوی تصحیح خطای برداری پانل محاسبه و گزارش شده است. مدل (PVECM) حالت محدود شده مدل (PVAR) می باشد که برای سری های نامانا که با هم رابطه هم انباشتگی دارند، طراحی شده است (Amaluddin, 2019). این مدل ها به آسانی ساخته می شوند، به اطلاعات قبلی پیرامون روابط علی بین متغیرها نیازی ندارند و از نظر و دانش قبلی پژوهشگر، تنها در جهت تعیین متغیرهایی که می بایست وارد الگو شوند، بهره می برند (لطفی پور و همکاران، ۱۳۹۵). همچنین از آنجا که مجموعه متغیرهای توضیح دهنده (باوقفه) در تمام معادلات الگو یکسان هستند، برآورد کننده OLS، کارا خواهد بود. رابطه بین کسری بودجه صندوق های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران و متغیرهای اثر گذار بر آن، از مدل تصحیح خطای برداری پانل به شرح معادلات زیر برآورد می گردد:

$$\Delta BD_{jt} = \alpha_{1i} + \sum_{k=1}^p \beta_{11jk} \Delta BD_{j,t-k} + \sum_{d=1}^q \delta_{12jd} \Delta CO_{j,t-d} + \sum_{c=1}^r \rho_{13jc} \Delta PR_{j,t-c} \quad (۴)$$

$$+ \sum_{e=1}^s \theta_{14je} \Delta TE_{j,t-e} + \sum_{h=1}^w \pi_{15jh} \Delta OE_{j,t-h} + \sum_{f=1}^u \vartheta_{16jf} \Delta SE_{j,t-f} + \gamma_{1j} \varepsilon_{j,t-1} + \mu_{1jt} \\ \Delta CO_{jt} = \alpha_{2i} + \sum_{k=1}^p \beta_{21jk} \Delta BD_{j,t-k} + \sum_{d=1}^q \delta_{22jd} \Delta CO_{j,t-d} + \sum_{c=1}^r \rho_{23jc} \Delta PR_{j,t-c} \quad (۵)$$

$$+ \sum_{e=1}^s \theta_{24je} \Delta TE_{j,t-e} + \sum_{h=1}^w \pi_{25jh} \Delta OE_{j,t-h} + \sum_{f=1}^u \vartheta_{26jf} \Delta SE_{j,t-f} + \gamma_{2j} \varepsilon_{j,t-1} + \mu_{2jt} \\ \Delta PR_{jt} = \alpha_{3i} + \sum_{k=1}^p \beta_{31jk} \Delta BD_{j,t-k} + \sum_{d=1}^q \delta_{32jd} \Delta CO_{j,t-d} + \sum_{c=1}^r \rho_{33jc} \Delta PR_{j,t-c} \quad (۶)$$

$$+ \sum_{e=1}^s \theta_{34je} \Delta TE_{j,t-e} + \sum_{h=1}^w \pi_{35jh} \Delta OE_{j,t-h} + \sum_{f=1}^u \vartheta_{36jf} \Delta SE_{j,t-f} + \gamma_{3j} \varepsilon_{j,t-1} + \mu_{3jt} \\ \Delta TE_{jt} = \alpha_{4i} + \sum_{k=1}^p \beta_{41jk} \Delta BD_{j,t-k} + \sum_{d=1}^q \delta_{42jd} \Delta CO_{j,t-d} + \sum_{c=1}^r \rho_{43jc} \Delta PR_{j,t-c} \quad (۷)$$

$$+ \sum_{e=1}^s \theta_{44je} \Delta TE_{j,t-e} + \sum_{h=1}^w \pi_{45jh} \Delta OE_{j,t-h} + \sum_{f=1}^u \vartheta_{46jf} \Delta SE_{j,t-f} + \gamma_{4j} \varepsilon_{j,t-1} + \mu_{4jt} \\ \Delta OE_{jt} = \alpha_{5i} + \sum_{k=1}^p \beta_{51jk} \Delta BD_{j,t-k} + \sum_{d=1}^q \delta_{52jd} \Delta CO_{j,t-d} + \sum_{c=1}^r \rho_{53jc} \Delta PR_{j,t-c} \quad (۸)$$

$$+ \sum_{e=1}^s \theta_{54je} \Delta TE_{j,t-e} + \sum_{h=1}^w \pi_{55jh} \Delta OE_{j,t-h} + \sum_{f=1}^u \vartheta_{56jf} \Delta SE_{j,t-f} + \gamma_{5j} \varepsilon_{j,t-1} + \mu_{5jt} \\ \Delta SE_{jt} = \alpha_{6i} + \sum_{k=1}^p \beta_{61jk} \Delta BD_{j,t-k} + \sum_{d=1}^q \delta_{62jd} \Delta CO_{j,t-d} + \sum_{c=1}^r \rho_{63jc} \Delta PR_{j,t-c} \quad (۹)$$

که در آن Δ عملگر تفاضل مرتبه اول، J بیانگر تعداد مقاطع یا صندوق‌های سازمان بیمه سلامت ایران، متغیرهای f, h, e, c, d, k معرف تعداد وقفه‌های بهینه هر یک از متغیرهای مورد نظر و t دوره‌ای است که مطالعه در آن صورت می‌پذیرد (۱۳۸۷-۱۳۹۸). همچنین $\varepsilon_{j,t-1}$ نشان‌دهنده جمله تصحیح خطای نوسانات کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادلی بلندمدت، γ ضرایب تصحیح خطا و μ_{jt} نشانگر جزء خطا است.

۶. توصیف متغیرهای مدل

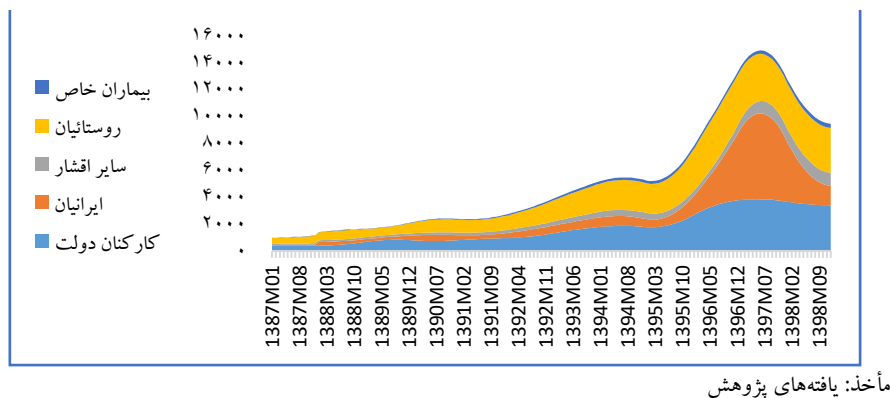
۶-۱. کسری بودجه صندوق‌های مختلف

BD متغیر کسری بودجه صندوق‌های پنجگانه سازمان بیمه سلامت ایران است که از تفاضل درآمدهای این صندوق‌ها از هزینه‌های آن‌ها محاسبه می‌شود. نمودار ۱ که در بخش سوم به شرح آن پرداختیم روند این متغیر را طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۹۸ نشان می‌دهد.

۶-۲. حق بیمه جمع‌آوری شده توسط صندوق‌های پنجگانه

PR متغیر مربوط به حق بیمه پرداخت شده به صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران است. در واقع حق بیمه وجهی است که بیمه‌گذار به سازمان یا شخص بیمه‌گر پرداخت می‌کند تا بیمه‌گر در صورت وقوع حادثه و ایجاد خسارت، زیان وارد شده را جبران نماید. (کریمی، ۱۳۸۶). نمودار ۲ روند تغییرات این متغیر را در طی دوره مورد بررسی نمایش می‌دهد.

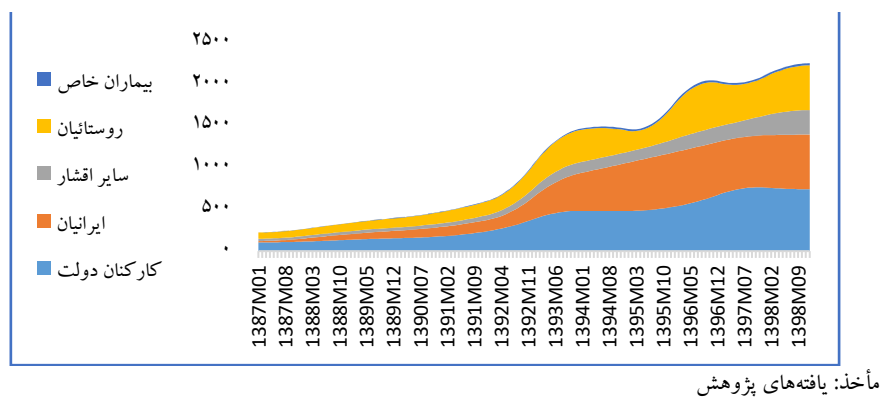
نمودار ۲. حق بیمه جمع آوری شده توسط صندوق های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران (میلیارد ریال)



۳-۶. فرانشیز پرداخت شده توسط بیمه شده

CO متغیر فرانشیز پرداخت شده توسط بیمه شدگان است و آن، درصدی از هزینه درمان می باشد که بیمار از جیب خود پرداخت می کند و سازمان بیمه درمان تعهدی در قبال پرداخت آن ندارد (بازیار و همکاران، ۱۳۹۱). روند نوسانات این متغیر در نمودار ۳ خلاصه شده است.

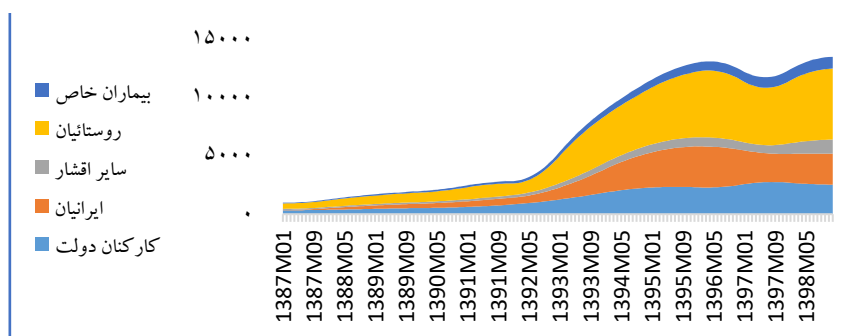
نمودار ۳. فرانشیز پرداخت شده بیمه شدگان در صندوق های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران (میلیارد ریال)



۶-۴. هزینه‌های درمان پرداخت شده توسط صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران

هزینه‌های درمان (TE) شامل انواع هزینه پزشکی عمومی، پزشک متخصص و فوق تخصص، داروخانه، دندانپزشک، پرتوپزشکی، آزمایشگاه، بستری و... می‌شوند. نحوه تغییرات این متغیر در طی دوره‌های مورد بررسی، در نمودار ۴ گزارش شده است.

نمودار ۴. هزینه‌های درمان پرداخت شده توسط صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران (میلیارد ریال)

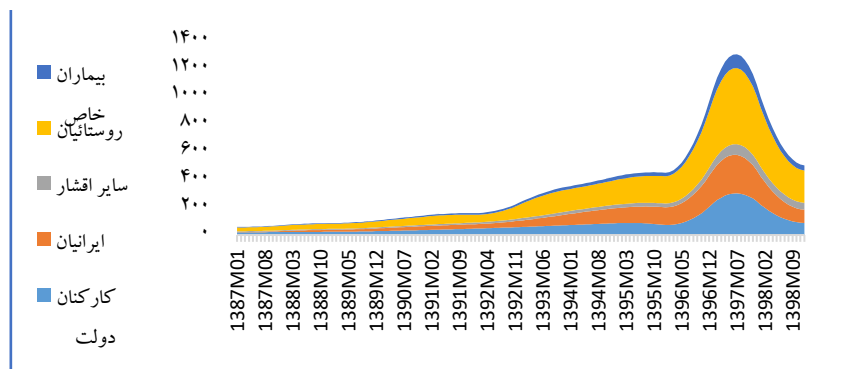


مأخذ: یافته‌های پژوهش

۶-۵. هزینه‌های بالاسری پرداخت شده توسط صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران

OE نماینده متغیر هزینه‌های بالاسری انجام شده توسط صندوق‌های پنجگانه سازمان بیمه سلامت ایران است که انواع هزینه‌های اداری، پرسنلی، مالی، عملیاتی، استهلاک و... را دربرمی‌گیرد. نمودار ۵ روند تغییرات این متغیر را بین سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۹۸ نشان می‌دهد.

نمودار ۵. هزینه‌های بالاسری پرداخت شده توسط صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران (میلیارد ریال)



مأخذ: یافته‌های پژوهش

۶-۶. تعداد خدمات خریداری شده توسط صندوق‌های مختلف سازمان بیمه

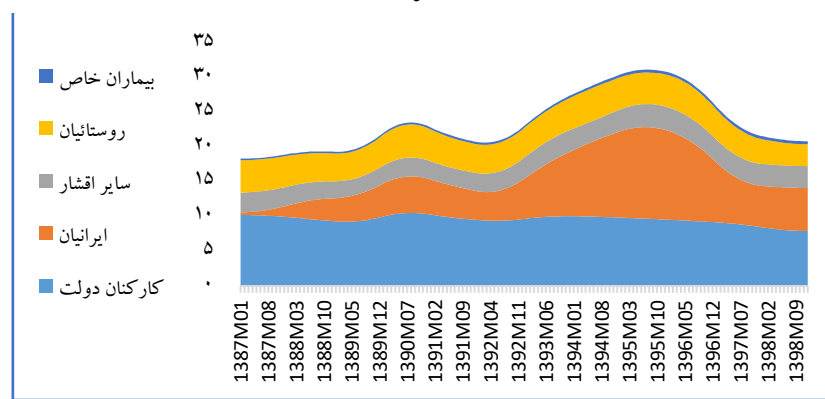
سلامت ایران

متغیر SE تعداد خدمات خریداری شده توسط صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران را نمایش می‌دهد. صندوق‌های مذکور با توجه به سیاست‌های سازمان مربوطه، راهبردهای مختلفی در جهت خرید خدمات از ارائه‌دهندگان اتخاذ می‌کنند و به دنبال کاهش فشار مالی وارد شده از سوی بیمه‌شدگان و ارائه‌دهندگان خدمات می‌باشند. روند تغییرات این متغیر نیز در جدول ۶ خلاصه شده است.

با توجه به اینکه تمرکز اصلی پژوهش حاضر بر روی کسری بودجه صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران و عوامل مؤثر بر آن قرار دارد، در ادامه، از اولین معادله که در آن متغیر کسری بودجه به عنوان متغیر وابسته و سایر متغیرها در قالب متغیرهای مستقل وارد مدل شده‌اند، بهره خواهیم برد. همچنین برای بررسی ارتباط بین متغیرهای مورد نظر از داده‌های پانلی ۵ صندوق فعال در سازمان بیمه سلامت ایران شامل صندوق کارکنان دولت، صندوق ایرانیان، صندوق سایر اقشار، صندوق روستائیان و صندوق بیماران خاص، در فاصله زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۸ بهره برده شده است. دوره مورد بررسی و همچنین مقاطع مربوطه با توجه به موجود بودن داده‌های مورد نیاز انتخاب شده‌اند. همچنین داده‌های کمی مورد نظر، از آمار و اطلاعات موجود در بانک اطلاعاتی سازمان بیمه سلامت ایران و نیز آمارهای وزارت

بهداشت، درمان و آموزش پزشکی، بین سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۹۸ جمع‌آوری شد. سپس داده‌های جمع‌آوری‌شده برای طبقه‌بندی و پردازش اولیه وارد نرم‌افزار Excel شدند و در مرحله آخر نیز پس از طبقه‌بندی و انجام محاسبات مورد نیاز، نرم‌افزار Eviews12 برای اجرای مدل و آزمون فرضیه‌ها مورد استفاده قرار گرفت.

نمودار ۵. تعداد خدمات خریداری‌شده توسط صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران (میلیون)



مأخذ: یافته‌های پژوهش

۷. برآورد مدل و بیان نتایج

برای تخمین مدل تصحیح خطای برداری پانلی، مراحل ذیل باید انجام پذیرد:

۷-۱. بررسی استقلال مقاطع

به‌طور کلی در اقتصادسنجی داده‌های پانلی، فرض بر آن است که داده‌های مورد نظر، استقلال مقطعی^۱ دارند زیرا وجود وابستگی مقطعی در مدل، امکان بهره‌گیری از روش‌های متداول ریشه واحد پانلی را با مشکل روبه‌رو کرده و احتمال بروز نتایج ریشه واحد کاذب را افزایش می‌دهد (گل‌خندان، ۱۳۹۴). در نتیجه نخستین مرحله در برآورد انواع مدل‌های پانلی، تشخیص استقلال مقطعی داده‌ها است. در پژوهش حاضر از آزمون پسران^۲ استفاده می‌شود که برای داده‌های پانل متوازن و نامتوازن قابل اجرا بوده و در نمونه‌های کوچک

1. Cross- Sectional Independence

2. Pesaran's Cross- sectional dependence Test

دارای خصوصیات مطلوب است. نتایج حاصل از این آزمون نشان می‌دهد که مقدار آماره آزمون برابر با ۰/۶۸۸۶۶۰ است. بنابراین می‌توان فرضیه صفر آزمون، مبنی بر عدم وجود وابستگی بین مقاطع را پذیرفت. نتایج این آزمون در جدول ۱ خلاصه شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون استقلال مقاطع پسران

احتمال	آماره آزمون	CD (Pesaran, 2004)
۰/۴۹۱۰	۰/۶۸۸۶۶۰	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۲-۷. آزمون ریشه واحد پانلی

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد

نتایج آزمون ریشه واحد در سطح متغیرها						
ADF-F		IPS(Individual inrercept)		LLC(Individual inrercept)		متغیرها
احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	
۰/۷۰۶۱	۷/۲۰۳۲۶	۰/۶۷۱۹	۰/۴۴۵۱۷	۰/۷۳۲۱	۰/۶۱۹۰۶	BD
۰/۹۹۹۹	۰/۹۲۴۰۲	۱/۰۰۰۰	۴/۰۶۲۰۷	۰/۸۵۸۱	۱/۰۷۱۶۴	CO
۰/۹۹۱۴	۲/۴۶۶۵۷	۰/۹۹۹۲	۳/۱۴۴۶۶	۰/۹۳۸۰	۱/۵۳۸۳۶	PR
۰/۹۹۹۰	۱/۴۹۱۶۸	۰/۹۹۸۶	۲/۹۹۲۸۱	۰/۴۲۰۳	-۰/۲۰۱۱۸	TE
۱/۰۰۰۰	۰/۴۴۶۴۵	۱/۰۰۰۰	۴/۶۴۰۲۳	۰/۹۹۳۳	۲/۴۷۳۹۵	OE
۰/۹۷۴۹	۳/۲۵۱۶۷	۰/۹۴۷۳	۱/۶۱۹۱۳	۰/۵۹۹۶	۰/۲۵۲۳۱	SE
نتایج آزمون ریشه واحد برای تفاضل مرتبه اول متغیرها						
ADF-F		IPS(Individual inrercept)		LLC(Individual inrercept)		متغیرها
احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	
۰/۰۰۰۰	۷۲/۰۵۷۴	۰/۰۰۰۰	-۶/۹۶۶۱۲	۰/۰۰۰۸	-۳/۱۴۸۲۶	BD
۰/۰۰۰۰	۶۳/۰۸۷۵	۰/۰۰۰۰	-۶/۱۳۲۰۷	۰/۰۰۶۷	-۲/۴۷۰۵۲	CO
۰/۰۰۰۰	۶۲/۸۱۰۰	۰/۰۰۰۰	-۶/۳۴۹۳۶	۰/۰۰۲۵	-۲/۸۰۷۵۲	PR
۰/۰۰۰۰	۴۱/۷۷۲۳	۰/۰۰۰۰	-۴/۳۶۶۳۶	۰/۰۳۰۲	-۱/۸۷۷۱۴	TE
۰/۰۰۰۰	۶۹/۶۵۵۲	۰/۰۰۰۰	-۶/۰۶۳۳۴	۰/۰۳۵۸	-۱/۸۰۱۱۴	OE
۰/۰۰۰۰	۶۵/۴۴۴۴	۰/۰۰۰۰	-۶/۴۶۹۶۸	۰/۰۰۲۱	-۲/۸۶۲۷۳	SE

مأخذ: یافته‌های پژوهش

قبل از برآورد مدل‌های پانلی برای جلوگیری از بروز مشکل رگرسیون کاذب، باید آزمون‌های مربوط به ریشه واحد را برای متغیرهای مورد نظر، انجام داد (محمدی و همکاران، ۱۳۹۸). در پژوهش حاضر جهت بررسی مانایی متغیرها از آزمون (LLC)، (IPS) و آزمون (ADF-F) استفاده شد. نتایج آزمون ریشه واحد پانلی در جدول ۲ خلاصه شده است. همان‌طور که در جدول ۲ ملاحظه می‌شود، با توجه به مقدار آماره آزمون و نیز مقدار احتمال به دست آمده، کلیه متغیرها در سطح دارای ریشه واحد بوده و مانا نیستند بنابراین از متغیرها تفاضل مرتبه اول گرفته شده و با توجه به نتایج آزمون‌های مانایی که در قسمت دوم جدول ۲ مشاهده می‌شود، تمامی متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند لذا متغیرهای مورد بررسی $I(1)$ هستند.

۷-۳. آزمون هم‌انباشتگی پانلی^۱

با توجه به اینکه متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش همگی $I(1)$ هستند، ضروری است برای بررسی وجود یا عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت، آزمون هم‌انباشتگی انجام شود. برای این منظور در مطالعه حاضر، از آزمون هم‌انباشتگی پانل فیشر یوهانسون^۲ بهره برده شد که از رویکرد مادالا و وو^۳ (۱۹۹۹) در جهت تعیین تعداد روابط هم‌انباشته استفاده می‌کند و نیز نسبت به آزمون‌های دیگر بررسی هم‌انباشتگی پانلی، در معادلات سیستمی کاربرد دارد (کوندا^۴، ۲۰۱۸). نتایج آزمون هم‌انباشتگی فیشر یوهانسون در جدول ۳ ارائه شده است. در جدول ۳، احتمالات مربوط به آماره اثر و حداکثر مقادیر ویژه نشان می‌دهند که حداقل یک معادله هم‌انباشتگی میان متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش وجود دارد زیرا ما نمی‌توانیم فرضیه صفر را بپذیریم مبنی بر اینکه هیچ معادله هم‌انباشتگی در بین متغیرها وجود ندارد. از این رو، شواهد موجود از وجود یک رابطه بلندمدت پایدار بین متغیرها حمایت می‌کند. همچنین وجود هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. بنابراین در صورت وجود بردار

1. Panel Cointegration Test
 2. Fisher Johansen Panel Cointegration Test
 3. Maddala, G.S. & Wu, S.
 4. Kwenda, F.

هم‌انباشتگی بین متغیرهای انباشته مدل، به جای الگوی VAR از الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده می‌شود (لطفی‌پور و همکاران، ۱۳۹۵).

جدول ۳. نتایج آزمون هم‌انباشتگی فیشر یوهانسون

فرضیه صفر	آماره فیشر از آزمون اثر	مقدار احتمال	آماره فیشر از آزمون حداکثر مقادیر ویژه	مقدار احتمال
نبود بردار هم‌جمعی	۳۱۲/۲	۰/۰۰۰۰	۱۷۰/۱	۰/۰۰۰۰
حداکثر یک بردار	۲۶۷/۶	۰/۰۰۰۰	۲۰۸/۶	۰/۰۰۰۰
حداکثر دو بردار	۲۴۵/۷	۰/۰۰۰۰	۲۱۷/۶	۰/۰۰۰۰
حداکثر سه بردار	۱۸۲/۲	۰/۰۰۰۰	۱۶۲/۹	۰/۰۰۰۰
حداکثر چهار بردار	۱۷۶/۱	۰/۰۰۰۰	۱۸۳/۳	۰/۰۰۰۰
حداکثر ۵ بردار	۱۹۵/۷	۰/۰۰۰۰	۱۹۵/۷	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۷-۴. تعیین وقفه بهینه مدل

برای تعیین تعداد وقفه بهینه، نخست باید یک مدل خودتوضیح برداری پانل، تخمین زده شود و با استفاده از معیارهای آماری همچون آکائیک^۱، شوارتز^۲، حنان کوئین^۳، خطای پیش‌بینی نهایی^۴ (FPE) و آزمون نسبت راستنمایی تعدیل شده^۵ (LR)، میزان وقفه بهینه مشخص گردد (محمدی و همکاران، ۱۳۹۰). نتایج مربوط به تعیین تعداد وقفه‌های بهینه با استفاده از نرم‌افزار Eviews، به شرح جدول ۴ است.

در پژوهش حاضر حداکثر ۸ وقفه پیشنهاد شد و با توجه به معیار شوارتز که در انتخاب تعداد وقفه‌های بهینه از اصل صرفه‌جویی^۶ پیروی می‌کند، وقفه بهینه مدل PVAR برابر با ۳، انتخاب شد. بنابراین با علم به اینکه وقفه بهینه برای انجام آزمون یوهانسون-جوسیلیوس^۷ و تخمین مدل تصحیح خطای برداری (VECM)، یک واحد کمتر از وقفه بهینه تعیین شده

1. Akaike Information Criterion
2. Schwarz Information Criterion
3. Hannan-Quinn Information Criterion
4. Final Prediction Error
5. Sequential Modified LR Test Statistic
6. Parsimony
7. Johansen and Juselius Test

برای مدل خود توضیح برداری VAR است، در پژوهش حاضر از طول وقفه ۲ بهره برده می‌شود (محمدی و همکاران، ۱۳۹۰).

جدول ۴. تعیین وقفه‌های بهینه مدل

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	-۱۰۵۰۴۲/۴	NA	$7/1 e + 126$	۳۰۸/۹۶۶۰	۳۰۹/۰۰۵۹	۳۰۸/۹۸۱۴
۱	-۹۳۱۵۷/۲۶	۲۳۵۲۵/۶۵	$4/5 e + 111$	۲۷۴/۱۱۵۵	۲۷۴/۳۹۴۸	۲۷۴/۲۲۳۶
۲	-۸۷۶۵۸/۲۴	۱۰۷۸۷/۷۸	$4/7 e + 104$	۲۵۸/۰۴۷۸	۲۵۸/۵۶۶۵	۲۵۸/۲۴۸۶
۳	-۸۵۸۰۴/۲۸	۳۶۰۴/۳۱۲	$2/2 e + 102$	۲۵۲/۷۰۰۸	۲۵۳/۴۵۹۰*	۲۵۲/۹۹۴۳*
۴	-۸۵۷۵۴/۶۲	۹۵/۶۷۷۰۰	$2/2 e + 102$	۲۵۲/۶۶۰۶	۲۵۳/۶۵۸۲	۲۵۳/۰۴۶۸
۵	-۸۵۷۱۸/۱۸	۶۹/۵۵۵۸۹	$2/2 e + 102$	۲۵۲/۶۵۹۴	۲۵۳/۸۹۶۳	۲۵۳/۱۳۸۱
۶	-۸۵۶۸۵/۴۶	۶۱/۸۷۷۳۰	$2/2 e + 102$	۲۵۲/۶۶۹۰	۲۵۴/۱۴۵۳	۲۵۳/۲۴۰۵
۷	-۸۵۶۶۵/۲۲	۳۷/۹۲۷۸۵	$2/3 e + 102$	۲۵۲/۷۱۵۳	۲۵۴/۴۳۱۱	۲۵۳/۳۷۹۵
۸	-۸۵۵۸۴/۸۵	۱۴۹/۱۵۷۹*	$2/0 e + 102*$	۲۵۲/۵۸۴۸*	۲۵۴/۵۴۰۰	۲۵۳/۳۴۱۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۷-۵. برآورد ضرایب بلندمدت

با توجه به نتایج فوق و با اثبات وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی، حال می‌توان روابط بلندمدت را استخراج کرد و مورد تحلیل قرار داد. رابطه بلندمدت نرمال شده براساس متغیر کسری بودجه در صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران در جدول ۵ نشان داده شده است.

جدول ۵. نتایج برآورد معادله هم‌انباشتگی کسری بودجه صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران

متغیرها	ضرایب	انحراف استاندارد	آماره t
BD(-1)	۱/۰۰۰۰۰۰	-	-
CO(-1)	۰/۴۷۴۰۸۸	۰/۳۱۹۴۶	۱/۴۸۴۰۴
PR(-1)	۰/۹۵۲۴۱۸	۰/۰۶۱۴۸	۱۵/۴۹۲۰
TE(-1)	-۱/۰۱۰۳۵۵	۰/۰۴۷۲۱	-۲۱/۴۰۱۷
OE(-1)	-۱/۲۵۷۸۱۳	۰/۴۵۰۶۳	-۲/۷۹۱۲۴
SE(-1)	-۵۰۴۷/۵۰۵	۱۰۳۵۴/۵	-۰/۴۸۷۴۷
C	۱/۷۹e+۱۱	-	-

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل نشان می‌دهند که در بلندمدت، میان فرانشیز پرداختی بیمه‌شدگان و حق بیمه جمع‌آوری شده توسط صندوق‌های پنجگانه سازمان بیمه سلامت ایران با کسری بودجه این صندوق‌ها ارتباط منفی وجود دارد و با افزایش چنین متغیرهایی، کسری بودجه کاهش می‌یابد. همچنین ضرایب متغیرهای هزینه‌های درمان و بالاسری پرداخت شده توسط صندوق‌ها و نیز تعداد خدمات خریداری شده صندوق‌های مذکور، تأثیر مثبت این متغیرها بر کسری بودجه را نشان می‌دهند که بیانگر افزایش کسری بودجه صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران در نتیجه افزایش این متغیرها است. با توجه به آماره t محاسبه شده، تمامی متغیرهای مورد بررسی به غیر از فرانشیز پرداخت شده به وسیله بیمه‌شدگان و خدمات خریداری شده توسط صندوق‌های پنجگانه، در سطح ۵ درصد، معنی‌دار هستند.

۶-۷. تخمین مدل تصحیح خطای برداری پانل و برآورد روابط کوتاه‌مدت

در ادامه به برآورد مدل PVECM می‌پردازیم و مقادیر ضرایب کوتاه‌مدت متغیرها و نحوه اثرگذاری این متغیرها بر کسری بودجه صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران را بررسی و تجزیه و تحلیل می‌کنیم. در جدول ۶ الگوی تصحیح خطای برداری پانل، برای معادله ارتباط بین متغیر کسری بودجه با متغیرهای مستقل مورد بررسی در پژوهش حاضر، برآورد و گزارش شده است.

همان‌طور که مشاهده می‌شود ضریب ε_{t-1} در معادله کسری بودجه که سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد منفی و معنادار است لذا با استناد به نتایج جدول ۶، مقدار بسیار اندکی در حدود ۰/۲ درصد از خطا، در هر دوره جهت رسیدن به تعادل بلندمدت اصلاح شده و تعادل کوتاه‌مدت به بلندمدت ختم می‌شود. بنابراین سرعت حرکت به سمت تعادل بلندمدت بسیار آهسته است و زمان زیادی طول می‌کشد تا تعادل بلندمدت حاصل شود. از طرف دیگر ضرایب مربوط به تفاضل مرتبه اول هر یک از متغیرهای مستقل باوقفه، نوع رابطه کوتاه‌مدت و علیت کوتاه‌مدت متغیرها را بیان می‌کنند. همان‌طور که از نتایج حاصل از جدول ۶ مشاهده می‌شود، اندازه کسری بودجه صندوق‌های مختلف به عنوان متغیر وابسته با خود متغیر با یک دوره وقفه رابطه مثبت معنادار دارد و نشان می‌دهد که طی دوره و به‌طور متوسط، کسری بودجه پس از دوره‌ای که رشد مثبت را تجربه کرده، با افزایش روبه‌رو شده است. آثار سایر متغیرها بر کسری بودجه در

کوتاه‌مدت، به غیر از هزینه‌های بالاسری که اثر کاهشی بر کسری بودجه را نشان می‌دهد، با آثار بلندمدت آن‌ها مشابه است که در بخش قبل به آن پرداخته شد. در اینجا توجه به این نکته ضروری است که معنی‌دار نبودن برخی ضرایب بیشتر به دلیل مشکلات و محدودیت‌های آماری و نمونه‌گیری است. همچنین مقادیر مربوط به آماره دوربین-واتسون^۱، ضریب تعیین و آماره F ، به ترتیب نشان‌دهنده عدم وجود خودهمبستگی، قدرت توضیح‌دهندگی بالای مدل و معنی‌داری کل معادله رگرسیون هستند. از آنجا که در مدل‌های سیستمی VECM، متغیرهای سمت راست که به صورت تفاضل مرتبه اول هستند با وقفه‌های خود ($t-1, t-2, \dots$) وارد مدل می‌شوند اما متغیر جزء اخلاص با زمان t است، بنابراین دارای زمان‌های متفاوتی هستند و در نتیجه مسئله درون‌زایی مشکلی ایجاد نمی‌کند.

جدول ۶. مدل تصحیح خطای برداری پانل و ضرایب کوتاه‌مدت

متغیر وابسته: $D(BD)$			
متغیر مستقل	ضریب	t آماره	احتمال
ε_{t-1}	-۰/۰۰۲۳۵۲	-۲/۳۰۱۹۴۹	۰/۰۲۱۶
ΔBD_{t-1}	۱/۷۸۱۳۹۶	۵۲/۰۹۸۴۱	۰/۰۰۰۰
ΔBD_{t-2}	-۰/۸۸۰۴۷۳	-۲۶/۰۵۱۴۲	۰/۰۰۰۰
ΔCO_{t-1}	-۰/۴۱۹۷۲۵	-۱/۳۰۴۳۶۰	۰/۱۹۲۵
ΔCO_{t-2}	۰/۳۶۳۷۳۸	۱/۱۲۴۳۶۲	۰/۲۶۱۲
ΔPR_{t-1}	-۰/۰۲۱۹۴۷	-۰/۹۶۵۶۷۲	۰/۳۳۴۵
ΔPR_{t-2}	-۰/۰۳۳۹۳۸	-۱/۴۸۰۹۰۵	۰/۱۳۹۱
ΔTE_{t-1}	۰/۱۲۷۲۲۶	۱/۷۰۸۱۵۲	۰/۰۸۸۱
ΔTE_{t-2}	-۰/۰۹۸۲۱۸	-۱/۲۸۳۰۱۲	۰/۱۹۹۹
ΔOE_{t-1}	-۰/۰۶۹۲۸۲	-۱/۲۴۰۱۳۰	۰/۲۱۵۳
ΔOE_{t-2}	-۰/۰۶۴۵۲۲	-۱/۱۶۲۸۲۵	۰/۲۴۵۳
ΔSE_{t-1}	۴۱۳۳۷/۷۴	۱/۲۷۸۶۶۷	۰/۲۰۱۴
ΔSE_{t-2}	-۳۳۶۴۱/۱۵	-۱/۰۳۸۹۶۵	۰/۲۹۹۲
C	۷/۷۷۵+۰۸	۲/۱۱۷۹۷۱	۰/۰۳۴۵
F-statistic: ۶۷۲۹/۰۷۸			
Durbin-Watson stat: ۲/۱۹			
Prob(F-statistic): ۰/۰۰۰۰			
R-squared: ۰/۹۹			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۸. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

شناخت و درک کامل از علل ایجاد کسری بودجه در صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران، سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان این سازمان را در راستای توسعه و گسترش سیاست‌های مقابله با کسری بودجه و کاهش آن یاری خواهد رساند. بر این اساس پژوهش حاضر به گزارش مطالعه‌ای اختصاص دارد که در آن تلاش شده است با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری پانل و با در نظر گرفتن نقش واسطه‌گری سازمان بیمه‌ای در بازپرداخت هزینه‌ها، مدیریت و تنظیم رفتار و خرید خدمات سلامت، عوامل مؤثر بر اندازه کسری بودجه صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران بررسی شود.

نتایج حاصل از روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت نشان داد که متغیرهای فرانشیز پرداخت شده توسط بیمه‌شدگان و نیز حق‌بیمه جمع‌آوری شده در صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران، اثر منفی بر کسری بودجه صندوق‌های سازمان مذکور داشته و تأثیر متغیرهای هزینه‌های درمان پرداخت‌شده توسط صندوق‌های مختلف و تعداد خدمات خریداری شده در این صندوق‌ها بر کسری بودجه مثبت و صعودی است که بیانگر افزایش کسری بودجه بر اثر افزایش این متغیرها می‌باشد. همچنین هزینه‌های بالاسری صندوق‌ها در کوتاه‌مدت تأثیر منفی و در بلندمدت اثر مثبت بر کسری بودجه می‌گذارند. ضریب جمله تصحیح خطا در سطح ۵ درصد معنی‌دار و مساوی $0/002-$ است که این مقدار، سرعت پائینی از حرکت به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. علاوه بر موارد فوق، کسری بودجه صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران با یک دوره تأخیر، اثر افزایشی و قابل ملاحظه‌ای بر کسری بودجه این صندوق‌ها دارد. لذا می‌توان گفت الگوی ناصحیح تخصیص اعتبار به صندوق‌های مختلف سازمان مذکور می‌تواند تشدیدکننده کسری بودجه باشد. در صورتی که اگر بودجه تخصیص داده شده براساس ارقام مصوب باشد نه براساس عملکرد صندوق‌های مختلف، منجر به ایجاد دور تسلسل در کسری بودجه خواهد شد. آمار مربوط به سرانه مصوب و سرانه عملکردی صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران در طول سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۷ نشان از تراز عملیاتی منفی صندوق‌ها دارد. در چنین شرایطی، می‌توان گفت صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران، هر سال بخشی از درآمدهای خود را صرف جبران کسری بودجه سال‌های قبل می‌کنند و این امر نیز به نوبه خود بر عمق کسری

بودجه این صندوق‌ها، می‌افزاید. بنابراین اختصاص اعتبارات به صندوق‌های پنجگانه سازمان بیمه سلامت ایران، بدون ارتباط با اهداف، عملکرد و برنامه‌های آن‌ها منجر به تشدید شرایط منفی خواهد شد. علاوه بر موارد فوق، از مهم‌ترین عللی که بر افزایش هزینه‌های صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران تأثیر می‌گذارد، رفتار ارائه‌کنندگان خدمات سلامت است. نظام پرداخت غالب در بخش سلامت، پرداخت به ازای هر خدمت^۱ یا پرداخت به صورت کارانه است که خود به شدت تشویق‌کننده ارائه خدمات از سوی ارائه‌کنندگان و تشدید پدیده تقاضای القایی می‌باشد. از سوی دیگر، در مورد تعداد خدماتی که ارائه‌کنندگان در هر ماه مجاز هستند ارائه دهند یا مدت زمان ویزیت یک پزشک، هیچگونه محدودیت یا سقفی وجود ندارد. این عوامل منجر به افزایش هزینه‌های درمان سازمان‌های بیمه‌ای می‌شوند که مطابق با نتایج پژوهش حاضر اثر مثبت بر کسری بودجه صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران دارند. به علاوه، روش پرداخت کارانه موجب افزایش هزینه‌های بالاسری و اداری سازمان‌های بیمه‌ای می‌شود زیرا این سازمان‌ها می‌بایست کارکنان بیشتری را به منظور بررسی دقیق پرونده‌های مالی بیمه‌شدگان استخدام کنند و مطابق با نتایج مدل برآورد شده در پژوهش حاضر افزایش هزینه‌های بالاسری، کسری بودجه صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران را افزایش می‌دهد. بنابراین ناکارایی در شیوه پرداخت به ارائه‌کنندگان و عدم وجود قوانین و مقررات مدیریت تعارض منافع و تقاضای القایی منجر به فشار هزینه‌ای به سازمان بیمه و تشدید کسری بودجه در این سازمان می‌شود.

از سوی دیگر، در رابطه با فرانشیز پرداخت شده توسط بیمه‌شدگان، با توجه به اینکه پرداخت بخشی از هزینه‌های درمان توسط سازمان بیمه‌گر، فرد بیمه‌شده را به استفاده بیشتر از خدمات غیرضروری و نیز مداخلات پرهزینه و گران‌قیمت، تشویق می‌کند، دریافت سهم بیشتر هزینه‌های درمان از بیمه‌شده، انگیزه وی را در استفاده غیرضروری از خدمات سلامت، کاهش می‌دهد و مخارجی که از این طریق بر صندوق‌های مختلف سازمان بیمه تحمیل می‌شود تقلیل می‌یابد.

در رابطه با تأثیر مثبت تعداد خدمات خریداری‌شده توسط صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران بر کسری بودجه این صندوق‌ها، می‌توان گفت، به نظر می‌رسد بسته

1. Fee for Service

خدمات تحت پوشش صندوق‌ها، بر مبنای نیاز واقعی جمعیت طراحی نشده و همپوشانی‌هایی میان بسته خدمات پایه و تکمیلی مشاهده می‌شود. همچنین، بیماری‌محور و درمان‌محور بودن بسته بیمه پایه کشور به جای تمرکز بر پیشگیری و بهداشت و نیز پوشش خدمات تشخیصی و درمانی و دارویی با کارایی پایین و بدون محدودیت، از جمله ناکارایی‌های بسته تحت پوشش سازمان بیمه سلامت هست. در حال حاضر سازمان بیمه سلامت ایران از مکانیزم خرید منفعل بهره می‌برد که به معنای تابعیت از بودجه معین و از پیش تعیین شده یا صرفاً پرداخت صورت حساب‌های ارائه شده است. این عوامل منجر به تحمیل هزینه بر سازمان بیمه شده و در تشدید کسری بودجه نقش اساسی ایفا می‌کنند.

در ادامه با استناد به نتایج مطالعه حاضر و نیز مطابق با مطالب بیان شده، می‌توان پیشنهادات و توصیه‌هایی در راستای رفع معضل کسری بودجه در صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران و سیاست‌گذاری در این حوزه، ارائه نمود:

بخشی از درآمدهای سازمان از محل حق بیمه‌ها، به صورت حق بیمه‌های در جریان وصول است که هنوز برای سازمان محقق نشده است. برای مثال به طور متوسط، ۳۵ درصد از درآمدهای صندوق سایر اقشار بین سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۹۸ به صورت حق بیمه‌های در جریان وصول بوده است. در صورتی که بیمه‌شدگان سهم خود از حق بیمه را به موقع پرداخت نمایند، درآمدهای وصول شده سازمان از محل حق بیمه‌ها افزایش یافته و منجر به بهبود تراز بودجه صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران خواهد شد. بنابراین سازمان بیمه سلامت ایران می‌تواند از طریق اجرای تمهیدات تشویقی همچون تخیف در مبلغ حق بیمه سال بعد، در صورت پرداخت به موقع حق بیمه سال جاری، در راستای وصول به هنگام حق بیمه‌ها و افزایش منابع درآمدی خود اقدام نماید. همچنین سازمان بیمه سلامت ایران می‌تواند با ارزیابی وسع پرداخت حق بیمه بیمه‌شدگان و دریافت تمام یا بخشی از آن از افراد دارای وسع پرداخت، منابع درآمدی خود را تقویت کند.

یکی دیگر از پیشنهادات در راستای افزایش منابع درآمدی سازمان‌های بیمه سلامت، تنظیم نرخ حق بیمه متفاوت بر مبنای سن بیمه‌شدگان و وابستگان به آن‌ها می‌باشد. برای مثال نرخ حق بیمه برای بزرگسالان در سن فعالیت که معمولاً از قوای جسمی قوی‌تری نسبت به کودکان یا سالخوردگان برخوردارند و توانایی کسب درآمد کافی را دارا هستند، می‌تواند نرخ بالاتری اختیار شود.

با عنایت به تأثیر فرانشیز در کنترل استفاده غیرضروری از خدمات بهداشتی و درمانی و نیز با توجه به آمار گزارش شده از سوی سازمان بیمه سلامت ایران، در بین ۵ صندوق فعال این سازمان، صندوق‌های کارکنان دولت و ایرانیان در بین سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۸، بیشترین بار مراجعات را به خود اختصاص داده‌اند. بنابراین پرداخت سهم بیشتر هزینه‌های درمان توسط بیمه‌شده در صندوق‌های مذکور می‌تواند تأثیر بسزایی در کاهش هزینه‌های درمانی سازمان بیمه سلامت ایران داشته باشد. همچنین مراجعات مربوط به خدمات سرپایی در اغلب صندوق‌های این سازمان، به‌طور تقریبی ۹۸ درصد از کل بار مراجعات این صندوق‌ها را به خود اختصاص داده‌اند. بنابراین کنترل مراجعات بیماران در بخش سرپایی ضروری می‌نماید. از طرف دیگر در بین خدمات سرپایی، مراجعات مربوط به خدمات دارویی، پزشک عمومی و نیز پزشک متخصص و فوق تخصص به ترتیب با اختصاص ۳۶، ۲۱ و ۲۲ درصد از کل مراجعات صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران، بیشترین بار مراجعات سرپایی را داشته‌اند. بنابراین پیشنهاد می‌شود سازمان بیمه سلامت ایران در تعیین و تنظیم فرانشیزهای پرداختی بیمه‌شدگان برای جلوگیری از مراجعات غیرضروری و بی‌مورد، توجه بخصوصی به سه خدمت مذکور، داشته باشد.

اصلاح الگوی پرداخت به ارائه‌کنندگان از روش پرداخت به ازای هر خدمت به نظام پرداخت گلوبال، از جمله راهکارهای دیگر کنترل هزینه‌ها است که می‌بایست در دستور کار سازمان‌های مرتبط قرار گیرد. همچنین انعقاد قراردادهای بلندمدت با ارائه‌دهندگان و نیز تعیین سقف برای تعداد خدماتی که پزشکان به‌ویژه در بخش خدمات تشخیصی و غیرورژانسی ارائه می‌دهند، می‌توانند در کنترل تورم هزینه‌های درمان یا بالاسری سازمان بیمه سلامت مؤثر واقع شده و از ایجاد معضل کسری بودجه در سازمان بیمه سلامت ایران ممانعت کند.

یکی دیگر از راهکارهای مقابله با کسری بودجه، اجرای سیاست خرید راهبردی خدمات سلامت است که نقش سازمان بیمه را در تأمین منابع مالی پایدار، از طریق افزایش کارایی در تخصیص منابع ارتقا خواهد بخشید. تأکید مکانیزم خرید راهبردی بر این است که کدام یک از گروه‌های جمعیتی مشمول چه نوع پوششی شوند، چه مداخلاتی برای چه گروه‌های جمعیتی پوشش داده شوند و چه نسبتی از هزینه‌های هر یک از خدمات سلامت برای کدام گروه‌های جمعیتی تحت پوشش قرار گیرند. اجرای چنین راهکاری در تخصیص منابع، از

هدررفت آن در بخش‌های مختلف ممانعت خواهد کرد. همچنین صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران می‌توانند با بازنگری در بسته بیمه پایه تحت پوشش خود، مبتنی بر نقشه بیماری‌های کشور، نگاه سلامت‌محورانه به جای بیمارمحوری و نیز حذف خدمات غیرضروری و پوشش این خدمات در قالب بیمه‌های تکمیلی، از ازدیاد بی‌مورد تعهدات و تحمیل مخارج اضافی بر سازمان جلوگیری کنند.

علاوه بر موارد فوق، شایسته است تا سیاست‌گذاری‌های کلان تخصیص منابع به امور توسعه‌ای صندوق‌های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران مطابق با نیازها، عملکرد و کمبودهای سازمان، تنظیم و به دولت و مجلس جهت تخمین بودجه‌های سالانه ابلاغ شود.

تعارض منافع

در پژوهش حاضر هیچگونه تعارض منافی وجود ندارد.

ORCID

Samira Ghanbari		https://orcid.org/0000-0003-0860-8312
Hamid Amadeh		https://orcid.org/0000-0002-6904-2626
Davoud Danesh Jafari		http://orcid.org/0000-0001-6074-1319
Teymor Mohammadi		http://orcid.org/0000-0003-4394-774X

منابع

- ابراهیم‌نیا، مهدی، خضری، جعفر، تیمورزاده، احسان، مسکریپور امیری، محمد و فرزانه، علی. (۱۳۹۳). تأثیر فرانشیز بر مخاطره اخلاقی بیمه‌شدگان در خدمات درمانی نیروهای مسلح: مطالعه موردی در تهران. *مجله طب نظامی*، ۱۶(۲)، ۹۳-۹۸.
- ابونوری، اسمعیل، شیرین‌بخش، شمس‌الله و کمرئی، جواد. (۱۳۹۷). تأثیرات متقابل شاخص‌های توسعه مالی و اقتصاد زیرزمینی مدل تصحیح خطای برداری پانل Panel-VECM. *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، ۱۷(۲۶)، ۸۳-۱۱۶.
- اخوان‌بهبهانی، علی، علیدوست، سعیده، مسعودی‌اصل، ایروان، و رهبری‌بناب، مریم. (۱۳۹۷). بررسی عملکرد سازمان بیمه سلامت و ارائه راهکارهایی برای بهبود: یک مطالعه تلفیقی. *بیمه سلامت / ایران*، ۱(۳)، ۸۸-۹۶.

- بازیار، محمد، صوفی، مسلم و رشیدیان، آرش. (۱۳۹۱). روش‌های کنترل مخاطرات اخلاقی در نظام سلامت: مداخلات تقاضا و عرضه (مقاله مروری). *طلوع بهداشت*، ۱۱(۱)، ۱۱۰-۱۲۲.
- خلجی‌نیا، زهره و گائینی، مینا. (۱۳۹۷). تبیین چالش‌های اجرای طرح تحول نظام سلامت در حوزه درمان در شهر قم. *راهنمای مدیریت در نظام سلامت*، ۳(۳)، ۲۱۲-۲۲۴. doi: 10.18502/mshsj.v3i3.253
- دارکش، محمد. (۱۳۹۵). *مطالعه تطبیقی نظام تأمین مالی هزینه‌های درمان در کشورهای منتخب*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه تهران.
- ریاضی، محسن. (۱۳۹۷). تأثیر اجرای بازنشستگی مشاغل سخت و زیان‌آور بر منابع و مصارف سازمان تأمین اجتماعی. *فصلنامه تأمین اجتماعی*، ۱۴(۱)، ۱۵-۴۲.
- فرح‌بخش، ندا و محرابیان، آزاده. (۱۳۸۲). عوامل مؤثر بر کسری بودجه در ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۳(۸)، ۱۵۷-۱۷۱.
- قنبری، سمیرا و راغفر، حسین. (۱۳۹۵). مدل‌سازی و تحلیل تأثیر هزینه‌های سرطان بر رشد اقتصادی ایران. *مدیریت بهداشت و درمان*، ۷(۲)، ۷-۱۹.
- کریمی، آیت. (۱۳۸۶). *کلیات بیمه*. چاپ دهم. تهران: پژوهشکده بیمه وابسته به بیمه مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
- گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۳۹۴). جهانی شدن و اندازه دولت: آزمون فرضیه رودریک. *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۳(۱۰)، ۳۹-۶۲.
- لطفی‌پور، محمدرضا، مهدوی‌عادلی، محمدحسین و رضایی، حسن. (۱۳۹۵). بررسی رابطه میان مصرف انرژی، رشد اقتصادی و صادرات در بخش صنعت ایران (تحلیل مبتنی بر داده‌های پانل). *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۶(۲۴)، ۱۳-۳۴. doi: 20.1001.1.22285954.1395.6.24.1.0
- محقق‌زاده، مهرداد، دامن‌کشیده، مرجان، مؤمنی‌وصالیان، هوشنگ، افشاری‌راد، مجید و دقیقی‌اصلی، علیرضا. (۱۳۹۹). طراحی مدل پایداری مالی در سازمان تأمین اجتماعی با تمرکز بر اصلاحات پارامتریک. *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، ۱۰(۳۴ و ۳۵)، ۱۵-۲۹.
- محمدزاده، یوسف، جهانگیری، خلیل، رفاح کهریز، آرش و ولیزاده، الناز. (۱۳۹۷). بررسی اثر حقوق مالکیت و ریسک سیاسی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با استفاده از رهیافت PVAR. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۷(۲۶)، ۱۱۵-۱۴۴. doi: 10.22084/aes.2017.14465.2519

محمدی، تیمور، عزیزخانی، فاطمه، طایی، حسن و بهرامی، جاوید. (۱۳۹۸). پویایی‌های کلان اقتصادی مقررات‌زدایی در بازارهای محصول و کار در کشورهای منا: رهیافت Panel VAR. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۴ (۸۰)، ۳۷-۶۷. doi: 10.22054/IJER.2019.11112

محمدی، مقداد، احمدی، علی محمد و غفاری، حسن محمد. (۱۳۹۰). ارزیابی اثر اعتبارات بانکی و نرخ حقیقی ارز بر رشد صادرات محصولات کشاورزی (۱۳۸۵-۱۳۶۳). *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۹ (۷۳)، ۴۷-۷۶. doi: 10.30490/AEAD.2011.58777

References

- Abounoori, I., Shirinbakhsh, S. & Kamarei, J. (2018). Mutual effects of indicators of financial development and underground economy Panel Vector Error Correction Model (Panel-Vecm). *Economic strategy*, 7(26), 83-116. [In Persian].
- Akhavan Behbahani, I., Alidoost, S., Masoudi Asl, I. & Rahbari Bonab, M. (2018). Investigating the performance of Iran's Health Insurance Organization and providing solutions for improvement: a mixed method study. *Iranian Journal of Health Insurance*, 1(3), 88-96. [In Persian].
- Amaluddin, A. (2019). The nexus between tourism development and economic growth in eastern Indonesia: a panel VECM approach. *Jurnal Perspektif Pembiayaan dan Pembangunan Daerah*, 7(2), 143-156. doi:10.22437/ppd.v7i2.7626.
- Bazyar, M., Soofi, M. & Rashidian, A. (2012). Ways to control moral hazard in health system: demand-side and supply-side interventions (review article). *TB*, 11(1), 110-122. <http://tbj.ssu.ac.ir/article-1-94-en.html>. [In Persian].
- Darkash, M. (2015). *A comparative study of the financing system of treatment costs in selected countries*. [Master's thesis]. University of Tehran. [In Persian].
- Dees, S. & Guntner, J. (2014). Analysing and forecasting price dynamics across euro area countries and sectors: A panel VAR approach. *European Central Bank (ECB) Working Paper*, No 1724.
- Ebrahimnia, M., Khezri, J., Teymourzadeh, E., Meskarpour Amiri, M. & Farzaneh, A. (2014). Impact of deductibles on insured moral hazard in the armed forces health services: a case study in Tehran. *Journal of Military Medicine*, 16(2), 93-98. <http://militarymedj.ir/article-1-1145-en.html>. [In Persian].
- Ekman, B., Liem, N.T., Duc, H.A. & Axelson, H. (2008). Health insurance reform in Vietnam: a review of recent developments and future challenges. *Health Policy and Planning*, 23(4), 252-263. doi:10.1093/heapol/czn009.
- Farahbakhsh, N. & Mehrabian, A. (2003). Factors affecting the budget deficit in Iran. *Economic Research*, 3(8), 157-171. [In Persian].

- Ghanbari, S. & Raghfar, H. (2016). Modeling and analysis of the impact of cancer costs on economic growth in Iran. *Journal of Healthcare Management*, 7(2), 7-19. [In Persian].
- Golkhandan, A. (2015). Globalization and government size: Rodrik Hypothesis testing. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 3(10), 39-62. [In Persian].
- Ho Thuy, T., Tran Thi Kim, O. & Pham Thanh, T. (2022). The impact of Government budget on national financial security: a case study in Vietnam. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 17(4), 1-17. doi:10.1080/17520843.2021.2010169.
- Hsiao, W.C. & Shaw, R.P. (2007). *Social health insurance for developing nations*. WBI Development Studies. Washington, DC: World Bank.
- Karimi, A. (2007). *Insurance basics*. Tehran: Research Institute of Insurance Affiliated to the Central Insurance of the Islamic Republic of Iran. [In Persian].
- Khalajinia, Z. & Gaeeni, M. (2018). Challenges in implementation of health care reform in the area of treatment Qom City. *Management Strategies in the Health System*, 3(3), 212-224. doi.org/10.18502/mshsj.v3i3.253. [In Persian].
- Kumar, R. & Duggirala, A. (2021). Health insurance as a healthcare financing mechanism in India: key strategic insights and a business model perspective. *VIKALPA: The Journal for Decision Makers*, 46(2), 112-128. doi: 10.1177/02560909211027089.
- Kwenda, F. (2018). A panel VECM analysis of competition, access to finance and economic growth in BRICS. *Acta Universitatis Danubius*, 14(1), 138-154.
- Liu, K. (2016). *The effect of social health insurance reform on people's out-of-pocket health expenditure in China, the mediating role of the institutional arrangement*. Singapore: Springer Publications. doi: 10.1007/978-981-10-1777-3.
- Lotfalipour, M.R., Mahdavi Adeli, M.H. & Rezaei, H. (2016). Study on the relationship between energy consumption, economic growth and export industry in Iran (analysis based on panel data). *Economic Growth and Development Research*, 6(24), 13-34. doi: 20.1001.1.22285954.1395.6.24.1.0. [In Persian].
- Mohagheghzadeh, M., Daman Keshideh, M., Momeni Vesalian, H., Afsharirad, M. & Daghighi Asli, A. (2019). Designing a financial sustainability model in the social security organization by focus on parametric reforms. *Applied Economics*, 10(34 and 35), 15-29. 20.1001.1.22516212.1399.10.0.2.1. [In Persian].
- Mohammadi, M., Ahmadi, A.M. & Ghaffari, H.M. (2011). Evaluation of effect of bank credits on production and export of agricultural sector (1984-2006). *Agricultural Economics and Development*, 19(73), 47-76. doi: 10.30490/AEAD.2011.58777. [In Persian].

- Mohammadi, T., Azizkhani, F., Taei, H. & Bahrami, J. (2018). Dynamics of the effects of deregulations in the commodity and labor markets in MENA countries: A Panel VAR approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 24(80), 37-67. doi: 10.22054/IJER.2019.11112. [In Persian].
- Mohammadzadeh, Y., Jahangiri, K., Refah-kahriz, A. & Valizadeh, E. (2018). The effect of property rights and political risk to attract foreign direct investment using with PVAR approach. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 7(26), 115-144. doi: 10.22084/aes.2017.14465.2519. [In Persian].
- Mossialos, E., Dixon, A., Figueras, J., Kutzin, J. & World Health Organization. (2002). *Funding health care: options for Europe*.
- Riazi, M. (2017). The effect of the implementation of the retirement of difficult and unprofitable jobs on the resources and expenses of the social security Administration. *Social Security*, 14(1), 15-42. [In Persian].
- Tarigan, S.F.N. & Dondo, M.L. (2021). Behavior paying premium to the independent participants in healthcare social insurance administration office. *Journal Kesehatan Masyarakat*, 17(1), 9-13. doi.org/10.15294/kemas.v17i1.23301.
- Yuda, M. (2016). Inefficiencies in the Japanese National Health Insurance system: A stochastic frontier approach. *Journal of Asian Economics*, 42, 65-77. doi.org/10.1016/j.asieco.2016.01.001.
- Zhao, F. & Nianogo, R.A. (2022). Medicaid axpansion's impact on emergency department use by state and payer. *Value Health*, 25(4), 630-637. doi: 10.1016/j.jval.2021.09.014.

استناد به این مقاله: قنبری، سمیرا، آماده، حمید، دانش جعفری، داود و محمدی، تیمور. (۱۴۰۴). مدل سازی کسری بودجه در صندوق های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران و عوامل مؤثر بر آن. *پژوهش های اقتصادی ایران*، ۳۰ (۱۰۲)، ۳۷-۱.



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

Estimation of the Vector Autoregressive Model with the Multivariate Skew Normal Distribution for the Shocks: Application to Two Real-World Datasets

Manijeh Mahmoodi 

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

Mohammad Reza Salehi Rad* 

Associate Professor, Department
of Statistics, Allameh Tabataba'i
University, Tehran, Iran

Abstract

Modeling plays a crucial role in economic and financial research, forming the foundation for analysis, decision-making, policy development, and planning. Assumptions made during the modeling process are particularly important for estimation and forecasting, as they can significantly influence the results. One of the most widely used classical time series models is the autoregressive model, in which current values are expressed as a finite linear combination of past values. However, in real-world scenarios, many variables interact with each other. To capture these interdependencies, vector time series models—an important class of multivariate time series models—are employed. The vector autoregressive (VAR) models are commonly used in economic and financial modeling. VAR models are typically formulated assuming that the shocks (or noise terms) follow a normal distribution. However, in economic and financial contexts—particularly in macroeconomics—shocks do not often follow a symmetric distribution. The present article focused on a VAR model in which the shocks follow a multivariate skew normal (MSN) distribution. The expectation conditional maximization (ECM) algorithm were used to estimate the model parameters. Finally, using real-world datasets from Canada and Iran—where the shocks exhibit skewness—the study found

* Corresponding Author: E-mail: salehirad@atu.ac.ir

How to Cite: Mahmoodi, M. & Salehi Rad, M.R. (2025). Estimation of the Vector Autoregressive Model with the Multivariate Skew Normal Distribution for the Shocks: Application to Two Real-World Datasets. *Iranian Journal of Economic Research*, 30(102), 38-63.

that the VAR model with MSN-distributed shocks is more efficient than the VAR model with multivariate normal distribution for shocks.

1. Introduction

The multivariate normal distribution is commonly used to model shocks in VAR models. However, in fields such as economics, finance, the stock market, and medicine, various factors can introduce skewness (asymmetry) into the shocks, resulting in non-symmetric distributions. In such cases, the normal distribution becomes an inappropriate choice. To address this, the multivariate skew distribution-which accounts for asymmetry-should be used for modeling shocks. Despite its relevance, this approach has received limited attention in previous research. The family of multivariate skew distributions is broad and complex, posing practical challenges. The present study aimed to test the VAR model in which the shocks follow a multivariate skew normal (MSN) distribution, using the real-world datasets from Canada and Iran.

2. Materials and Methods

Consider the VAR model of order p :

$$\text{VAR}(p): y_t = v + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$v = \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \\ \vdots \\ v_{kt} \end{bmatrix}, \quad y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{kt} \end{bmatrix}, \quad A_i = \begin{bmatrix} a_{11,i} & \dots & a_{1k,i} \\ \vdots & \dots & \vdots \\ a_{k1,i} & \dots & a_{kk,i} \end{bmatrix},$$

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{kt} \end{bmatrix} \quad i = 1, \dots, p$$

where $\varepsilon_t \stackrel{iid}{\sim} MSN(o, \Sigma, S)$, o is location parameter, Σ is the scale parameter, and S is the skew parameter. Its density function is given by:

$$f(\varepsilon_t) = 2^k \phi_k(o, \Omega) \Phi(S' \Omega^{-1} \varepsilon_t; 0, \Delta)$$

where $\Omega = \Sigma + SS'$, $\Delta = (I + S' \Sigma^{-1} S)^{-1} = I - S' \Omega^{-1} S$, $S = \text{diag}(s_1, s_2, \dots, s_k)$, and $\phi_k(\cdot, \cdot)$ denotes density function of MN, while $\Phi(\cdot, \cdot)$ denotes the standard cumulative distribution function.

To find the maximum likelihood estimates of the parameters requires derivatives of the log-likelihood function; however, these derivatives do not have closed-form expressions. Therefore, they must be approximated using numerical methods. The maximum likelihood estimators were obtained via the expectation conditional maximization (ECM) algorithm. Based on the hierarchical representation of the multivariate skew normal distribution, we have:

$$\varepsilon_t | H_t = h_t \sim MN_k(S h_t, \Sigma)$$

$$H_t \sim TN_k(o, I) I(\mathfrak{R}_+^k)$$

$$H_t | \varepsilon_t \sim TN_k(S' \Omega^{-1} \varepsilon_t; \Delta, \mathfrak{R}_+^k)$$

The logarithm of the conditional likelihood function in VAR(p) can be formulated as:

$$\ln L(\Theta | \varepsilon, H) = \ell(\Theta | \varepsilon, H)$$

$$\propto -\frac{T}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(Y_t - \sum_{j=1}^p A_j Y_{t-j} - S h_t \right)' \Sigma^{-1} \left(Y_t - \sum_{j=1}^p A_j Y_{t-j} - S h_t \right) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T h_t' h_t$$

where $\Theta = (A_1, \dots, A_p, \Sigma, S)$. The expectation of the logarithm of the conditional likelihood is denoted by $Q(\Theta | \Theta^{(k)}) = E(\ell(\Theta | y)) \equiv E(\ell(\Theta | \varepsilon))$, and the steps for the maximizing $Q(\Theta | \Theta^{(k)})$ are as below:

- Step 1: Assuming no skewness, estimate the initial values for the coefficients and scale parameters.
- Step 2

$$\hat{A}^{(k+1)}_i = \left[\sum_{t=1}^p \left(Y_t - \sum_{j=1}^p \hat{A}_j^{(k)} Y_{t-j} - \hat{S}^{(k)} E(\widehat{H_t} | \varepsilon_t)^{(k)} \right) Y'_{t-1} \right] \times \left[\sum_{t=1}^T Y_{t-i} Y'_{t-i} \right]^{-1}$$

- Step 3

$$\hat{S}^{(k+1)} = \text{diag} \left(\sum_{t=1}^T \left(Y_t - \sum_{j=1}^p \hat{A}_j^{(k)} Y_{t-j} \right) (\hat{E}(H_t | \varepsilon_t)^{(k)})' \right) \left[\sum_{t=1}^T \hat{E}(H_t H_t' | \varepsilon_t)^{(k)} \right]^{-1}$$

- Step 4

$$\hat{\Sigma}^{(k+1)} = \frac{1}{T} \left[\sum_{t=1}^T \left(Y_t - \sum_{j=1}^p \hat{A}_j^{(k)} Y_{t-j} \right) \left(Y_t - \sum_{j=1}^p \hat{A}_j^{(k)} Y_{t-j} \right)' - \sum_{t=1}^T \left(Y_t - \sum_{j=1}^p \hat{A}_j^{(k)} Y_{t-j} \right) \hat{E}'(H_t | \varepsilon_t)^{(k)} \hat{S}'^{(k)} - \right]$$

$$\left(\sum_{t=1}^T \left(Y_t - \sum_{j=1}^p \hat{A}_j^{(k)} Y_{t-j} \right) \hat{E}'(H_t | \varepsilon_t)^{(k)} \hat{S}'^{(k)} \right)' + \sum_{t=1}^T \hat{S}^{(k)} \hat{E}(H_t H_t' | \varepsilon_t)^{(k)} \hat{S}^{(k)} \right]$$

- Step 5: Repeat steps 2 to 5 until the convergence condition of the algorithm is established:

$$\left| \frac{\ell(\hat{\theta}^{(k+1)} | y)}{\ell(\hat{\theta}^{(k)} | y)} - 1 \right| \leq \varepsilon$$

3. Results and Discussion

The performance of the proposed method was evaluated using two real-world datasets from Canada and Iran. The Dickey-Fuller test was employed to determine the stationarity of the data, while the Akaike Information Criterion (AIC), Hannan-Quinn Criterion (HQC), and Schwartz Bayesian Criterion (BIC) were used to select the order of the VAR model. The Canadian dataset consists of seasonally adjusted employment and unemployment data from 1980 to 2000. According to the Mardia test, the shocks follow a multivariate skew normal (MSN) distribution. Therefore, we estimated the parameters of the VAR(1) model. The AIC and BIC results are presented in Tables 1 and 2, respectively.

Table 1. The Estimated Parameters of Model for Stationary Differenced Canadian Data

Estimation	$\varepsilon_t \sim MN_2$	$\varepsilon_t \sim MSN_2$
$\hat{a}_{11}$	0.9103	0.7094
$\hat{a}_{12}$	0.2139	-0.0149
$\hat{a}_{21}$	-0.2018	-0.4663
$\hat{a}_{22}$	0.3303	0.0255
$\hat{s}_1$	-	0.0703
$\hat{s}_2$	-	0.1066
$\hat{\sigma}_{11}$	0.1646	0.1595
$\hat{\sigma}_{12}$	-0.09106	-0.1003
$\hat{\sigma}_{21}$	0.09106	-0.1003
$\hat{\sigma}_{22}$	0.11400	0.0977

Source: Research findings

Table 2. The AIC and BIC for Data

Distribution	AIC	BIC	-Log-Like
$\varepsilon_t \sim MN_2$	282.0266	286.836	139.011
$\varepsilon_t \sim MSN_2$	260.6781	265.4915	128.339

Source: Research findings

The collected data on agriculture, forestry, and fishing (AFF) and employment of women (EW) in Iran span the years 1991 to 2021. According to the Mardia test, the shocks follow a multivariate skew normal (MSN) distribution. The parameter estimates for the VAR(1) model, along with the AIC and BIC values, are presented in Table 3.

Table 3. The Estimated Parameters of Model for Stationary Differenced Iranian Data

Estimation	$\varepsilon_t \sim MN_2$	$\varepsilon_t \sim MSN_2$
$\hat{\delta}_1$	-	0.1104
$\hat{\delta}_2$	-	-0.0798
$\hat{\sigma}_{11}$	1.2397	1.2267
$\hat{\sigma}_{12}$	0.2748	0.2836
$\hat{\sigma}_{21}$	0.2748	0.2836
$\hat{\sigma}_{22}$	0.3855	0.3796
AIC	146.1145	145.9185
BIC	148.8491	148.6531

Source: Research findings

The fitted model can be formulated as follows:

$$y_{1t} = -0.25626 y_{1t-1} - 0.78496 y_{2t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$y_{2t} = -0.09239 y_{1t-1} + 0.29052 y_{2t-1} + \varepsilon_{2t}$$

where y_1 and y_2 represent AFF and EW, respectively.

According to the AIC and BIC criteria presented in Tables 2 and 3 for the Canadian and Iranian data, the VAR model with MSN-distributed shocks is more appropriate than the VAR model with MN-distributed shocks.

4. Conclusion

Considering the VAR(p) model with shocks following a multivariate skew normal (MSN) distribution, the present study employed the maximum likelihood method and the ECM algorithm to estimate the model parameters. Based on two real-world datasets from Canada and Iran, the findings showed that the VAR model with MSN-distributed shocks provides a better fit than the model with MN shocks when the shocks exhibit skewness.

Keywords: Vector Autoregressive, Skewness, Multivariate Skew Normal, Maximum Likelihood Estimation, Expectation Conditional Maximization Algorithm

JEL Classification C13, C32, C51, C46



برآورد مدل اتورگرسو بر داری با توزیع نرمال چوله چندمتغیره برای شوک‌ها و تحلیل عملکرد آن برای دو مجموعه داده واقعی

منیژه محمودی

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

محمدرضا صالحی‌راد *

دانشیار گروه آمار، دانشکده آمار، ریاضی و رایانه، دانشگاه علامه
طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

مدل‌سازی مبحث بسیار مهمی در پژوهش‌های اقتصادی و مالی است و نقش بسیار بالایی در تحلیل‌ها و اتخاذ تصمیمات و سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی‌ها دارد. از طرفی در مدل‌سازی‌ها، مفروضات نقش مهمی در مسئله برآوردها و پیش‌بینی‌ها ایفا می‌کنند زیرا می‌توانند بر نتایج مدل‌ها و تحلیل‌ها اثرگذار باشند. یکی از پرکاربردترین مدل‌های سری زمانی کلاسیک، مدل اتورگرسو است که مقادیر فعلی فرآیند ترکیب خطی متناهی از مقادیر گذشته آن می‌باشد. از طرف دیگر، در مسائل واقعی متغیرهای زیادی بر هم تأثیر می‌گذارند، به همین دلیل مدل‌های سری زمانی برداری به کار گرفته می‌شوند که جزء سری زمانی چندمتغیره محسوب می‌گردند. مدل اتورگرسو برداری در مدل‌سازی‌های اقتصادی و مالی بسیار پرکاربرد است. از سوی دیگر، مدل‌های اتورگرسو برداری معمولاً با شوک‌های (نویز) نرمال در نظر گرفته می‌شوند. از آن‌جا که در مسائل اقتصادی و مالی به‌ویژه اقتصاد کلان، شوک‌ها حالت تقارن ندارند، در این مقاله مدل اتورگرسو برداری با توزیع نرمال چوله چندمتغیره روی شوک‌ها در نظر گرفته می‌شود و چون برآورد پارامترها مرحله مهمی در مدل‌سازی است، برآورد پارامترهای مدل با استفاده از الگوریتم بیشینه‌سازی امید ریاضی شرطی به‌دست آورده می‌شوند. در پایان با استفاده از دو مجموعه داده‌های واقعی کانادا و ایران که شوک‌ها دارای چولگی هستند و براساس معیارهای ارزیابی مدل‌ها، نشان داده می‌شود که مدل اتورگرسو برداری با توزیع نرمال چوله چندمتغیره برای شوک‌ها در این داده‌ها کارایی بیشتری نسبت به مدل اتورگرسو با توزیع نرمال چندمتغیره دارد.

کلیدواژه‌ها: اتورگرسو برداری، الگوریتم بیشینه‌سازی امید ریاضی شرطی، برآورد بیشینه درست‌نمایی، چولگی، نرمال چوله چندمتغیره

طبقه‌بندی JEL: C13، C32، C51، C46

* نویسنده مسئول : salelehirad@atu.ac.ir

۱. مقدمه

مدل‌سازی یکی از ابزارهای مهم در مسائل اقتصادی و مالی جهت تصمیم‌گیری‌ها و سیاست‌گذاری‌های مدیریتی است. از پرکاربردترین روش‌های مدل‌سازی در زمینه‌های اقتصادی و مالی می‌توان به سری‌های زمانی اشاره کرد. سری‌های زمانی یکی از زیرمجموعه‌های فرآیندهای تصادفی است. باکس و جنکینز^۱ در سال ۱۹۷۰ مدل‌های سری زمانی کلاسیک را معرفی کردند. یکی از معروف‌ترین مدل‌های سری زمانی کلاسیک، مدل اتورگرسیو^۲ (AR) است که در آن تنها یک متغیر وجود دارد و اثر گذشته متغیر روی آن بررسی می‌شود و با فرض توزیع نرمال برای شوک‌ها پارامترها برآورد می‌شوند. از طرف دیگر، به دلیل تأثیر عوامل (متغیرهای کمکی) متعدد بر پدیده مورد بررسی، از مدل‌های کلاسیک استفاده نمی‌شود و سری‌های زمانی چندمتغیره به کار گرفته می‌شوند. تسای^۳ (۲۰۰۲) به معرفی و تحلیل مدل سری زمانی در حالت یک‌متغیره و چندمتغیره در زمینه‌های مالی و اقتصادی و لوتکیل^۴ (۲۰۰۵) به بررسی مدل‌های اتورگرسیو برداری، میانگین متحرک برداری و ترکیب آن‌ها پرداختند. مدل اتورگرسیو برداری ساختاری^۵ (SVAR) توسط کیلیان و لوتکیل^۶ (۲۰۱۷) و لوتکیل (۲۰۲۰) مورد تحلیل و بررسی قرار گرفت. مدل‌های سری زمانی چندمتغیره در بسیاری از زمینه‌های اقتصادی، پزشکی، زیست‌شناسی، علوم اجتماعی و... استفاده می‌شود. یکی از مهم‌ترین این مدل‌ها، مدل اتورگرسیو برداری است. اکنون به پیشینه تحقیق در زمینه مدل‌های اتورگرسیو و اتورگرسیو برداری با توزیع شوک‌ها اشاره می‌کنیم.

سیمز^۷ (۱۹۸۰) روش مدل‌سازی بدون ایجاد محدودیت روی ضرایب را به عنوان جایگزینی برای مدل‌سازی در مقیاس بزرگ در مسائل اقتصادسنجی بیان کرد. از نظر او اگر بین متغیرها الگوی همزمانی وجود داشته باشد، باید متغیرها را درون‌زا نگرست و از مدل‌های اتورگرسیو برداری استفاده نمود و در ساخت مدل‌های بزرگ محدودیت ایجاد

1. Box, G. & Jenkins, G.

2. Autoregressive

3. Tsays, R.S.

4. Lütkepohl, H.

5. Structural Vector Autoregressive

6. Kilian, L. & Lütkepohl, H.

7. Sims, C.

نکرد. پوراحمدی^۱ (۲۰۰۱) مدل اتورگرسو مرتبه اول را با در نظر گرفتن توزیع‌های نمایی، گاما و هندسی مختلط برای شوک‌ها تحلیل نمود. طارمی و پوراحمدی^۲ (۲۰۰۳) مدل اتورگرسو مرتبه p را با توزیع تی‌استودنت برای نوسانات مورد بررسی قرار دادند. وی^۳ (۲۰۰۶) روش‌های تک‌متغیره و چندمتغیره را در تحلیل سری‌های زمانی مورد بحث قرار داد. مطالعاتی روی مدل اتورگرسو با توزیع نرمال اپسیلون چوله برای نوسانات صورت گرفت (Bondon, 2009). زمانی و سیاره^۴ (۲۰۱۵) استنتاج آماری را در مدل اتورگرسو با خطاهای نامنفی مورد مطالعه قرار دادند. شرفی و نعمت‌اللهی^۵ (۲۰۱۶) مدل اتورگرسو مرتبه اول را با خطاهای چوله بررسی نمودند. لیو و همکاران^۶ (۲۰۱۶) به تحلیل مدل اتورگرسو با توزیع تی پرداختند. قاسمی و همکاران^۷ (۲۰۱۹) فرآیندهای اتورگرسو را با توزیع هندلولی تعمیم‌یافته برای نوسانات مورد بحث قرار دادند. لیو و همکاران^۸ (۲۰۱۹) با استفاده از الگوریتم بیشینه‌سازی امید ریاضی پارامترهای مدل را با توزیع دم پهن و داده‌های گمشده برآورد کردند. پژوهشگرانی با در نظر گرفتن توزیع نرمال چوله تعمیم‌یافته برای نوسانات، به برآورد مدل اتورگرسو پرداختند (Neethling, et al., 2020).

با گذشت زمان، مدل‌های سری زمانی چندگانه برای مدل‌سازی‌های چندمتغیره معرفی شده و مورد مطالعه قرار گرفتند (Lütkepohl, 1991 & 2005). پژوهشگرانی مدل‌های اتورگرسو برداری را بررسی کرده و تفاوت بین اتورگرسو کاهش‌یافته، اتورگرسو بازگشتی و اتورگرسو ساختاری را مورد بحث قرار دادند (Stock & Watson, 2001). شیوه‌های سری زمانی چندمتغیره بیزی برای مدل‌های اتورگرسو برداری در اقتصاد کلان تجربی توسط محققان مورد مطالعه قرار گرفته است (Koop & Korobilis, 2009). پژوهش‌هایی جهت برآورد بیزی برای مدل‌های اتورگرسو برداری و برآورد آن مدل‌ها و همچنین پیش‌بینی مدل با نوسانات تصادفی با توزیع دم پهن نیز صورت گرفته است (Ni

-
1. Pourahmadi, M.
 2. Tarami, B. & Pourahmadi, M.
 3. Wei, W.
 4. Zamani Mehryan, S. & Sayyareh, A.
 5. Sharafi, M. & Nematollahi, A.
 6. Liu, Y., et al.
 7. Ghasemi, S., et al.
 8. Liu, Y., et al.

(Wai, et al., 2017; & Sun, 2015). ملکی و همکاران^۱ (۲۰۱۹) یک توزیع دم پهن نامتقارن را برای مدل اتورگرسیو برداری در نظر گرفته و مورد بررسی قرار دادند. مدل اتورگرسیو برداری امکان بررسی همزمان چند متغیر را می‌دهد بنابراین در پژوهش‌های اخیر در زمینه‌های اقتصادی و مالی بسیار مورد توجه قرار گرفته است. حیدری^۲ (۲۰۱۱) مدل اتورگرسیو برداری و بیزی را برای پیش‌بینی تورم به کار برده است. محمدی و همکاران^۳ (۱۳۹۸) پژوهش پویایی‌های کلان اقتصادی مقررات‌زدایی در بازارهای محصول کار در کشورهای منافع^۴ را با مدل اتورگرسیو پنل انجام دادند. خرسندی^۵ و همکاران (۲۰۲۲) آثار شوک‌های اقتصادی خارجی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران را با رویکرد اتورگرسیو برداری جهانی^۶ (GVAR) مورد مطالعه قراردادند. مدل GVAR مدل‌های تصحیح خطای برداری داخلی را که در آن متغیرهای داخلی با متغیرهای خارجی خاص هر کشور مرتبط هستند، ترکیب می‌کند. متغیرهای خارجی خاص هر کشور از متغیرهای داخلی ساخته شده است تا بتواند با تجارت بین‌الملل یا الگوی مورد نظر کشور مورد بررسی مطابقت داشته باشد. تحلیل شبکه بازار مسکن بین استان‌های ایران توسط میرزایی و همکاران^۷ (۲۰۲۳) با استفاده از مدل اتورگرسیو برداری مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

با توجه به مطالعات انجام شده بر روی مدل‌های اتورگرسیو برداری، شوک‌های مدل اغلب دارای توزیع نرمال چندمتغیره هستند (Kilian & Lütkepohl, 2017). توزیع نرمال چندمتغیره یکی از پرکاربردترین توزیع‌های متقارن است. در برخی موارد در مسائل واقعی در زمینه‌های اقتصادی، مالی، بورس، پزشکی، زیست‌شناسی و... تقارن روی شوک‌ها وجود ندارد. به همین دلیل باید از توزیع نامتقارن (چوله) برای شوک‌ها استفاده نمود. از طرف دیگر، خانواده توزیع‌های چوله چندمتغیره بسیار بزرگ است و کار روی آن‌ها آسان نیست لذا در این مقاله توزیع نرمال چوله چندمتغیره در نظر گرفته شده و پارامترهای مدل اتورگرسیو برداری با استفاده از الگوریتم بیشینه‌سازی امید ریاضی شرطی برآورد شده است.

1. Maleki, M., et al.

2. Heidari, H.

3. Mohammadi, T., et al.

4. Middle East and North Africa (MENA) منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا

5. Khorsandi, M., et al.

6. Global Vector Autoregressive (GVAR)

7. Mirzaei, H., et al.

سپس با استفاده از معیارهای ارزیابی مدل روی داده‌های واقعی با شوک‌های نامتقارن نشان داده می‌شود که مدل اتورگرسیو برداری با توزیع نرمال چوله چندمتغیره برای شوک‌ها در این داده‌ها نسبت به مدل با توزیع نرمال چندمتغیره برای شوک‌ها مناسب‌تر است. مقاله به شرح زیر تنظیم شده است:

در بخش ۲، پیشینه پژوهشی توزیع نرمال چوله چندمتغیره و ویژگی‌های این توزیع معرفی شده است. در بخش ۳، جزئیات مدل اتورگرسیو برداری و الگوریتم پیشینه‌سازی امید ریاضی شرطی برای برآورد پارامترهای مدل شرح داده می‌شود. سپس در بخش ۴ عملکرد شیوه استفاده شده روی داده‌های واقعی ارزیابی و نتیجه‌گیری در بخش ۵ ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری

در این بخش، ابتدا پیشینه پژوهشی توزیع نرمال چوله چندمتغیره و مفاهیم نظری مربوط به آن شرح داده می‌شود.

۱-۲. پیشینه توزیع نرمال چوله چندمتغیره

اولین پیشنهادات برای توزیع‌های نامتقارن به قرن نوزدهم برمی‌گردد و آزالینی^۱ (۱۹۸۵) یکی از پژوهشگرانی است که توزیع نرمال یک‌متغیره را معرفی کرده است. در نظر گرفتن خانواده‌های نامتقارن نرمال توسط محققان زیادی مورد مطالعه قرار گرفته است. معیارهای اندازه‌گیری چولگی و برجستگی توسط ماردیا^۲ (۱۹۷۰) ارائه شده است. آزالینی و کاپیتانیو^۳ (۱۹۹۹) توزیع نرمال چوله چندمتغیره و کاربرد آماری آن را معرفی کرده‌اند و در سال ۲۰۱۴ تحقیقات کامل خود را بر روی نرمال چوله و خانواده آن‌ها ارائه کردند و توزیع نرمال تعمیم‌یافته چوله^۴ (SGN) آن توسط آرلانو واله و همکاران^۵ (۲۰۰۴) معرفی شده است. آزالینی (۲۰۰۵) در مقاله مروری خود به توزیع نرمال چوله یک‌متغیره، چندمتغیره و خانواده توزیع‌های چندمتغیره مرتبط پرداخته است. آرلانو واله و جنتون^۶ (۲۰۰۵) یک کلاسی جدید

1. Azzalini, A.

2. Mardia

3. Azzalini, A. & Capitanio, A.

4. Skew Generalizes Normal

5. Arellano-Valle, R.B., et al.

6. Arellano-Valle, R.B. & Genton, M.G.

از خانواده توزیع نرمال چوله چندمتغیره را به نام توزیع FUSN^۱ معرفی کردند و گسترش آن را به توزیع‌های چوله بیضوی و چوله کروی مورد بحث قرار دادند.

همچنین پژوهشگرانی مانند آرلانوواله و آزالینی^۲ (۲۰۰۶) مطالعاتی در زمینه توزیع نرمال چوله چندمتغیره انجام داده‌اند. ما در این مقاله شوک‌های مدل اتورگرسیو برداری^۳ (VAR) را توزیع نرمال چوله چندمتغیره در نظر می‌گیریم که این مدل در بخش بعد معرفی می‌شود.

۲-۲. توزیع نرمال چوله چندمتغیره

در این بخش قصد داریم به توزیع نرمال چوله چندمتغیره^۴ (MSN) و ویژگی‌های آن بپردازیم. اگر Y یک بردار با اندازه $k \times 1$ از توزیع نرمال چوله چندمتغیره $(Y \sim MSN(\xi, \Sigma, S))$ باشد که ξ بردار مکانی $k \times 1$ ، Σ ماتریس پراکندگی و مثبت مرتبه $k \times k$ و S ماتریس چولگی قطری باشد آن‌گاه طبق مطالعاتی که توسط گوپتا و چانگ^۵ (۲۰۰۲)، سوچیت و همکاران^۶ (۲۰۰۳) و تی سانگ^۷ (۲۰۰۹) در مورد توزیع نرمال چوله چندمتغیره صورت گرفته است، تابع چگالی آن به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$f(y) = 2^k \phi_k(0, \Omega) \Phi(S' \Omega^{-1}(y - \xi); 0, \Delta) \quad (1)$$

که در آن $\Delta = (I + S' \Sigma^{-1} S)^{-1} = I - S' \Omega^{-1} S$ ، $\Omega = \Sigma + SS'$

نرمال است. اگر S برابر ماتریس صفر باشد آن‌گاه Y دارای توزیع نرمال چندمتغیره است و با نماد $Y \sim MN(\xi, \Sigma, S)$ نشان داده می‌شود. فرم سلسله‌مراتبی توزیع نرمال چوله چندمتغیره طبق توضیحات زیر در رابطه (۲) نشان داده می‌شود.

سوچیت و همکاران (۲۰۰۳) طبق بررسی توزیع نرمال چوله چندمتغیره در رگرسیون بیزی، آرلانوواله و جنتون^۸ (۲۰۰۵) و تی سانگ و همکاران^۹ (۲۰۰۹) در تحلیل مدل‌ها با

-
1. Fundamental Skew Normal
 2. Arellano-Valle, R.B. & Azzalini, A.
 3. Vector Autoregressive
 4. Multivariate Skew Normal
 5. Gupta, A. & Chang, C.
 6. Sujit, S., et al.
 7. Tsung, L.
 8. Arellano-Valle, R.B. & Genton, M.G.
 9. Tsung, L., et al.

توزیع نرمال چوله، نشان دادند که اگر $Z_0 \sim N_k(O, I_k)$ و $Z_1 \sim N_k(\xi, \Sigma)$ مستقل باشند، آن‌گاه $Y = S|Z_0| + Z_1$ دارای یک توزیع نرمال چوله چندمتغیره خواهد بود و با نماد $Y \sim MSN_k(\xi, \Sigma, S)$ نشان داده می‌شود. همچنین فرم سلسله‌مراتبی توزیع نرمال چوله چندمتغیره برابر است با:

$$Y|W = w \sim MN_k(Sw + \xi, \Sigma) \quad (2)$$

$$W \sim TN_k(o, I) I(\mathcal{R}_+^k), \quad \mathcal{R}_+^k = (0, +\infty)^k$$

که در آن w یک بردار $k \times 1$ و هر مؤلفه آن دارای توزیع نرمال در بازه صفر و یک (توزیع نرمال کاسته شده) است. طبق توصیف ذکر شده در ساختار فرم سلسله‌مراتبی، اگر $|Z_0| \sim TN(O, I_k)$ آنگاه $E|Z_0| = \sqrt{2/\pi} 1_k$ و ماتریس کوواریانس آن $\text{Var}(|Z_0|) = \left(1 - \frac{2}{\pi}\right) I_k$ خواهد بود و طبق تحقیقات آزالینی و کاپیتانیو^۱ (۲۰۱۴) و آرلانو واله و همکاران^۲ (۲۰۰۵) داریم:

$$E(Y) = E(S|Z_0| + Z_1) = S E|Z_0| + E(Z_1) = S \sqrt{\frac{2}{\pi}} 1_k + \xi \quad (3)$$

$$\text{Var}(Y) = S \text{Var}|Z_0| S' + \text{Var}(Z_1) = S \left(1 - \frac{2}{\pi}\right) I_k S' + \Sigma = \left(1 - \frac{2}{\pi}\right) S S' + \Sigma \quad (4)$$

۳. برآورد مدل VAR با توزیع نرمال چوله چندمتغیره برای شوک‌ها

در این بخش، ابتدا مدل اتورگرسیو برداری را بیان کرده و سپس شیوه برآورد پارامترهای مدل با استفاده از الگوریتم بیشینه‌سازی امید ریاضی شرطی شرح داده می‌شود.

۳-۱. مدل اتورگرسیو برداری

در این زیربخش، ما مدل اتورگرسیو برداری مرتبه p با توزیع نرمال چوله چندمتغیره روی شوک‌ها را در نظر می‌گیریم. این مدل به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\text{VAR}(p): y_t = v + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$v = \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \\ \vdots \\ v_{kt} \end{bmatrix}, \quad y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{kt} \end{bmatrix}, \quad A_i = \begin{bmatrix} a_{11,i} & \dots & a_{1k,i} \\ \vdots & \dots & \vdots \\ a_{k1,i} & \dots & a_{kk,i} \end{bmatrix}, \quad \text{که در آن}$$

1. Azzalini, A. & Capitanio, A.

2. Arellano-Valle, R.B., et al.

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{kt} \end{bmatrix} \quad i = 1, \dots, p$$

و $\varepsilon_t \stackrel{iid}{\sim} MSN(o, \Sigma, S)$ که بردار مکانی، Σ ماتریس پراکندگی (پارامتر مقیاس) با درایه‌های σ_{ij} در سطر i ام و ستون j ام و S ماتریس قطری (پارامتر چولگی)، می‌باشند و تابع چگالی برابر است با:

$$f(\varepsilon_t) = 2^k \phi_k(o, \Omega) \Phi(S' \Omega^{-1} \varepsilon_t; 0, \Delta) \quad (۶)$$

که در آن $\phi_k(\cdot, \cdot)$ تابع چگالی نرمال و $\Phi(\cdot, \cdot)$ تابع توزیع تجمعی نرمال است.

۳-۲. روش بیشینه درست‌نمایی

طبق رابطه ۵، تابع درست‌نمایی با T مشاهده مستقل با فرض بردار مقادیر ثابت v برابر صفر در مدل اتورگرسیون برداری مرتبه p با توزیع نرمال چوله چندمتغیره روی شوک‌ها، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$L(A_1, \dots, A_p, \Omega, S) = 2^{kT} \prod_{t=1}^T \phi_k(y_t - A_1 y_{t-1} - A_2 y_{t-2} - \dots - A_p y_{t-p}; \Omega) \times \Phi(S' \Omega^{-1} (y_t - A_1 y_{t-1} - A_2 y_{t-2} - \dots - A_p y_{t-p})) \quad (۷)$$

و لگاریتم تابع درست‌نمایی برابر است با:

$$\ell(A_1, \dots, A_p, \Omega, S) = kT \ln 2 + \sum \ln \phi_k(y_t - A_1 y_{t-1} - A_2 y_{t-2} - \dots - A_p y_{t-p}; \Omega) + \sum \ln \Phi(S' \Omega^{-1} (y_t - A_1 y_{t-1} - A_2 y_{t-2} - \dots - A_p y_{t-p})) \quad (۸)$$

برای بدست آوردن برآورد بیشینه درست‌نمایی برای پارامترهای ضرایب، چولگی و ماتریس پراکندگی مدل ۵، ما به مشتق‌گیری از رابطه (۸) نیازمندیم. به دلیل این که از حل مشتقات، فرم بسته‌ای برای برآورد پارامترها حاصل نمی‌شود، لازم است از شیوه‌های عددی برای تقریب برآورد استفاده شود. از طرف دیگر، برآورد بیشینه درست‌نمایی براساس شیوه‌های عددی به مقادیر اولیه بسیار حساس است. برای حل این مشکل می‌توان از الگوریتم بیشینه‌سازی امید ریاضی شرطی^۱ (ECM) که در همگرایی نیز پایدارتر است استفاده کرد. براساس فرم سلسله‌مراتبی داریم:

$$\varepsilon_t | H_t = h_t \sim MN_k(S h_t, \Sigma) \quad (۹)$$

$$H_t \sim TN_k(o, I) I(\mathcal{R}_+^k)$$

1. Expectation Conditional Maximization Algorithm (ECM)

$$H_t | \varepsilon_t \sim TN_k (S' \Omega^{-1} \varepsilon_t; \Delta, \mathfrak{R}_+^k)$$

تابع درست‌نمایی شرطی $(L(\theta | \varepsilon, H))$ و لگاریتم تابع درست‌نمایی شرطی به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\begin{aligned} L(\theta | \varepsilon, H) &= \prod_{t=1}^T \phi_k(\varepsilon_t; S h_t, \Sigma) TN(h_t; O, I) \\ &= \prod_{t=1}^T (2\pi)^{-\frac{k}{2}} |\Sigma|^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} (\varepsilon_t - S h_t)' \Sigma^{-1} (\varepsilon_t - S h_t)\right\} 2^k \exp\left\{-\frac{1}{2} h_t' h_t\right\} \end{aligned}$$

و داریم:

$$\ln L(\theta | \varepsilon, H) = \ell(\theta | \varepsilon, H)$$

$$\begin{aligned} &\propto \ln \left[\prod_{t=1}^T |\Sigma|^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} (\varepsilon_t - S h_t)' \Sigma^{-1} (\varepsilon_t - S h_t)\right\} 2^k \exp\left\{-\frac{1}{2} h_t' h_t\right\} \right] \\ &\propto -\frac{T}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\varepsilon_t - S h_t)' \Sigma^{-1} (\varepsilon_t - S h_t) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T h_t' h_t \\ &\propto -\frac{T}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(Y_t - \sum_{j=1}^p A_j Y_{t-j} - S h_t \right)' \Sigma^{-1} \left(Y_t - \sum_{j=1}^p A_j Y_{t-j} - S h_t \right) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T h_t' h_t \quad (10) \end{aligned}$$

که $\theta = (A_1, \dots, A_p, \Sigma, S)$ است.

۳-۳. الگوریتم ECM

در این بخش به معرفی مراحل الگوریتم ECM برای برآورد پارامترهای مدل اتورگرسیو برداری با در نظر گرفتن توزیع نرمال چوله چندمتغیره برای شوک‌ها می‌پردازیم. امید ریاضی لگاریتم درست‌نمایی شرطی با نماد زیر نشان داده می‌شود:

$$Q(\theta | \hat{\theta}) = E(\ell(\theta | y)) \equiv E(\ell(\theta | \varepsilon))$$

و مراحل پیشینه‌سازی شامل گام‌های زیر است:

گام اول: برآورد مقادیر اولیه پارامترهای ضرایب و مقیاس با فرض عدم چولگی، به عبارت دیگر برآورد پارامترهای مدل اتورگرسیو برداری با فرض توزیع نرمال چوله چندمتغیره برای شوک‌ها

گام دوم: برآورد ضرایب مدل

$$\begin{aligned} \hat{A}^{(k+1)}_i &= \left[\sum_{t=1}^p (Y_t - \sum_{j \neq i}^p \hat{A}^{(k)}_j Y_{t-j} - \hat{S}^{(k)} E(\widehat{H_t} | \varepsilon_t)^{(k)}) Y'_{t-1} \right] \times \\ &\quad \left[\sum_{t=1}^T Y_{t-i} Y'_{t-i} \right]^{-1} \quad (11) \end{aligned}$$

که در آن

$$h_t^{(k)} | \varepsilon_t \sim \text{TN}(\widehat{S^{(k)}} \widehat{\Omega^{(k)}} \varepsilon_t, \widehat{\Delta^{(k)}})$$

$$\widehat{\Omega}^{(k)} = \widehat{\Sigma}^{(k)} + (\widehat{S}^{(k)})' (\widehat{S}^{(k)})'$$

$$\Delta^{(k)} = I - (\widehat{S}^{(k)})' (\widehat{\Omega}^{(k)})^{-1} \widehat{S}^{(k)}$$

گام سوم: برآورد پارامتر چولگی

$$\widehat{S}^{(k+1)} = \text{diag} \left(\sum_{t=1}^T (Y_t - \sum_{j=1}^p \widehat{A}_j^{(k)} Y_{t-j}) (\widehat{E} (H_t | \varepsilon_t)^{(k)})' \right) \left[\sum_{t=1}^T \widehat{E} (H_t H_t' | \varepsilon_t)^{(k)} \right]^{-1} \quad (12)$$

گام چهارم: برآورد پارامتر مقیاس

$$\begin{aligned} \widehat{\Sigma}^{(k+1)} = & \frac{1}{T} \left[\sum_{t=1}^T (Y_t - \sum_{j=1}^p \widehat{A}_j^{(k)} Y_{t-j}) (Y_t - \sum_{j=1}^p \widehat{A}_j^{(k)} Y_{t-j})' - \right. \\ & \sum_{t=1}^T (Y_t - \sum_{j=1}^p \widehat{A}_j^{(k)} Y_{t-j}) \widehat{E}' (H_t | \varepsilon_t)^{(k)} \widehat{S}^{(k)} - \\ & \left. \left(\sum_{t=1}^T (Y_t - \sum_{j=1}^p \widehat{A}_j^{(k)} Y_{t-j}) \widehat{E}' (H_t | \varepsilon_t)^{(k)} \widehat{S}^{(k)} \right)' + \sum_{t=1}^T \widehat{S}^{(k)} \widehat{E} (H_t H_t' | \varepsilon_t)^{(k)} \widehat{S}^{(k)} \right] \end{aligned}$$

گام پنجم: تکرار گام‌های دوم الی پنجم تا زمان برقراری شرط همگرایی فرآیند

$$\left| \frac{\ell(\widehat{\theta}^{(k+1)} | y)}{\ell(\widehat{\theta}^{(k)} | y)} - 1 \right| \leq \varepsilon$$

۴. داده‌های کاربردی

در این بخش، عملکرد روش پیشنهادی بر روی دو مجموعه داده‌های واقعی کانادا و ایران با استفاده از نرم‌افزار R بررسی می‌شود. برای تعیین مانایی داده‌ها از آزمون دیکی-فولر^۱ و برای تعیین مرتبه مدل اتورگرسیو برداری ملاک‌های آکائیکه^۲ (AIC)، حنان-کوئین^۳ (HQ) و شوارتز-بیزی^۴ (SC) استفاده می‌شود. لازم به ذکر است برای شرط ایستایی در

-
1. Dickey-Fuller
 2. Akaike
 3. Hannan-Quinn
 4. Schwarz

مدل اتورگرسیو برداری باید ریشه‌های معادله $|I - Az| = 0$ برای $|z| \geq 1$ برقرار باشد (Lütkepohl, 2005) و این شرط نیز بررسی می‌شود. اگرچه چولگی در حالت یک‌متغیره عدم تقارن است و مفهوم ساده‌ای به نظر می‌رسد اما برای حالت چندمتغیره ماردیا (۱۹۷۴) و بالاکریشنان و اسکارپا^۱ (۲۰۱۲) معیار Mardia را برای بررسی چولگی و کشیدگی نرمال چندمتغیره ارائه کرده‌اند که چولگی چندمتغیره در حالت دوبردار p بعدی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\gamma_{1,p} = E[(X - \mu)' \Sigma^{-1}(Y - \mu)]^3$$

با بررسی چولگی شوک‌ها، مدل برازش داده می‌شود. مقدار اپسیلون در شرط همگرایی الگوریتم در این بخش 10^{-4} در نظر گرفته شده است. سپس معیار اطلاعات آکائیکه یعنی $BIC = 2k - 2\ell(\hat{\theta} | Y)$ (آکائیک، ۱۹۷۴) و معیار اطلاعات بیزی یعنی $AIC = 2k - 2\ell(\hat{\theta} | Y)$ (شوارتز، ۱۹۷۸) برای ارزیابی عملکرد مدل اتورگرسیو برداری با فرض توزیع نرمال چندمتغیره و توزیع نرمال چوله چندمتغیره برای شوک‌ها بر دو مجموعه داده‌های واقعی کانادا و ایران استفاده می‌شود.

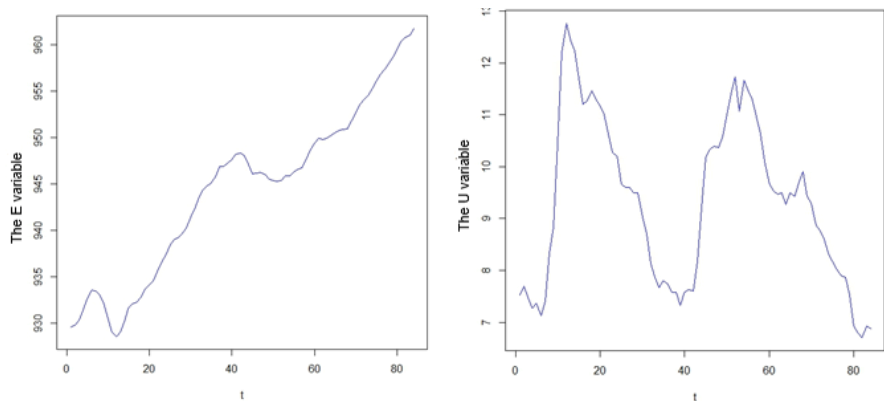
۴-۱. داده‌های کاربردی کانادا

در این بخش، مجموعه‌ای از داده‌های اقتصادی مربوط به کانادا از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۰ با متغیر اشتغال (E) و نرخ بیکاری (U) به صورت فصلی در نرم‌افزار R در نظر گرفته شده و به برازش مدل می‌پردازیم. نمودارهای سری زمانی برای داده‌های E و U در مقابل زمان در شکل ۱ رسم شده‌اند. این نمودارها و آزمون دیکی-فولر (آزمون ریشه واحد) برای داده‌های E و U به ترتیب با مقادیر $-2/148$ و $-2/598$ که منجر به رد فرضیه صفر نمی‌شوند، نشان می‌دهند که داده‌ها مانا^۲ نیستند و باید مانا شوند. شکل ۲ نمودار داده‌های E و U را بعد از تفاضل‌گیری در مقابل زمان نشان می‌دهد و به نظر می‌رسد که داده‌ها با اولین تفاضل‌گیری مانا شده‌اند. از طرف دیگر، براساس آزمون دیکی-فولر برای متغیرهای تفاضل‌گیری شده E و U به ترتیب با مقادیر $-3/2669$ و $-3/7325$ فرضیه صفر رد می‌شود و مانایی داده‌های تفاضل‌گیری شده تأیید می‌شوند.

1. Balakrishnan, N. & Scarpa, B.

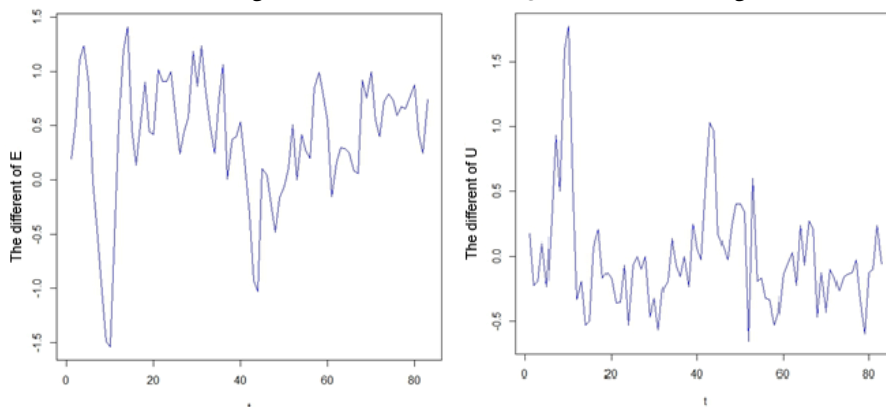
2. Stationary

شکل ۱. نمودار سری زمانی داده‌های کانادا برای متغیرهای E و U



مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۲. نمودار سری زمانی داده‌های کانادا بعد از تفاضل‌گیری E و U



مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس ملاک‌های آکائیکه، خان-کوئین و شوارتز-بیزی در جدول ۱ مرتبه مدل اتورگرسیو برداری، یک تعیین می‌شود. از طرف دیگر، با برازش مدل اتورگرسیو برداری مرتبه یک و محاسبه ریشه‌های معادله مشخصه که به ترتیب $1/215$ و $2/3917$ و بزرگتر از یک می‌باشند، شرط مانایی مدل تأیید می‌شود.

جدول ۱. مقادیر آکائیکه، حنان- کوئین و شوارتز- بیزی برای تعیین مرتبه مدل

مرتبه	۱	۲	۳	۴	۵
AIC	-۵/۱۷۱۹۴۵*	-۵/۱۶۷۱۵۷	-۵/۱۱۵۷۲۵	-۵/۱۵۱۵۴۵	-۵/۰۸۲۲۶۳
HQ	-۵/۰۹۶۶۹۲*	-۵/۰۴۲۱۱۸۴۴	-۴/۹۴۰۶۷۰	-۴/۹۲۶۴۷۴	-۴/۸۰۷۱۷۶
SC	-۴/۹۸۳۶۸۸*	-۴/۸۵۳۳۹۶	-۴/۶۷۶۴۵۹	-۴/۵۸۶۷۷۵	-۴/۳۹۱۹۸۸

علامت * مرتبه انتخاب شده توسط معیار را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس آزمون ماردیا، آزمون این که چولگی و کشیدگی با توزیع نرمال چندمتغیره مطابقت دارد یا خیر، مقدار چولگی ۰/۸۳۸۰۸۹ با مقدار p برابر ۰/۰۱۶۱۵۷ و مقدار کشیدگی برابر ۹/۳۳۹۹ با مقدار p برابر ۰/۹۹۷ در سطح ۵ درصد چولگی معنی‌دار است و کشیدگی معنی‌دار نیست بنابراین توزیع نرمال چوله چندمتغیره برای شوک‌ها در نظر گرفته می‌شود. بنابراین مدل اتورگرسو برداری مرتبه ۱ با فرض توزیع نرمال چندمتغیره و توزیع نرمال چوله چندمتغیره برای شوک‌ها در جدول ۲ برازش داده شده است.

جدول ۲. پارامترهای برآورد شده در مدل VAR(1) برای داده‌های تفاضل‌گیری شده کادانا

برآوردها	$\varepsilon_t \sim MN_2$	$\varepsilon_t \sim MSN_2$
$\hat{a}_{11}$	۰/۹۱۰۳	۰/۷۰۹۴
$\hat{a}_{12}$	۰/۲۱۳۹	-۰/۰۱۴۹
$\hat{a}_{21}$	-۰/۲۰۱۸	-۰/۴۶۶۳
$\hat{a}_{22}$	۰/۳۳۰۳	۰/۰۲۵۵
$\hat{s}_1$	-	۰/۰۷۰۳
$\hat{s}_2$	-	۰/۱۰۶۶
$\hat{\sigma}_{11}$	۰/۱۶۴۶	۰/۱۵۹۵
$\hat{\sigma}_{12}$	-۰/۰۹۱۰۶	-۰/۱۰۰۳
$\hat{\sigma}_{21}$	-۰/۰۹۱۰۶	-۰/۱۰۰۳
$\hat{\sigma}_{22}$	۰/۱۱۴۰۰	۰/۰۹۷۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

معیارهای AIC و BIC که در جدول ۳ آمده‌اند، نشان می‌دهند که برای این داده‌ها مدل اتورگرسو مرتبه ۱ با فرض توزیع نرمال چوله چندمتغیره برای شوک‌ها مناسب‌تر و کاراتر

از مدل اتورگرسیو مرتبه ۱ با فرض توزیع نرمال چندمتغیره برای شوک‌ها می‌باشد زیرا کمترین مقادیر آکائیکه، بیزی و منفی لگاریتم درست‌نمایی را نسبت به مدل دیگر دارد.

جدول ۳. معیارهای AIC و BIC برای مدل‌ها

توزیع شوک‌ها	AIC	BIC	-Log-Like
$\varepsilon_t \sim MN_2$	۲۸۲/۰۲۲۶	۲۸۶/۸۳۶	۱۳۹/۰۱۱
$\varepsilon_t \sim MSN_2$	۲۶۰/۶۷۸۱	۲۶۵/۴۹۱۵	۱۲۸/۳۳۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بنابراین مدل برازش داده شده به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$y_{1t} = 0.7094 y_{1t-1} - 0.0149 y_{2t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$y_{2t} = -0.4663 y_{1t-1} + 0.0255 y_{2t-1} + \varepsilon_{2t}$$

که در آن y_1 و y_2 به ترتیب متغیرهای تفاضل‌گیری شده E و U هستند.

۴-۲. داده‌های کاربردی ایران

در این بخش، متغیر AFE (شاخص کشاورزی، جنگل‌داری و ماهیگیری)^۱ را که درصدی از تولید ناخالص داخلی^۲ (GDP) است را در نظر می‌گیریم. صنعت کشاورزی مطابق با طبقه‌بندی استاندارد بین‌المللی صنعتی^۳ (ISIC) شامل چندین بخش کشاورزی، جنگل‌داری و ماهیگیری می‌شود که در تولید ناخالص داخلی اثرگذار است. به نظر می‌رسد این متغیر بر اشتغال زنان^۴ (EW) در صنعت تأثیرگذار است زیرا زنان نقش مهمی را در بخش‌های کشاورزی، شیلات و صنعت ایفا می‌کنند و پژوهش‌هایی در این زمینه‌ها توسط محققان صورت گرفته است که می‌توان به فریار و همکاران^۵ (۲۰۲۲) و اسفنجیر و رضایی^۶ (۱۳۹۹) اشاره نمود. داده‌های سالانه AFF و EW از سایت بانک جهانی^۷ برای سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۲۱ گرفته شده است. آزمون دیکی-فولر برای داده‌های AFE و EW به ترتیب با مقادیر

-
1. Agriculture, Forestry and Fishing
 2. Gross Domestic Product
 3. International Standard Industrial Classification
 4. Employment of Women
 5. Faryaar, H., et al.
 6. Esfanzir, A.A. & Rezaei R.H.
 7. <https://data.worldbank.org/country/iran-islamic-rep>

۰/۳۳۵۶ و ۰/۱۴۳۸ که منجر به رد فرضیه صفر نمی‌شوند، نشان می‌دهند که داده‌ها مانا نیستند و باید مانا شوند. شکل ۳ نمودار داده‌های AFF و EW را نسبت به زمان بعد از تفاضل‌گیری نشان می‌دهد و به نظر می‌رسد که داده‌ها با اولین تفاضل‌گیری مانا شده‌اند. از طرف دیگر، براساس آزمون دیکی-فولر برای متغیرهای تفاضل‌گیری شده AFE و EW به ترتیب با مقادیر ۳/۶۷۳۳- و ۳/۱۱۶۷- با مقادیر p -کمتر از ۵ درصد فرضیه صفر رد می‌شود و مانایی داده‌های تفاضل‌گیری شده تأیید می‌شوند. براساس ملاک‌های آکائیکه، حنان-کوئین و شوارتز-بیزی در جدول ۴ مرتبه مدل اتورگرسیو، ۱ در نظر گرفته می‌شود. همچنین با برازش مدل اتورگرسیو برداری مرتبه ۱ و محاسبه ریشه‌های معادله مشخصه که به ترتیب ۵/۸ و ۲۲/۱ و بزرگتر از ۱ می‌باشند، شرط مانایی مدل تأیید می‌شود.

جدول ۴. مقادیر آکائیکه، حنان-کوئین و شوارتز* بیزی برای تعیین مرتبه مدل

مدل	۱	۲	۳	۴	۵
AIC	-۰/۴۷۲۶۱ *	-۰/۴۱۰۹۳	-۰/۳۶۳۰۵۴	-۰/۴۲۶۱۷۵	-۰/۱۶۰۰۸
HQ	-۰/۳۹۴۴۸*	-۰/۲۸۰۷۰	-۰/۱۸۰۷۴۰	-۰/۱۹۱۷۷۱	-۰/۱۲۶۴۱۱
SC	-۰/۱۷۸۱۰*	-۰/۰۷۹۹۲۳	۰/۳۲۴۱۴	۰/۴۵۷۳۶۵	۰/۹۸۷۴۶۱

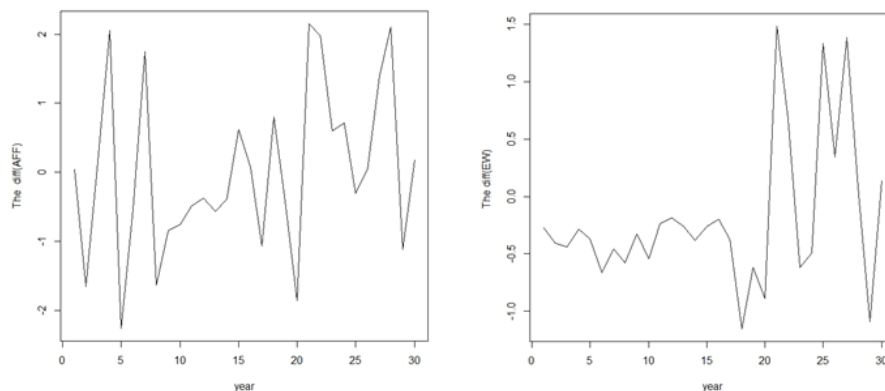
علامت * مرتبه انتخاب شده توسط معیار را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس آزمون Mardia، مقدار چولگی شوک‌ها برابر ۲/۲۵۰۰۴ با مقدار p -برابر ۰/۰۱۱۹ و مقدار کشیدگی برابر ۸/۸۹۴۱ با مقدار p -برابر ۰/۹۹۴۸ در سطح ۵ درصد نشان می‌دهد چولگی شوک‌ها نسبت به توزیع نرمال چندمتغیره معنی‌دار است و چولگی شوک‌ها تأیید می‌شود ولی کشیدگی معنی‌دار نیست بنابراین توزیع نرمال چوله چندمتغیره را برای شوک‌ها در نظر گرفته و مدل را برازش می‌دهیم.

برآورد پارامترهای مدل اتورگرسیو مرتبه اول با فرض توزیع نرمال چندمتغیره و توزیع نرمال چوله برای شوک‌ها و معیارهای AIC و BIC برای ارزیابی مدل‌ها در جدول ۵ آمده است. براساس آن‌ها می‌توان نتیجه گرفت که برای این داده‌ها مدل اتورگرسیو مرتبه ۱ با فرض توزیع نرمال چوله چندمتغیره برای شوک‌ها مناسب‌تر و کاراتر از مدل اتورگرسیو مرتبه ۱ با فرض توزیع نرمال چندمتغیره برای شوک‌ها است زیرا کمترین مقادیر آکائیکه، بیزی و منفی لگاریتم درست‌نمایی را نسبت به مدل دیگر دارد.

شکل ۳. نمودار سری زمانی داده‌های ایران بعد از تفاضل‌گیری AFF و EW



مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. پارامترهای برآورد شده در مدل VAR(1) برای داده‌های تفاضل‌گیری شده ایران

برآوردها	$\varepsilon_t \sim MN_2$	$\varepsilon_t \sim MSN_2$
$\hat{s}_1$	-	۰/۱۱۰۴
$\hat{s}_2$	-	-۰/۰۷۹۸
$\hat{\sigma}_{11}$	۱/۲۳۹۷	۱/۲۲۶۷
$\hat{\sigma}_{12}$	۰/۲۷۴۸	۰/۲۸۳۶
$\hat{\sigma}_{21}$	۰/۲۷۴۸	۰/۲۸۳۶
$\hat{\sigma}_{22}$	۰/۳۸۵۵	۰/۳۷۹۶
AIC	۱۴۶/۱۱۴۵	۱۴۵/۹۱۸۵
BIC	۱۴۸/۸۴۹۱	۱۴۸/۶۵۳۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بنابراین مدل برازش داده شده می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$y_{1t} = -0.25626 y_{1t-1} - 0.78496 y_{2t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$y_{2t} = -0.09239 y_{1t-1} + 0.29052 y_{2t-1} + \varepsilon_{2t}$$

که در آن y_1 و y_2 به ترتیب متغیرهای تفاضل‌گیری شده AFF و EW هستند.

۵. نتیجه‌گیری

تحلیل سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصادی مستلزم توجه به بررسی و تحلیل صحیح داده‌ها و مدل‌سازی مناسب برای آن‌ها است. هدف این مقاله گسترش مدل سری زمانی چندمتغیره بوده است زیرا این مدل‌ها در پژوهش‌های داخلی و خارجی در زمینه‌های مالی و اقتصادی نقش مهمی را ایفا می‌کنند. نوآوری این مقاله، در نظر گرفتن مدل اتورگرسیو چندمتغیره مرتبه p ($VAR(p)$)، با توزیع نرمال چوله چندمتغیره برای شوک‌ها است زیرا در برخی موارد در مسائل واقعی مالی، اقتصادی و پزشکی شوک‌های مدل از توزیع نرمال چندمتغیره پیروی نمی‌کنند. برای برآورد پارامترهای این مدل از روش بیشینه درست‌نمایی استفاده شد. از آن‌جاکه فرم‌های بسته برای برآورد پارامترها از حل مشتقات حاصل نمی‌شود، الگوریتم ECM برای برآورد پارامترهای مدل به کار گرفته شد. سپس با استفاده از دو مجموعه داده‌های واقعی کشور کانادا (برای مدل‌بندی هم‌زمان متغیرهای E و U) و کشور ایران (برای مدل‌بندی هم‌زمان متغیرهای AFF و EW) که شوک‌ها دارای چولگی بوده‌اند، مدل VAR با مرتبه تعیین شده برای داده‌ها با در نظر گرفتن توزیع نرمال چوله چندمتغیره و توزیع نرمال چندمتغیره برای شوک‌ها برازش داده و مشاهده شد که در این داده‌ها برای شوک‌ها، مدل اتورگرسیو برداری با توزیع نرمال چوله چندمتغیره طبق معیارهای اطلاعاتی AIC و BIC مناسب‌تر و کاراتر از مدل با توزیع نرمال چندمتغیره بوده است.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Manijeh Mahmoodi
Mohammad Reza Salehi Rad



<https://orcid.org/0009-0003-7143-2396>
<http://orcid.org/0000-0003-1519-7590>

منابع

اسفنجیر عباسی، علی‌اصغر و رضایی روشن، هدی. (۱۳۹۹). بررسی تأثیر اشتغال زنان بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب خاورمیانه. فصلنامه علمی پژوهشی زن و جامعه، ۲(۴۲)، ۲۰۷-۲۲۶.

- حیدری، حسن. (۱۳۹۰). مدل VAR جایگزین برای پیش‌بینی تورم ایران: کاربردی از تبدیل
Bewley. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۶ (۴۶)، ۷۷-۹۶.
- خوهرسندی، مرتضی، محمدی، تیمور، ارباب، حمیدرضا و سخایی، عمادالدین. (۱۴۰۱). آثار
شوگ‌های اقتصادی خارجی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: رویکرد خودرگرسیون
برداري جهانی (GVAR). *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷ (۹۱)، ۹-۵۰.
<http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2020.52537.868>
- محمدی، تیمور، عزیزخانی، فاطمه، طایی، حسن و بهرامی، جاوید. (۱۳۹۸). پویایی‌های کلان
اقتصادی مقررات‌زدایی در بازارهای محصول و کار در کشورهای منا: رهیافت PANEL
VAR. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۴ (۸۰)، ۳۷-۶۷.
<https://doi.org/10.22054/ijer.2019.11112>

References

- Akaik, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Trans Automat Contr.* 19, 716-723.
doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705
- Arellano-Valle, R. B., Ozan, S., Bolfarine, H., Lachos, V.H. (2005). Skew-normal measurement error models. *Journal of Multivariate Analysis*, 96, 265-281. doi.org/10.1016/j.jmva.2004.11.002
- Arellano-Valle, R.B. & Azzalini, A. (2006). On the unification of families of skew-normal distributions. *Scandinavian Journal of Statistics*, 33, 561-574. doi.org/10.1111/j.1467-9469.2006.00503.x
- Arellano-Valle, R.B. & Genton, M.G. (2005). Fundamental skew distributions. *Journal of Multivariate Analysis*, 96, 93-116.
doi.org/10.1016/j.jmva.2004.10.002
- Arellano-Valle, R.B., Gomez, H.W. & Quintana, F.A. (2004). A new class of skew-normal distributions. *Communication in Statistics- Theory and Methods*, 33, 1465-1480. doi.org/10.1081/STA-120037254
- Azzalini, A. & Capitanio, A. (1999). Statistical application of the multivariate skew-normal distribution. *Journal of Royal Statistical Society, series B*, 61, 579-602. doi.org/10.1111/1467-9868.00194
- Azzalini, A. & Capitanio, A. (2014). *The Skew-Normal and Related Families*. Cambridge CB2 8BS, United Kingdom.
- Azzalini, A. (1985). A class of distributions which includes the normal ones. *Scandinavian Journal of Statistics*, 12, 171-178.
doi.org/10.6092/ASSN.1973-2201/711
- Azzalini, A. (2005). The skew-normal distribution and related multivariate families. *Scandinavi Journal of Statistics*, 32, 159-188.
doi.org/10.1111/1467-9469.2005.00426.x
- Balakrishnan, N. & Scarpa, B. (2012). Multivariate measures of skewness for the skew-normal distribution. *Journal of Multivariate Analysis*, 104, 73-87. [doi.org 10.1016/j.jmva.2011.06.017](https://doi.org/10.1016/j.jmva.2011.06.017)

- Bondon, P. (2009). Estimation of autoregressive models with epsilon-skew-normal innovations. *Journal of Multivariate Analysis*, 100(8), 1761-1776. doi.org/10.1016/j.jmva.variate2009.02.006
- Box, G. & Jenkins, G. (1970). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden-Day, San Francis.
- Esfanjir, A.A. & Rezaei R.H. (1399). Investigating the effect of women's employment on economic growth in selected countries of Middle East. *Quarterly Journal of Woman and Society*. 11,207-226. [In Persian]
- Faryaar, H., Macdonald, R. & Watt, J. (2022). Improving the measurement of the contribution of women to the economy: estimates of GDP. *Economic analysis division at statistics Canada*.36, 28-001. doi.org/10.25318/36280001202201000003-eng
- Ghasami, S., Khodadadi, Z. & Maleki, M. (2019). Autoregressive processes with generalized hyperbolic innovations. *Communication in Statistics-Simulation and Computation*.49(12), 3080-3092. doi.org /10.1080/03610918.2018. 1535066
- Gupta, A. & Chang, C. (2002). Multivariate skew-symmetric distributions. *Applied Mathematics Letters*, 16(5), 634-646. doi.org/10.1016/S0893-9659(03)00060-0
- Heidari, H. (2011). An alternative VAR model for forecasting Iranian inflation: An application of bewley transformation. *Iranian Journal of Economic Research*, 46, 77-96. [In Persian]
- Khorsandi, M., Mohammadi, T., Arab, H. & Sakhaei, E. (2022). The effect of external economic shocks on Iran's macroeconomic variable: Global VAR approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 27, 9-50. doi.org/10.22054/ijer.2020.52537.868 [In Persian]
- Kilian, L. & Lütkepohl, H. (2017). *Structural Vector Autoregressive Analysis*. (Themes in Modern Econometrics), Cambridge, United Kingdom.
- Koop, G. & Korobilis, D. (2009). Bayesian multivariate time series methods for empirical macroeconomics. *Foundation and Trends in Econometrics*, 3, 267-351. doi.org/10.1561/08000000013
- Liu, J., Kumar, S. & Palomar, D. (2019). Parameter estimation of heavy-tailed AR model with missing data via stochastic EM. *IEEE Transaction on Signal Processing*, 67(8), 2159- 2172. doi.org/10.1109/ TSP.2019. 2899816
- Liu, Y., Sang, R. & Liu, Sh. (2016). Diagnostic analysis for a vector autoregressive model under Student's t- distributions statistic. *Neerlandica*, 71(2), 86- 114. doi.org/ 10.1111/stan.12102
- Lütkepohl, H. (1991). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag. Berlin and New York.
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer Science & Business Media.
- Lütkepohl, H. (2020). Structural vector autoregressive models with more shocks than Variables identified via heteroscedasticity. *Economics Letters*, 195, 19510458. doi.org /10.1016/j.econlet.2020.109458

- Maleki, M., Wraith, D., Mahmoudi, R. & Javier, E. (2019). Asymmetric heavy-tailed vector auto-regressive processes with application to financial data. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 90(2), 324-340. doi.org/10.1080/00949655.2019.168067
- Mardia, K. (1970). Measure of multivariate skewness and kurtosis with application. *Biometrika*, 36, 519-530. doi.org/10.1093/biomet/57.3.519
- Mardia, K. (1974). Applications of some measures of multivariate skewness and kurtosis in testing normality and robustness studies. *Sankhyā*, ser. B. 36, 115-128. doi.org/10.1080/00369791.1974.11659939
- Mirzaei, H., Razban, N., Mohammadi, T. & Morovat, H. (2023). Analyzing the housing market network among Iran's Provinces: New evidence through variance decomposition of forecast errors, 88, 120-157. doi.org/10.22054/joer.2024.75890.1159
- Mohammadi, T., Azizkhani, F., Taei, H. & Javid, B. (1398). Macroeconomic dynamics of deregulation in product markets and work in Mena countries: Panel VAR. *Iranian Journal of Economic Research*, 80, 37-67. doi.org/10.22054/ijer.2019.11112
- Neethling, A., Ferreira, J. & Naderi, M. (2020). Skew generalized normal innovations for AR(p) process endorsing asymmetry. *Symmetry*, 12(8), 1253. doi.org/10.3390/sym12081253
- Ni, Sh. & Sun, D. (2005). Bayesian estimates for Vector autoregressive. *Journal of Business and Economic Statistics*, 23, 105-117. doi.org/10.1198/073500104000000622.
- Pourahmadi, M. (2001). *Foundation of Time Series Analysis and Prediction Theory*; John Wiley & Sons, Inc: Hoboken, NJ, USA.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *Ann Stat*, 6(2), 461-464. doi.org/10.1214/aos/1176344136
- Sharafi, M. & Nematollahi, A. (2016). AR(1) model with skew-normal innovations. *Metrika*, 79, 1011-1029. doi.org/10.1007/s00184-016-0587-7.
- Sims, C. (1980). Macroeconomic and reality. *Econometric*, 48, 1-48. doi.org/10.2307/1912017
- Stock, J.H. & Watson, M.W. (2001). Vector autoregressive. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 101-115. doi.org/10.1257/jep.15.4.10
- Sujit, S., Dipak, D. & Marco, B. (2003). A new class of multivariate distributions with applications to Bayesian regression models. *Canadian Journal of Statistics*, 129(31), 129-150. doi.org/10.2307/3316064
- Tarami, B. & Pourahmadi, M. (2003). Multi-variate t autoregressive: innovations, prediction variances and exact Likelihood equations. *Journal of Time Series Analysis*, 24, 739-754. doi.org/10.1111/j.1467-9892.2003.00332.x
- Tsay, R.S. (2002). *Analysis of Financial Time Series*. John Wiley & Sons, Inc. ISBN: 0-471-41544-8

- Tsung, L. (2009). Maximum likelihood estimation for multivariate skew normal mixture models. *Journal of Multivariate Analysis*, 100(2), 257-265. doi.org/10.1016/j.jmva.2008.04.010
- Tsung, L., Hsiu, H. & Chiang, Chen. (2009). Analysis of multivariate skew normal models with incomplete data. *Journal of Multivariate Analysis*, 100, 2337-2351. doi.org/10.1016/j.jmva.2009.07.005
- Wai, C., Mumtaz, H. & Pinter, G. (2017). Forecasting with VAR models: fat tails and stochastic volatility. *International Journal of Forecasting*, 33(4), 1124-1143. doi.org/ 10.1016/j.ijforecast.2017.03.001
- Wei, W. (2006). *Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods*. Boston, Pearson Addison Wesley.
- Zamani Mehryan, S. & Sayyareh, A. (2015). Statistical inference in autoregressive models with non-negative residuals. *Statistical Research and Training Center*, Iran JSRI 2015. 12(1), 83-104.

استناد به این مقاله: محمودی، منیژه و صالحی‌راد و محمدرضا. (۱۴۰۴). برآورد مدل اتورگرسیو برداری با توزیع نرمال چوله چندمتغیره برای شوک‌ها و تحلیل عملکرد آن برای دو مجموعه داده واقعی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۰(۱۰۲)، ۳۸-۶۳.



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



Return and Volatility Spillover Under Bearish and Bullish Market Conditions: The Case of the Stock Market and Its Competing Markets in Iran

Majid Aghaei* 

Associate Professor of Financial Economics,
Department of Theoretical Economics,
University of Mazandaran, Babolsar, Iran

Amin Razinataj 

Ph.D. Candidate in Financial Economics,
University of Mazandaran, Babolsar, Iran

Abstract

Given the interconnected nature of financial markets, understanding the relationships among them is essential for investors and traders in selecting optimal portfolios, and for policymakers in adopting appropriate monetary and financial policies. The present study aimed to investigate the interrelationship between risk and return, as well as their spillover effects, between Iran's stock market and competing markets—namely the foreign exchange, gold, and housing markets—under varying bullish and bearish market conditions. The analysis relied on monthly data from 2011 to 2022, as well as a multivariate GARCH model. The results showed significant spillover effects of returns and volatility from the foreign exchange market to the stock market during both bullish and bearish phases of the foreign exchange market. In addition, return spillovers from the stock market to the foreign exchange market were also observed across both market conditions, underscoring the strong interdependence between these two markets in Iran. However, the study found no evidence of return spillovers from the stock market to the gold market under either market condition. In contrast, return and volatility spillovers from the gold market to the stock market were confirmed in both bullish and bearish phases of the gold market. The results did not confirm the return and volatility spillover effects from the housing market to the stock market under either bearish or bullish conditions in the housing market. However, a return spillover from the housing market to the stock market was

* Corresponding Author: Email Address: M.aghaei@umz.ac.ir

How to Cite: Aghaei, M. & Razinataj, A. (2025). Return and Volatility Spillover Under Bearish and Bullish Market Conditions: The Case of the Stock Market and Its Competing Markets in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 30(102), 64-111.

observed during bearish conditions in the stock market. This suggests that investors in Iran's housing and stock markets likely belong to two distinct spectrums.

1. Introduction

The existence of strong and efficient financial markets, supported by appropriate and active organizations, plays a critical role in promoting investment, economic growth, and development. In recent years, the analysis of inter-market relationships has gained significant attention from capital market practitioners and researchers. Empirically modeling and examining these relationships is essential for investors seeking to implement effective investment and hedging strategies, particularly for portfolio diversification. According to financial theories and prior research, when two markets are weakly correlated, external shocks in one market have less impact on the other. As a result, investors can reduce their risk by diversifying their portfolios across such markets (Kundu & Sarkar, 2016). Asset prices in financial markets are inherently volatile, influenced by relevant market developments as well as sudden, unexpected changes triggered by domestic and global economic, social, and political events (Kang et al., 2011). This volatility often prompts investors to adjust the composition of their asset portfolios (Attarzadeh et al., 2022). This phenomenon is referred to as volatility spillover (Pandey & Vipul, 2018), which can both exacerbate the turmoil in the crisis-stricken market, and transmit volatilities and shocks to other markets (Khalifa et al., 2014). Consequently, the magnitude of price volatility in a given market is influenced not only by its own historical fluctuations but also by the volatility of other markets (Zhang et al., 2008). This issue has gained increasing importance in today's economies, where advanced communication systems and the interdependence of financial markets have shaped the nature of markets.

Understanding the mechanisms of interdependence and volatility and return spillovers among assets is crucial for several reasons, such as assessing market efficiency, optimizing asset portfolios, managing risk, and regulating the market. In other words, accurate identification of the behavior of asset returns and price volatility-along with their interrelationships-is essential for optimal resource allocation, accurate pricing of financial assets, optimal selection of asset portfolios, and better forecasts of future price movements (Hassan & Malik, 2007; Poon & Granger, 2003). Furthermore, as shown by Fabozzi and Francis (1978), the beta coefficient in the Capital Asset Pricing Model (CAPM) can vary across different market conditions, such as during bullish versus bearish markets or periods of high versus low volatility. A

review of developments in Iran's stock, foreign exchange, gold, and housing markets reveals significant and sudden changes in asset prices and heightened volatility, especially in recent years. Due to the economic stagnation and high inflation, many investors in the Iranian economy have turned to the stock, foreign exchange, and gold markets as alternative investment options. Understanding the spillover of volatility and returns across these markets-under varying market conditions-is essential for assessing market efficiency, selecting asset portfolios, and determining asset pricing. Accurately identifying and analyzing the behavior of price volatility and returns enables policymakers to adopt appropriate regulatory policies. This study aimed to examine the interrelationships of risk and return, as well as their spillovers between the stock market and other competing markets (foreign exchange, housing, and gold) under different market conditions, specifically bullish and bearish phases. This focus on varying market conditions ensures the novelty of the present study in terms of its approach.

2. Materials and Methods

The current study employed a bivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity (GARCH) model to investigate the mutual relationship between the return and risk of Iran's stock market and its competing markets. The multivariate GARCH model is designed to model the simultaneous volatility of two or more variables. The model examines the relationship between the volatilities of two series of variables, in which the conditional variance is modeled as a function of its own lagged value and the lagged value of its error residuals (Suri, 2013). To analyze the spillover effects of volatility and returns across different markets, the study used the VAR-BEKK-GARCH model. First, the vector autoregression (VAR) method was used to estimate the research model. Then, the system of mean and variance equations was constructed and estimated using the VAR(1)-BEKK(1,1) method. Moreover, the Hannan-Quinn, Schwarz-Bayesian, and Akaike selection criteria were used to select the optimal model intervals. Based on these criteria, the VAR(1)-BEKK(1,1) model was selected to estimate all the models. The equations in the VAR-BEKK-GARCH model were divided into two main categories: the mean equation and the variance equation. The mean equation estimated the spillover effects or the contagion rate of market returns, while the variance equation estimated the spillover or contagion rate of volatility and shocks among the variables.

3. Results and Discussion

According to the results, during bullish and bearish conditions in the stock and foreign exchange markets, there is a noticeable spillover effect in both returns and volatility between these two markets. This indicates a strong interdependence between the foreign exchange and stock markets. The findings also showed that under normal market conditions, there is no significant spillover of returns or volatility between these markets. However, during periods of bullish or bearish markets, spillover effects become evident. Regarding the relationship between the stock market and the gold market, the study found no significant spillover of returns from the stock market to the gold market under either bullish or bearish stock market conditions. In contrast, during both bullish and bearish conditions in the gold market, there is a clear spillover effect of returns and volatility from the gold market to the stock market. This finding seems logical, given the high correlation between the gold market and the foreign exchange market in Iran. A positive or negative shock in the foreign exchange market is likely to be transmitted to the gold market, causing return and volatility spillover effects between the gold market and the stock market. In the case of the housing market, the study found no evidence of return or volatility spillovers from the housing market to the stock market, under either bullish or bearish housing market conditions. This could be attributed to the differences in the investor base between the two markets in Iran. Considering the records of high housing returns in Iran, housing market investors tend to be long-term participants who are less responsive to short-term volatility. Furthermore, the lower liquidity of the housing market may contribute to the lack of return spillovers to the stock market, especially during bearish housing market conditions. The results also confirmed a spillover effect of returns from the stock market to the housing market during bearish stock market conditions. This suggests that during downturns in the stock market, investors may shift their capital toward investment in the housing sector, which historically has offered high long-term returns in Iran.

4. Conclusion

Today, the significance of the gold, foreign exchange, housing, and stock markets is widely recognized due to their vital role in attracting capital and driving the economic growth and development of countries. Ensuring the proper functioning and coordination of these markets-by strengthening their interconnections and improving their resilience and flexibility-can not only enhance capital attraction and allocation but also serve as a defensive shield against economic shocks. This, in turn, helps mitigate the impact of spillover risks and increases the overall

resilience of the economy to shocks. Given the importance for market practitioners and policymakers to understand the relationships among key markets of interest to investors in the Iranian economy, the current study investigated the spillover effects of returns and volatilities between the stock market and its major competing financial markets in Iran—namely the foreign exchange, gold, and housing markets. The analysis focused on both bullish and bearish market conditions, using the VAR-BEKK-GARCH model and monthly data from the period 2011 to 2022. The results indicated a significant interdependence and spillover effect of returns and volatilities between the foreign exchange and stock markets under both bullish and bearish conditions. However, this relationship was not evident under normal market conditions. In the gold market, spillover effects of returns and volatilities toward the stock market were observed only during bullish and bearish phases, but the reverse was not confirmed. As for the housing market, no significant spillover from this market to the stock market was detected, which may be attributed to differences in the investor base across the two markets. Nonetheless, during bearish phases in the stock market, a portion of capital flows into the housing market, reflecting investors' preference for real estate during stock market downturns. In light of the findings, it is recommended that policymakers work to strengthen economic stability and manage foreign exchange market volatility in order to limit the transmission of shocks across markets. In addition, maintaining investor confidence in the stock market through appropriate incentives is crucial. Special attention should also be given to the correlation between the foreign exchange and gold markets, improvement in the liquidity in the housing market, and development of market forecasting systems.

Keywords: Bearish Market, Bullish Market, Return Spillover, Volatility Spillover, Multivariate GARCH, Stock Market

JEL Classification: G1, G32, C32



سرریز بازدهی و نوسان در شرایط مختلف بازارهای خرسی و گاوی: مطالعه موردی بازار سهام و بازارهای رقیب آن در ایران

مجید آقایی *

دانشیار اقتصاد مالی، گروه اقتصاد نظری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

امین رضی نتاج

دانشجوی دکتری اقتصاد مالی، گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

چکیده

با توجه به درهم تنیدگی بازارهای مالی و اهمیت ارتباط بین بازارهای مالی در انتخاب استراتژی مناسب برای سرمایه‌گذاران و معامله‌گران در انتخاب سبد سرمایه‌گذاری بهینه و سیاست‌گذاران جهت اتخاذ سیاست‌های پولی و مالی مناسب، در این پژوهش به بررسی ارتباط متقابل ریسک و بازدهی و سرریز آنها بین بازار سهام و بازارهای رقیب آن در ایران نظیر بازار ارز، طلا و مسکن در شرایط مختلف این بازارها (بازار خرسی و گاوی) پرداخته شده است. بررسی ارتباط بین بازارهای مالی مذکور در این پژوهش با به‌کارگیری مدل گارچ چندمتغیره و با استفاده از داده‌های ماهانه طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ صورت گرفته است. براساس نتایج، سرریز بازدهی و نوسان از بازار ارز به بازار سهام در شرایط خرسی و گاوی بازار ارز طی دوره مورد بررسی مشاهده می‌شود. همچنین نتایج حاکی از وجود سرریز بازدهی از بازار سهام به بازار ارز در شرایط خرسی و گاوی بازار سهام و وابستگی و ارتباط متقابل بازار ارز و بازار سهام طی دوره مورد بررسی در ایران است. براساس نتایج، سرریز بازدهی از بازار سهام به بازار طلا در شرایط خرسی و گاوی بازار سهام تأیید نمی‌شود درحالی‌که سرریز بازدهی و نوسان از بازار طلا به بازار سهام در شرایط خرسی و گاوی بازار طلا تأیید می‌شود. وجود سرریز بازدهی و نوسان از بازار مسکن به بازار سهام در شرایط خرسی و گاوی بازار مسکن نیز تأیید نمی‌شود درحالی‌که سرریز بازدهی از بازار مسکن به بازار سهام در شرایط خرسی بازار سهام مشاهده گردید. بر این اساس می‌توان گفت سرمایه‌گذاران بازار مسکن و سهام در ایران از دو طیف متفاوت هستند.

کلیدواژه‌ها: بازار خرسی و گاوی، سرریز بازدهی، سرریز نوسان، الگوی گارچ، بازار سهام

طبقه‌بندی JEL: G1، G32، C32

۱. مقدمه

وجود بازارهای مالی قوی و کارآمد همراه با سازمان‌های مناسب و فعال در این بازارها، از جمله عوامل مهم و مؤثر بر افزایش سرمایه‌گذاری، رشد و توسعه اقتصادی است. در سال‌های اخیر تجزیه و تحلیل و بررسی رابطه بین بازارهای مختلف مورد توجه بسیاری از فعالان بازار سرمایه و محققان قرار گرفته است. مدل‌سازی تجربی و بررسی رابطه بین بازارهای مختلف از جهت اتخاذ استراتژی مختلف سرمایه‌گذاری و پوشش ریسک به منظور متنوع‌سازی سبد سهام برای سرمایه‌گذاران، بسیار حایز اهمیت است. براساس تئوری‌های مالی و مطالعات پیشین، اگر دو بازار با هم ارتباط ضعیفی داشته باشند، شوک‌های خارجی ناشی از یک بازار تأثیر کمتری بر بازار دیگر داشته و سرمایه‌گذاران می‌توانند با سرمایه‌گذاری در این نوع از بازارها و متنوع‌سازی سبد دارایی‌شان، ریسک خود را کاهش دهند (Kundu & Sarkar, 2016). قیمت دارایی‌ها در بازارهای مالی متأثر از تحولات بازار مربوطه و تغییرات ناگهانی غیرمعمول ناشی از رویدادهای اقتصادی، اجتماعی و سیاسی داخلی و جهانی همواره دارای نوسان هستند (Kang, et al., 2011). نوسانات موجود در یک بازار، سرمایه‌گذاران را ترغیب می‌کند تا سبد دارایی خود را تعدیل نموده و ترکیب دارایی‌های خود را تغییر دهند (عطارزاده و همکاران، ۲۰۲۲). این مسئله که در ادبیات اقتصادی از آن به سرریز نوسان یاد می‌شود (Pandey & Vipul, 2018)، می‌تواند از یک سو، آشفتگی در بازار بحران‌زده را تشدید کند و از سوی دیگر، نوسانات و تکان‌ها را از بازاری به بازارهای دیگر انتقال دهد (Khalifa, et al., 2014). بنابراین اندازه نوسان قیمت در یک بازار نه تنها تحت تأثیر نوسان گذشته خود قرار می‌گیرد بلکه نوسان بازارهای دیگر نیز بر آن اثرگذار است (Zhang, et al., 2008). این موضوع در اقتصادهای امروزی و با گسترش سیستم‌های ارتباطی و وابستگی و درهم‌تنیدگی بازارهای مالی به یکدیگر اهمیت بیشتری یافته است. مکانیزم‌های وابستگی متقابل و سرریز بین بازده و نوسان دارایی‌های مختلف، به دلایل متعدد نظیر شناسایی کارایی بازار، بهینه‌سازی سبد دارایی، مدیریت ریسک و تنظیم بازار می‌تواند مهم باشد. به عبارت دیگر جهت تخصیص بهینه منابع، قیمت‌گذاری صحیح دارایی‌های مالی، انتخاب بهینه سبد دارایی و بهبود پیش‌بینی نوسانات قیمتی آینده، تشخیص صحیح رفتار بازدهی و نوسانات قیمت دارایی‌های مالی و ارتباط بین آنها بسیار حائز اهمیت است (Poon & Granger, 2003).

2003). از طرف دیگر براساس مطالعه فابوزی و فرانسیس^۱ (۱۹۷۸)، بتای مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در شرایط مختلف بازارها نظیر بازارهای بالا و پائین^۲ یا همان شرایط گاوی و خرسی^۳ بازارها می‌تواند متفاوت باشد. بنابراین می‌توان گفت ارتباط متقابل بازدهی و نوسانات دارایی می‌تواند تحت تأثیر شرایط مختلف بازارها نیز قرار گیرد و در نتیجه بررسی ارتباط بین ریسک و بازدهی در بازارهای مختلف و در شرایط مختلف بازارهای خرسی و گاوی حایز اهمیت است.

بررسی روند تحولات بازارهای سهام، ارز، طلا و مسکن در ایران به‌وضوح نشان‌دهنده تغییرات ناگهانی قابل‌توجهی در قیمت این دارایی‌ها و تلاطم مربوط به آنها به‌ویژه در سال‌های اخیر است. از طرف دیگر، با توجه به رکود فعالیت‌های اقتصادی و تورم بالا، ورود به بورس اوراق بهادار، بازار ارز و بازار طلا به عنوان جایگزین‌های سرمایه‌گذاری پیش روی سرمایه‌گذاران در اقتصاد ایران قرار گرفته است. سرریز تلاطم و بازدهی بین بازارهای مختلف در شرایط مختلف این بازارها، اهمیت زیادی در مطالعه کارایی بازار، انتخاب سبد دارایی و قیمت‌گذاری دارایی‌ها دارد زیرا درک و تشخیص صحیح رفتار تلاطم و بازدهی قیمت در این بازارها در اتخاذ سیاست‌های کنترلی مناسب از اهمیت بالایی برخوردار است. به همین منظور در این مطالعه کوشش می‌شود تا ارتباط متقابل ریسک و بازدهی و سرریز آنها بین بازار سهام و بازارهای رقیب آن شامل بازار ارز، بازار مسکن و بازار طلا در شرایط مختلف بازارها (بازارهای صعودی و نزولی یا همان بازارهای خرسی و گاوی) مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گیرد که این پژوهش را نسبت به مطالعات انجام شده قبلی در این زمینه متمایز می‌سازد. از آنجاکه زمان در بازارهای مختلف مورد مطالعه فاکتور بسیار مهمی است و اتفاقات بسیار مهمی می‌تواند بر عملکرد بازارهای مالی در طول زمان تأثیرگذار باشد، بررسی این موضوع با جدیدترین آمار در دسترس نیز از ویژگی‌های متفاوت این پژوهش نسبت به مطالعات قبلی به شمار می‌رود. به منظور بررسی این موضع در ادامه این پژوهش، به بیان ادبیات نظری و تجربی مرتبط با موضوع پژوهش پرداخته می‌شود. سپس در ادامه به بررسی روش‌شناسی پژوهش پرداخته می‌شود و الگوی مناسب پژوهش و متغیرهای مورد

1. Fabozzi, & Francis
2. Up and Down markets
3. Bull and Bear markets

بررسی ارائه می‌گردد. پس از این بخش، تخمین مدل و تفسیر نتایج پژوهش ارائه و در نهایت به ارائه نتیجه‌گیری و پیشنهادات پژوهش پرداخته می‌شود.

۲. ادبیات موضوع

در این قسمت از پژوهش، به بررسی ادبیات نظری و تجربی مرتبط با موضوع پژوهش پرداخته می‌شود.

۱-۲. ادبیات نظری پژوهش

۱-۱-۲. سرریز نوسانات و بازدهی بین بازارها

امروزه شواهد زیادی وجود دارد که نشان می‌دهد نوسانات و بازدهی دارایی‌های مالی، به دارایی‌ها و بازارهای دیگر سرایت می‌کند. دامنه این سرایت‌ها با گسترش سیستم‌های ارتباطی و اطلاعاتی و وابستگی بیش از پیش بازارهای مالی به یکدیگر رو به افزایش است. شناسایی مکانیزم‌های سرایت بازده و سرایت نوسانات بین بازارهای مالی مختلف، به دلایل متعدد اهمیت دارد. سرایت نوسانات و بازدهی دارایی‌های مالی در بازارهای مالی مختلف، اطلاعات بااهمیتی درخصوص کارایی بازارها ارائه می‌دهد. در یک بازار کارا، قیمت یک دارایی نباید با استفاده از قیمت‌های قبلی دارایی‌های دیگر پیش‌بینی‌پذیر باشد. وجود سرایت بین متغیرهای دارایی‌های مالی و همچنین سرایت بین انواع بازارهای مالی، امکان استفاده از یک استراتژی معاملاتی سودآور را فراهم می‌کند و اگر سود این استراتژی معاملاتی از هزینه‌های عملیاتی آن بیشتر باشد، به‌طور بالقوه دلیلی بر عدم کارایی بازار است. شناسایی مکانیزم‌های سرایت در مدیریت سبد دارایی‌ها نیز نقش مهمی دارد زیرا در انتخاب سبد سهام و کاهش ریسک می‌توان از آن استفاده کرد. همچنین سرایت نوسانات به پیش‌بینی نوسانات آینده دارایی‌ها کمک می‌کند و لذا در حوزه‌هایی از قبیل قیمت‌گذاری اختیار معاملات^۱، بهینه‌سازی سبد سهام، محاسبه ارزش در معرض خطر^۲ و مدیریت ریسک کاربرد دارد (رضاقلی‌زاده و آقایی، ۱۳۹۶). دلایل سرریز بین بازارهای مختلف به لحاظ مفهوم را می‌توان به دو گروه علل اصولی و سرریز مبتنی بر رفتار سرمایه‌گذاران تقسیم نمود:

1. Options
2. Value at Risk

الف - علل بنیادین^۱

در گروه اول، سرریز ناشی از همبستگی نرمال بین بازارهای اقتصادی است. شوک یا تلاطم جهانی و محلی، می‌توانند به دلیل وجود پیوندهای مالی در اقتصاد جهانی، بین کشورها یا بازارها منتقل شوند. کالوو و رینهارت^۲ (۱۹۹۶) این نوع از انتشار بحران را سرریز مبتنی بر اصول نامیدند. مطالعات آنها نشان داده است که یک عامل مشترک جهانی یا کشوری (مانند تغییرات بزرگ اقتصادی در کشورهای صنعتی یا تغییر قیمت کالاها) یا وقوع شوک مشترک می‌تواند آغازگر بحران یا جریان سرمایه بین کشورها یا بین بازارهای داخلی یک کشور باشد. زیرا وقوع بحران مالی و کاهش شدید ارزش پول، بر اصول اقتصادی کشورهای دیگر اثر گذاشته و باعث اثرات مستقیم مالی (مثل کاهش اعتبارات تجاری، کاهش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سایر جریان‌های سرمایه به خارج از کشور) می‌شود و به دلیل حرکت هم‌زمان قیمت دارایی و جریان سرمایه، به بقیه کشورها یا سایر بازارهای داخل یک کشور انتقال می‌یابد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که شرکای بزرگ تجاری کشوری که با کاهش شدید ارزش پول، بحران مالی، تغییرات بزرگ اقتصادی یا شوک شدید مواجه شده است، کاهش قیمت دارایی و خروج گسترده سرمایه را تجربه نموده و تبدیل به هدفی برای حمله سوداگر می‌شوند. براساس دیدگاه کورستی و همکاران^۳ (۲۰۰۰) با وقوع بحران در یک کشور، اگر سرمایه‌گذاران انتظار کاهش ارزش رقابتی پول در آن کشور را داشته باشند، اوراق بهادار خود را فروخته و اعطای وام را محدود می‌سازند.

ب - رفتار سرمایه‌گذاران

گروه دوم نتیجه رفتار سرمایه‌گذاران یا دیگر عوامل مالی است. این نوع سرریز به دلیل پدیده‌ها (غیرمنطقی) از جمله هراس مالی^۴، رفتار گله‌ای^۵، فقدان اعتماد و افزایش ریسک‌گریزی رخ می‌دهد. بیشتر سرمایه‌گذاران تصویر کاملی از وضعیت همه بازارها ندارند، بنابراین کاهش شدید ارزش پول یا قیمت سهام می‌تواند باعث زیان برخی سرمایه‌گذاران شود. این عامل بر بازده سرمایه‌گذاری اثر گذاشته و در شرایط عدم تقارن اطلاعات، باعث ایجاد رفتار گله‌ای می‌شود (Dornbusch, et al., 2000). به عنوان مثال، با

-
1. Fundamental Causes
 2. Calvo, S. & Reinhart, C.
 3. Corsetti, G., et al.
 4. Financial Panics
 5. Herd Behavior

ورشکستگی یک بانک بزرگ یا برجسته، سپرده‌گذاران گیج شده و به دلیل فقدان اطلاعات در مورد امکان ورشکستگی بانک‌های دیگر، به سرعت حجم عظیمی از سپرده‌های خود را از سیستم بانکی خارج می‌کنند. بنابراین، هجوم سپرده‌گذاران و رفتار گله‌ای آن‌ها باعث تشدید یا حتی ایجاد بحران جدید می‌شود (Calvo & Reinhart, 1996). از سوی دیگر، نگهداری پول یا برداشت وجوه توسط سپرده‌گذاران تا حدودی به رفتار بقیه بستگی دارد. طی بحران اقتصادی، استرداد ناگهانی پول از کشور، باعث وحشت سرمایه‌گذاران و خروج سپرده‌ها از سیستم بانکی می‌شود بنابراین سرریز می‌تواند پیامد نبود اعتماد به بازار و افزایش ریسک‌گریزی باشد (Diamond & Dybvig, 1983; Dornbusch, et al., 2000).

سرریزهای نوسان و شوک وارده به بازارها با توجه به درجه انعطاف‌پذیری و نحوه تعامل و ارتباط بین بازارها، برای بازارها سه پیامد به همراه دارد:

حالت اول: زمانی که بازارها مقاوم و انعطاف‌پذیر باشند و ارتباط بین بازارها منسجم و خوب باشد، اثر شوک منفی قیمتی به یک بازار، میان بازارهای مرتبط انتشار می‌یابد، به نحوی که اثر شوک بدون آسیب به بازار خاص در میان تمامی مشارکت‌کنندگان بازار، به صورت مؤثری توزیع شده و اثر آن تعدیل می‌شود. این وضعیت همانند فتری است که پس از ضربه از وضعیت تعادل خود خارج شده و دوباره پس از گذشت مدتی به وضعیت اولیه خود برمی‌گردد.

حالت دوم: زمانی که بازارها آسیب‌پذیر و نامنعطف باشند و همچنین ارتباط بین بازارها ضعیف باشد، تأثیر شوک منفی به یک بازار، به بازار دیگر آسیب جدی وارد می‌کند و بازارهای دیگر آسیبی نمی‌بینند. این حالت همانند وضعیتی است که پرتاب سنگی به یک سبد تخم‌مرغ فقط باعث شکستگی و آسیب به همان تخم‌مرغ‌های در معرض ضربه شود و بقیه تخم‌مرغ‌های سبد سالم و بدون آسیب می‌مانند.

حالت سوم: زمانی که بازارها آسیب‌پذیر و نامنعطف باشند ولی ارتباط بین بازارها منسجم و خوب باشد، تأثیر شوک منفی به یک بازار، نه تنها باعث آسیب جدی به آن بازار می‌شود بلکه بقیه بازارهای مرتبط نیز دچار آسیب می‌شوند. این حالت همانند وضعیتی است که پرتاب سنگی به شیشه، نه فقط باعث شکستگی محل اصابت بلکه اطراف محل اصابت نیز دچار ترک خوردگی و آسیب خواهد شد (Ben Amara, et al., 2022).

۱-۱-۱-۲. بازار ارز و بازار سهام

تغییرات در بازار ارز از دو طریق می‌تواند بر قیمت سهام و در نتیجه بازار سهام تأثیرگذار باشد. از یک سو افزایش نرخ ارز (بعد تقاضا) منجر به افزایش درآمد شرکت‌های صادرکننده کالا و در نتیجه قیمت سهام آنها شده و از سوی دیگر (بعد عرضه) منجر به کاهش سود شرکت‌های واردکننده نهاده‌های واسطه‌ای و کاهش قیمت سهام آنها می‌گردد (Morley & Pentecost, 2000). اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت سهام را می‌توان از دو جنبه (رویکرد سنتی) و رویکرد (پرتفوی) نیز مورد بررسی قرار داد. درونبوش و فیشر^۱ (۱۹۸۰) با طرح الگوهای جریان‌گرا^۲ فرض می‌کنند که حساب و تراز جاری کشور دو عامل مهم تعیین‌کننده نرخ ارز هستند. تغییرات نرخ ارز بر رقابت بین‌الملل، تراز تجاری و در نتیجه متغیرهای واقعی اقتصاد مثل تولید و درآمد واقعی، جریان نقدینگی آتی و جاری شرکت‌ها و قیمت سهام آنها اثر می‌گذارد. براساس این الگوها، کاهش ارزش پول داخلی (افزایش نرخ ارز)، توان رقابتی شرکت‌های محلی را افزایش داده و صادرات آنها را در مقایسه با سایر رقبای خارجی ارزان‌تر می‌سازد. افزایش مزیت نسبی کالاهای تولید داخل نیز منجر به افزایش صادرات و درآمد شده و به نوبه خود قیمت سهام شرکت‌ها را افزایش می‌دهد. بنابراین در این الگو، نرخ ارز و قیمت سهام رابطه‌ای مثبت دارند (محمدی‌نژاد پاشاکی و همکاران، ۱۴۰۲). در الگوهای سهام‌گرا^۳ مانند الگوی پرتفوی، فرض بر این است که حساب سرمایه، عامل تعیین‌کننده نرخ ارز است. در الگوی پرتفوی، فرض می‌شود که رابطه منفی بین نرخ ارز و قیمت سهام وجود دارد (Branson, 1983). در این الگو، کاهش قیمت سهام باعث کاهش ثروت سرمایه‌گذاران داخلی شده که منجر به کاهش تقاضای پول و نرخ بهره می‌شود. با فرض ثبات سایر شرایط، کاهش ارزش پول داخلی و گران‌تر شدن نرخ ارز و کاهش نرخ بهره موجب خروج سرمایه از کشور می‌شود که می‌تواند بر قیمت سهام شرکت‌ها تأثیرگذار باشد. خریداران سهام علاوه بر سود سهام به تغییرات ارزش ذاتی شرکت نیز توجه می‌کنند. ارزش ذاتی صنعتی که ایجاد و راه‌اندازی آن مستلزم تهیه ماشین‌آلات از خارج است، در اثر تغییرات نرخ ارز تحت تأثیر قرار می‌گیرد. تغییر تقاضا برای خرید سهام این شرکت‌ها نیز

1. Dornbusch, R. & Fischer, S.
 2. Flow-oriented Models
 3. Stock-oriented Models

تغییرات قیمت سهام شرکت‌ها را در پی خواهد داشت. ترکیب دارایی‌ها و بدهی‌های ارزی شرکت‌ها نیز بر قیمت سهام تأثیرگذار خواهد بود. اگر نرخ ارز افزایش یابد و میزان دارایی ارزی شرکت بیشتر از بدهی ارزی آن باشد، سود ناشی از تسعیر ارز موجود عملاً باعث افزایش سود هر سهم گردیده و قیمت سهام این شرکت‌ها افزایش می‌یابد و برعکس (محمدی‌نژاد پاشاکی و همکاران، ۱۴۰۲).

۲-۱-۱-۲. بازار طلا و بازار سهام

سرمایه‌گذاران با سرمایه‌گذاری طلا در پرتفوی متشکل از سهام، می‌توانند با متنوع‌سازی سهام خود و کاهش ریسک، بازدهی سبدشان را افزایش دهند. قیمت طلا منعکس‌کننده واکنش متقابل عرضه و تقاضا در بازاری است که خریداران و فروشندگان بسیاری با وجود جریان نسبتاً آزاد اطلاعات در آن حضور دارند. از آنجا که قیمت طلا شاخص خوبی برای توضیح فشارهای تورمی است بنابراین قیمت طلا طی دوران تورمی، آشفتگی بازار ارز یا بی‌ثباتی سیاسی صعود می‌کند که این امر تمایل افراد را برای انتخاب این نوع دارایی در سبد دارایی‌های خود برای حفظ ارزش آن نشان می‌دهد. البته انگیزه سفته‌بازی در بازار طلا نیز یکی از دلایلی است که تقاضای طلا را تحت تأثیر قرار می‌دهد و عمده نوسان‌های کوتاه‌مدت قیمت در این بازار ناشی از این نوع تقاضاست (اسلاملوئیان و زارع، ۱۳۸۵). بنابراین براساس نظریه سبد دارایی، قیمت طلا می‌تواند بر شاخص قیمت سهام تأثیرگذار باشد. سرمایه‌گذاران به دنبال این موضوع هستند که ترکیب بهینه‌ای از دارایی‌های مالی را در سبد دارایی خود نگهداری نمایند تا بتوانند با انتخاب این ترکیب به عایدی مورد انتظار دست یابند (کریم‌زاده، ۱۳۸۵). در صورت پایین بودن بازده یک دارایی سرمایه‌گذاران ترکیب سبد پرتفوی خود را تغییر می‌دهند و دارایی با بازدهی بیشتر را جایگزین آن می‌کنند. از این رو می‌توان نتیجه گرفت که بازده سهام با قیمت طلا ارتباط منفی دارد.

۲-۱-۱-۳. بازار مسکن و بازار سهام

بخش مسکن به دلیل پیوندهای پیشین و پسین بالایی که با دیگر بخش‌های اقتصاد دارد، تأثیرات مهمی در اقتصاد هر کشور ایفا می‌کند. بازار مسکن علاوه بر تأثیرگذاری در بازارهای حقیقی، در بازارهای مالی مانند بازار سهام نیز اثرگذار خواهد بود. در علم اقتصاد،

مسکن یک کالای ضروری محسوب می‌شود و در سبد کالای هر خانوار (به صورت تملک یا اجاره) وجود دارد، به طوری که معمولاً سهم قابل توجهی از هزینه سالیانه یک خانوار در اغلب کشورها متعلق به مسکن و هزینه‌های جانبی آن است (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۵). مطالعات انجام شده قبلی در زمینه رابطه بازار مسکن با بازار سهام، حاکی از تأثیر متفاوت بازار مسکن - بسته به شرایط و ساختار هر کشور - بر رفتار شاخص قیمت سهام در کشورها و مناطق مختلف است. در برخی تحقیقات مانند لیووا و همکاران^۱ (۲۰۱۹) و هوئیفا و همکاران^۲ (۲۰۲۳)، بازار مسکن رابطه مستقیم با شاخص قیمت سهام داشته است در حالی که براساس برخی تحقیقات دیگر نظیر بتینه و همکاران^۳ (۲۰۱۵)، ایچولز و هارتزل^۴ (۱۹۹۶)، گیورکو و کیم^۵ (۱۹۹۲)، وورزالا و وندل^۶ (۱۹۹۳)، ایبوتسون و سیگل^۷ (۱۹۸۴) رابطه منفی بین این دو متغیر وجود داشته است. در برخی مطالعات نظیر کوآن و تیتمن^۸ (۱۹۹۹) نیز هیچ رابطه معناداری بین این دو متغیر مشاهده نشده است. با توجه به ادبیات اقتصادی موجود، دو دیدگاه در مورد ارتباط بین بازار مسکن و بازار سهام وجود دارد. در دیدگاه اول - که «اثر ثروت»^۹ نام دارد و بیانگر کانال انتقالی از بازار سهام به مسکن است، هم درآمد جاری و هم ثروت کل (دارایی‌های مالی، مسکن و ثروت انسانی) اثر مثبت بر مخارج مصرفی کل دارند. براساس این دیدگاه مسکن می‌تواند هم کالای مصرفی در نظر گرفته شود و هم کالای سرمایه‌ای. بنابراین خانوارها با سود پیش‌بینی نشده‌ای که در بازار سهام به دست می‌آورند، به احتمال فراوان پرتفوی خود را به سمت بازار مسکن سوق می‌دهند و یا به عبارت دیگر خانوارهایی که دارای سهام هستند، اغلب پرتفوی خود را با فروش سهام و سرمایه‌گذاری در بازار مسکن مجدداً تعدیل می‌کنند. بنابراین، اثر ثروت بر مصرف از طریق انتقال از بازار سهام به بازار مسکن است. دیدگاه دوم رابطه بین قیمت سهام و مسکن را از طریق اثر قیمت - اعتبار توضیح می‌دهد. برای مثال تغییری که در ارزش مسکن صورت می‌گیرد، مهمترین عامل وضعیت ترازنامه‌ای بنگاه است. چنانکه بنگاه‌هایی که بخاطر محدودیت‌های اعتباری،

-
1. Liowa, K., et al.
 2. Alqaralleh, H., et al.
 3. Batayneh, K.H. & Al-Malki, A.
 4. Eichholtz, P.M.A. & Hartzell, D.J.
 5. Gyourko, J. & Keim, D.B.
 6. Worzala, E. & Vandell, K.
 7. Ibbotson, R. & Siegel, L.
 8. Quan, D.C. & Titman, S.
 9. Wealth Effect

مقادیر مشخصی زمین یا مسکن نگهداری می‌کنند با افزایش قیمت زمین و ملک منتفع می‌شوند زیرا افزایش ارزش وثیقه‌ای که ناشی از افزایش قیمت ملک است، هزینه قرض گرفتن (وام) را کاهش می‌دهد و این یک روش ساده تأمین مالی بنگاه‌ها و خانوارهاست. اگر سود مورد انتظار سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها افزایش یابد، ارزش سهام بنگاه‌ها نیز به دنبال آن افزایش خواهد یافت. با توجه به اینکه بنگاه‌ها برای گسترش سرمایه‌گذاری خود به زمین یا ملک بیشتری نیاز دارند، این فرآیند با چرخش فزاینده و رو به بالا در قیمت‌های ملک و مسکن همراه خواهد بود (رودری و همکاران، ۱۴۰۱).

۳. ادبیات تجربی پژوهش

در این قسمت از پژوهش به بررسی مطالعات تجربی انجام شده مرتبط به موضوع اصلی پژوهش پرداخته می‌شود.

جدول ۱. مروری بر مطالعات انجام شده قبلی

نویسنده/ نویسندگان	دوره زمانی و نمونه مورد بررسی	روش پژوهش	نتایج
مطالعات انجام شده خارجی			
لیو و همکاران ^۱ (۲۰۲۴)	۲۰۰۶-۲۰۲۲ بازارهای مالی چین	مدل GARCHSK- TVP-VAR-DY	بازار بین‌المللی نفت خام اثر سرریز ریسک خالص قابل‌توجهی بر بازارهای مالی چین دارد. درجه سرریز از بازارهای نفت به بازارهای مالی به‌طور قابل توجهی تحت شوک رویدادهای شدید افزایش می‌یابد. اثرات سرریز ریسک بازارهای نفت بر بازارهای فرعی مالی مختلف چین ناهمگن است و سرریز بیشتر به بازارهای کالا، ارز و پول و سرریز کمتر به بازار اوراق قرضه و سهام وجود دارد.
یانگ و همکاران ^۲ (۲۰۲۳)	۲۰۲۱-۲۰۲۲ بازار مالی چین	مدل TVP-VAR-DY TVP-FAVAR	سیاست‌های پولی کشورهای توسعه‌یافته بر استرس مالی چین تأثیر می‌گذارد. این تأثیر براساس اندازه اقتصاد و اثربخشی سیاست‌ها متفاوت است. سرریزها عمدتاً از طریق تسریع جریان‌های سرمایه کوتاه‌مدت و نوسانات ذخایر ارزی رخ می‌دهند. این اثرات در طول دو دهه به‌ویژه در طول بحران‌های اقتصادی و همه‌گیری-COVID 19 که نیاز اقتصادهای نوظهور مانند چین را برای محافظت در برابر سرریزهای مالی بین‌المللی برجسته می‌کند، تکامل یافته است.

1. Luo, C.H., et al.

2. Yang, C., et al.

ادامه جدول ۱. مروری بر مطالعات انجام شده قبلی

نویسنده/ نویسندگان	دوره زمانی و نمونه مورد بررسی	روش پژوهش	نتایج
مطالعات انجام شده خارجی			
منسی و همکاران ^۱ (۲۰۲۳)	۲۰۱۸-۲۰۲۲ بازار ارز دیجیتال	مدل Cross quantilogram directional spillovers, TVP	سرریز بین ارزهای دیجیتال و شاخص‌های نوسان برای بازارهای اصلی سستی به‌طور قابل‌توجهی در چندک‌ها متفاوت است؛ به این مفهوم که مزایای تنوع‌داری‌ها ممکن بود در شرایط عادی و شدید بازار به‌طور گسترده‌ای متفاوت باشد. در شرایط عادی بازار، شاخص ارتباط کل کمتر از مقادیر مشاهده شده در شرایط نزولی و صعودی بازار بود.
عطارزاده و بالچیلار ^۲ (۲۰۲۲)	۲۰۱۳-۲۰۲۱ بازارهای انرژی تجدیدپذیر، بیت‌کوین، بازار سهام و نفت خام	مدل TVP-VAR	انرژی پاک و بازارهای سهام سستی شوک‌هایی را به بیت‌کوین و نفت از نظر بازده منتقل کرده و از نظر نوسانات از بیت‌کوین و نفت، شوک دریافت کردند. علاوه بر این، بیت‌کوین و سایر بازارهای مالی تنها در دوره‌های غیربحرانی به‌طور محدود به هم مرتبط بودند. با این وجود، ارتباط آن‌ها در زمان‌های بحران، مانند سقوط بزرگ ارزهای دیجیتال در سال ۲۰۱۸ و همه‌گیری کووید-۱۹ در سال ۲۰۲۰، به‌طور قابل‌توجهی تقویت شدند.
بن امرا و همکاران (۲۰۲۲)	۱۹۶۰-۲۰۲۱ بازارهای کالاهای مختلف	فیلتر هودریک پرسکات و مدل VAR	سرریز بین بخش‌های بازار کالا در دوره‌های بحران سیاسی و مالی تشدیدگردید. در دوره‌های تنش، میزان پیوستگی که توسط چرخه‌های صعودی نشان داده شد، بیشتر از سیکل‌های نزولی بود.
وانگ ^۳ (۲۰۲۲)	۲۰۱۵-۲۰۱۷ بازار NFTها و بازارهای مالی	مدل GARCH-MIDAS	بازارهای NFT تحت سلطه ارزهای دیجیتال، سهام و اوراق قرضه بوده و بازارهای طلا و بازارهای NFT گیرنده‌های سرریز نوسان هستند.
السید و همکاران ^۴ (۲۰۲۲)	۲۰۱۵-۲۰۲۱ بازارهای ارز دیجیتال و طلا	مدل TVP-VAR	شاخص‌های عدم قطعیت سیاست ارز دیجیتال و شاخص‌های عدم قطعیت قیمت ارزهای دیجیتال نشان دادند که عدم قطعیت سیاست ارزهای دیجیتال، ارسال‌کننده اصلی سرریز بازده به متغیرهای دیگر است. علاوه بر این، طلا یک دریافت‌کننده خالص از سرریزهای بازده و نوسانات بود.

1. Mensi, W., et al.
2. Attarzadeh, A. & Balcilar, M.
3. Wang, Y.
4. Elsayed, A., et al.

ادامه جدول ۱. مروری بر مطالعات انجام شده قبلی

نویسنده/ نویسندگان	دوره زمانی و نمونه مورد بررسی	روش پژوهش	نتایج
مطالعات انجام شده خارجی			
منسی و همکاران ^۱ (۲۰۲۱)	۲۰۰۰-۲۰۲۰ بازار نفت و شش بازار فلزات غیرآهنی	مدل ARFIMA- FIGARCH	وابستگی زمانی بین بازارهای نفت و کالاهای غیرآهنی مثبت و ناهمگن است و در طول شروع بحران مالی جهانی (GFC) برای بازارهای مس، سرب و قلع تشدید شده است. سرریزهای وارونه و منفی نفت به بازارهای غیرآهنی و بالعکس قابل توجه است و در زمان GFC، سقوط قیمت نفت و شیوع COVID-19 افزایش یافته است. بیشترین اثرات سرریز برای بازار آلومینیوم مشاهده گردید که در برابر بی‌ثباتی قیمت نفت بسیار آسیب‌پذیر است.
ازون وان ^۲ (۲۰۲۱)	۲۰۱۳-۲۰۱۸ پنج بازار عمده سهام و بازار بیت‌کوین	مدل VARMA- AGARCH	در اوج‌ها و قله‌های بازار سهام، سرمایه‌گذاران بین این اوج‌ها و قله‌های بازار در حرکت بودند تا بازده را به حداکثر برسانند و قرار گرفتن در معرض ریسک را کاهش دهند که منجر به سرریز بازده و نوسان بین اوج‌ها و قله‌های بازار گردید.
عمر و همکاران ^۳ (۲۰۲۱)	۲۰۲۰ بازارهای نوظهور و اوراق قرضه دولتی آمریکا	مدل TVP-VAR	در طول همه‌گیری کووید ۱۹، بازار اوراق قرضه ایالات متحده کمتر آسیب‌پذیر بود و نسبت به تغییرات در احساسات بازار در مقابل بازارهای با درآمد ثابت کشورهای درحال توسعه انعطاف‌پذیرتر بود.
عمر و همکاران ^۴ (۲۰۲۱)	۲۰۰۹-۲۰۲۰ بازارهای صنعتی و فلزات گرانبها	مدل TVP	شوک‌های تقاضا و شوک‌های ریسک، گیرنده (فرستنده) غالب شوک‌ها از (به) بازار فلزات بودند.
اقبال و همکاران ^۵ (۲۰۲۰)	۲۰۱۹-۲۰۲۰ جنوب آسیا	مدل GARCH	پس از بحران مالی ۲۰۰۹-۲۰۱۱، ناپایداری قابل توجهی در این بازارها وجود دارد و وجود یک شکست ساختاری در الگوی ریسک در بازارهای سرمایه جنوب آسیا را نمی‌توان کاملاً رد کرد.
کندا و سرکار ^۶ (۲۰۱۶)	۲۰۰۰-۲۰۱۲ ایالات متحده، بریتانیا، برزیل، روسیه، هند و چین	مدل VAR-TGARCH- M و رگرسیون انتقال ملازم	بازدهی و نوسانات یک بازار در بازار دیگر، اثرات نامتقارن قابل توجهی دارد اما این اثر به کشورها و شرایط بازار بستگی دارد.
رازا و همکاران ^۷ (۲۰۱۶)	۲۰۰۸-۲۰۱۰ کشورهای BRICS، مکزیک، مالزی، تایلند، شیلی و اندونزی	ARDL غیرخطی	همگرایی و تأثیر مثبت قیمت طلا در بازار کشورهای BRICS و تأثیر منفی آن در کشورهای مکزیک، مالزی، تایلند، شیلی و اندونزی وجود دارد.

1. Mensi, W., et al.
2. Uzonwanne, G.
3. Umar, Z., et al.
4. Umar, Z. et al.
5. Iqbal, H.R., et al.
6. Kundu, S. & Sarkar, N.
7. Raza, N., et al.

ادامه جدول ۱. مروری بر مطالعات انجام شده قبلی

نویسنده/ نویسندگان	دوره زمانی و نمونه مورد بررسی	روش پژوهش	نتایج
مطالعات انجام شده خارجی			
آروری و همکاران ^۱ (۲۰۱۲)	۲۰۰۴-۲۰۱۱ چین	CCC-GARCH, DCC-GARCH, BECK-GARCH, VAR-GARCH	شواهدی از انتقال تلاطم دوطرفه بین بازار طلا و سهام در کشور چین وجود دارد. شوک‌های قدیمی در بازار طلا بر شوک و تلاطم بازار سهام اثر می‌گذارد. براساس نتایج الگوی چندمتغیره VAR-GARCH بهتر از سایر الگوهای GARCH عمل می‌کند.
آروری و همکاران ^۲ (۲۰۱۲)	۱۹۹۸-۲۰۰۹ اروپا	VAR-GARCH	انتقال تلاطم قابل توجهی بین قیمت نفت و بخش بازده سهام وجود دارد. نتایج نشان می‌دهد که درک بهتر پیوندها در حضور ریسک قیمت نفت برای مدیریت پرتفوی بسیار مهم است.
مطالعات انجام شده داخلی			
طاهری و همکاران (۱۴۰۲)	۱۳۸۹-۱۳۹۸ بازارهای طلا و ارز و بازار سرمایه	مدل‌های ARCH-GARCH	نوسانات غیرعادی بازار سرمایه در روزهای گذشته بر نوسانات غیرعادی بازار سرمایه در روز جاری تأثیر مثبت دارد که نشانگر جریان پول در بازار سرمایه از روز گذشته می‌باشد. همچنین براساس نتایج، نوسانات غیرعادی بازار ارز و طلا در روز گذشته بر نوسانات غیرعادی بازار سرمایه در روز جاری تأثیر مثبت دارد و مثبت بودن این تأثیر نشان‌دهنده جریان پول در بازار ارز و طلا و سرریز آن به داخل بازار سرمایه است یعنی هیجانات بازار ارز و طلا به داخل بازار سرمایه منتقل می‌شود. به‌طور کلی نتایج نشان از تأیید اثر مثبت شوک‌های گذشته بازار طلا و دلار در رابطه با شاخص بازار سرمایه دارد.
محمدی‌نژاد پاشاکی و همکاران (۱۴۰۲)	۱۳۸۸-۱۳۹۹ بازارهای سهام، ارز، طلا و کامودیتی	مدل VARMA-BEKK-AGARCH	طی دوره مورد بررسی ارتباط معکوس بین بازار سهام و طلا وجود داشته و تأثیر شوک‌های وارده از بازار سهام به بازار ارز نیز مورد تأیید قرار می‌گیرند.
سیدهاشمی و همکاران (۱۴۰۲)	۲۰۱۰-۲۰۲۰ بازارهای موازی بازار بورس و بورس اوراق بهادار در کشورهای عضو اوپک	مدل VECM	براساس نتایج تجزیه واریانس، به ترتیب تغییرات سرریز نوسان و سپس قیمت نفت بیشترین تأثیر را نسبت به سایر متغیرها در تغییرات تابع سرریز نوسان داشته‌اند. در بلندمدت تابع سرریز نوسان نسبت به تغییرات قیمت نفت واکنش چندانی نداشته و همچنین نسبت به تغییرات نرخ رشد اقتصادی ابتدا با شیب زیاد و سپس با شیب ملایم افزایش و همچنین با شوک نرخ ارز، با عدم تغییر روبه‌رو بوده است

1. Arouri, M.E.H., et al.

2. Arouri, M.E.H., et al.

ادامه جدول ۱. مروری بر مطالعات انجام شده قبلی

نویسنده/ نویسندگان	دوره زمانی و نمونه مورد بررسی	روش پژوهش	نتایج
مطالعات انجام شده داخلی			
مظفرنیا و همکاران (۱۴۰۲)	۱۳۸۸-۱۳۹۹ بازارهای ارز و سهام ایران	مدل سرریز پویای دیبولد و ییلماز	سرریز از هر دو بازار وجود دارد اما به‌طور کلی میزان سرریز از بازار ارز به بازار سهام بیشتر از سرریز از بازار سهام به بازار ارز است. همچنین سرریز و البته وابستگی دو بازار زمان-متغیر بوده و در خلال دوران رکود اقتصادی شدیدتر از دوران رونق اقتصادی بوده است.
باوقار و همکاران (۱۴۰۱)	۲۰۱۲-۲۰۱۸ بازار نفت اوپک و بازار سهام ایران	مدل GARCH-BEKK	سرریز نوسانات قیمت نفت اوپک بدون محاسبه شکست ساختاری، بر بازارهای سهام کشورهای مورد نظر اثرگذار است اما زمانی که از شکست ساختاری استفاده شود، نتایج متفاوت خواهد بود. همچنین نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر نیز نشان می‌دهد که ارتباط علی معلولی بین قیمت نفت اوپک و شاخص بورس تهران وجود ندارد ولی در برخی کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس از جمله عربستان سعودی و بحرین، قیمت نفت در وقفه‌های مختلف زمانی، علت تغییرات شاخص بازار سهام است.
رودری و همکاران (۱۴۰۱)	۱۳۸۵-۱۴۰۱ بازار ارز، مسکن و بازار سهام ایران	مدل VAR	عمده ارتباط میان نوسانات متغیرهای مورد بررسی به‌صورت کوتاه‌مدت بوده است. چنانچه نوسانات کوتاه‌مدت ارز ادامه‌دار باشد و منجر به ایجاد نوسانات تورم و قیمت مسکن شود، در میان‌مدت نوسانات تورم و قیمت مسکن زمینه انتقال نوسان به نرخ ارز را ایجاد خواهد کرد و با افزایش نوسانات ارزی، بازار سهام به شدت متلاطم خواهد شد.
طالبلو و مهاجری (۱۴۰۰)	۱۳۹۰-۱۳۹۹ بازارهای مالی ایران	مدل تلاطم تصادفی چندمتغیره عاملی رویکرد فضا-حالت غیرخطی	تلاطم‌های خاص بازدهی ۳ دارایی مشتمل بر سهام، دلار و طلا از اواسط ۲۰۱۷ تشدید و رفتار خوشه‌ای را از خود به نمایش می‌گذارد. عمده تلاطمات نرخ تورم توسط عوامل پنهان توضیح داده می‌شود و تلاطم خاص تورم، روندی تقریباً هموار دارد. تلاطم بازده سهام با تلاطم تورم و دلار همبستگی بالایی دارد. همبستگی بالایی میان تلاطم نرخ تورم با نرخ بازده دلار و نرخ بهره مشاهده می‌شود.

ادامه جدول ۱. مروری بر مطالعات انجام شده قبلی

نویسنده / نویسندگان	دوره زمانی و نمونه مورد بررسی	روش پژوهش	نتایج
طهرانی و همکاران (۱۴۰۰)	۱۳۸۷-۱۳۹۸ بورس اوراق بهادار تهران	مدل VAR	سرریز بین دو بازار وجود ندارد. به این معنا که نفت و بازار سهام عامل نوسان یکدیگر نیستند. در سری زمانی بازده شاخص، بازده هر روز با بازده یک، دو، سه، پنج و هفت روز قبل رابطه معنی‌دار دارد. بازده نفت نیز با مقدار خود در هیچ یک از هفت روز پیش به جز روز قبل رابطه معنی‌دار ندارد. براساس تابع تکانه پاسخ، شوک وارده بر بازده شاخص قیمت سهام و نفت، به ترتیب بعد از دوازده و هشت روز میرا می‌شود.
ابونوری و همکاران (۱۳۹۹)	فروردین ۱۳۸۸ - خرداد ۱۳۹۸ بورس اوراق بهادار تهران	مدل DECO-GARCH	نتایج نشان می‌دهد که برآورد مدل با شکست ساختاری در واریانس شرطی درجه پایداری تلاطم را کاهش می‌دهد. همچنین مدل مورد نظر با شکست ساختاری نتایج دقیق‌تری را در مقایسه با مدل بدون شکست ساختاری ارائه می‌دهد. سرانجام با استفاده از شاخص سرریز، ارتباط و همگرایی میان بازارها و همچنین جهت و شدت سرریز میان بازارها ارزیابی شده است. نتایج نشان می‌دهد که شاخص سرریز بازدهی کل ۷/۳۶ درصد، همگرایی میان بازارها نسبتاً پایین است و صنایع محصولات شیمیایی و خودرویی بازارهای غالب هستند.
اربابی (۱۳۹۷)	۱۳۸۸-۱۳۹۵ ایران	ANN-GARCH	نتایج نشان می‌دهد لحاظ تلاطم بازارهای مالی دیگر از قبیل نوسانات نرخ ارز، تغییر قیمت نفت و تغییر شاخص قیمت سهام در بورس باعث بهبود توانایی پیش‌بینی مدل برآوردی می‌شود. استفاده از اطلاعات بازارهای موازی و نیز افزایش دوره پیش‌بینی می‌تواند نتایج بهتری در تبیین موضوع حاصل کند.
بت‌شکن و همکاران (۱۳۹۷)	۱۳۸۴-۱۳۹۵ ایران	مدل BEKK، همبستگی شرطی ثابت (CCC)، همبستگی شرطی پویا (DCC) و مدل‌های گارچ چندمتغیره (VARMA-) (GARCH)	نتایج این پژوهش مؤید وجود همبستگی‌های شرطی در نوسان‌های کوتاه‌مدت و وجود اثرات سرریزی قیمت نفت بر شاخص بورس است.

ادامه جدول ۱. مروری بر مطالعات انجام شده قبلی

نویسنده/ نویسندگان	دوره زمانی و نمونه مورد بررسی	روش پژوهش	نتایج
مطالعات انجام شده داخلی			
رضاقلی‌زاده و آقای (۱۳۹۷)	۱۳۸۴-۱۳۹۲ ایران	PECM, DOLS, PMG	رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیر نرخ ارز و سایر متغیرهای مؤثر بر بازده سهام با بازدهی سهام صنایع مورد مطالعه وجود دارد. تأثیر مثبت نرخ ارز بر بازده سهام در گروه صنایع صادرکننده و وجود رابطه دوطرفه بین این دو متغیر، رابطه دوطرفه منفی بین نرخ ارز و بازده سهام در گروه صنایع واردکننده وجود دارد.
مصلح شیرازی و همکاران (۱۳۹۷)	۱۳۸۳-۱۳۹۴ ایران	روش پویایی‌شناسی سیستمی	کاهش و افزایش ۵ درصدی در نرخ سود به‌طور متوسط، به ترتیب افزایش سالیانه ۲۱/۸ درصدی و کاهش ۳/۱۴ درصدی در ارزش بازار سهام را برای سال‌های آتی به همراه خواهد داشت.
تهرانی و سیدخسروشاهی (۱۳۹۶)	۱۳۸۲-۱۳۹۵ ایران	خودرگرسیون برداری، روش حداکثر درست‌نمایی، SVAR, ARCH	سهام عمده مقدار واریانس خطای پیش‌بینی یا اثر شوک‌ها در شاخص کل در بلندمدت، ناشی از نوسان خود شاخص کل است و دلار و سکه به ترتیب بیشترین سهم در نوسانات دلار را دارند. در نهایت، بیشترین اثر نوسان سکه طلا با استفاده از دلار توضیح داده شد.
رضاقلی‌زاده و آقای (۱۳۹۶)	۱۳۹۰-۱۳۹۳ ایران	VAR-BEKK-GARCH	تلاطمات قیمت نفت است که موجب تغییرات قیمت سهام صنایع شیمیایی می‌شود.
حسینیون و همکاران (۱۳۹۵)	۱۳۹۰-۱۳۹۳ ایران	VAR-MGARCH	انتقال شوک دوطرفه بین بازارهای ارز و طلا و بین بازارهای طلا و سهام و انتقال شوک یک‌طرفه از بازار سهام به بازار ارز و انتقال تلاطم دوطرفه بین بازارهای ارز و بازار طلا و بین بازارهای طلا و سهام وجود دارد.
رضا قلی‌زاده و همکاران (۱۳۹۲)	۱۳۸۸-۱۳۹۰ ایران	الگوی خودرگرسیون برداری (VAR)، مدل یوهانسون-جوسیلیوس، توابع واکنش آنی (IRF)، تجزیه واریانس (VAR)	رابطه تعادلی بلندمدت بین شاخص قیمت سهام و تمامی دارایی‌های جایگزین در هر سه مدل مورد مطالعه معنادار بوده و شوک‌های ناشی از تمامی متغیرها (به جز طلا) تأثیر مثبتی بر شاخص داشته‌اند درحالی‌که در کوتاه‌مدت تمامی این شوک‌ها (به جز شوک نقدینگی) به کاهش شاخص قیمت سهام منجر شده‌اند.
عباسی‌نژاد و ابراهیمی (۱۳۹۲)	۱۳۷۶-۱۳۹۱ ایران	روش فیلتر HP، مدل GARCH و تحلیل موجک (Wavelet)	افزایش قیمت نفت بر بازدهی بورس اثر معناداری ندارد و تنها باعث کاهش نوسان‌ها در بازدهی بورس خواهد شد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با مرور مطالعات انجام شده مرتبط با موضوع پژوهش، می‌توان گفت در اکثر پژوهش‌های تجربی پیشین، سرریز نوسان و بازدهی فقط بین دو بازار یا بخش‌های اقتصادی و یا بخش‌های مختلف در یک بازار مورد بررسی قرار گرفته است. درحالی‌که در این مطالعه به بررسی سرریز نوسان و بازدهی بین بازار سهام ایران و سایر بازارهای مالی رقیب آن نظیر بازار مسکن، بازار ارز و بازار طلا در شرایط خرسی و گاوی بازارهای مختلف و نیز در بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۴۰۱ پرداخته شده است که این مطالعه را از سایر مطالعات پیشین متمایز می‌سازد.

۴. روش‌شناسی پژوهش و ارائه الگوی اقتصادسنجی

با توجه به مطالعات انجام شده قبلی و ادبیات نظری پژوهش، به منظور بررسی رابطه متقابل بازدهی و ریسک بازار سهام با سایر بازارهای رقیب آن در ایران، در این مطالعه از الگوی گارچ دومتغیره استفاده می‌شود. الگوی واریانس شرطی خودرگرسیون تعمیم‌یافته چندمتغیره یا الگوی گارچ چندمتغیره، تلاطم هم‌زمان دو یا چند متغیر را الگوسازی می‌کند و در این الگو ارتباط بین نوسانات دو سری از متغیرها که در آن واریانس شرطی تابع مقدار تأخیری خودش و تأخیری پسماندهای خطای خود است، مورد بررسی قرار می‌گیرد (سوری، ۱۳۹۲). الگوی گارچ چندمتغیره جهت بررسی سرریز نوسان و بازدهی بین بازارهای مختلف در این مطالعه، الگوی VAR-BEKK-GARCH است. به منظور تخمین این الگو، ابتدا مدل پژوهش به روش خودرگرسیون برداری برآورد گردیده، سپس سیستم معادلات میانگین و واریانس ساخته شده و با استفاده از روش $\text{VAR}(1)\text{-BEKK}(1,1)$ تخمین زده می‌شود. به منظور انتخاب وقفه‌های بهینه الگو از معیارهای انتخاب حنا-کوئین، شوارتز-بیزین و آکائیک استفاده شده است که براساس این معیارها الگوی $\text{VAR}(1)\text{-BEKK}(1,1)$ جهت تخمین تمام الگوها انتخاب گردید. معادلات موجود در مدل VAR-BEKK-GARCH به دو دسته معادلات میانگین و واریانس تقسیم‌بندی می‌شوند. در معادله میانگین اثرات سرریز یا همان میزان سرایت‌پذیری بازدهی بازارها برآورد می‌شود درحالی‌که در معادله واریانس، تأثیر سرریز یا سرایت‌پذیری نوسانات و شوک‌های بین متغیرها مورد تخمین قرار می‌گیرد.

معادلات میانگین به منظور بررسی تأثیر سرریز بازدهی در شرایط مختلف (بازار گاوی و خرسی) بازار ارز و سهام به ترتیب به صورت زیر تصریح و برآورد می‌گردند:

$$RER = \beta_1 + \beta_2 RS(-1) + \beta_3 (DRER * RER)(-1) + \beta_4 (DRS * \quad (1)$$

$$RS)(-1) + \varepsilon_{1t} \\ RG = \beta_5 + \beta_6 RER(-1) + \beta_7 (DRER * RER)(-1) + \beta_8 (DRS * \quad (2)$$

که در این معادلات ε_{1t} و ε_{2t} باقیمانده‌های شرطی، RER و RS به ترتیب بیانگر بازده نرخ ارز و بازدهی شاخص سهام طی دوره مورد بررسی، $RER(-1)$ و $RS(-1)$ بازده نرخ ارز و بازدهی شاخص سهام با یک وقفه و $DRER$ و DRS به ترتیب نشان‌دهنده متغیرهای مجازی تحقیق جهت تعیین شرایط خرسی و گاوی بازارهای ارز و سهام هستند. مقادیر این متغیرها زمانی که بازدهی بازارهای مذکور مثبت هستند، برابر با یک و نشان‌دهنده بازار گاوی (بالا) است و زمانی که منفی باشد برابر با صفر و بیانگر بازار خرسی (پایین) است.

Ht ماتریسی 2×2 از واریانس-کواریانس باقیمانده‌های شرطی است. با بسط ریاضی این ماتریس براساس روش شناسی پژوهش و معادلات میانگین تصریح شده، داریم:

$$h_{11,t} = M(1,1) + A_1^2(1,1)\varepsilon_{1,t-1}^2 + B_1^2(1,1)h_{11,t-1} \quad (3)$$

$$h_{22,t} = M(2,2) + A_1^2(2,2)\varepsilon_{2,t-1}^2 + B_1^2(2,2)h_{22,t-1} \quad (4)$$

$$h_{12,t} = M(1,2) + A_1(1,1)A_1(2,2)\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + B_1(1,1)B_1(2,2)h_{12,t-1} \quad (5)$$

در معادلات بالا $h_{11,t}$ در برآوردهای مورد نظر به تفکیک نشان‌دهنده واریانس شرطی بازدهی بازار ارز، $h_{22,t}$ واریانس شرطی بازدهی بازار سهام، $h_{12,t}$ کواریانس شرطی بازدهی بازار ارز و سهام، $h_{11,t}$ نشان‌دهنده واریانس شرطی بازدهی بازار طلا، $h_{22,t}$ واریانس شرطی بازدهی بازار سهام، $h_{12,t}$ کواریانس شرطی بازدهی بازار طلا و سهام، $h_{11,t}$ نشان‌دهنده واریانس شرطی بازدهی بازار مسکن، $h_{22,t}$ واریانس شرطی بازدهی بازار سهام و $h_{12,t}$ کواریانس شرطی بازدهی بازار مسکن و سهام هستند.

معادلات میانگین به منظور بررسی تأثیر سرریز بازدهی در شرایط مختلف (بازار خرسی و گاوی) بازار طلا و سهام به ترتیب به صورت زیر تصریح و برآورد می‌شوند:

$$RG = \alpha_1 + \alpha_2 RS(-1) + \alpha_3 (DRG * RG)(-1) + \alpha_4 (DRS * RS)(-1) + \quad (6)$$

$$\varepsilon_{1t}$$

$$RS = \alpha_5 + \alpha_6 RG(-1) + \alpha_7 (DRG * RG)(-1) + \alpha_8 (DRS * RS)(-1) + \varepsilon_{1t} \quad (۷)$$

که در معادلات بالا RG و RS به ترتیب بیانگر بازدهی طلا و بازدهی شاخص سهام طی دوره مورد بررسی، $RG(-1)$ و $RS(-1)$ بازدهی طلا و بازدهی شاخص سهام با یک وقفه، DRG نیز متغیر مجازی شرایط خرسی و گاوی بازار طلا و Ht ماتریسی 2×2 از واریانس-کواریانس باقیمانده‌های شرطی است. معادلات میانگین به منظور بررسی تأثیر سرریز بازدهی در شرایط مختلف (بازار خرسی و گاوی) مسکن و سهام به ترتیب به صورت زیر تصریح و برآورد می‌شود:

$$RH = \lambda_1 + \lambda_2 RS(-1) + \lambda_3 (DRH * RH)(-1) + \lambda_4 (DRS * RS)(-1) + \varepsilon_{1t} \quad (۸)$$

$$RS = \lambda_5 + \lambda_6 RH(-1) + \lambda_7 (DRH * RH)(-1) + \lambda_8 (DRS * RS)(-1) + \varepsilon_{1t} \quad (۹)$$

در معادلات بالا RS و RH به ترتیب بیانگر بازدهی شاخص سهام و بازدهی قیمت مسکن طی دوره مورد بررسی، $RS(-1)$ و $RH(-1)$ بازدهی قیمت مسکن و بازدهی شاخص سهام با یک وقفه، DRH متغیر مجازی شرایط خرسی و گاوی بازار مسکن و Ht ماتریسی 2×2 از واریانس-کواریانس باقیمانده‌های شرطی است.

۵. تخمین مدل و تفسیر نتایج

۵-۱. بررسی آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد استفاده در تحقیق

در جدول ۲، متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش و نحوه اندازه‌گیری و منابع جمع‌آوری آنها نشان داده شده است.

متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش شامل شاخص قیمت سهام، قیمت برابری ریال با دلار آمریکا (شاخص بازار ارز)، قیمت سکه بهار آزادی طرح جدید (شاخص قیمت بازار طلا) و شاخص قیمت مسکن است. داده‌های مربوط به این متغیرها به صورت سری زمانی ماهانه از فروردین ۱۳۹۰ تا اسفند ۱۴۰۱ جمع‌آوری شده است.

جدول ۲. متغیرهای پژوهش

شاخص‌های آماری	بازدهی قیمت مسکن	بازدهی نرخ ارز
منبع داده‌ها	مرکز آمار ایران	بانک مرکزی
واحد اندازه‌گیری	یک مترمربع (ریال)	قیمت دلار به ریال
نحوه محاسبه	$LN(Housing\ price_t / Housing\ price_{t-1})$	$LN(Exchange\ Rate_t / Exchange\ Rate_{t-1})$
شاخص‌های آماری	بازدهی طلا	بازدهی شاخص قیمت سهام کل بورس اوراق بهادار تهران
منبع داده‌ها	بانک مرکزی	نرم‌افزار رهاورد نوین و سامانه اطلاع‌رسانی کدال
واحد اندازه‌گیری	قیمت سکه بهار آزادی طرح جدید به ریال	واحد
نحوه محاسبه	$LN(Gold\ price_t / Gold\ price_{t-1})$	$LN(Stock\ price_t / Stock\ price_{t-1})$

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵-۲. بررسی مانایی متغیرهای مورد استفاده در پژوهش

در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی، قبل از برآورد مدل و انجام آزمون هم‌انباشتگی، مانایی متغیرها مورد آزمون و بررسی قرار می‌گیرد.

جدول ۳. آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته

آماره ADF	بازده قیمت مسکن	بازده نرخ ارز	بازده طلا	بازده شاخص قیمت سهام
-۲/۹۳۴۰	-۴/۰۵۳۲	-۶/۱۵۵۶	-۶/۸۲۳۳	
I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	
۰/۰۱۸۸	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج حاصل از جدول ۳، هیچ کدام از متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش دارای درجه انباشتگی مرتبه اول نیستند و تمام متغیرها با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و روند زمانی در سطح مانا هستند.

۵-۳. آزمون وجود اثرات آرچ

پس از انجام آزمون پایایی و اطمینان از پایا بودن متغیرها در سطح، قبل از برآورد مدل پژوهش با روش VAR-BEKK-GARCH لازم است تا از وجود ناهمسانی واریانس با

استفاده از آزمون واریانس ناهمسانی اطمینان حاصل شود. نتایج حاصل از انجام آزمون وجود اثرات آرچ در جدول ۴ قابل مشاهده است که حاکی از وجود اثرات آرچ می باشد.

جدول ۴. آزمون وجود اثر آرچ^۱

برآورد ضرایب معادله میانگین		
متغیر	تعداد وقفه	آماره LM
بازدهی بازار ارز	۱	۳/۸۴۵۶۳
		(۰/۰۴۶۱۰)
بازدهی بازار طلا	۱	۴/۹۸۷۶۱
		(۰/۰۳۲۱)
بازدهی بازار سهام	۱	۴/۹۸۷۶۱
		(۰/۰۲۷۰۰)
	۲	۸/۸۷۷۷۶
		(۰/۰۳۵۰)
بازدهی بازار مسکن	۲	۴/۹۲۲۷۶
		(۰/۰۲۸۰)
		۸/۹۸۷۰
		(۰/۰۳۸۰)

مأخذ: یافته های پژوهش

۴-۵. تخمین مدل VAR-BEKK-GARCH در بازار ارز و سهام

نتایج تخمین ضرایب معادله میانگین مدل VAR-BEKK-GARCH در بازار ارز و سهام در جدول ۵ آورده شده است.

$\beta(1)$ و $\beta(5)$ ضرایب ثابت معادلات میانگین هستند. ضریب $\beta(2)$ نشان دهنده اثر سرریز یا سرایت پذیری بازدهی بازار ارز از بازدهی بازار سهام در شرایط عادی بازار و $\beta(4)$ نشان دهنده اثر سرریز یا سرایت پذیری بازدهی بازار ارز از بازدهی بازار سهام در شرایط گاوی و خرسی بازار است. باتوجه به نتایج به دست آمده سرایت بازدهی بازار سهام به بازار ارز در شرایطی که بازار سهام رو به بالا و مثبت است منفی و معنادار است و بیانگر این است که در شرایط گاوی بازار سهام، سرمایه گذاران تمایلی به سرمایه گذاری در بازار ارز نخواهند

۱. احتمال مربوط به آماره آزمون در پراتر ارائه شده است.

داشت. سرایت بازدهی از بازار سهام به بازار ارز در شرایط خرسی بازار سهام مثبت و معنادار است و بیانگر این است که در شرایطی که بازار سهام به صورت نزولی است، سرمایه‌گذاران تمایل به ورود به بازار ارز را دارند.

جدول ۵. نتایج برآورد ضرایب معادله میانگین مدل بازار ارز و سهام در شرایط خرسی و گاوی

این بازارها

برآورد ضرایب معادله میانگین			
نوع بازار	بازار بالا (گاوی)	نوع بازار	بازار پایین (خرسی)
متغیر	ضریب (آماره Z)	متغیر	ضریب (آماره Z)
عرض از مبدأ معادله ارز $\beta(1)$	۰/۰۰۹۳۵۱ (۱/۸۲۴۶۱)	عرض از مبدأ معادله ارز $\beta(1)$	۰/۰۱۲۴۸۶ (۳/۳۱۱۲)
تأثیر بازدهی بازار سهام بر بازدهی بازار ارز در شرایط عادی بازار سهام $\beta(2)$	۰/۲۳۶۴۵۲ (۱/۵۴۳۱۸)	تأثیر بازدهی بازار سهام بر بازدهی بازار ارز در شرایط عادی بازار سهام $\beta(2)$	-۰/۰۸۹۱۴ (-۰/۸۷۰۳۱)
تأثیر بازار ارز بر خودش در شرایط خرسی بازار ارز $\beta(3)$	۰/۵۵۶۲۶ (۴/۴۲۳۳)	تأثیر بازار ارز بر خودش در شرایط خرسی بازار ارز $\beta(3)$	۰/۴۷۹۶۱ (۱/۴۱۹۸۰)
تأثیر بازدهی بازار سهام بر بازدهی بازار ارز در شرایط گاوی بازار سهام $\beta(4)$	-۰/۴۳۷۳۵ (-۲/۲۸۱۵)	تأثیر بازدهی بازار سهام بر بازدهی بازار ارز در شرایط گاوی بازار سهام $\beta(4)$	۰/۲۹۸۱۲ (۲/۸۴۱۲)
عرض از مبدأ معادله بازار سهام $\beta(5)$	-۰/۰۰۰۸۷۶ (-۰/۱۲۳۳)	عرض از مبدأ معادله بازار سهام $\beta(5)$	۰/۰۰۶۳۷۹ (۰/۸۵۳۱۱)
تأثیر بازار ارز بر بازار سهام در شرایط عادی $\beta(6)$	-۰/۰۹۹۷۱۱ (-۰/۳۳۳۲۱)	تأثیر بازار ارز بر بازار سهام در شرایط عادی $\beta(6)$	۰/۰۲۹۳۱ (۰/۲۴۱۲)
تأثیر بازار ارز بر بازار سهام در شرایط گاوی بازار ارز $\beta(7)$	۰/۰۹۹۴۳۲ (۴/۰۳۲۱۶)	تأثیر بازار ارز بر بازار سهام در شرایط گاوی بازار ارز $\beta(7)$	-۰/۲۹۱۱۱۲ (-۲/۳۸۳۱)
تأثیر بازار سهام بر خودش در شرایط گاوی بازار سهام $\beta(8)$	۰/۳۱۱۳۲۱ (۲/۲۸۲۱۲)	تأثیر بازار سهام بر خودش در شرایط گاوی بازار سهام $\beta(8)$	۰/۲۹۱۳۳ (۰/۸۱۵۳۱)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ضرایب سرایت بازدهی از بازار سهام به بازار ارز در شرایط خرسی و گاوی بازار سهام می‌تواند نشان‌دهنده این باشد که سرمایه‌گذاران و فعالان بازار در ایران از دلار به عنوان یکی از دارایی‌های موجود در سبد سرمایه‌گذاری خود استفاده می‌کنند و در زمان‌هایی که بازار سهام با افت روبه‌رو می‌شود، تمایل آنها به سرمایه‌گذاری در بازار ارز افزایش می‌یابد. ضریب $\beta(3)$ نشان‌دهنده تأثیر مقادیر باوقفه بازدهی بازار ارز بر مقادیر جاری این متغیر است که با توجه به ضرایب به‌دست آمده، مقدار باوقفه این متغیر بر مقادیر جاری آن طی دوره مورد بررسی، زمانی که بازار ارز صعودی است، مثبت و معنی‌دار است ولی زمانی که بازار ارز نزولی است، این تأثیر مثبت معنادار نیست. این نتیجه نیز گویای رفتار بسیاری از سرمایه‌گذاران در بازار ارز است که با افزایش هر چه بیشتر قیمت ارز تمایل آنها به خرید با توجه به انتظارات تورمی از آینده و به منظور حفظ ارزش دارایی‌شان افزایش می‌یابد.

ضریب $\beta(6)$ نشان‌دهنده اثر سرریز یا سرایت‌پذیری بازدهی بازار سهام از بازدهی بازار ارز در شرایط عادی بازار و $\beta(7)$ نشان‌دهنده اثر سرریز یا سرایت‌پذیری بازدهی بازار سهام از بازدهی بازار ارز در شرایط بالا و یا پایین بازار ارز است. همانطور که مشاهده می‌شود، سرریز بازدهی از بازار ارز به بازار سهام در شرایط صعودی بازار ارز مثبت و معنادار است و بیانگر این است که افزایش قیمت در بازار ارز، افزایش قیمت سهام را نیز در پی خواهد داشت. سرایت‌پذیری بازدهی بازار سهام از بازار ارز در شرایط نزولی بازار ارز منفی و معنادار است و بیانگر این است که کاهش در بازار ارز منجر به کاهش بازدهی در بازار سهام می‌شود. این نتایج بیانگر رابطه بالای بازدهی در بازار سهام و بازار ارز طی دوره مورد بررسی در ایران است به گونه‌ای که افزایش قیمت‌ها در بازار ارز، افزایش قیمت سهام را در پی خواهد داشت و کاهش قیمت ارز نیز موجب کاهش قیمت سهام می‌شود.

ضریب $\beta(8)$ نشان‌دهنده تأثیر مقادیر باوقفه بازدهی بازار سهام بر مقادیر جاری این متغیر است که با توجه به مقادیر به‌دست آمده، تأثیر مقدار باوقفه این متغیر بر مقادیر جاری آن طی دوره مورد بررسی در هر دو بازار صعودی و نزولی مثبت و معنادار است. این نتیجه بیانگر این است که در شرایطی که بازار سهام در حال رشد و افزایش است، مقادیر باوقفه بازدهی بازار سهام تأثیر معناداری بر مقادیر جاری متغیر مورد بررسی دارد و در شرایط صعودی بازار سهام، بازدهی گذشته این بازار تأثیر مثبت بر روند بازدهی جاری دارد. تأثیر مثبت و معنادار بازار سهام بر خودش در شرایط خرسی بازار سهام نیز نشان‌دهنده این است

که در زمان‌هایی که بازار سهام در حال کاهش و نزول است، مقادیر گذشته بازدهی بازار سهام تأثیر معناداری بر روند بازدهی فعلی دارد و بیانگر این است که روندهای نزولی و افت قیمت‌ها در بازار سهام بر رفتار و روند بازدهی آینده سهام تأثیرگذار است. این نتیجه به نوعی با نتایج به‌دست آمده در بازارهای صعودی نیز سازگار است زیرا در هر دو حالت، تاریخچه بازدهی گذشته سهام می‌تواند به عنوان یک شاخص مهم برای پیش‌بینی روند بازدهی آینده این بازار مورد استفاده قرار گیرد.

نتایج حاصل از تخمین ضرایب معادلات واریانس مدل VAR-BEKK-GARCH در بازار ارز و سهام در جدول ۶ نشان داده شده است.

جدول ۶. نتایج برآورد ضرایب معادله واریانس مدل بازار ارز و سهام در شرایط خرسی و گاوی این بازارها

نوع بازار	بازار بالا (گاوی)	بازار پایین (خرسی)
متغیر	ضریب (آماره Z)	ضریب (آماره Z)
میانگین واریانس بازدهی بازار ارز در طول زمان $M(1,1)$	۰/۰۰۰۰۸۷ (۲/۱۰۸۲۱)	۰/۰۰۰۱۷۷ (۲/۲۹۱۲۵)
میانگین واریانس شرطی بازدهی بازار سهام نسبت به بازار ارز $M(1,2)$	۰/۱۲۳۴۱ (۱۰/۸۷۱۲)	۰/۱۰۸۹۹۰ (۹/۱۴۷۳)
میانگین واریانس شرطی بازدهی بازار سهام $M(2,2)$	۰/۰۰۴۸۸ (۶/۸۵۲۳)	۰/۰۰۵۲۱ (۶/۷۱۱)
تأثیر مقادیر باوقفه شوک بازدهی بازار ارز بر نوسانات این متغیر $A_1^2(1,1)$	۰/۸۴۹۳۴ (۴/۲۵۹۰)	۰/۸۵۱۱۱۱ (۴/۷۸۸۷)
تأثیر مقادیر باوقفه شوک بازدهی بازار سهام بر نوسانات این متغیر $A_1^2(2,2)$	۰/۳۶۱۱۳۴ (۲/۵۰۷۶۹)	۰/۳۹۳۱۵۵ (۲/۶۷۹۲۱)
تأثیر واریانس شرطی باوقفه متغیر بازدهی بازار ارز بر خودش $B_1^2(1,1)$	۰/۷۱۷۲۸۸ (۹/۱۹۸۶)	۰/۷۰۵۹۲۱ (۸/۵۴۸۹۳)
تأثیر واریانس شرطی باوقفه متغیر بازدهی بازار سهام بر خودش $B_1^2(2,2)$	۰/۸۶۴۳۲ (۶/۲۰۹۸۲)	۰/۸۸۷۶۳ (۶/۳۷۹۸۷)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در معادله (۳)، $B_1^2(1,1)$ نشان‌دهنده تأثیر واریانس شرطی باوقفه متغیر بازدهی بازار ارز بر خودش و در معادله (۴) نیز $B_1^2(2,2)$ تأثیر واریانس شرطی باوقفه متغیر بازدهی بازار سهام بر خودش است. همانطور که در جدول ۷ مشاهده می‌شود، مقدار این ضرایب در بازار گاوی و خرسی مثبت و معنی‌دار است. به عبارت دیگر نوسانات ناشی از بازدهی بازار ارز در دوره‌های گذشته بر نوسانات این متغیر در دوره جاری و نوسانات ناشی از بازدهی بازار سهام در دوره‌های گذشته بر نوسانات این متغیر در دوره جاری در بازار گاوی و خرسی تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد (اثر گارچ). $A_1^2(1,1)$ در معادله (۳) تأثیر مقادیر باوقفه شوک بازدهی بازار ارز بر نوسانات این متغیر در بازار گاوی و خرسی مثبت و معنی‌دار است. به عبارت دیگر شوک ناشی از تغییرات بازدهی بازار ارز در دوره گذشته بر نوسانات آن در دوره جاری در بازار گاوی و خرسی تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد (اثر آرچ). $A_1^2(2,2)$ در معادله (۴) تأثیر مقادیر باوقفه شوک بازدهی بازار سهام بر نوسانات این متغیر در بازار گاوی و خرسی مثبت و معنی‌دار است. به عبارت دیگر، شوک ناشی از تغییرات بازدهی بازار سهام در دوره گذشته بر نوسانات آن در دوره جاری در بازار گاوی و خرسی تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد (اثر آرچ). $A_1(1,1)A_1(2,2)$ در معادله (۵) سرریز نوسانات بازدهی بازار سهام و بازار ارز را در بازار گاوی و خرسی نشان می‌دهد و بیانگر تأثیر متقابلی است که تغییرات بازار ارز در زمان $t-1$ بر واریانس شرطی بازدهی بازار سهام در زمان t دارد. همانطور که در جدول ۶ مشاهده می‌شود، سرریز نوسانات بازدهی بازار سهام و بازار ارز در هر دو بازار گاوی و خرسی مثبت و معنادار و نشان‌دهنده این است که طی دوره مورد بررسی نوسانات در بازار ارز به عنوان یک عامل مؤثر در ایجاد یا افزایش نوسانات بازار سهام عمل کرده است. به عبارت دیگر، تغییرات در بازار ارز ممکن است تأثیر مستقیم و معنی‌داری بر روند نوسانات بازار سهام داشته باشد. این نتیجه می‌تواند ناشی از رابطه تقاضا و عرضه بین دو بازار یا ناشی از تغییرات نرخ ارز بر شرکت‌ها و صنایع صادراتی و وارداتی باشد.

ضرایب $M(1,1)$ و $M(2,2)$ که به ترتیب بیانگر متوسط واریانس بازدهی بازار ارز و سهام در طول زمان هستند، مثبت و معنادار هستند و نشان‌دهنده این است که طی دوره مورد بررسی، متوسط واریانس شرطی بازدهی بازار ارز و بازار سهام هر دو در طول زمان افزایش می‌یابند. به عبارت دیگر، نوسانات و انحرافات بازدهی در هر دو بازار به‌طور متوسط افزایش می‌یابد. با توجه به افزایش شاخص قیمت سهام و قیمت دلار آمریکا طی دوره مورد بررسی

این نتیجه دور از انتظار نیست. نتایج فوق با نتایج حاصل از مطالعات وانگ (۲۰۲۲)، ازون وان (۲۰۲۱)، مظفرنیا و همکاران (۱۴۰۲)، رودری و همکاران (۱۴۰۱)، رضاقلی‌زاده و آقایی (۱۳۹۷)، حسینیون و همکاران (۱۳۹۵) و رضاقلی‌زاده و همکاران (۱۳۹۲) نیز سازگار است.

۵-۵. تخمین مدل VAR-BEKK-GARCH در بازار طلا و سهام

جدول ۷. نتایج برآورد ضرایب معادله میانگین مدل بازار طلا و سهام در شرایط خرسی و گاوی

این بازارها

برآورد ضرایب معادله میانگین			
نوع بازار	بازار بالا (گاوی)	نوع بازار	بازار پایین (خرسی)
متغیر	ضریب (آماره Z)	متغیر	ضریب (آماره Z)
عرض از مبدأ معادله طلا $\alpha(1)$	۰/۰۰۱۰۵۵ (۰/۳۱۳۴۷)	عرض از مبدأ معادله طلا $\alpha(1)$	۰/۰۰۵۳۸۹ (۰/۸۱۹۹)
تأثیر بازدهی بازار سهام بر بازدهی بازار طلا در شرایط عادی بازار سهام $\alpha(2)$	-۰/۰۷۲۶۳۴ (-۰/۳۴۴۵)	تأثیر بازدهی بازار سهام بر بازدهی بازار طلا در شرایط عادی بازار سهام $\alpha(2)$	۰/۱۹۷۴۸ (۱/۹۹۴۱)
تأثیر بازار طلا بر خودش در شرایط گاوی بازار طلا $\alpha(3)$	۰/۴۱۶۳۲۱ (۳/۹۳۸۴)	تأثیر بازار طلا بر خودش در شرایط خرسی بازار طلا $\alpha(3)$	۰/۴۶۴۸۱ (۱/۳۶۳۱۰)
تأثیر بازدهی بازار سهام بر بازدهی بازار طلا در شرایط گاوی بازار سهام $\alpha(4)$	۰/۸۲۰۲۳ (۰/۴۵۴۳۴)	تأثیر بازدهی بازار سهام بر بازدهی بازار طلا در شرایط خرسی بازار سهام $\alpha(4)$	-۰/۴۷۶۷۱ (-۱/۳۶۳۷)
عرض از مبدأ معادله بازار سهام $\alpha(5)$	-۰/۰۰۶۸۲ (-۰/۷۲۳۲)	عرض از مبدأ معادله بازار سهام $\alpha(5)$	۰/۰۰۲۰۸۹ (۰/۲۹۱۶۶۷)
تأثیر بازار طلا بر بازار سهام در شرایط عادی $\alpha(6)$	۰/۲۹۵۷۱ (۱/۰۳۲۲۴)	تأثیر بازار طلا بر بازار سهام در شرایط عادی $\alpha(6)$	۰/۰۵۱۱۲۴ (۲/۴۸۳۵۶)
تأثیر بازار طلا بر بازار سهام در شرایط گاوی بازار طلا $\alpha(7)$	۰/۳۱۹۲۳ (۱/۹۹۱۰)	تأثیر بازار طلا بر بازار سهام در شرایط خرسی بازار طلا $\alpha(7)$	۰/۳۳۷۵۱۲ (۲/۶۰۹۸)
تأثیر بازار سهام بر خودش در شرایط گاوی بازار سهام $\alpha(8)$	۰/۲۶۳۲۳ (۱/۹۵۳۴۴)	تأثیر بازار سهام بر خودش در شرایط خرسی بازار سهام $\alpha(8)$	۰/۲۲۷۲۱ (۰/۷۸۸۳۴)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

(1) α نتایج تخمین ضرایب معادله میانگین مدل VAR-BEKK-GARCH در بازار طلا و سهام در جدول ۷ آورده شده است.

و (5) α ضرایب ثابت معادلات میانگین هستند. ضریب (2) α نشان‌دهنده اثر سرریز یا سرایت‌پذیری بازدهی بازار طلا از بازدهی بازار سهام در شرایط عادی بازار و (4) α نشان‌دهنده اثر سرریز یا سرایت‌پذیری بازدهی بازار طلا از بازدهی بازار سهام در شرایط بالا و پایین بازار است. همانطور که مشاهده می‌شود به لحاظ آماری این ضرایب در هیچ یک از دو بازار گاو و خرسی و در شرایط عادی بازار سهام در سطح اطمینان بالایی معنی‌داری نیستند و لذا می‌توان گفت سرریز بازدهی از بازار سهام به بازار طلا در شرایط صعودی و نزولی بازار سهام طی دوره مورد بررسی وجود ندارد. ضریب (3) α نشان‌دهنده تأثیر مقادیر باوقفه بازدهی بازار طلا بر مقادیر جاری این متغیر است که با توجه به ضرایب به‌دست آمده، مقدار باوقفه این متغیر بر مقادیر جاری آن طی دوره مورد بررسی هم در بازار صعودی و هم نزولی تأثیر مثبت و معنادار دارد.

ضریب $C\alpha$ نشان‌دهنده اثر سرریز یا سرایت‌پذیری بازدهی بازار سهام از بازدهی بازار طلا در شرایط عادی بازار و (7) α نشان‌دهنده اثر سرریز یا سرایت‌پذیری بازدهی بازار سهام از بازدهی بازار طلا در شرایط بالا و پایین بازار است. همانطور که مشاهده می‌شود در شرایط عادی بازار طلا سرریز بازدهی از این بازار به بازار سهام به لحاظ آماری معنادار نیست و بنابراین می‌توان گفت در شرایط عادی بازار طلا، ارتباط مستقیمی بین بازار سهام و بازار طلا وجود ندارد اما با توجه به نتایج در شرایط صعودی و نزولی بازار طلا، وجود سرریز بازدهی از بازار طلا به بازار سهام طی دوره مورد بررسی تأیید می‌شود. با توجه به همبستگی بالای نرخ ارز (دلار آمریکا) و بازار طلا در ایران و اثبات وجود سرریز از بازار ارز به بازار سهام در شرایط صعودی و نزولی بازار ارز، این نتیجه به‌دست آمده نیز قابل توجیه است و سرریز بازدهی از بازار طلا به بازار سهام بستگی به شرایط بازار و تغییرات قیمت در بازار طلا دارد. ضریب (8) α نشان‌دهنده تأثیر مقادیر باوقفه بازدهی بازار سهام بر مقادیر جاری این متغیر است که با توجه به مقادیر به‌دست آمده، تأثیر مقدار باوقفه این متغیر بر مقادیر جاری آن طی دوره مورد بررسی هم در بازار صعودی و هم در بازار نزولی مثبت و معنادار است. این نتیجه بیانگر این است که تمامی اتفاقات مربوط به شرکت‌ها در قیمت سهام آن منعکس

می‌شود و قیمت‌ها در بازار سهام در شرایط مختلف می‌توانند به‌طور متفاوت و با سرعت متفاوتی به اطلاعات و رویدادها واکنش نشان دهند. نتایج حاصل از تخمین ضرایب معادلات واریانس مدل VAR-BEKK-GARCH در بازار طلا و سهام در جدول ۸ نشان داده شده است.

جدول ۸. نتایج برآورد ضرایب معادله واریانس مدل بازار طلا و سهام در شرایط خرسی و گاوی این بازارها

نوع بازار	بازار بالا (گاوی)	بازار پایین (خرسی)
متغیر	ضریب (آماره Z)	ضریب (آماره Z)
متوسط واریانس بازدهی بازار طلا در طول زمان $M(1,1)$	۰/۰۰۰۰۷۷ (۱/۲۰۱۲۳)	۰/۰۰۰۱۳۷ (۱/۱۴۵۶۷)
میانگین واریانس شرطی بازدهی بازار سهام نسبت به بازار طلا $M(1,2)$	۰/۰۰۰۰۹۸ (۷/۳۳۵۶)	۰/۰۰۰۱۰۷ (۶/۱۹۸۴۳)
میانگین واریانس شرطی بازدهی بازار سهام $M(2,2)$	۰/۰۰۱۴۳۳ (۰/۸۰۳۴۵)	۰/۰۰۱۵۴۳ (۱/۱۹۶۸۷)
تأثیر مقادیر باوقفه شوک بازدهی بازار طلا بر نوسانات این متغیر $A_1^2(1,1)$	۰/۴۸۲۸۹ (۳/۲۸۹۷۰)	۰/۴۸۳۴۵ (۳/۳۰۴۲۳)
تأثیر مقادیر باوقفه شوک بازدهی بازار سهام بر نوسانات این متغیر $A_1^2(2,2)$	۰/۳۵۸۲۳۴ (۲/۹۱۷۳۴)	۰/۵۹۰۴۵۷ (۲/۱۲۳۴۵)
تأثیر واریانس شرطی باوقفه متغیر بازدهی بازار طلا بر خودش $B_1^2(1,1)$	۰/۸۸۶۶۱ (۱۰/۳۰۲۳)	۰/۸۷۹۸۴ (۱۳/۹۷۰۵۶)
تأثیر واریانس شرطی باوقفه متغیر بازدهی بازار سهام بر خودش $B_1^2(2,2)$	۰/۸۰۹۲۱۳ (۳/۴۱۲۳۵)	۰/۶۷۹۸۴ (۳/۹۸۴۳)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در معادله (۳) ضریب $B_1^2(1,1)$ تأثیر واریانس شرطی باوقفه متغیر بازدهی بازار طلا بر خودش و در معادله (۴) $B_1^2(2,2)$ تأثیر واریانس شرطی باوقفه متغیر بازدهی بازار سهام بر خودش را نشان می‌دهد. همانطور که در جدول ۸ مشاهده می‌شود، مقادیر هر دو ضریب در شرایط مختلف صعودی و نزولی بازارها مثبت و معنادار هستند. به عبارت دیگر، نوسانات ناشی از بازدهی بازار طلا و بازار سهام در دوره‌های گذشته بر نوسانات این متغیرها در دوره

جاری در شرایط صعودی و نزولی این بازارها تأثیر مثبت و معنادار دارد (اثر گارچ). $A_1^2(1,1)$ در معادله (۳) بیانگر تأثیر مقادیر باوقفه شوک بازدهی بازار طلا بر نوسانات این متغیر در بازار گاو و خرسی است که براساس نتایج به‌دست آمده مثبت و معنادار است و بیانگر این است که شوک ناشی از تغییرات بازدهی بازار طلا در دوره گذشته بر نوسانات آن در دوره جاری در شرایط بالا و پایین بازار طلا تأثیر مثبت و معنادار دارد (اثر آرچ). $A_1^2(2,2)$ در معادله (۴) نیز تأثیر مقادیر باوقفه شوک بازدهی بازار سهام بر مقادیر جاری نوسانات این متغیر را نشان می‌دهد و در شرایط صعودی و نزولی بازار سهام مثبت و معنادار است و بیانگر این است که شوک ناشی از تغییرات بازدهی بازار سهام در دوره گذشته بر نوسانات آن در دوره جاری در شرایط مختلف بازار صعودی و نزولی مثبت و معنادار است (اثر آرچ).

$A_1(1,1)A_1(2,2)$ در معادله (۵) سرریز نوسانات بازدهی بازار سهام نسبت به نوسانات بازدهی بازار طلا را در شرایط مختلف صعودی و نزولی بازار طلا نشان می‌دهد. همانطور که در جدول ۸ مشاهده می‌شود، سرریز نوسانات بازدهی بازار طلا به بازار سهام هم در بازار پایین و هم در بازار بالا مثبت و معنادار است (اثرات سرریز). نتایج به‌دست آمده در این بخش از مطالعه با نتایج حاصل از مطالعات آروری و همکاران (۲۰۱۲)، نیست (۲۰۱۴)، تهرانی و سیدخسروشاهی (۱۳۹۶) و حسینیون و همکاران (۱۳۹۵) همسو است.

۵-۶. تخمین مدل VAR-BEKK-GARCH در بازار مسکن و سهام

نتایج تخمین ضرایب معادله میانگین مدل VAR-BEKK-GARCH در بازار مسکن و سهام در جدول ۹ آورده شده است.

$\lambda(1)$ و $\lambda(5)$ ضرایب ثابت معادلات میانگین هستند. ضریب $\lambda(2)$ نشان‌دهنده اثر سرریز یا سرایت‌پذیری بازدهی بازار مسکن از بازدهی بازار سهام در شرایط عادی بازار سهام و $\lambda(4)$ نشان‌دهنده اثر سرریز یا سرایت‌پذیری بازدهی بازار مسکن از بازدهی بازار سهام در شرایط بالا و پایین بازار سهام است. همانطور که مشاهده می‌شود، با توجه به عدم معناداری ضریب $\lambda(2)$ نمی‌توان وجود سرریز بازدهی بین بازار سهام و مسکن در شرایط عادی بازار سهام را تأیید کرد. ضریب $\lambda(4)$ در بازار بالای سهام مثبت اما به لحاظ آماری معنادار نیست و حاکی از این است که در شرایط صعودی بازار سهام سرریز بازدهی از بازار سهام به بازار

مسکن طی دوره مورد بررسی وجود ندارد. در حالی که سرریز بازدهی از بازار سهام به بازار مسکن در شرایط نزولی بازار سهام مثبت و تقریباً در سطح اطمینان بالای ۹۰ درصد معنادار است و بیانگر این است که در شرایطی که بازار سهام در وضعیت نزولی قرار دارد، سرریز بازدهی از این بازار به بازار مسکن وجود دارد.

جدول ۹. نتایج برآورد ضرایب معادله میانگین مدل بازار مسکن و سهام در شرایط خرسی و گاوی این بازارها

بازار بالا (گاوی)		بازار پایین (خرسی)	
متغیر	ضریب (آماره Z)	متغیر	ضریب (آماره Z)
عرض از مبدأ معادله مسکن $\lambda(1)$	۰/۰۰۲۱۶۲ (۰/۴۳۶۹۸)	عرض از مبدأ معادله مسکن $\lambda(1)$	۰/۰۱۷۱۴ (۲/۰۸۳۴۲)
تأثیر بازدهی بازار سهام بر بازدهی بازار مسکن در شرایط عادی بازار سهام $\lambda(2)$	۰/۱۳۷۴۵ (۱/۰۸۷۹۸)	تأثیر بازدهی بازار سهام بر بازدهی بازار مسکن در شرایط عادی بازار سهام $\lambda(2)$	۰/۲۲۸۹ (۱/۲۹۹۱۰)
تأثیر بازار مسکن بر خودش در شرایط گاوی بازار مسکن $\lambda(3)$	۰/۵۲۷۸۹ (۳/۳۴۵۲۱)	تأثیر بازار مسکن بر خودش در شرایط خرسی بازار مسکن $\lambda(3)$	۰/۳۱۵۹۸ (۰/۹۲۹۸)
تأثیر بازدهی بازار سهام بر بازدهی بازار مسکن در شرایط گاوی بازار سهام $\lambda(4)$	۰/۲۷۳۵۶۷ (۷/۶۶۷۸۷)	تأثیر بازدهی بازار سهام بر بازدهی بازار مسکن در شرایط خرسی بازار سهام $\lambda(4)$	۰/۴۰۶۴ (۱/۸۹۸۴۰)
عرض از مبدأ معادله بازار سهام $\lambda(5)$	-۰/۰۰۱۵۷۷ (-۰/۱۸۹۴۵۶)	عرض از مبدأ معادله بازار سهام $\lambda(5)$	۰/۰۰۸۹۵ (۰/۷۵۱۶)
تأثیر بازار مسکن بر بازار سهام در شرایط عادی بازار مسکن $\lambda(6)$	۰/۳۵۹۷۱ (۰/۵۸۷۶۹)	تأثیر بازار مسکن بر بازار سهام در شرایط عادی بازار مسکن $\lambda(6)$	۰/۳۱۲۹۱ (۱/۰۹۸۷)
تأثیر بازار مسکن بر بازار سهام در شرایط گاوی بازار مسکن $\lambda(7)$	۰/۰۴۳۶۸ (-۰/۰۶۷۷۲)	تأثیر بازار مسکن بر بازار سهام در شرایط خرسی بازار مسکن $\lambda(7)$	-۰/۰۸۸۴۲۴ (-۰/۰۹۷۸۲)
تأثیر بازار سهام بر خودش در شرایط گاوی بازار سهام $\lambda(8)$	۰/۳۵۶۹ (۲/۰۹۲۴۵)	تأثیر بازار سهام بر خودش در شرایط خرسی بازار سهام $\lambda(8)$	۰/۳۱۹۲۴ (۲/۲۸۶۶۷)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ضریب $\lambda(3)$ نشان‌دهنده تأثیر مقادیر باوقفه بازدهی بازار مسکن بر مقادیر جاری این متغیر است که با توجه به ضرایب به‌دست آمده، مقدار باوقفه این متغیر بر مقادیر جاری آن طی

دوره مورد بررسی تنها در شرایط صعودی بازار مسکن تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد و در شرایط نزولی بازار مسکن مقادیر باوقفه بازدهی‌ها تأثیر معناداری بر مقادیر جاری ندارد. با توجه به رفتار مشاهده شده از سرمایه‌گذاران در این بازار در دوره‌های مختلف زمانی در اقتصاد ایران، در زمان افزایش قیمت در این بازار به دلیل وجود انتظارات تورمی از آینده و نگرانی بابت افزایش بیشتر قیمت‌ها، تقاضا برای خرید در این بازار افزایش می‌یابد.

ضریب $\lambda(6)$ نشان‌دهنده اثر سرریز یا سرایت‌پذیری بازدهی بازار سهام از بازدهی بازار مسکن در شرایط عادی بازار مسکن است. با توجه به نتایج علیرغم مثبت بودن این ضریب، با توجه به عدم معناداری آن نمی‌توان سرایت‌پذیری بازدهی بازار سهام از بازار مسکن در شرایط عادی بازار مسکن را طی دوره مورد بررسی تأیید کرد. ضریب $\lambda(7)$ نشان‌دهنده اثر سرریز یا سرایت‌پذیری بازدهی بازار سهام از بازدهی بازار مسکن در شرایط بالا و یا پایین بازار مسکن است. همانطور که مشاهده می‌شود در شرایط صعودی یا نزولی بازار مسکن سرریز بازدهی از بازار مسکن به بازار سهام منفی و از لحاظ آماری نیز معنادار نیست. با توجه به این نتیجه، نمی‌توان هیچ‌گونه شواهدی مبنی بر وجود سرریز از بازار مسکن به بازار سهام در شرایط صعودی و نزولی بازار مسکن یافت. سرمایه‌گذاری در مسکن در ایران در زمره سرمایه‌گذاری‌های بدون ریسک و با بازدهی بالا محسوب می‌شود و معمولاً در ایران سرمایه‌گذاران بخش مسکن و سهام دو طیف مختلف از سرمایه‌گذاران هستند. بنابراین سرمایه‌گذاران در این بازار در زمان افزایش قیمت مسکن و صعودی بودن بازار تمایلی برای خروج از این بازار نشان نمی‌دهند و در زمان کاهش قیمت‌ها نیز چون سابقه تاریخی قیمت مسکن همواره با رشد همراه بوده است، تمایلی برای خروج از بازار و ورود به بازار سهام نخواهند داشت. ضریب $\lambda(8)$ نشان‌دهنده تأثیر مقادیر باوقفه بازدهی بازار سهام بر مقادیر جاری این متغیر است که با توجه به مقادیر به‌دست آمده، تأثیر مقدار باوقفه این متغیر بر مقادیر جاری آن طی دوره مورد بررسی در هر دو وضعیت صعودی و نزولی بازار سهام مثبت و معنادار است.

نتایج حاصل از تخمین ضرایب معادلات واریانس مدل VAR-BECK-GARCH در بازار مسکن و سهام در جدول ۱۰ نشان داده شده است.

جدول ۱۰. نتایج برآورد ضرایب معادله واریانس مدل بازار مسکن و سهام در شرایط خرسی و گاوی این بازارها

نوع بازار	بازار بالا (گاوی)	بازار پایین (خرسی)
متغیر	ضریب (آماره Z)	ضریب (آماره Z)
متوسط واریانس بازدهی بازار مسکن در طول زمان $M(1,1)$	۰/۰۰۰۰۷۸ (۰/۷۸۴۱۱)	۰/۰۰۰۰۸۳ (۰/۹۵۴۳۲)
میانگین واریانس شرطی بازدهی بازار سهام نسبت به بازار مسکن $M(1,2)$	۰/۰۰۰۰۳۷ (۰/۶۴۱۱)	۰/۰۰۰۰۳۸ (۰/۵۶۷۹۸۱)
میانگین واریانس شرطی بازدهی بازار سهام $M(2,2)$	۰/۰۰۰۰۶۴۴ (۰/۶۱۸۷۳)	۰/۰۰۰۰۵۸۸ (۰/۶۹۴۳۲)
تأثیر مقادیر باوقفه شوک بازدهی بازار مسکن بر نوسانات این متغیر $A_1^2(1,1)$	۰/۲۱۸۷ (۲/۰۰۸۷)	۰/۲۸۵۰۱۲ (۱/۹۷۴۵)
تأثیر مقادیر باوقفه شوک بازدهی بازار سهام بر نوسانات این متغیر $A_1^2(2,2)$	۰/۵۳۵۲۳ (۲/۵۹۸۷)	۰/۵۵۴۲۳ (۲/۸۸۲۵)
تأثیر واریانس شرطی باوقفه متغیر بازدهی بازار مسکن بر خودش $B_1^2(1,1)$	۰/۹۱۳۲۴ (۱۰/۶۹۷۴)	۰/۹۴۹۲۱۱ (۴/۴۳۷۱۰)
تأثیر واریانس شرطی باوقفه متغیر بازدهی بازار سهام بر خودش $B_1^2(2,2)$	۰/۷۴۱۲۲ (۳/۹۴۵۳)	۰/۷۶۲۱۱۳ (۳/۳۵۶۱)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در معادله (۳)، $B_1^2(1,1)$ تأثیر واریانس شرطی باوقفه متغیر بازدهی بازار مسکن بر خودش و در معادله (۴)، $B_1^2(2,2)$ تأثیر واریانس شرطی باوقفه متغیر بازدهی بازار سهام بر خودش است. همانطور که در جدول ۱۱ مشاهده می‌شود مقدار این ضرایب در بازار گاوی و خرسی مثبت و معنادار است. به عبارت دیگر، نوسانات ناشی از بازدهی بازار مسکن و سهام در دوره‌های گذشته بر نوسانات آنها در دوره جاری تأثیر مثبت و معنادار دارد (اثر گارچ). $A_1^2(1,1)$ در معادله (۳)، بیانگر تأثیر مقادیر باوقفه شوک بازدهی بازار مسکن بر نوسانات این متغیر در شرایط صعودی و نزولی بازار مسکن است و براساس نتایج به‌دست آمده نوسانات موجود در بازار مسکن در هر دو حالت بازار صعودی و نزولی تأثیر مثبت بر نوسانات جاری دارد (اثر آرچ). $A_1(1,1)A_1(2,2)$ در معادله (۵) بیانگر سرریز نوسانات

بازدهی از بازار مسکن به بازار سهام در شرایط صعودی و نزولی بازار مسکن است. همانطور که نتایج نشان می‌دهد سرریز نوسانات بازدهی بازار مسکن به نوسانات بازدهی بازار سهام در هر دو حالت بازار صعودی و نزولی مسکن علیرغم مثبت بودن، معنادار نیست. بنابراین طی دروه مورد بررسی وجود سرایت‌پذیری نوسانات بازدهی بازار مسکن به نوسانات بازدهی بازار سهام در بازار گاوی و خرسی مسکن مورد تأیید قرار نمی‌گیرد (اثرات سرریز). نتایج به‌دست آمده در این بخش از پژوهش با نتایج حاصل از مطالعات رضاقلی‌زاده و همکاران (۱۳۹۲) و رودری و همکاران (۱۴۰۱) سازگار است.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

امروزه اهمیت بازارهای طلا، ارز، مسکن و سهام به دلیل جایگاه و نقش این بازارها در جذب سرمایه‌ها و رشد و توسعه اقتصادی کشورها بر هیچ‌کس پوشیده نیست. کارکرد صحیح و هماهنگی میان این بازارها با تقویت اتصال و ارتباط میان آنها در کشور و ارتقای بازارها از لحاظ مقاوم بودن و انعطاف‌پذیری، می‌تواند ضمن جذب و تخصیص بهینه سرمایه‌ها، سپر دفاعی در برابر شوک‌های موجود در اقتصاد کشور باشد و به کاهش آثار ریسک سرریز و تاب‌آوری اقتصاد از شوک‌های موجود کمک کند. با توجه به ضرورت آگاهی فعالان بازار و سیاست‌گذاران از ارتباط بین بازارهای مختلف مورد توجه سرمایه‌گذاران در اقتصاد ایران، در این پژوهش به بررسی و تجزیه و تحلیل سرریز بازدهی و نوسانات بازار سهام با مهمترین بازارهای مالی رقیب آن در ایران یعنی بازار ارز، طلا و مسکن در شرایط مختلف بازارهای گاوی و خرسی (بالا و پایین) در قالب الگوی VAR-BEKK-GARCH با استفاده از اطلاعات آماری ماهانه طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۴۰۱ پرداخته شده است. خلاصه‌ای از مهمترین نتایج به‌دست آمده در این پژوهش در جدول ۱۱ نشان داده شده است.

همانطور که در جدول ۱۱ مشاهده می‌شود، طی دوره زمانی مورد بررسی در این پژوهش، در شرایط گاوی و خرسی بازارهای سهام و ارز، سرریز بازدهی و نوسان بین بازارهای ارز و سهام وجود دارد و حاکی از وابستگی متقابل بین این دو بازار است. در صورتی که بازارها شرایط عادی داشته باشند، هیچ‌گونه سرریز نوسان یا بازدهی بین آنها وجود ندارد و وجود سرریز نوسان و بازدهی بین بازارها در شرایط خرسی و گاوی بازارها نمایان می‌شود.

جدول ۱۱. خلاصه نتایج آزمون‌های بررسی سرریز بازدهی و سرریز نوسان در بازارهای مورد

بررسی					بازارهای مورد مطالعه
سرریز بازدهی				سرریز نوسان	
شرایط مختلف بازارها					
بازار صعودی ^۱ (گاوی)	بازار نزولی (خرسی)	بازار عادی	بازار صعودی (گاوی)	بازار نزولی (خرسی)	
به بازار سهام					
وجود دارد (مثبت و معنی‌دار)	وجود دارد (منفی و معنی‌دار)	وجود ندارد	وجود دارد (مثبت و معنی‌دار)	وجود دارد (مثبت و معنی‌دار)	از بازار ارز
به بازار ارز					
وجود دارد (منفی و معنی‌دار)	وجود دارد (مثبت و معنی‌دار)	وجود ندارد	-	-	
به بازار طلا					
وجود ندارد (مثبت و بی‌معنی)	وجود ندارد (مثبت و بی‌معنی)	وجود ندارد	-	-	از بازار سهام
به بازار سهام					
وجود دارد (مثبت و معنی‌دار)	وجود دارد (مثبت و معنی‌دار)	وجود ندارد	وجود دارد (مثبت و معنی‌دار)	وجود دارد (مثبت و معنی‌دار)	از بازار طلا
به بازار مسکن					
وجود ندارد (مثبت و بی‌معنی)	وجود ندارد (مثبت و معنادار)	وجود ندارد	-	-	از بازار سهام
به بازار سهام					
وجود ندارد (منفی و بی‌معنی)	وجود ندارد (منفی و بی‌معنی)	وجود ندارد	وجود ندارد (مثبت و بی‌معنی)	وجود ندارد (مثبت و بی‌معنی)	از بازار مسکن

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱. نتایج ارائه شده در این جدول براساس شرایط خرسی و گاوی بازارهای ستون اول است.

همچنین سرریز بازدهی از بازار سهام به بازار طلا در شرایط خرسی و گاوی بازار سهام مشاهده نمی‌شود درحالی‌که در شرایط خرسی و گاوی بازار طلا سرریز بازدهی و نوسان از بازار طلا به بازار سهام مشاهده می‌شود. با توجه به همبستگی بالای بازار طلا و بازار ارز در ایران، این نتیجه منطقی به نظر می‌رسد و حاکی از این است که در صورت ایجاد شوک مثبت یا منفی در بازار ارز، این شوک به بازار طلا منتقل شده و باعث ایجاد سرریز بازدهی و نوسان بین بازار طلا و بازار سهام می‌شود. با توجه به برآورد رابطه بازار مسکن با بازار سهام، در هیچ‌یک از شرایط خرسی و گاوی بازار مسکن، سرریز بازدهی و نوسان از بازار مسکن به بازار سهام طی دوره مورد بررسی مشاهده نمی‌شود که می‌تواند ناشی از متفاوت بودن سرمایه‌گذاران فعال در بازار مسکن و سهام در ایران باشد. با توجه به سابقه تاریخی بازدهی بالای مسکن در ایران، سرمایه‌گذاران بازار مسکن در ایران معمولاً سرمایه‌گذاران بلندمدتی هستند و در صورت ایجاد نوسان در بازار مسکن، این بازار را به ندرت ترک می‌کنند. همچنین قابلیت نقدینگی پایین‌تر در بازار مسکن می‌تواند از دلایل نبودن سرریز بازدهی بین این بازار و بازار سهام به‌ویژه در شرایط خرسی بازار مسکن باشد. همچنین سرریز بازدهی از بازار سهام به مسکن در شرایط خرسی بازار سهام نیز تأیید می‌شود و نشان‌دهنده این است که در شرایط نزولی بازار سهام، سرمایه‌گذاران ترجیح می‌دهند در بازار مسکن سرمایه‌گذاری نمایند زیرا همانطور که بیان شد سرمایه‌گذاری در مسکن در بلندمدت همواره با بازدهی بالا همراه بوده است. با توجه به نتایج به‌دست آمده پیشنهادات سیاستی زیر ارائه می‌گردد:

تقویت ثبات اقتصادی و سیاسی: با توجه به وابستگی متقابل بین بازارهای ارز و سهام در شرایط گاوی و خرسی، ایجاد ثبات در شرایط اقتصادی و سیاسی کشور اهمیت زیادی دارد. لذا سیاست‌گذاران باید از اعمال سیاست‌هایی که موجب تلاطم در بازارها می‌شود، پرهیز کرده و تلاش کنند تا فضای اقتصادی کشور باثبات باشد.

مدیریت بازار ارز: با توجه به تأثیرات شدید بازار ارز بر سایر بازارها، کنترل نوسانات ارز و جلوگیری از شوک‌های ناگهانی در این بازار از اهمیت زیادی برخوردار است. سیاست‌های ارزی باثبات می‌تواند از انتقال نوسانات و بازدهی منفی به بازار سهام و سایر بازارها جلوگیری کند.

توجه به همبستگی بین بازار طلا و ارز: نتایج نشان می‌دهد که بازار طلا و ارز در ایران همبستگی بالایی دارند. در این راستا، لازم است که سیاست‌گذاران هنگام تنظیم سیاست‌های پولی و ارزی به تأثیرات احتمالی این همبستگی بر سایر بازارها توجه داشته باشند. تسهیل نقدینگی و کاهش موانع در بازار مسکن: با توجه به اینکه بازار مسکن در ایران نقدینگی کمتری نسبت به بازارهای دیگر دارد و سرمایه‌گذاران آن بلندمدت هستند، سیاست‌هایی که منجر به تسهیل معاملات و افزایش نقدینگی در این بازار شود می‌تواند باعث افزایش ارتباط و اثرگذاری این بازار بر سایر بازارها شود. تدوین سیاست‌های تشویقی برای سرمایه‌گذاران بازار سهام: با توجه به وجود سرریز بازدهی از بازار سهام به مسکن در شرایط خرسی، ایجاد مشوق‌هایی برای نگه‌داشتن سرمایه‌گذاران در بازار سهام و جلوگیری از خروج سرمایه از این بازار می‌تواند مفید باشد. این مشوق‌ها می‌توانند شامل کاهش مالیات‌ها، حمایت از صنایع مهم و ارائه تسهیلات برای خرید سهام باشد. رصد و پیش‌بینی دقیق‌تر بازارها: توسعه و تقویت سیستم‌های رصد و پیش‌بینی بازارها می‌تواند به پیشگیری از وقوع شوک‌های ناگهانی در بازارها کمک کند. ایجاد نهادهای تخصصی برای تحلیل و پیش‌بینی نوسانات و ارتباط بین بازارها می‌تواند در تصمیم‌گیری‌های بهینه کمک‌کننده باشد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Majid Aghaei
Amin Razinataj



<https://orcid.org/0000-0003-0833-9781>
<https://orcid.org/0009-0004-3422-1159>

منابع

ابونوری، اسماعیل، کشاورز حداد، غلامرضا و میرزا آقانسب، ایمان. (۱۳۹۹). برآورد انتقال نوسانات بین نرخ ارز و بازده سهام توسط صنایع در ایران. *سیاست اقتصادی*، ۱۲ (۲۳)، ۲۵۳-۲۷۸.
<https://doi.org/10.22034/epj.2020.1628>

- اربابی، فرزین. (۱۳۹۷). پیش‌بینی تلاطم بازدهی سکه طلا در بازار دارایی‌های مالی (رهیافت ANN-GARCH). *اقتصاد مالی*، ۱۲ (۴۳)، ۱۷۹-۱۹۲.
- اسلاملوئیان، کریم و زارع، هاشم. (۱۳۸۵). بررسی تأثیر متغیرهای کلان و دارایی‌های جایگزین بر قیمت سهام ایران، مدلی خودهمبسته باوقفه‌های توزیعی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۷ (۲۹)، ۱-۲۶.
- باوقار، مرتضی، فغانی، مهدی و رنجبر، محمدحسین. (۱۴۰۱). سرریز نوسانات بین قیمت نفت اوپک و بازارهای سهام با در نظر گرفتن چرخه‌های تجاری و شکست ساختاری (مطالعه موردی: کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس و ایران). *دانش سرمایه‌گذاری*، ۱۱ (۴۱)، ۱۹۵-۲۱۸.
- بت‌شکن، محمدهاشم و محسنی، حسین. (۱۳۹۷). بررسی سرریز نوسانات قیمت نفت بر بازدهی بازار سهام، *دانش سرمایه‌گذاری*، ۷ (۲۵)، ۲۶۷-۲۸۴.
- تهرانی، رضا و سیدخسروشاهی، سیدعلی. (۱۳۹۶). انتقال نوسانات و تعامل بازارهای سهام، ارز و طلا. *چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۷ (۲)، ۹-۳۱.
- حسینیون، نیلوفر سادات، بهنام، مهدی و ابراهیمی سالاری، تقی. (۱۳۹۵). بررسی انتقال تلاطم نرخ بازده بین بازارهای سهام، طلا و ارز در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۱ (۶۶)، ۱۲۳-۱۵۰. <https://doi.org/10.22054/ijer.2016.7049>
- رضاقلی‌زاده، مهدیه و آقای، مجید. (۱۳۹۶). سرایت‌پذیری نوسانات بازار جهانی نفت و شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی (رویکرد VAR-BEKK-GARCH). *مطالعات اقتصاد انرژی*، ۱۳ (۵۴)، ۱-۳۲.
- رضاقلی‌زاده، مهدیه و آقای، مجید. (۱۳۹۷). مقایسه تأثیرپذیری سهام صنایع منتخب صادراتی و وارداتی از نوسانات نرخ ارز. *پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق) دوره جدید*، ۲۵ (۱۵)، ۹۴-۱۳۱. <https://doi.org/10.22067/pm.v25i15.56874>
- رضاقلی‌زاده، مهدیه، یآوری، کاظم، سحابی، بهرام و صالح‌آبادی، علی. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر نوسانات دارایی‌های جایگزین سهام بر شاخص قیمت سهام. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۰ (۱)، ۵۳-۷۶. <https://doi.org/10.22059/acctgrev.2013.35518>
- رضاقلی‌زاده، مهدیه. (۱۳۹۲). *ارزیابی تأثیر منابع ریسک بر بازار سرمایه ایران*. رساله دکتری، گروه علوم اقتصادی. دانشگاه تربیت مدرس.

رودری، سهیل، فراهانی‌فرد، سعید، شاه‌آبادی، ابوالفضل و عادل، امیدعلی. (۱۴۰۱). بررسی فراوانی- زمان سرریز نوسانات میان نرخ ارز، تورم، قیمت سهام و مسکن در ایران. *اقتصاد و الگوسازی*، ۱۳(۲)، ۶۵-۹۳. <https://doi.org/10.48308/jem.2022.228781.1783>

سوری، علی. (۱۳۹۲). *اقتصادسنجی*، نشر فرهنگ‌شناسی و نورعلم، تهران، نوبت چاپ چهارم، ۲۵۳-۲۹۴.

سیدهاشمی، فاطمه، حقیقت، جعفر، رنجپور، رضا و سجودی، سکینه. (۱۴۰۲). سرریز شوک بازارهای موازی در نوسانات بازار بورس: شواهدی از کشورهای عضو اوپک. *سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۲(۲)، ۱-۲۷. <https://doi.org/10.22034/jep.2023.62802>

طالبلو، رضا و مهاجری، پریرسا. (۱۴۰۰). الگوسازی تلاطم در بازارهای دارایی ایران با استفاده از مدل تلاطم تصادفی چندمتغیره عاملی. *مدل‌سازی اقتصادسنجی*، ۶(۳) (پیاپی ۲۲)، ۶۳-۹۶. <https://doi.org/10.22075/jem.2021.23659.1607>

طاهری، شراره، عبدالباقی عطاآبادی، عبدالمجید، وزیری سرشک، مجید و آرمان، محمدحسین. (۱۴۰۲). اثر چرخه نوسانات کوتاه‌مدت طلا و ارز بر نوسانات بازار سرمایه. *اقتصاد مالی*، ۱۷(۲) (پیاپی ۶۳)، ۹۵-۱۱۶. <https://doi.org/10.30495/fed.2023.702186>

طهرانی، مصطفی، بغزیان، آلبرت و میرلوحی، سیدمجتبی. (۱۴۰۰). بررسی سرریز بین بازار سهام و بازار نفت. *تحقیقات مالی*، ۲۳(۳)، ۴۶۶-۴۸۱. <https://doi.org/10.22059/frj.2021.312616.1007087>

عباسی‌نژاد، حسین و ابراهیمی، سجاد. (۱۳۹۲). تأثیر نوسانات قیمت نفت بر عملکرد بورس اوراق بهادار تهران. *سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۲۱(۶۸)، ۸۳-۱۰۸. <https://doi.org/10.22054/jiee.2016.7195>

کریم‌زاده، مصطفی. (۱۳۸۵). بررسی رابطه بلندمدت بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از روش هم‌انباشتگی در اقتصاد ایران. *پژوهش‌های اقتصادی*، ۸(۲۶)، ۴۱-۵۴.

محمدزاده، پرویز، پناهی، حسین و آل عمران، سیدعلی. (۱۳۹۵). بررسی ارتباط بین قیمت زمین و قیمت مسکن در ایران. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۳(۱)، ۸۹-۱۱۴.

محمدی‌نژاد پاشاکی، محمدباقر، صادقی شریف، سیدجلال و اقبال‌نیا، محمد. (۱۴۰۲). بررسی و تحلیل اثرهای سرریز بین بازارهای سهام، ارز، طلا و کامودیتی: مدل VARMA-BEKK-AGARCH. *تحقیقات مالی*، ۲۵(۱)، ۸۸-۱۰۹. <https://doi.org/10.22059/frj.2022.332526.1007248>

مصلح شیرازی، علی نقی، موسوی حقیقی، محمد هاشم و پشتونی زاده، هومن. (۱۳۹۷). شبیه سازی الگوی تغییرات نرخ ارز و قیمت طلا بر عملکرد بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد پویایی شناسی سیستمی. *دانش سرمایه گذاری*، ۷(۲۵)، ۱۷-۳۸.

مظفرنیا، مهدی، فلاح شمس لیالستانی، میر فیض و زمردیان، غلامرضا. (۱۴۰۲). سرریز پویای میان بازارهای ارز و سهام در چرخه های تجاری اقتصاد ایران. *اقتصاد مالی*، ۱۷(۲) (پیاپی ۶۳)،

۳۷۴-۳۵۵. <https://doi.org/10.30495/fed.2023.702198>

References

- Abbasinejad, H. & Ebrahimi, S. (2013). The effect of oil price volatilities on the performance of Tehran stock exchange. *Economic Research and Policy*, 21(68), 83-108. <https://doi.org/10.22054/jiee.2016.7195>. [In Persian]
- Abunoori, E., Keshavarz Hadad, GH. & Mirza AghaNasab, I. (2020). Estimating the transmission of volatility between exchange rate and stock returns by industries in Iran. *Scientific Journal of Economic Policy*, 12(13), 253-278. <https://doi.org/10.22034/epj.2020.1628>. [In Persian]
- Alqaralleh, H., Canepa, A. & Salah Uddin, G. (2023). Dynamic relations between housing markets, stock markets, and uncertainty in global cities: a time-frequency approach. *North American Journal of Economics and Finance*, 68, 101950, 1-23. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2023.101950>.
- Arbabi, F. (2018). Forecasting the volatility of gold coin returns in financial asset market (ANN-GARCH approach). *Financial Economics*, 12(43), 179-192. [In Persian]
- Arouri, M.E.H., Jouini, J. & Nguyen, D.K. (2012). On the Impacts of oil price fluctuations on european equity markets: volatility spillover and hedging effectiveness. *Energy Economics*, 34(2), 611-617. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.08.009>
- Attarzadeh, A. & Balcilar, M. (2022). On the dynamic return and volatility connectedness of cryptocurrency, crude oil, clean energy, and stock markets: a Time-Varying analysis. *Environmental Science and Pollution Research*, 29, 65185-65196, <https://doi.org/10.1007/s11356-022-20115-2>
- Batayneh, K.H. & Al-Malki, A. (2015). The relationship between house prices and stock prices in Saudi Arabia: an empirical analysis. *International Journal of Economics and Finance*, 7(2). 1-12. <https://doi.org/10.5539/ijef.v7n2p156>
- Ben Amara, A., Goutteb, S. & Isleimeyyehc, M. (2022). Asymmetric cyclical connectedness on the commodity markets: further insights from bull and bear markets. *Review of Economics and Finance*, 85, 386-400. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2022.04.009>.
- Botshekan, M.H. & Mohseni, H. (2018). Investigating the spillover of oil price volatilities on stock market returns. *Investment Knowledge Research*, 7(25), 267-284. [In Persian]

- Branson, W.H. (1983). *Macroeconomic determinants of real exchange risk*. Herring, R.J. (Ed.), *Managing Foreign Exchange Risk*, Cambridge University, Cambridge
- Calvo, S. & Reinhart, C. (1996). Capital flows to Latin America: is there evidence of contagion effect? *International Monetary Fund*, 41(3-4), 235-264.
- Corsetti, G., Pesenti, P., Roubini, N. & Till, C. (2000). Competitive devaluations: a welfare-based approach. *Journal of International Economics*, 51(1), 217-241. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(99\)00043-4](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(99)00043-4)
- Diamond, D.W. & Dybvig, P.H. (1983). Bank runs, deposit insurance, and liquidity. *Journal of Political Economy*, 91(3), 401-419. <https://doi.org/10.1086/261155>
- Dornbusch, R. & Fischer, S. (1980). Exchange rates and the current account. *The American Economic Review*, 70(5), 960-971.
- Dornbusch, R., Park, Y.C. & Claessens, S. (2000). Contagion: how it spreads and how it can be stopped. *World Bank Research Observer*, 1-24.
- Dornbusch, R., Park, Y.C. & Claessens, S. (2000). Contagion: understanding how it spreads. *The World Bank Research Observer*, 15(2), 177-197.
- Eichholtz, P.M.A. & Hartzell, D.J. (1996). Property shares, appraisals and the stock market: an international perspective. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 12(2), 163-178. <http://dx.doi.org/10.1007/BF00132265>
- Elsayed, A.H., Gozgor, G. & Yarovaya, L. (2022). Volatility and return connectedness of cryptocurrency, gold, and uncertainty: evidence from the cryptocurrency uncertainty indices. *Finance Research Letters*, 47(PB), 1-11. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2022.102732>.
- Fabozzi, F.J. & Francis, J.C. (1978). Beta as a random coefficient. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13(1), 101-116. <https://doi.org/10.2307/2330525>
- Gyourko, J. & Keim, D.B. (1992). What does the stock market tell us about real estate returns? *Real Estate Economics*, 20(3), 457-485. <http://dx.doi.org/10.1111/1540-6229.00591>
- Hosseiniyon, N.S., Behnameh, M. & Ebrahimi Salari, T. (2016). Investigating the transmission of return rate volatility between stock, gold and foreign exchange markets in Iran. *Iranian Economic Research*, 21(66), 123-150. <https://doi.org/10.22054/ijer.2016.7049> .[In Persian]
- Ibbotson, R. & Siegel, L. (1984). Real estate returns: a comparison with other investment. *AREUEA Journal*, 12, 219-241. <http://dx.doi.org/10.1111/1540-6229.00320>
- Iqbal, H.R., Saeed, S.K. & Shah, S.Z.A. (2020). Structural breaks and volatility spillover in South Asian economies. *SEISENSE Journal of Management*, 3(1), 64-77.
- Islamlooieyan, K. & Zare, H. (2006). Investigating the effect of macro variables and alternative assets on Iranian stock prices, a self-correlated model with distributive lags. *Iranian Economic Research*, 8(29), 17-26. [In Persian]
- Kang, S.H., Cheong, C. & Yoon, S.M. (2011). Structural changes and volatility transmission in crude oil markets. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 390(23-24), 4317-4324.

- <https://doi.org/10.1016/j.physa.2011.06.056>
- Karimzadeh, M. (2006). Investigating the long-term relationship between the stock price index and macroeconomic variables using the cointegration method in Iran's economy. *Economic Research*, 8(26), 41-54. [In Persian]
- Khalifa, A.A., Hammoudeh, S. & Otranto, E. (2014). Patterns of volatility transmissions within regime switching across gcc and global markets. *International Review of Economics & Finance*, 29, 512-524. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2013.08.002>
- Kundu, S. & Sarkar, N. (2016). Return and volatility interdependences in up and down markets across developed and emerging countries. *Research in International Business and Finance*, 36, 297-311. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2015.09.023>
- Liowa, K.H., Huang, Y. & Song, J. (2019). Relationship between the United States housing and stock markets: some evidence from wavelet analysis. *North American Journal of Economics and Finance*, 50, 101033.1-25. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2019.101033>
- Luo, CH., Qu, Y., Su, Y. & Dong, L. (2024). Risk spillover from international crude oil markets to china's financial markets: evidence from extreme events and U.S. monetary policy, *North American Journal of Economics and Finance*, 70, 819-840. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2023.102041>
- Mensi, W., Mariya, G., Hee-Un Ko, X.V.V. & Sang, H.K. (2023). Tail spillover effects between cryptocurrencies and uncertainty in the gold, oil, and stock markets. *Financial Innovation*, 9(1), 1-27. <https://doi.org/10.1186/s40854-023-00498-y>
- Mensi, W., Ur Rehman, M. & Vinh Vo, X. (2021). Risk spillovers and diversification between oil and non-ferrous metals during bear and bull market states. *Resources Policy*, 72, 1-14. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102132>
- Mohammadinejad Pashaki, M., Sadeghi Sharif, S.J. & Eghbalnia, M. (2023). Investigating and analyzing the spillover effects among stock, currency, gold, and commodity markets: varma-bekk-agarch approach. *Financial Research Journal*, 25(1), 88-109. <https://doi.org/10.22059/FRJ.2022.332526.1007248>. [In Persian]
- Mohammadzadeh P., Panahi H., Ale-Omran S.A., (2016). Studying the relationship between land prices and housing prices in Iran, *Quarterly Journal of Applied Economic Theories*, 3(1), 89-114. [In Persian]
- Morley, B. & Pentecost, E.J. (2000). Common trends and cycles in g-7 countries exchange rates and stock prices. *Applied Economics Letters*, 7(1), 7-10. <https://doi.org/10.1080/135048500352004>
- Mosleh Shirazi, A.N., Mousavi Haghighi, M.H. & Pashtunizadeh, H. (2018). Simulating the pattern of foreign exchange rate and gold price changes on the performance of the tehran stock exchange with a systemic dynamics approach. *Investment Science*, 7(25), 17-38. [In Persian]
- Mozafarnia, M., Falah Shams Layalestani, M. & Zomorodian, GH. (2023). Dynamic spillover between foreign exchange rate and stock markets in the

- business cycles of the Iranian economy. *Financial Economics Quarterly*, 17(2) (63 consecutive), 355-374.
<https://doi.org/10.30495/fed.2023.702198> [In Persian]
- Pandey, V. & Vipul, V. (2018). Volatility spillover from crude oil and gold to brics equity markets. *Journal of Economic Studies*, 45(2). 1-25.
<https://doi.org/10.1108/JES-01-2017-0025>
- Poon, S.H. & Granger, C.W. (2003). Forecasting volatility in financial markets: a review. *Journal of Economic Literature*, 41(2), 478-539. <https://doi.org/10.1257/002205103765762743>
- Quan, D.C. & Titman, S. (1999). Do real estate prices and stock prices move together? an international analysis. *Real Estate Economics*, 27(2), 183-207. <http://dx.doi.org/10.1111/1540-6229.00771>.
- Raza, N., Shahzad, S.J.H., Tiwari, A.K. & Shahbaz, M. (2016). Asymmetric impact of gold, oil prices and their volatilities on stock prices of emerging markets. *Resources Policy*, 49, 290-301.
<https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2016.06.011>
- Rezagholizadeh, M. & Aghaei, M. (2017). Contagion of global oil market volatility and chemical industry stock price index (VAR-BEKK-GARCH Approach). *Energy Economics*, 13(54), 1-32. [In Persian]
- Rezagholizadeh, M. & Aghaei, M. (2018). Comparison of the impact of selected export and import industries on exchange rate volatilities. *Researches of Monetary and Financial Economy (Former Knowledge and Development)*, new period, 25(15), 131-94. [In Persian]
<https://doi.org/10.22067/pm.v25i15.56874>
- Rezagholizadeh, M. (2013). *Evaluating the impact of risk sources on Iran's capital market*. PhD dissertation, Tarbiat Modares University. [In Persian]
- Rezagholizadeh, M., Yavari, K., Sahabi, B. & Salehabadi, A. (2013). Investigating the effect of volatility of stock substitute assets on the stock price index. *Accounting and Auditing Studies*, 20(1), 53-76. [In Persian]
<https://doi.org/10.22059/acctgrev.2013.35518>
- Rodari, S., Farahanifard, S., Shahabadi, A. & Adeli, O.A. (2022). Studying the frequency-time spillover of volatilities between exchange rates, inflation, stock prices and housing in Iran. *Journal of Economics and Modeling*, 13(2), 65-93. [In Persian] <https://doi.org/10.48308/jem.2022.228781.1783>
- Seyedhashemi, F., Haqiqat, J., Ranjpour, R. & Sojoudi, S. (2023). Parallel market shock spillover in stock market volatilities: evidence from opec countries. *Economic Policy and Research*, 2(2), 1-27. [In Persian]
<https://doi.org/10.22034/jep.2023.62802>
- Souri, A. (2013). *Econometrics, Farhangshenasi and Noor e Elm Publications*, Tehran, Fourth Edition, 253-294.
- Taheri, S.H., Abdul Baqi Attaabadi, A.M., Waziri Sarshak, M. & Arman, M.H. (2023). The Effect of gold and exchange rate volatility on capital market volatility. *Financial Economics*, 17(63), 95-116.
<https://doi.org/10.30495/fed.2023.1947021.2606>. [In Persian]

- Taleblo, R. & Mohajeri, P. (2021). Volatility modeling in Iran's financial markets using multivariate factor stochastic volatility model. *Econometric Modeling*, 6(3)(22), 63-96. [In Persian]
<https://doi.org/10.22075/jem.2021.23659.1607>
- Tehrani, M., Boghzian, A. & Mirlohi, S.M. (2021). Investigation of the spillover between the stock market and the oil market. *Financial Research. Faculty of Management*, 23(3), 466-481. [In Persian]
<https://doi.org/10.30495/fed.2023.702186>
- Tehrani, R. & Seyed KhosroShahi, S.A. (2017). Volatility transmission and interaction of stock, foreign exchange and gold markets. *Financial Management Perspectives*, 7(2), 9-31. [In Persian]
- Umar, Z., Jareño, F. & Escibano, A. (2021). Oil price shocks and the return and volatility spillover between industrial and precious metals. *Energy Economics*, 99, 1-15. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105291>.
- Umar, Z., Manel, Y., Riaz, Y. & Gubareva, M. (2021). Return and volatility transmission between emerging markets and us debt throughout the pandemic crisis. *Pacific-Basin Finance Journal*, 67, 1-13.
<https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2021.101563>
- Uzonwanne, G. (2021). Volatility and return spillovers between stock markets and cryptocurrencies. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 82, 30-36. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2021.06.018>.
- Wang, Y. (2022). Volatility spillovers across nfts news attention and financial markets. *International Review of Financial Analysis*, 83, 1-24.
<https://doi.org/10.1016/j.irfa.2022.102313>
- Worzala, E. & Vandell, K. (1993). International direct real estate investments as alternative portfolio assets for institutional investors: an evaluation. Paper presented at the 1993 AREUEA Meetings, Anaheim, CA. 1-34.
- Yang, C., Chen, L. & Mo, B. (2023). The spillover effect of international monetary policy on China's financial market. *Quantitative Finance and Economics*, 7(4), 508-537.
- Zhang, Y. J., Fan, Y., Tsai, H.T. & Wei, Y.M. (2008). Spillover effect of US dollar exchange rate on oil prices. *Journal of Policy Modeling*, 30(6), 973-991. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2008.02.002>

استناد به این مقاله: آقای، مجید و رضی نتاج، امین. (۱۴۰۴). سرریز بازدهی و نوسان در شرایط مختلف بازارهای خرسی و گاوی: مطالعه موردی بازار سهام و بازارهای رقیب آن در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۰(۱۰۲)، ۶۴-۱۱۱.



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

The Economic Origins of Undemocratic Policymaking: The Case of Shock Therapy and Structural Adjustment Programs in Iran's Economy

Yavar Ahmadpour
Torkamani* 

Ph.D. Candidate in Institutional Economics,
Faculty of Economics and Management,
University of Tabriz, Tabriz, Iran

Parviz Mohammadzadeh


Professor of Economics, Faculty of
Economics and Management, University of
Tabriz, Tabriz, Iran

Abstract

Over the past three decades, the repeated failure of structural adjustment policies in Iran has cast doubt on the effectiveness of imported shock therapy models in addressing the country's economic and political challenges. The current study, drawing on the art of economics as the methodological framework, aimed to explore the economic origins of the persistent implementation of the failed shock therapy policies. It evaluated their impact through the lens of eight key factors that shape the emergence and consolidation of democracy: civil society, crises and shocks, income sources, intergroup inequality, political institutions, the middle class, globalization, and the Internet. The analysis revealed that shock therapy undermines democratic capacities and facilitated undemocratic decision-making. The study argued that such policies endure only within undemocratic governance structures. To support a transition toward participatory economic governance, this research concluded by recommending a set of strategic measures, such as recognizing and responding to crises, fostering community-based policymaking, learning critically from international experiences, and empowering civil society.

1. Introduction

In Iran, proponents of economic shock therapy have consistently advocated for structural adjustment programs as the ultimate solution to the country's economic, social, and even political issues. Characterized by market liberalization, privatization, subsidy removal, and trade

*Corresponding Author: Ahmadpouryavar@gmail.com

How to Cite: Ahmadpour Torkamani, Y. & Mohammadzadeh, P. (2025). The Economic Origins of Undemocratic Policymaking: The Case of Shock Therapy and Structural Adjustment Programs in Iran's Economy. *Iranian Journal of Economic Research*, 30(102), 112-165.

deregulation, these programs have often been implemented without sufficient regard for the local context. Consequently, they have contributed to poverty, unemployment, stagflation, and social unrest. Despite repeated failures, the continued adoption of these policies over the past three decades suggests that they are deeply rooted in Iran's institutional and ideological decision-making structures. In this regard, the present study tried to answer the following research question: Why are failed economic policies repeatedly adopted despite substantial evidence of their failure? The analysis aimed to explore the institutional, ideological, and structural origins of such undemocratic policies, with a particular focus on how the economic outcomes of shock therapy impact democratic development, and on the institutional conflicts and barriers that hinder democratic transition in Iran.

2. Materials and Methods

This study used the art of economics as the methodological framework. The art of economics is a problem-oriented approach that emphasizes contextual and institutional analysis rather than abstract quantitative modeling. Unlike the traditional dichotomy between positive and normative economics, the art of economics focuses on the practical application of theory to real-world problems in a given sociocultural context. In addition, the research relied on a combination of secondary data and empirical observations with theoretical insights from key scholars in political economy and institutional development—including Douglass North, Robert Dahl, Joseph Stiglitz, Manuel Castells, and others. Their theories converge around eight core factors that influence the emergence and consolidation of democratic structures, namely civil society, crises and shocks, income sources, intergroup inequality, political institutions, the middle class, globalization, and the Internet. Drawing on this composite framework, the study examined how structural adjustment and shock therapy policies undermine the democratic foundations in Iran. The objective was to demonstrate how the repeated application of such policies contributes to the weakening of democratic capacities and the entrenchment of undemocratic structures.

3. Results and Discussion

The findings indicated that the implementation of structural adjustment and shock therapy policies in Iran significantly undermine the core foundations of democratic development. These policies have weakened civil society, deepened income inequality, eroded the middle class, and constrained participatory political institutions—ultimately steering the country away from a democratic path. The resulting economic crises (e.g., inflation, unemployment, and stagnation) have intensified public

dissatisfaction, yet have largely led to social disillusionment and lack of trust rather than organized collective action. The analysis of the impact of such policies on the eight core determinants of democracy revealed several critical issues. Civil society suffers from a lack of institutional support and limited capacity for mobilization, while shocks and crises have led to societal fragmentation rather than unity. Income sources have been captured by unproductive rentier elites, reinforcing extractive systems that deepen inequality. In addition, the widening intergroup inequality has exacerbated social conflict. Political institutions remain monopolized by elites, excluding the broad participation of different groups and individuals. The middle class has been marginalized, losing its vital mediating role. Furthermore, globalization-in the lack of effective state-led protection-has intensified both inequality and instability. Finally, the Internet and digital platforms, subjected to censorship and political control, have failed to become vehicles for democratic mobilization. Overall, the findings suggest that shock therapy has not only failed to deliver economic success but has also functioned within-and reinforced-an undemocratic political structure. This reproduction of authoritarian policymaking poses a significant barrier to democratic governance and participatory reform.

4. Conclusion

This study, grounded in the framework of the art of economics, critically examined the continued implementation of structural adjustment and shock therapy policies in Iran. It argued that the persistence of these failed approaches is not merely a technical error but is rooted in the country's undemocratic institutional and political structures. Such policies have systematically undermined eight core determinants of democracy, thereby hindering the country's democratic development. Nonetheless, meaningful reform remains possible, provided there is a shift in policy orientation and an attempt to foster participatory institutional foundations. Recommended pathways include recognizing and responding to crises, fostering community-based policymaking, learning critically from international experiences, and empowering civil society to overcome the free-rider problem. Furthermore, any successful transition must be grounded in a nuanced understanding of the logic of natural states and limited access orders. Only by addressing these structural constraints can a more participatory, sustainable, and equitable model of governance emerge.

Keywords: Undemocratic Policymaking, Shock Therapy, Crisis, The Art Of Economics

JEL Classification: P10, P41, P14, P36

ریشه‌های اقتصادی سیاست‌گذاری غیردموکراتیک نمونه بررسی: سیاست شوک‌درمانی و برنامه تعدیل ساختاری در اقتصاد ایران

دانشجوی دکتری رشته اقتصاد نهاد گرا، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

یاور احمدپور ترکمانی*

استاد اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

پرویز محمدزاده^{id}

چکیده

شکست مکرر سیاست‌های تعدیل ساختاری در ایران، این باور رایج بین شوک‌درمان‌گرهای اقتصادی را که «برنامه تعدیل ساختاری تنها چاره مسائل اقتصادی و سیاسی ایران است» به چالش جدی کشیده است. هدف از این مقاله بررسی ریشه‌های اقتصادی اتخاذ نسخه شکست‌خورده شوک‌درمانی و تکرار آزمون و خطای نافرجام این سیاست در طول بیش از سه دهه گذشته در اقتصاد ایران است. مقاله حاضر با روش هنر علم اقتصاد- یعنی با مسئله‌محوری و لحاظ زمینه بومی به جای راه‌حل‌محوری و اقتباس ترجمه‌ای سیاست‌ها از بافت دیگر- و کاربست عوامل ۸ گانه مؤثر بر ایجاد و تحکیم دموکراسی همچون جامعه مدنی، تکانه‌ها و بحران‌ها، منابع درآمد و ترکیب ثروت، نهادهای سیاسی، نابرابری بین گروه‌ها، طبقه متوسط، جهانی شدن و اینترنت به بررسی پیامدهای اقتصادی سیاست تعدیل ساختاری و شوک‌درمانی در ایران پرداخته و نتیجه می‌گیرد که شوک‌درمانی در اقتصاد ایران روی عوامل مذکور چنان اثر گذاشته است که جامعه را از ظرفیت‌های ایجاد و استقرار دموکراسی دور کرده است. با توجه به اینکه، سیاست تعدیل ساختاری بستر ساز فقر، بیکاری، رکود تورمی، فلاکت و در نتیجه خشونت بوده است هیچ اراده جمعی مختار، خواهان استقرار و برپایی این سیاست‌ها با آرای خودخواسته مگر با تحمیل غیردموکراتیک آن نیست. نظر به این مسئله، در این نوشته، برای امکان‌پذیر کردن ایجاد و تحکیم تصمیم‌سازی‌های مشارکی و دموکراتیک در عرصه اقتصاد «بایدها»ی برآمده از شواهد تجربی و نظری را مطرح می‌کنیم که تمکین به آن‌ها می‌تواند زمینه‌ساز گذار از شرایط موجود به شرایط مطلوب باشد. از جمله آن‌ها می‌توان به (۱) اذعان به قرار داشتن در بحران، پذیرفتن مسئولیت، حصارسازی و تغییرگرینی (۲) دیوان‌سالاری خودگردان متکی به جامعه و امکان دادن به آزمون بدیل‌های یک سیاست شکست‌خورده (۳) استفاده فعال و منتقدانه از تجربه دیگران، خودسنجی واقع‌بینانه و صبور بودن در برابر ناکامی ملی تا زمان رفع مسائل و (۴) جامعه قوی، سازمان‌یافته، با توان حل معضل سواری مجانی اشاره کرد. مقاله به این نکته هم توجه می‌دهد که برنامه‌ریزی برای گذار، باید با درک از منطق دولت طبیعی که نظم دسترسی محدود به تصمیم و تخصیص منابع را مستقر می‌کند، همراه باشد؛ چرا که در غیاب این مهم- آن‌طور که در چارچوب رویکرد اقتصاد متعارف روی می‌دهد- به اسم برنامه گذار، جامعه را گرفتار خشونت و آشوب بیش‌تر می‌کنیم.

کلیدواژه‌ها: سیاست‌گذاری غیردموکراتیک، شوک‌درمانی، بحران، هنر علم اقتصاد

طبقه‌بندی JEL: P10, P41, P14, P36

۱. مقدمه

اقتصاددانان شوک‌درمان‌گر در ایران، چاره مسائل اقتصادی، اجتماعی و حتی سیاسی را اجرای برنامه تعدیل ساختاری دانسته‌اند؛ برنامه‌ای که دارای دو استراتژی مهم است: یکی اتکا به نیروهای بازار در عرصه‌های داخلی و بین‌المللی و دیگری تأکید بر بخش خصوصی به عنوان موتور توسعه یا تعدیل ساختاری. به‌طور مشخص ۱۳ مورد از مهم‌ترین سیاست‌های اجرایی برنامه تعدیل ساختاری به شرح ذیل است:

- (۱) کاهش نقش دولت
- (۲) کاهش ارزش پول ملی
- (۳) آزادسازی تجاری به‌خصوص رفع کلیه کنترل‌های اعمال‌شده بر واردات
- (۴) خصوصی‌سازی بنگاه‌ها و فروش شرکت‌ها
- (۵) حذف یارانه‌ها
- (۶) بازپرداخت سریع بدهی‌های خارجی
- (۷) کاهش کارگران و کارمندان از طریق اخراج‌های داوطلبانه یا اجباری
- (۸) افزایش نرخ بهره
- (۹) مساعدت دولت در زمینه صادرات به‌ویژه مواد خام، تولیدات اولیه و صادرات سنتی
- (۱۰) فعال کردن صرافی‌ها به منظور عملی کردن سیستم ارز شناور
- (۱۱) آزادی ورود و خروج سرمایه (واگذاری امتیازات به انحصارات و شرکت‌های چندملیتی، استقراض و...)

(۱۲) کاهش مؤثر بودجه دولت و اعمال سیاست‌های انقباضی

(۱۳) و نهایتاً، انجام اصلاحات نهادی مانند بازنگری در نظام مالیاتی (مؤمنی، ۱۳۸۶).

علی‌رغم ادعاهای شوک‌درمانگرها مبنی بر چاره‌ساز بودن برنامه تعدیل ساختاری برای مسائل اقتصادی و اجتماعی ایران، تجربه شکست‌های مکرر این سیاست در چند دهه گذشته در کشورهای در حال توسعه و از جمله در ایران، و نیز، خشونت و آشوب‌های اجتماعی برآمده از اجرای آن برنامه، نشان می‌دهد که اولاً سیاست‌های شوک‌درمانی در غیاب ملاحظات سطح توسعه و کلان اقتصادی، نه تنها چاره مسائل ما نبوده است بلکه آزمون و خطای مکرر این سیاست نافرجام بر عمق مسائل اقتصادی ما افزوده است؛ ثانیاً تکرار خطاهای

سیاستی نشان از این دارد که تصمیمات اجتماعی با تعارض همراه است و گروه ذی‌نفع موجود، فضا را برای تصمیمات دموکراتیک و فراگیر محدود کرده و مانع ایجاد و استقرار دموکراسی شده‌اند. ثالثاً، آشوب‌های شهری برآمده از تکرار آزمون و خطای سیاست‌های نافرجام^۱، نشان می‌دهد که مطالعه خشونت و منطق نظم اجتماعی دسترسی محدود (دولت طبیعی) باید در کانون مطالعات باشد؛ چراکه در غیاب این، نقطه شروع برای گذار به توسعه به اشتباه گزینش شده و به جای چاره‌سازی، به تعمیق و تجمیع مسائل دامن می‌زند.

خصلت برنامه تعدیل ساختاری و نسخه شوک‌درمانی عبارت است از کوتاه‌مدت بودن آن برنامه، فردگرایی روش‌شناختی، وارداتی بودن و عدم تناسب آن با شرایط، مسائل و اقتضائات ایران، رویکرد از بالا به پایین داشتن آن برنامه که به‌شدت به تخصص برخی از تکنوکرات‌ها و مشاوران خارجی متکی است درحالی‌که رویکرد دانش بومی رویکردی از پایین به بالاست و بر سازوکارهایی جهت استخراج و تجمیع اطلاعات بومی متکی است.

اوانز^۲ (۲۰۰۴) به نقل از ویلیام ایسترلی^۳ (۲۰۰۱) چنین برنامه‌هایی را که در قالب بسته اجماع و پسااجماع واشنگتنی به کشورهای درحال توسعه تحمیل شده است تحت اصطلاح «تک‌محصولی نهادی» با یک ارزیابی بدبینانه چنین توصیف می‌کند: «میلیاردها دلاری که از دهه ۱۹۶۰ تاکنون، با تلاش مشاوران، وام‌دهندگان خارجی، صندوق بین‌المللی پول و بانک جهانی اعطا شده است، هرز رفته و به نتایج کارا و مطلوب نینجامیده است.»

اوانز (۲۰۰۴) با برجسته کردن نظرات دنی رودریک^۴ و آمارتیا سن^۵ توجه می‌دهد که «ما به جای تحمیل «یک بهترین رویه» بر پایه تجربیات فرضی کشورهای که هم‌اکنون توسعه‌یافته‌اند، می‌بایست در جستجوی راه‌هایی برای حفظ نهادهایی باشیم که قابلیت شهروندان برای بروز انتخاب‌های خودشان را افزایش می‌دهند... حتی اگر برخی از جوامع با استفاده از رویه‌های غیردموکراتیک موفق به استقرار نهادی با استفاده از ابزارهایی شده‌اند اما در مقیاس وسیع و براساس شواهد مربوط به حکومت‌ها می‌توان گفت که آن‌ها استثناء

۱. از جمله می‌توان به اعتراضات شهری اوایل دهه ۱۳۷۰ و چندین اعتراض اواخر دهه ۱۳۹۰ و اوایل دهه ۱۴۰۰ اشاره کرد.

2. Evans, P.

3. Easterly, W.

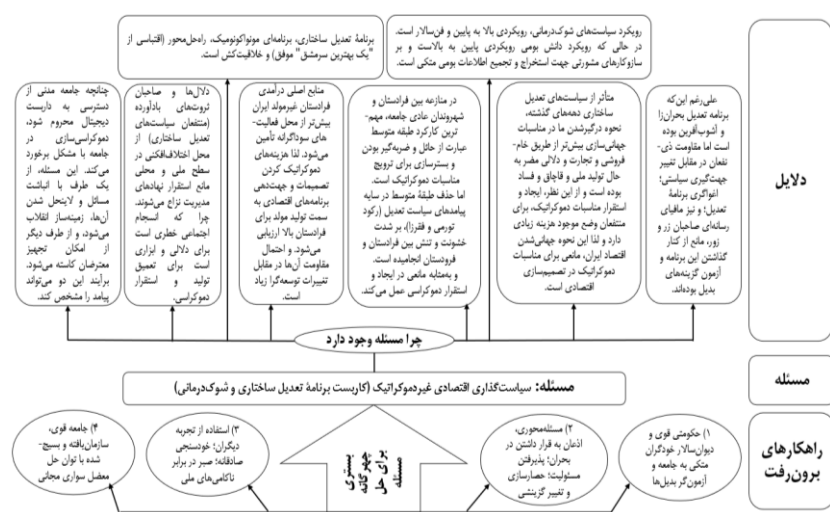
4. Rodrik, D.

5. Sen, A.

هستند نه یک قاعده. درست است که هیچ چیز نمی‌تواند مانع استفاده رژیم‌های اقتدارگرا از دانش بومی شود اما مسئله این است که هیچ چیز نمی‌تواند این دولت‌ها را مجبور به انجام چنین کاری کند.»

نمودار ۱. سیاست‌گذاری در چارچوب تعدیل ساختاری، نوعی سیاست‌گذاری اقتصادی

غیردموکراتیک



مأخذ: یافته‌های تحقیق

نظر به نافرجامی سیاست‌های شوک‌درمانی در تجربه کشورهای درحال توسعه^۱، در شرایط فعلی می‌توان اذعان کرد، همان‌طور که برای اشغال کشوری برخلاف عزم و اراده مردمش راهی صلح‌جویانه وجود ندارد، برای ربودن ضروریات یک زندگی آبرومندانه از میلیون‌ها شهروند در قالب سیاست‌های شوک‌درمانی نیز راهی مسالمت‌آمیز موجود نیست. مقاله حاضر برای برجسته کردن ارتباط بین پیامدهای اقتصادی شوک‌درمانی در ایران با تحکیم تصمیمات غیردموکراتیک در حوزه اقتصاد، بنا به اصل به اصطلاح «تیغ او کام»^۲ از جزئیات جالب زیادی صرف‌نظر کرده و برای ارتقای قدرت تبیین و سازواری آن، واقعیات

۱. برای نمونه می‌توان به کتاب‌های «جهانی‌سازی و مسائل آن» نوشته ژوزف استیگلیتز و «دکترین شوک» نوشته ناثومی کلاین مراجعه کرد.

و مقولات مختلفی را در ارتباط با تصمیمات اقتصادی غیردموکراتیک و پیامدهای آن بحث می‌کند. با تساهل می‌توان خلاصه‌ای از نوشته حاضر را در قالب نمودار ۱ ارائه کرد. از آن‌جاکه برنامه‌ریزی دموکراتیک یکی از الزامات توسعه جوامع است، مقاله حاضر با مطالعه پیامدهای اقتصادی برنامه تعدیل ساختاری و شوک درمانی در ایران روی عوامل ۸ گانه مؤثر بر ایجاد و تحکیم دموکراسی همچون جامعه مدنی، تکانه‌ها و بحران‌ها، منابع درآمد و ترکیب ثروت، نهادهای سیاسی، نابرابری بین گروه‌ها، طبقه متوسط، جهانی شدن و اینترنت استدلال می‌کند که شوک درمانی در اقتصاد ایران روی عوامل مذکور چنان اثر گذاشته است که جامعه را از ظرفیت‌های ایجاد و استقرار دموکراسی دور کرده است. لذا تعهد و تقید مسئولان به وعده‌های انقلاب، مبنی بر اتخاذ تصمیمات فراگیر در عرصه‌های اقتصادی و سیاسی، منوط به پرهیز از تداوم این سیاست‌ها تا تأمین الزامات و پیش‌نیازهای این سیاست است. البته منافع گروه‌های ذی‌نفع حاضر، مانعی در تغییر جهت‌گیری سیاستی است که باید زمینه‌های گذار مناسب اندیشیده شود.

در مقاله پیش‌روی، بعد از معرفی روش‌شناسی و مرور ادبیات موضوع در قالب ۱) مطالعات قبلی ۲) عوامل مؤثر بر ایجاد و تحکیم دموکراسی و ۳) چیستی شوک درمانی به بررسی پیامدهای اقتصادی شوک درمانی در ایران می‌پردازیم. متعاقباً، با لحاظ پیامدهای اقتصادی پیش‌گفته، سوء تأثیر سیاست‌های تعدیل ساختاری بر عوامل ۸ گانه مؤثر بر ایجاد و تحکیم دموکراسی را برجسته می‌کنیم، سپس یافته‌های خود را در مورد امکان‌پذیری، الزامات و پیش‌نیازهای ایجاد و استقرار دموکراسی ارائه می‌دهیم. پایان بخش مقاله هم، خلاصه و پیشنهادات خواهد بود.

۲. روش‌شناسی تحقیق

اقتصاددانان معمولاً علم اقتصاد را به دو مقوله متمایز تقسیم می‌کنند: علم اقتصاد پوزیتیو و علم اقتصاد نرماتیو اما هیچ روشن نیست که جای علم اقتصاد کاربردی در این مقوله‌ها کجاست. کلاندر^۱ (۲۰۰۱) تأکید دارد که علم اقتصاد کاربردی نه به علم اقتصاد پوزیتیو و نه به علم اقتصاد نرماتیو بلکه به مقوله‌ای به نام «هنر علم اقتصاد»^۲ تعلق دارد. امروزه اکثر

1. Colander, D.

2. The Art of Economics

اقتصاددانان برای جلو بردن پژوهش‌های کاربردی خویش که در اصل به مقوله هنر علم اقتصاد تعلق دارد از نوعی روش‌شناسی بهره می‌جویند که فقط برای علم اقتصاد پوزیتیو مناسب است.

داگلاس نورث^۱ اقتصاد سیاسی در هر کشور را با دیگران متفاوت می‌داند. وی تصریح دارد که هیچ راه حل و فرمول مشخصی برای تحقق توسعه اقتصادی وجود ندارد. هیچ مدل اقتصادی نمی‌تواند پیچیدگی‌های رشد اقتصادی در جامعه‌ای خاص را دربرگیرد. درحالی‌که ریشه‌های رشد مولد شناخته شده‌اند، فرایند رشد اقتصادی در هر جامعه‌ای متفاوت است که این وضعیت، منعکس‌کننده میراث‌های فرهنگی متنوع و شرایط مختلف جغرافیایی، فیزیکی و اقتصادی است. وی تأکید می‌کند «قبل از آن‌که بتوانید عملکرد را بهبود بخشید، باید به فهم فرایند رشد اقتصادی بپردازید و قبل از تلاش برای تغییر، باید فهمی دقیق از ویژگی‌های منفرد آن جامعه داشته باشید. سپس باید درکی از پیچیدگی‌های تحول نهادی داشته باشید تا در اجرای آن تحول مؤثر عمل کنید» (نورث، ۱۳۹۷). این همان «هنر علم اقتصاد» است که با اقتباس ترجمه‌ای «یک بهترین رویه عمل»^۲ از بافتی دیگر فرق دارد.

برای این‌که در چارچوب روش هنر علم اقتصاد استدلال و راهکار بدهیم، باید متوجه باشیم که تحلیل‌های صرف اقتصادی از پدیده‌های اقتصادی، از ما اقتصاددان ضعیفی می‌سازد. نظام آموزش علم اقتصاد در ایران بر تئوری و ابزارهای سنجی به هزینه «خلاقیت» و توانایی فهم مسئله و مسئله‌گشایی تأکید می‌کند. در قالب نظام آموزش رسمی علم اقتصاد با کم‌ترین یا هیچ‌گونه دانشی در مورد نهادها، انگیزش‌ها و مسائل دنیای واقع محیط بومی مدرک اقتصادی اخذ می‌کنیم. پل استریتن^۳ (۲۰۰۰) بر آموزش منطق، معرفت‌شناسی، فلسفه اخلاق و سیاست در علم اقتصاد تأکید می‌کند و تحلیل‌های تک‌ساحتی، کمی و استفاده زیاد از ریاضیات در اقتصاد را با دو خطر همراه می‌داند: یکی اشتباه گرفتن اعتبار درونی مدل با واقعیت بیرونی و دیگری، زمان و تلاشی که صرف استنتاج قضایا می‌شود، می‌تواند به هزینه عدم بررسی شرایط و حوادث واقعی تمام گردد. به همین خاطر است که جان الیوت^۴ (۱۹۷۸) نظریه قیمت‌ها را نیازمند اصلاح در هر دو «حوزه» و «روش» می‌داند. از منظر حوزه مطالعاتی

1. North, D.C.
2. A Best Practice
3. Streeten, P.
4. Elliott, J.E.

باید ملاحظات سیاست، فرهنگ، نهادها و انگیزش را در تبیین پدیده‌های اقتصادی لحاظ کنیم. از منظر «روش» نیز باید برخی از متغیرهایی که در چارچوب «فرض ثبات سایر شرایط»، ثابت فرض شده‌اند، به متغیر تحلیلی تبدیل کنیم.

روش‌شناسی این مقاله، روش‌شناسی «هنر علم اقتصاد» در مفهوم پیش گفته است. هدف از پژوهش تجربی در هنر علم اقتصاد نه آزمودن نظریه‌ها بلکه به کار بستن نظریه‌ها برای مسائل جهان واقعی است. روش‌شناسی مناسب برای چنین کاربردهایی در گرو مشاهدات جامعه‌شناختی و سیاسی است و توقف در محدوده‌های دقت مقرر شده قانون ارقام معنی‌دار در مجموع درست نیست. همان‌طور که کلاندر (۲۰۰۱) توجه داده است، پژوهش تجربی در علم اقتصاد پوزیتیو را باید برای این آزمون طراحی کرد که آیا می‌توان نظریه را موقتاً پذیرفت یا خیر. چنین آزمون‌های تجربی‌ای در کاربرد نظریه برای مسائل جهان واقعی کم‌مناسبت یا بی‌مناسبت است. همچنین معرفی هنر علم اقتصاد، اقتصاد نرماتیو را از پرداختن به سیاست اقتصادی معاف می‌کند و امکان بررسی ژرف‌تر این پرسش را فراهم می‌آورد که کدام هدف‌ها برای سیاست اقتصادی مناسب است. هنر علم اقتصاد مجموعه‌ای از هدف‌های مقرر شده در اقتصاد نرماتیو را می‌پذیرد و با عنایت به بینش‌های برآمده از اقتصاد پوزیتیو، درباره چگونگی نیل به آن هدف‌ها در جهان واقعی بحث می‌کند.

در مقاله حاضر، مسئله مورد بررسی را با استفاده از اسناد ثانوی و مشاهده واقعیت‌های اقتصادی، اجتماعی و سیاسی در چارچوب روش «هنر علم اقتصاد» مطالعه می‌کنیم. در همین راستا، عوامل تعیین‌کننده دموکراسی را از نظریه‌های دارون عجم‌اغلو و رابینسون^۱ (۱۳۹۸)، رابرت دال^۲ (۱۳۹۹)، نورث (۱۳۹۷)، استیگلیتز^۳ (۱۳۹۵)، مانوئل کاستلز^۴ (۱۴۰۱) و آنه کیس و آنگس دیتون^۵ (۱۴۰۳) جمع می‌آوریم و تأثیر (و تأثر) سیاست‌های تعدیل ساختاری و شوک‌درمانی را بر روی این عوامل بحث می‌کنیم. از آنجا که پیامدهای اقتصادی برنامه تعدیل ساختاری، عوامل تعیین‌کننده دموکراسی را به بدترین شکل جهت داده است، به صورت روزافزون، جامعه ایران را از ظرفیت سیاست‌گذاری دموکراتیک دور کرده و به احتمال

1. Daron Acemoglu & James Robinson

2. Robert A. Dahl

3. Stiglitz, J.

4. Manuel Castells

5. Angus Deaton & Anne Case

ناآرامی‌های اجتماعی و سیاسی افزوده است. البته دلالت این مسئله، به معنی ناممکن شدن تغییر جهت‌گیری سیاست‌های اقتصادی نیست بلکه به پیچیدگی آن اشاره دارد.

۳. ادبیات موضوع

۳-۱. مروری بر مطالعات

در این بخش از مقاله، مطالعاتی را توجه می‌دهیم که بر موضوع دموکراسی تمرکز دارند. قصدمان این است که در بخش‌های بعدی با برجسته کردن عوامل مؤثر بر دموکراسی و نیز دقت در نحوه اثرگذاری شوک‌درمانی در ایران بر روی آن عوامل، امکان ایجاد و تحکیم دموکراسی در ایران را بحث کنیم.^۱

با توجه به پرکاربرد بودن اصطلاح «فراستان» و «فروستان» در این نوشته و اینکه قرابت زیادی بین فراست بودن و ثروتمند بودن وجود دارد اما باید تصریح شود که فراستان و فروستان چه کسانی هستند؟ نورث و همکاران^۲ (۲۰۰۶) در قالب مفهوم «دولت طبیعی» که مشخصه عینی آن «نظم اجتماعی دسترسی محدود» است، شناختی از این موضوع به ما می‌دهد. «نظم دسترسی محدود» دربرگیرنده نظام‌های سیاسی، اقتصادی، فرهنگی، دینی، نظامی و آموزشی است. فراستان، اعضای از این نظام‌ها هستند که با ارزش‌ترین امتیازات اجتماعی به آن‌ها تعلق می‌گیرد. به عبارتی «نظم دسترسی محدود» یک تعادل اجتماعی با مشخصات زیر است:

(۱) کنترل خشونت از طریق دادن امتیازات به فراستان

(۲) محدودیت در دسترسی به تجارت

(۳) حمایت از حقوق مالکیت نسبتاً قوی برای فراستان و حمایت از حقوق مالکیت

نسبتاً ضعیف برای فروستان، تا حدی که دولت طبیعی (نظم دسترسی محدود) با حاکمیت قانون، توصیف شود این قانون برای فراستان است.

۱. در این نوشته قصد ما از اصطلاح «دموکراسی»، مترادف با دموکراسی لیبرال غربی نیست. بلکه فراگیری نظام سیاسی و باز بودن بازار سیاست است. کاربرد واژه دموکراسی در این نوشته، از یک طرف به خاطر عمومیت یافتن آن و از طرف دیگر، به خاطر نداشتن واژه جایگزین مناسب که بتواند خواست و اراده ما را از بازار باز سیاست برساند، است.

2. North, D.C., et al.

۴) مانع تراشی برای ورود به و خروج از سازمان‌های اقتصادی، سیاسی، دینی، آموزشی و نظامی.

واقعیت بسیار خطرناک چنین دولتی، رقابت سیاسی از طریق ابزارهای نظامی است که محدودیت رقابت اقتصادی را عملی می‌سازد. دولت از محدودیت ورود اقتصادی برای تولید رانت اقتصادی استفاده می‌کند که برای خلق تعهدات معتبر در بین فرادستان جهت پشتیبانی از حکومت کنونی و فراهم ساختن نظم به کار می‌رود.

باید دقت داشت که هیچ دو دموکراسی یا رژیم‌های غیردموکراتیک شبیه هم نیستند بلکه طیفی از سازمان‌های سیاسی مطرح است. مثلاً در مورد نظام‌هایی که نظم اجتماعی را برقرار کرده‌اند، نظم سیاسی مبتنی بر تفاهم و آرای عمومی و نظم سیاسی اقتدارگرا را می‌توان در دو سر طیف بحث کرد (نورث، ۱۳۹۷). با این حال، در مورد رژیم‌های غیردموکراتیک، یک عنصر مشترک وجود دارد: به جای این که نمایانگر آمال و آرزوهای همه جامعه باشند، ترجیحات بخشی از جامعه را که فرادستان خوانده می‌شوند نمایندگی می‌کنند (عجم‌اغلو و رایبسون، ۱۳۹۸). از این جاست که روشن می‌شود دموکراسی‌ها عموماً وضعیت برابری سیاسی ایجاد می‌کنند.

در تعریف «شومپتری»^۱ بر این نکته تأکید می‌شود که اگر فرایند سیاسی معینی در کشوری رخ دهد؛ یعنی اگر نهادهای اساسی معینی نظیر انتخابات آزاد و منصفانه و آزادی ورود به عرصه سیاست محقق گردد، آن کشور دموکراتیک است (همان). روی هم رفته، رژیم‌های سیاسی در قالب یکی از دو مقوله کلی زیر بحث می‌شود: دموکراسی و غیردموکراسی. به دموکراسی‌ها به چشم وضعیت برابری سیاسی نگاه می‌شود و مشخصه آن این است که سیاست‌هایش نسبتاً بیش‌تر به نفع اکثریت است. سیاست‌های به نفع اکثریت غالباً با سیاست‌های به نفع فقرا منطبق هستند، خصوصاً از این حیث که تمایل بیش‌تری به سمت بازتوزیع درآمد از اغنیا به فقرا وجود دارد. در مقابل، غیردموکراسی‌ها قدرت تصمیم‌گیری بیش‌تری به فرادستان می‌دهند و عموماً به سمت سیاست‌هایی تمایل دارند که کمتر از دموکراسی به نفع اکثریت است^۱ (همان).

۱. نظر به این که در این مقاله سیاست‌های تعدیل ساختاری در ایران و ارتباط آن با امکان ایجاد و استقرار دموکراسی را بحث خواهیم کرد و با توجه به اینکه برنامه تعدیل و شوک‌درمانی، برنامه‌ای مبتنی بر بنیادگرایی بازار است، ←

عجم‌اغلو و رایینسون (۱۳۹۸) ضمن نقد دیدگاه دایاموند که نقش ترجیحات ایدئولوژیک را در گرایش به دموکراسی برجسته کرده، این دیدگاه را مطرح کرده است که: «دموکراسی زمانی واقعاً باثبات می‌شود که انسان‌ها آن را به‌نحو گسترده‌ای، نه صرفاً به خاطر عملکرد اقتصادی و اجتماعی آن بلکه به خاطر ویژگی‌های سیاسی ذاتی آن را ارج بنهند»، اعتقاد دارند ترجیحات افراد و گروه‌ها نسبت به رژیم‌های سیاسی که از پیامدهای اقتصادی و اجتماعی این رژیم‌ها برمی‌خیزند، اهمیت بیش‌تری دارند. آن‌ها در نظریه‌ای که راجع به موضوع پرداخته‌اند، این پیام کلی را برجسته می‌کنند تا زمانی که ترجیحات ایدئولوژیک به صورت عامل غالب درنیایند، بر نتیجه‌گیری آن‌ها تأثیر نمی‌گذارد. رویکرد مقاله ما درخصوص این موضوع، این است که ترجیح ایدئولوژیک سیاست‌گذاری دموکراتیک درهم‌تنیده با پیامدهای اقتصادی و اجتماعی است. انباشته شدن شکاف بین وعده‌هایی چون تحقق رفاه، توسعه، صنعتی شدن، اشتغال، صادرات فناورانه و... در چارچوب سیاست‌های تعدیل و شوک‌درمانی با شواهد واقعی در شکل رکود تورمی، فقر و فلاکت در ایران، به تغییر باورها و ایدئولوژی‌ها منجر می‌شود و سیاست مزبور را ناعادلانه و غیردموکراتیک می‌داند.

هر چند رابطه علی دوطرفه بین اقتصاد و سیاست وجود دارد اما نظر به اولویت قوانین سیاسی (نورث، ۱۳۸۵)، این سیاست است که عملکرد اقتصادی را شکل می‌دهد زیرا سیاست است که قواعد اقتصادی بازی را تعریف و تقویت می‌کند (نورث، ۱۹۹۲). نظر به این که سیاست ذاتاً عرصه تعارض و نزاع است، اکثر انتخاب‌های سیاستی (گزینش سیاست‌ها) تعارضاتی در مورد نحوه بازتوزیع منابع ایجاد می‌کنند. هر چه یک گروه قدرت سیاسی بیش‌تری داشته باشد، آن گروه از سیاست‌ها و اقدامات دولت بیش‌تر منتفع می‌گردد (عجم‌اغلو

→ می‌توان بحث کرد که سرمایه‌داری بازار حداقل از سه مسیر خطر بزرگی برای دموکراسی است. از جمله آن‌ها این است که سرمایه‌داری بازار حتماً نابرابری‌هایی ایجاد می‌کند، در نتیجه امکان دموکراسی فراگیر را با ایجاد نابرابری‌هایی در توزیع منابع سیاسی محدود می‌سازد (دال، ۱۳۹۹). همچنین، نظریه بازار و سیستم قیمت‌ها، نظریه‌ای برای تثبیت وضعیت موجود است و حتی اگر مفروضات آن نظریه در واقعیت کشورهای توسعه‌نیافته یا درحال توسعه تأمین شود، توان تثبیت وضع نامساعد موجود و توسعه‌نیافتگی یا درحال توسعه بودن را دارد. به همین خاطر است که برقراری سیستم قیمت‌ها در کشورهای توسعه‌نیافته با خشونت و حذف و ستیز در آن جوامع همراه بوده است. همچنین فن‌سالاری بازارمحور جامعه را از گفتمان عمومی خالی کرده و دموکراسی را در خطر قرار می‌دهد (سندل، ۱۴۰۳).

و رابینسون، ۱۳۹۸). رابرت دال (۱۳۹۹) منابعی را برمی‌شمارد که بسته به زمان و مکان خاص، می‌تواند تبدیل به منابع سیاسی شود و در خدمت به منافع خاصی قرار گیرد. در نظام سرمایه‌داری منابعی همچون، ثروت، درآمد، شأن، حیثیت، اطلاعات، سازمان، آموزش، معرفت و... نقش مهمی را ایفا می‌کنند. به علت وجود نابرابری در منابع سیاسی، برخی شهروندان می‌توانند به مراتب بیش از بقیه بر تصمیم‌گیری‌ها، سیاست‌گذاری‌های و اعمال حکومت تأثیر بگذارند. در نتیجه، شهروندان از لحاظ سیاسی با هم برابر نیستند - اصلاً برابر نیستند - و بنابراین بنیان اخلاقی دموکراسی، یعنی برابری سیاسی میان شهروندان، جداً نقض می‌شود.

تفکیک بین دو گونه از قدرت سیاسی سودمند است. گونه اول، قدرت سیاسی عملی و گونه دوم، قدرت سیاسی قانونی است. در وضع طبیعیِ توماس هابز در کتاب *لویاتان* (۱۴۰۱) که قانونی وجود ندارد و انسان از حیوان قابل تشخیص نیست، سرچشمه قدرت سیاسی، کارهایی است که یک گروه می‌تواند با استفاده از ابزار قدرت نسبت به گروه‌های دیگر و جامعه انجام دهد. این حالت به اصطلاح قدرت سیاسی عملی است. در نوع قدرت سیاسی قانونی، یک گروه تصمیمات کلیدی را می‌گیرد نه به این دلیل که حزب از قدرت سبانه استفاده می‌کند یا قدرت عملی را به انحای مختلف به دست آورده بلکه به این دلیل که نظام سیاسی، قدرت سیاسی را در انتخابات به آن‌ها واگذار کرده است (عجم‌اغلو و رابینسون، ۱۳۹۸). و نیز به این دلیل که دولت طبیعی با ارزش‌ترین امتیازات را به اعضای فرادست خود می‌دهد مثل اجازه تشکیل سازمان‌های قراردادی که ترتیبات درونی آن را دولت تنفیذ می‌کند. در مقابل سازمان‌های قراردادی غیرفراستان را به رسمیت نمی‌شناسد یا از آن حمایت نمی‌کند و به این طریق آن‌ها را از مشارکت در بسیاری از فعالیت‌ها محروم می‌کند^۱ (نورث و همکاران، ۲۰۰۶).

۱. در کتاب «راه باریک آزادی» عجم‌اغلو و رابینسون (۱۳۹۸) و نیز در کتاب «خشونت و نظم‌های اجتماعی» داگلاس نورث، جان والیس و باری وینگاست (۱۳۹۶) بر ضرورت توازن جامعه و حکومت و نیز بر اهمیت سازماندهی جامعه به عنوان ضرورت گذار به توسعه تأکید شده است. این در حالی است که در کتاب «فراز و فرود ملت‌ها» منسور اولسون (۱۴۰۲) سازمان‌های متعددی را که گروه‌های پرتعداد منافع خاص، آن‌ها را شکل داده و در قالب آن ائتلاف‌های توزیعی، خط‌مشی‌های سیاسی را برای رانت‌جویی جهت می‌دهند برای تحقق توسعه منفی ارزیابی می‌کند. البته نظریه اولسون چندان با وضعیت موجود ایران سازگار نیست چرا که جامعه در قالب گروه‌های منافع خاص متعدد سازماندهی ←

شهروندان در غیردموکراسی‌ها قدرت سیاسی عملی و نه قدرت سیاسی قانونی دارند. شهروندان در حکومت‌های غیردموکراتیک از نظام سیاسی طرد می‌شوند اما در عین حال اکثریت را تشکیل می‌دهند و گاه می‌توانند نظام را به چالش کشند، ناآرامی و بلوای اجتماعی جدی به وجود آوردند و یا حتی تهدید جدی به انقلاب کردن، بکنند (عجم‌اغلو و رایبسون، ۱۳۹۸). البته تهدید واقعی از سوی شهروندان منوط به کنار هم قرار دادن عوامل مختلفی است که این حالت به‌ندرت رخ می‌دهد: اگر مشکلات مربوط به اقدام جمعی و سواری مجانی وجود نداشته باشد یا اگر بتوان این مشکلات را به نحوی حل کرد، گروه‌هایی از افراد ممکن است به‌صورت دسته‌جمعی عمل کنند (نورث، ۱۳۷۹). ماهیت گذرای قدرت سیاسی عملی - که شهروندان امروز واجد آن هستند اما ممکن است فردا واجد آن نباشند - نشان می‌دهد که چرا آن‌ها به جای استفاده از این قدرت برای دستیابی به انتخاب‌های اجتماعی و سیاست‌هایی که ترجیح می‌دهند، تقاضا برای تغییر در نهادهای سیاسی را دارند. شهروندان وعده‌های فرادستان مثل بازتوزیع درآمد یا اتخاذ سیاست‌های مطلوب اکثریت را نامعتبر می‌دانند بنابراین می‌خواهند با قدرت سیاسی که امروز در اختیار دارند، از طریق تغییر نهادهای سیاسی در امروز، قدرت انتخاب‌های اجتماعی و تعیین جهت‌گیری‌های اقتصادی را برای خود در آینده هم محفوظ نگه دارند (عجم‌اغلو و رایبسون، ۱۳۹۸). همچنین شهروندانی که به انجام این وعده‌ها متقاعد نمی‌شوند انقلاب خواهند کرد. البته انقلاب کردن پرهزینه است. در انقلاب‌ها بخشی از ثروت جامعه نابود می‌شود که هم برای شهروندان و هم برای فرادستان هزینه‌زا به شمار می‌رود.

یکی از کارهای پژوهشی دیگری که به موضوع ما نزدیک است، مربوط به دال (۱۳۹۹) است که چارچوب بسیار ساده و جذاب برای درک دموکراسی‌سازی ارائه نموده است. از نظر وی موضوع اساسی در دموکراسی‌سازی این است که: «از منظر کسانی که بر سر کار هستند و در حال حاضر حکومت می‌کنند، چنین دگرگونی با خود امکانات جدید منازعه را به‌همراه می‌آورد چرا که اهداف آن‌ها (و حتی خود آن‌ها) با سخن‌گویی برای افراد، گروه‌ها یا ذینفع‌های جدید جایگزین می‌گردد. مسئله مخالفین آن‌ها، مسئله افراد بر سر کار

→ نشده است و تنها محدودی سازمان‌های خصوصی یا به‌اصطلاح خصوصی می‌توانند در نقش ائتلاف‌های توزیعی، به سیاست‌های عمومی جهت دهند.

است...، بنابراین، هر چه منازعه میان دولت و اپوزیسیون بیشتر باشد، احتمال این که هر کدام به دیگری فرصتی برای مشارکت مؤثر در سیاست‌گذاری بدهد کمتر می‌شود... هر چه اختلاف میان دولت و مخالفان بیشتر باشد، تحمل طرف دیگر برای هر طرف پرهزینه‌تر خواهد شد.^۱ نظریه دموکراسی‌سازی دال این است که افراد بر مسند قدرت زمانی به دموکراسی تن خواهند داد که یا هزینه تحمل مخالفین کاهش یابد به‌طوری که آن‌ها برای دادن حق رأی به مخالفین آماده شوند یا این که هزینه‌های سرکوب بسیار زیاد باشد. وی سپس مجموعه‌ای از ادعاهای تجربی در مورد عواملی که احتمالاً تعیین‌کننده این هزینه‌ها هستند و طبیعتاً احتمال دموکراسی‌سازی را مشخص می‌کنند را بیان می‌کند. دال برحسب سازوکارها، تأکید دارد که دموکراسی وقتی ظاهر می‌شود که قدرت در سطح وسیعی از جامعه توزیع شده باشد یعنی شرایطی که وی آن را نظم «کثرت‌گرایانه» می‌خواند. آن زمان جامعه کثرت‌گرا می‌شود- که خود متأثر از مواردی چون رشد درآمد و صنعتی شدن است- که هزینه‌های سرکوب شدیداً افزایش و همزمان هزینه‌های تحمل مخالفین پایین می‌آید.

در مطالعه استیگلitz و هاف^۱ (۱۳۸۲)، به مشکل تعهد قابل قبول و در نتیجه مفقود بودن فرصت‌های توسعه اقتصادی در دیکتاتوری‌ها تأکید می‌شود. آن‌ها سه وضعیت را بحث می‌کنند که دو مورد آن مفروض و یکی هم از واقعیات تجربی گرفته شده است. در وضعیت اول، یک دیکتاتور، شمار زیادی کشاورز فقیر و یک مبارز چریک وجود دارد که مایل به سرنگونی دیکتاتور است. این دیکتاتور می‌تواند با ساختن یک جاده، ثروت کشاورزان و خودش را افزایش دهد. اگر فقط یک چریک وجود داشته باشد، امری پذیرفتنی است که دیکتاتور بتواند تعهد کشاورزان به جلوگیری از استفاده چریک از جاده برای حمله به دیکتاتور را جلب کند. در این صورت او جاده خواهد ساخت. اما اگر وضعیت چنان باشد که هر کشاورزی بتواند به یک چریک مبارز بدل شود، در این صورت ممکن است مشکل عقد قرارداد برای محدود کردن فعالیت‌های همه کشاورزان قابل رفع نباشد و بنابراین ممکن است دیکتاتور جاده را نسازد. نویسندگان، سرانجام به مثال واقعی مربوط به رئیس‌جمهور موبوتو سه‌سه‌سکو^۲، دیکتاتور دیرپای زئیر، توجه می‌دهند. وقتی رئیس‌جمهور روندا،

1. Stiglitz & Hoff

2. Mobutu Sese Seko

جوونال‌هایباریماننا^۱، از او درخواست کرد که در نبرد بر ضد شورشیان از او حمایت مسلحانه به عمل آورد، موبوتو چنین پاسخ داد: «بهت گفتم هیچ جاده‌ای نساز... هیچ وقت جاده ساختن کار خوبی نبوده... من سی سال در زئیر بر اریکه قدرت بودم و هرگز یک جاده هم نساختم. حالا شورشی‌ها دارند از جاده میان پایین تا دستگیریت کنن.»

دیدگاه موبوتو با دیدگاه اولسون^۲ (۱۳۸۸) در مقاله «استبداد، مردم‌سالاری و توسعه» در تضاد است. اولسون می‌گوید دیکتاتوری که «علاقه فراگیر»ی به ملت خود داشته باشد، به نفع شخصی خودش است که تأمین حقوق مالکیت و دیگر کالاهای عمومی را برگزیند. این دیدگاه در صورتی درست بود که بدون هیچ مشکلی می‌توانستیم نسبت به تضمین این امر تعهد دهیم که جمعیت قدرت یافته سعی نخواهند کرد دیکتاتور را سرنگون کنند. با وجود این، شواهد قانع‌کننده نشان می‌دهند که به نظر بسیاری از دیکتاتورها توسعه‌نیافتگی یک جامعه کلید حفظ کنترل آن کشور است. «حتی از نظر دولت‌های متجاوز، نباید از دام تعادل سطح پایین فرار کرد بلکه باید آن‌ها را گرامی شمرد» (اوانز، ۱۹۹۵؛ به نقل از استیگلیتز و هاف، ۱۳۸۲). در همین راستا، عجم‌اغلو و رایینسون (۱۳۹۹) در کتاب «باریک راه آزادی^۳» با برجسته کردن تجربه شوروی نشان می‌دهند که شوروی‌ها توانستند اقتصادشان را به گونه‌ای سامان دهند که منابع و سرمایه‌گذاری‌هایی عظیم را به بخش تولیدات کارخانه‌ای و متعاقب آن مسابقات فضایی و فناوری‌های نظامی بریزند. با این حال از پس ایجاد نوآوری‌ها و بهبودهای کافی در بهره‌وری برنیامدند تا جلوی رکود و سپس فروپاشی این اقتصاد را بگیرند. مثال مزبور بر این واقعیت انگشت می‌گذارد که رشد استثماری هنگامی عاید می‌شود که حاکم (حاکمی که نه نهادها و نه جامعه آن را مقید نمی‌سازند) نفعش را در حمایت از آن ببیند اما حتی وقتی چنین است، حاکم قادر به تضمین سازماندهی نوآوری یا فرمان دادن به آن نیست. به همین ترتیب او قادر به تضمین توزیع گسترده فرصت‌ها نخواهد بود تا بهترین استفاده از خلاقیت مردمانش بشود. همین حکم در مورد رشد استبدادی حاصله از لویاتان مستبد صادق است زیرا مهار مردمی دولت و مشارکت فعال جامعه یا همان آزادی واقعی وجود ندارد. در کل «در همه حکومت‌ها و نه فقط دیکتاتوری‌ها، مانع اساسی در برابر توسعه

1. Juvénal Habyarimana
2. Mancur Olson
3. The Narrow Corridor

اقتصادی می‌تواند توسط گروه‌هایی به وجود بیاید که قدرت سیاسی‌شان بر اثر پیشرفت کشور به مخاطره می‌افتد» (هاف و استیگلتز، ۱۳۸۲).

در کار پژوهشی هیرشمن^۱ (۱۳۸۲) با عنوان «خروج، اعتراض و وفاداری»، بعضی از تداوم‌های ناسازگار و نامساعد از موانعی ناشی می‌شوند که از تغییر ممانعت می‌کند. یکی از این موانع، شامل تصمیم فرد برای «خروج» است: عناصر تهدیدکننده وضع موجود باقی می‌مانند زیرا کسانی که قادر به ایجاد تفاوت هستند، گروه تصمیم‌ساز را رها می‌کنند.

سازوکار دیگر که ایده کانونی کتاب *فراز و فرود ملت‌های منسور اولسون*^۲ (۱۴۰۲) درباره الگوهای رشد اقتصادی را تشکیل می‌دهد، این است که گزینه‌های ناخوشایند از آن رو دوام می‌آورند که اکثریت حامی تغییر، کمتر از اقلیتی که با تغییر مخالفند، سازمان‌یافته‌اند. استدلال تیمور کوران^۳ (۱۳۹۹) در کتاب «حقایق نهان، دروغ‌های عیان: پیامدهای اجتماعی تحریف ترجیح» این است که تحریف ترجیح، دلیل مکمل و حتی بنیادی‌تر حفظ گزینه‌های اجتماعی ناخواسته به شمار می‌رود. از نظر کوران، «خروج» هیرشمن نیز همانند «صد» که وی آن را به عنوان نوعی اعتراض بلند تعریف می‌کند، خود گونه‌ای از هویت‌یابی اجتماعی در برابر تغییر است. «تحریف ترجیحات» غالباً کم‌هزینه‌تر از خروج است و با آن می‌توان از خطرات اعتراض عیان اجتناب کرد. بنابراین معمولاً پاسخ ابتدایی کسانی که از وضع موجود سرخورده می‌شوند این گزینه است. در نظریه اولسون وجود یک مخالفت بالقوه قابل شناسایی علیه وضع موجود مفروض گرفته می‌شود. اما تحریف ترجیح چه‌بسا موجب شود همگان، از جمله آنانی که در نهان حامی تغییرند، گستره نارضایتی عمومی را کمتر از واقع بیانگارند. چنین داده‌های نادرستی مانع اساسی‌تری بر سر راه تغییر به شمار می‌روند تا ضعف‌های سازمانی مصلحان شناخته شود. تحریف ترجیح، هم تمایل به اصلاحات و هم امکان آن را مبهم و حتی مخفی می‌کند.

در مطالعه فیلیپ هوارد^۴ (۲۰۱۱) با عنوان «ریشه‌های دیجیتال دیکتاتوری و دموکراسی: فناوری اطلاعاتی و اسلام سیاسی» که پیش از خیزش‌های بهار عربی نوشته شده است، بر مبنای تحلیل مقایسه‌ای از ۷۵ کشور مسلمان و یا با جمعیت قابل توجه مسلمانان به این نتیجه

1. Albert Hirschmann

2. Mancur Olson

3. Timur Kuran

4. Phillip Howard

می‌رسد که گسترش و کاربرد فناوری اطلاعاتی و ارتباطی، در چارچوب شماری از عوامل زمینه‌ای، به تسهیل دموکراتیزاسیون تقویت دموکراسی، افزایش مشارکت مدنی و استقلال جامعه مدنی می‌انجامد و راه را برای دموکراتیزاسیون دولت و نیز چالش‌های دیکتاتوری‌ها هموار می‌کند. علاوه بر این مشارکت مسلمانان جوان شهری با کاربرد اینترنت تسهیل می‌شود (به نقل از کاستلز، ۱۴۰۱).

در کار پژوهشی مانوئل کاستلز (۱۴۰۱) با عنوان «شبکه‌های خشم و امید: جنبش‌های اجتماعی در عصر اینترنت»، این جنبش‌ها به تبعیت از منطق شبکه‌های اینترنتی، ویروسی هستند. این فقط به دلیل ویژگی ویروسی پخش خود پیام‌ها به‌ویژه تصاویر بسیج‌کننده نیست بلکه به دلیل تأثیر نمایشی جنبش‌هایی است که در هر جایی آغاز می‌شوند. این ویژگی ویروسی از یک کشور به کشور دیگر، از یک شهر به شهر دیگر و از یک نهاد به نهاد دیگر قابل مشاهده است. دیدن و شنیدن اعتراضات جاهای دیگر، حتی در زمینه‌های کاملاً متفاوت و فرهنگ‌های مختلف، الهام‌بخش بسیج می‌شود زیرا امید به امکان تغییر را برمی‌انگیزد.

وقتی مطالعه کاستلز (۱۴۰۱) و کوران (۱۳۹۹) را با هم ببینیم، می‌شود اذعان داشت که اینترنت و فضای مجازی می‌تواند به صورت فزاینده به تصریح ترجیح بیشتر افراد و اشغال بیشتر فضاهای شهری در تعاملی نزدیک به یکدیگر بیانجامد.

در پایان لازم به تأکید است که از جمله امتیازات و تفاوت‌های پژوهش حاضر نسبت به مطالعات بالا، یکی، مطالعه موردی اقتصاد ایران با کاربرست نظریات است. همچنین با کاربرست عوامل هشتگانه مؤثر بر ایجاد و تحکیم دموکراسی، مطالعه حاضر جامع‌تر نسبت به مطالعات قبلی است. تفاوت دیگر این مطالعه با مطالعات قبل، تمرکز بر ارتباط عوامل هشتگانه مذکور با یک سیاست خاص یعنی سیاست تعدیل ساختاری است. در کنار این امتیازات، با توجه به زمینه و بافت متفاوت اجتماعی ایران با دیگر کشورها، این مطالعه در برخی موارد به نتایج متفاوتی نسبت به مطالعات قبلی می‌رسد.

۳-۲. الگوی نظری پژوهش

در راستای پاسخ به سؤال این نوشته، اصل اغلب مفیدی که برای ساختن مدل‌های پدیده‌های اجتماعی استفاده می‌شود یعنی اصل به اصطلاح «تیغ اوکام» را به کار می‌بریم. طبق این اصل

که به یاد ویلیام اوکام^۱ فیلسوف انگلیسی سده چهاردهم میلادی شهرت یافت، تعداد اجزای وجودی یک مدل را نباید بیش از آنی که برای توضیح یک پدیده لازم است، افزایش دهیم. به عبارت دیگر، در ورود و خروج به پرسش‌های پیچیده این نوشته، باید بسیار خست به خرج بدهیم. این کار، پاسخ دادن به پرسش‌های پیچیده را ساده و جسورانه می‌کند. براساس همین اصل، از جزئیات جالب زیاد صرف نظر کرده و بسیاری از پرسش‌های مهم را بیرون از بررسی خود نگه می‌داریم. در کنار ایجاز، برای ارتقای قدرت تبیین مقاله، براساس اصل ویلیام وول^۲، تلاش می‌کنیم واقعیات متنوع در مقولات مختلف را مبتنی بر مجموعه محدودی از علل ارائه دهیم تا اصل «سازواری»^۳ وول یعنی ایجاز و قدرت تبیین بالا را تأمین کنیم.^۴ براساس دو اصل روش‌شناسی پیش گفته (اصل تیغ اوکام و اصل ویلیام وول) برای تمرکز بر موضوع، عوامل تعیین‌کننده دموکراسی در نظریه‌های عجم‌اغلو و جانسون^۵ (۱۴۰۲)، کاستلز (۱۴۰۱)، استیگلیتز (۱۳۹۵)، اولسون (۱۴۰۲) و رابرت دال (۱۳۹۹) را به صورت یک‌جا، برای تجزیه و تحلیل مسئله (یعنی اتخاذ مکرر سیاست‌های نافرجام و لذا غیردموکراتیک برنامه تعدیل ساختاری در ایران) کاربست می‌کنیم. متعاقباً در بخش «شوگ درمانی در اقتصاد ایران» پیامد اقتصادی سیاست‌های شوگ درمانی را بحث کرده و سپس در بخش یافته‌های تحقیق، تأثیر پیامدهای اقتصادی مزبور را بر عوامل ۸گانه تعیین‌کننده دموکراسی در ایران توجه می‌دهیم تا ببینیم اولاً، تجربه ایران تا چه حد مصداقی از مبانی نظری ترکیبی این نوشته است و در صورت لزوم، دلالت‌های نظریه ترکیبی را با تعدیل و اصلاح برای اقتصاد ایران پیشنهاد سیاستی دهیم؛ ثانیاً، از یکی از عمده‌ترین دلایل تکرار اتخاذ سیاستی برنامه تعدیل ساختاری نافرجام و لذا غیردموکراتیک پرده برداریم. لازم به توضیح است که ما رابطه بین عوامل ۸گانه را با هم بحث نمی‌کنیم بلکه رابطه تأثیر اقتصادی سیاست‌های تعدیل با عوامل مزبور و در نتیجه امکان‌پذیری ایجاد و استقرار دموکراسی را در جامعه ایران بحث می‌کنیم. عواملی هستند که احتمال ایجاد و تحکیم دموکراسی را افزایش می‌دهند و برعکس. ایستای مقایسه‌ای تعادل‌ها، به این معنی که وقتی یکی از عوامل تعیین‌کننده تغییر کند،

1. William Ockham

2. William Whewell

3. Consilience

۴. برای آشنایی بیشتر با بحث، مراجعه کنید به کتاب «فراز و فرود ملت‌ها»ی منسور اولسون (۱۴۰۲) صفحات ۵۵ تا ۶۰.

5. Daron Acemoglu & Simon Johnson

وضعیت تعادلی به چه شکل تغییر می‌کند، امکان می‌دهد این مسئله را تبیین کنیم که چرا برخی کشورها به سمت دموکراسی حرکت می‌کنند ولی برخی نه، و چرا برخی کشورها در حالت دموکراسی باقی می‌مانند و برخی دیگر فرومی‌پاشند.

(۱) وقتی «جامعه مدنی»، سازمان‌یافته و توسعه‌یافته باشد، انجام سرکوب کار دشواری خواهد بود. بنابراین، درجه‌ای از توسعه‌یافتگی جامعه مدنی هم برای دموکراسی‌سازی و نیز برای صیانت و تحکیم آن ضروری است (مؤمنی، ۱۳۹۶؛ عجم‌اغلو و رابینسون، ۱۳۹۸؛ دال، ۱۳۹۹). لازم به توضیح است که تصمیم داریم در بخش‌های بعدی مقاله، تأثیر اقتصادی سیاست‌های تعدیل ساختاری را هم بر «جامعه مدنی» ایران و هم مابقی عوامل تعیین‌کننده دموکراسی که در شماره‌های بعدی می‌آید تمرکز کرده و پیشنهاداتی ارائه دهیم.

(۲) در برخی شرایط، حل مشکل اقدام جمعی آسان‌تر است، ایجاد هماهنگی میان مخالفین رژیم ساده‌تر صورت می‌گیرد و انجام انقلاب آسان‌تر و اجرای آن با هزینه کمتری همراه است. این امر نوعاً در هنگام بحران‌ها - برای مثال خشک‌سالی کشاورزی، رکود اقتصادی، بحران‌های مالی بین‌المللی یا بحران بدهی و حتی جنگ - وجود دارد. چنین بحران‌ها و تکانه‌های اقتصاد کلان ذاتاً اموری گذرا هستند و منجر به نوسانات کوتاه‌مدت در قدرت سیاسی عملی می‌شوند. البته همانند دموکراسی‌سازی، احتمال وقوع کودتا در مواقع بحران بیش‌تر است. نمونه‌گویی از این مسئله، کودتا علیه آلنده در شیلی در سال ۱۹۷۳ است (عجم‌اغلو و رابینسون، ۱۳۹۸).

(۳) یکی دیگر از عوامل مهم تعیین‌کننده در وجود بده - بستان بین دموکراسی و سرکوب، ماهیت منبع درآمدی فرادستان است. در جوامعی که بیش‌تر صنعتی هستند، یعنی جاهایی که فرادستان روی سرمایه‌های انسانی و فیزیکی سرمایه‌گذاری کرده‌اند، امتیازدهی ترجیح داده می‌شود و در عمل هم انقلاب کم‌تر دیده می‌شود. یکی از دلایل آن این است که اغتشاش‌های اجتماعی و سیاسی به صاحبان سرمایه‌های فیزیکی و انسانی که در فعالیت‌های خود و فرایندهای تجاری به همکاری متکی هستند، بیش‌تر آسیب می‌رساند. در مقابل صاحبان دارایی‌های نامولد که مالیات‌گیری از آن‌ها راحت‌تر از سرمایه‌فیزیکی و انسانی

است، از دموکراسی بیشتر از غیردموکراسی در هراسند. وقتی که ثروت فرادستان ریشه در سرمایه‌های فیزیکی و انسانی داشته باشد، انجام کودتا برای آن‌ها پرهزینه است و وقوع دموکراسی با تهدیدات کم‌تری همراه است (دال، ۱۳۹۹؛ عجم‌اغلو و رابینسون، ۱۳۹۸).

(۴) شاید تصویر از دموکراسی به‌عنوان حاکمیت اکثریت، بیش از اندازه کلیشه‌ای باشد. در جهان واقع، رأی یک نفر می‌تواند بیش از رأی شخص دیگر ارزش داشته باشد و به‌طور خاص، فرادستان می‌توانند بر آنچه در یک نظام دموکراتیک جریان می‌یابد کمابیش نفوذ داشته باشند در عین حال که درجه نفوذ آن‌ها تا حدی کم‌تر از حالت دیکتاتوری است (دال، ۱۳۹۹؛ عجم‌اغلو و رابینسون، ۱۳۹۸؛ نورث، ۱۳۹۷). عجم‌اغلو و رابینسون به نقل از بیرد^۱ (۱۹۱۳) اشاره دارند «از آنجاکه مهم‌ترین وظیفه دولت، سوای سرکوب خشونت‌های فیزیکی، شکل‌دهی به قوانینی است که روابط مالکیت آحاد اجتماع را تعیین می‌کند؛ طبقات مسلطی که حقوق‌شان تعیین می‌شود یا باید به زور، قوانینی را به تصویب برسانند که نسبت به منافع ضروری‌تر آن‌ها برای تداوم فرایندهای اقتصادی‌شان ساکت باشد یا این که باید خود کنترل دولت را به دست گیرند. در نظام‌های استبدادی پایدار حالت اول رخ می‌دهد. در هر نظام حکومتی دیگر که بخش‌هایی از جامعه در قدرت شریک شده‌اند، روش و نوع این کنترل یک مسئله جدی است». اگر رژیم غیردموکراتیک یا فرادستان بتوانند نهادهای دموکراتیک را طراحی کرده یا این که آن‌ها را به نحوی دستکاری کنند که عدم تصویب سیاست‌های رادیکال مطلوب اکثریت، تضمین شود، در این صورت دموکراسی تهدید کم‌تری برای منافع فرادستان خواهد داشت. وقتی که فرادستان کم‌تر مورد تهدید قرار گیرند، تمایل بیش‌تری به ایجاد و تثبیت دموکراسی خواهند داشت. با این حال، اگرچه افزایش قدرت فرادستان در نظام دموکراتیک می‌تواند دموکراسی را تقویت کند اما اگر فرادستان در دموکراسی، قدرت سیاسی خیلی زیادی داشته باشند، دموکراسی نخواهد توانست رفاه اکثریت را بهبود قابل ملاحظه‌ای ببخشد. در این حالت، دموکراسی راه‌حلی برای تعارضات

1. Beard

اجتماعی نخواهد بود و نتیجه، انقلاب یا وضعیتی است که فرادستان با سرکوب، خود را در رأس قدرت حفظ می‌کنند (دال، ۱۳۹۹؛ عجم‌اغلو و رایینسون، ۱۳۹۸؛ نورث، ۱۹۹۲).

۵) نابرابری میان گروه‌ها نیز بر ایجاد و تحکیم دموکراسی اثرگذار است. این امر خصوصاً وقتی مصداق می‌یابد که نزاع سیاسی حول مثلاً شکاف‌های قومی یا مذهبی شکل گیرد. با فرض ثبات سایر شرایط نابرابری زیاد بین گروهی، انقلاب را به گزینه جذابی برای شهروندان مبدل می‌سازد. زیرا با انقلاب کردن فرصت سهم‌شدن در کل درآمد اقتصاد (منهای آنچه در طول انقلاب نابود شده) را پیدا می‌کنند درحالی‌که در غیر دموکراسی‌ها، تنها بخش کوچکی از این درآمد نصیب آن‌ها می‌شود (عجم‌اغلو و رایینسون، ۱۳۹۸). از آن‌جا که نابرابری بیش‌تر بین گروهی، موجب افزایش تهدید به انقلاب می‌گردد (استیگلیتز، ۱۳۹۵)، این امر احتمال دموکراسی‌سازی را از این کانال نیز افزایش می‌دهد. اما از طرف دیگر، همان‌طور که در مقاله ملتزر و ریچارد^۱ (۱۹۸۱) آمده است، «هر چه شکاف میان فرادستان و شهروندان بیش‌تر می‌شود (مثلاً نظیر افزایش نابرابری بین گروهی)، حتی در صورت اعمال نرخ مالیات ثابت، بار مالی بر فرادستان افزایش می‌یابد. زیرا با افزایش نابرابری، سهم بیش‌تری از کل درآمد مالیاتی از سوی فرادستانی که بر بخش بزرگی از اقتصاد سلطه دارند، تأمین خواهد شد. اگر این گونه باشد، دلیل دیگری نیز وجود خواهد داشت مبنی بر این‌که افزایش نابرابری، بار مالی دموکراسی بر فرادستان را افزایش می‌دهد و لذا باید پرهیز فرادستان از دموکراسی و توسل آن‌ها به سرکوب را جذاب‌تر کند» (به نقل از عجم‌اغلو و رایینسون، ۱۳۹۸). پس این ملاحظات نشان می‌دهد که بیش‌ترین شانس برای ظهور دموکراسی در جوامعی است که نابرابری در آن‌ها در سطحی متوسط است. در چنین جوامعی، شهروندان از نظام موجود رضایت کاملی ندارند و فرادستان نیز آن‌قدر از دموکراسی پرهیز ندارند که برای جلوگیری از آن به سرکوب متوسل شوند (عجم‌اغلو و رایینسون، ۱۳۹۸). حتی نابرابری‌های شدیدتر هنوز به دموکراسی‌سازی

1. Meltzer, Allan H. & Scott F. Richard

می‌انجامد اما این دموکراسی‌ها مستحکم نمی‌شوند چرا که در جوامع شدیداً نابرابر، سیاست‌های دموکراتیک باید کاملاً بازتوزیعی باشند اما به ناگاه با یک کودتا (عجم‌اغلو و رابینسون، ۱۳۹۸) با برگشت‌پذیری (نورث، ۱۳۷۹) یا با شکل‌گیری گروه‌های منافع خاص (اولسون، ۱۴۰۲) وضعیت به حالتی که سیاست‌های بازتوزیعی کم‌تری دارد بازگشت می‌کند، در نتیجه برابری کار دموکراسی نامستحکم است. همچنین در نابرابری‌های شدید، دموکراسی برای فرادستان آن‌قدر تهدیدکننده است که به سرکوب برای جلوگیری از آن متوسل می‌شوند؛ حالتی که نشانگر وضعیت آفریقای جنوبی تا سال ۱۹۹۴ است.^۱

۶) هر چند برای ساده‌سازی مسئله براساس کاربرد اصل تیغ او کام می‌توان جامعه را به دو گروه فرادستان و شهروندان تفکیک کرد اما در برخی مواقع، گروه سومی میان فرادستان و توده عظیم شهروندان قرار می‌گیرند که اهمیت بسزایی دارند. این گروه را به تبعیت از دانش‌پژوهان بسیار، «طبقه متوسط» می‌دانیم که بازیگر سیاسی متمایزی از بقیه است. تقریباً اکثر جنبش‌های انقلابی توسط فعالینی از طبقه متوسط رهبری شده است و مهم‌تر این که اکثر چالش‌های جدی علیه رژیم سیاسی موجود، جنبش‌های طبقه متوسط بوده‌اند.^۲ طبقه متوسط به واسطه شرایط رفاهی بهتر و سواد بالاتر اعضای خود، می‌تواند نقش تسریع‌کننده حیاتی در فرایند دموکراسی‌سازی داشته باشد. به علاوه این امر توضیح می‌دهد که چرا بسیاری از حرکات‌های اولیه به سوی دموکراسی‌سازی در اروپا ناتمام ماند. اگر طبقه متوسط بازیگر اصلی است، شاید برای فرادستان مصالحه با طبقه متوسط کفایت کند و نیازی به رضایت دادن

۱. البته باید دقت داشت که هر یک از این بندها با فرض ملاحظاتی همراه هستند. نابرابری میان‌گروهی، تنها عاملی نیست که تعیین می‌کند آیا یک جامعه دموکراسی‌سازی می‌کند یا دموکراسی مستحکم می‌شود.

۲. دی‌فیگوریدو و وینگاست (۱۹۹۹) مراحل فرایندی که انقلاب را کم‌خطرتر از تداوم تغییرات رو به افزایش تهدیدکننده‌بقای یک گروه می‌کند به این شکل تبیین می‌کنند: (۱) عده‌ای از کارآفرینان سیاسی، مجموعه‌ای از باورهای جدید را در تضاد اساسی با نظم موجود مطرح می‌کنند. (۲) مخالفان کارآفرینان مذکور به شیوه‌ای عمل می‌کنند که این باورها صحیح به نظر برسند. (۳) نتیجه آن، اشاعه باورها در برخی تصمیم‌گیران محوری است. هنگامی که تصمیم‌گیران محوری، باورهای بسیار جدید را بپذیرند، حمایت سیاسی کافی برای اقدام اساسی را فراهم می‌کنند (به نقل از نورث، ۱۳۹۷).

به دموکراسی تمام‌عیار و ورود همه کسانی که از نظام سیاسی طرد شده‌اند، نباشد. تصویر برآمده شباهت به حرکت تدریجی به سمت دموکراسی دارد که اکثر کشورهای اروپای غربی تجربه کرده‌اند: در وهله نخست، طبقه متوسط در فرایند سیاسی مشارکت داده شد و سپس حق رأی به توده شهروندان تسری یافت. شاید در منازعه بین فرادستان و شهروندان عادی جامعه، مهم‌ترین کارکرد طبقه متوسط، نقش آن به عنوان حائل و ضربه‌گیر باشد. طبقه متوسط بزرگ و مرفه با محدود کردن دامنه تغییرات سیاست‌ها که در اثر دموکراسی ممکن است به وجود آید، مثل یک حائل و ضربه‌گیر میان فرادستان و توده شهروندان در دموکراسی عمل می‌کند. آن‌ها این کار را به طور همزمان از طریق جذاب نشان دادن دموکراسی به جای سرکوب برای فرادستان و نیز ایجاد تغییرات کافی در سیاست‌ها به گونه‌ای که شهروندان به انقلاب نکردن رضایت دهند، انجام می‌دهند. احتمال می‌رود طبقه متوسط با محدود کردن بازتوزیع‌ها، نقش مهمی در تحکیم دموکراسی ایفا کند. جامعه‌ای که دارای طبقه متوسط و نسبتاً مرفه است، کم‌تر خود را درگیر بازتوزیع از اغنیا به شهروندان عادی می‌کند و بنابراین تهدید بسیار کم‌تری برای منافع فرادستان ایجاد می‌نماید. این مسئله در فهم این که چرا بسیاری از کشورهای اروپای غربی و برخی جوامع آمریکای لاتین نظیر کلمبیا و کاستاریکا که دارای طبقه متوسط بزرگ هستند، دموکراسی‌های نسبتاً باثباتی دارند در حالی که السالوادور و گواتمالا که فاقد چنین طبقه متوسط حائلی هستند، با معضل تحکیم دموکراسی مواجه بوده‌اند، مفید است (همان).

(۷) مخالفان جهانی‌سازی، گاهی منافع آن را نادیده می‌گیرند اما هواداران جهانی‌سازی بیش از آنان یک‌سونگرند. از نظر اینان، جهانی‌سازی (که نوعاً با پذیرش سرمایه‌داری نوع امریکایی‌اش مترادف است) به خودی خود پیشرفت محسوب می‌شود و کشورهای در حال توسعه اگر مایل‌اند رشد و علیه فقر و تنگدستی به نحوی مؤثر مبارزه کنند باید آن را بپذیرند (استیگلتر، ۱۳۸۴). علی‌رغم این ادعاهای تک‌سونگر، نظر به شواهد، می‌توان نشان داد که جهانی‌شدن در کنار برخی منافع مشروط، از جهات مختلف می‌تواند به دموکراسی‌سازی آسیب برساند. جهانی‌سازی می‌تواند نیرویی برای مقاصد سودمند باشد. کشورهایی که از

جهانی‌سازی بیشترین سود را بردند، آن‌هایی بودند که تقدیر خود را به‌دست گرفتند و با قبول نقش دولت در توسعه، خود را به این خیال که بازارها خودتنظیم‌شونده هستند و می‌توانند مسائل خود را رفع کنند، دلخوش ساختند. در کنار این، جهانی‌سازی برای میلیون‌ها انسان دیگر، کاری نکرده است بلکه حال و روز بسیاری افراد را که شغل‌شان از دست رفته و زندگی‌شان نامطمئن‌تر شده، خراب کرده است. این افراد، به‌طور روزافزونی خود را در مقابل نیرووهایی که فراتر از قدرت‌شان است، ناتوان حس می‌کنند. این‌ها شاهدند که مردم‌سالاری‌های‌شان تضعیف شده و فرهنگ‌شان دستخوش فرسایش است (استیگلیتز، ۱۳۸۴). در غیاب توسعه‌گرایی دولت و فقدان برنامه‌های کمک به انطباق با تجارت خارجی، جهانی‌سازی به مسائل عدیده‌ای منجر شده است. دنی رودریک، در کتاب ۱۹۹۷ خود، *آیا جهانی‌شدن راه چندان دوری رفته است؟*، درباره اثرات جهانی‌شدن در کشورهای ثروتمند نوشت و به پرسش خود پاسخ داد: «نه، اگر سیاستمداران، بخردانه و با قوه تصور بالا عمل کنند.» در این خصوص، کیس و دیتون توجه می‌دهند که «برای بسیاری آشکار است که تجارت و اتوماسیون، دشمنان کارگران آمریکایی‌اند. سیل کالاها از چین و دیگر کشورهای با دستمزد اندک، به هزینه شغل‌های بسیاری بوده که قبلاً این کالاها را در آمریکا می‌ساختند... اگر تغییر تکنولوژیک و جهانی‌شدن مسئول آسیب رسیدن به طبقه کارگر باشد، بدان خاطر نیست که این چیزی است که تغییر تکنولوژیک و جهانی‌شدن باید انجام دهد بلکه بدین خاطر است که چون سیاست‌گذاری نه‌خردمندانه و نه دارای قوه تصور بالا بوده است. این فقط کارفرمایان و شرکت‌های بزرگ نیستند که در غیاب اتحادیه‌ها، علاقه‌اند کی به حفاظت از کارگران داشته‌اند، که شاید اگر آن‌طور که بسیاری می‌گویند، قرار بود وظیفه اصلی‌شان کسب سود برای سهامداران‌شان باشد، معنی‌دار می‌شد، حکومت‌ها نیز کم‌تر از آنچه می‌توانستند انجام داده‌اند؛ به‌ویژه به شکل‌های حمایت اجتماعی که در یک دموکراسی مستلزم توضیح بسیار بیشتری است» (کیس و دیتون، ۱۴۰۳). فهم اینکه چگونه باور فن‌سالارانه به بازار و جهانی‌سازی بازارمحور صحنه را برای نارضایتی فراهم می‌کند دشوار نیست. یکی از جنبه‌های آن این است که رویکرد فن‌سالارانه به حاکمیت به‌گونه‌ای با بسیاری

از مقوله‌های عمومی برخوردار می‌کند انگار که مسائلی نیازمند تخصص فنی بوده و فراتر از توان شهروندان عادی هستند. همین امر دامنه استدلال دموکراتیک را محدود می‌کند، اصطلاحات گفتمان عمومی را پوچ می‌کند و موجب افزایش احساس ناتوانی می‌شود.

۸) رسانه‌های دیجیتالی نقش علی در اعتراضات عصر اینترنت دارند. به این معنا که قبل از رخداد اعتراضات اصلی و درحالی‌که معترضان خیابانی هنوز در حال شکل‌دهی به خود هستند، این رسانه‌ها زیرساختی فراهم می‌کنند که پیوندهای ارتباطی عمیق و ظرفیت‌های سازمانی در گروه‌های فعالان ایجاد می‌کند. البته کشورهایی که از جامعه مدنی مجهز به داربست دیجیتال محروم‌اند، امکان کمی برای تجربه جنبش‌های مردمی دموکراسی‌خواه دارند (هوارد و حسین^۱، ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲؛ به نقل از کاستلز، ۱۴۰۱). هرچند باید دقت داشت که گرفتار دیدگاه‌های صفر و یک درخصوص فناوری‌های دیجیتال نشویم. چه آن‌هایی که از سرخوشی اولیه از توان بالقوه برقراری دموکراسی از طریق اینترنت و رسانه‌های اجتماعی می‌گویند و چه آن‌هایی که همچون یووال نوح هراری^۲، با عجله به نتایج مخالف می‌رسند که «تکنولوژی طرفدار استبداد است»، در اشتباه هستند. عجم‌اغلو و جانسون تأکید دارند که فناوری طرفدار دموکراسی یا ضد دموکراسی نیست. همچنین نیازی به توسعه فناوری‌های هوش مصنوعی برای توانمندسازی دولت‌ها برای نظارت بر رسانه‌ها، سانسور اطلاعات و سرکوب شهروندان‌شان نبود. همه این‌ها انتخابی در جهت‌گیری سیاست‌های فناوری بود. فناوری دیجیتال که با توجه به ماهیت‌شان تقریباً همه‌کاره هستند، می‌توانست برای افزایش سودمندی ماشین‌ها مورد استفاده قرار گیرند (برای مثال، با ایجاد وظایف جدید کارگران یا پلتفرم‌های جدیدی که قابلیت‌های انسانی را چند برابر می‌کند). این چشم‌انداز و مدل کسب‌وکار شرکت‌های بزرگ فناوری بود که آن را به سمت تمرکز اصلی بر نظارت بر کارگران و نابودی مشاغل از طریق خودکارسازی سوق دادند. همین امر در مورد استفاده از هوش مصنوعی به‌عنوان ابزاری در دست دولت‌های مستبد و

1. Howard, P. & Hussain, M.

2. Yuval Noah Harari

برخی دولت‌های به‌ظاهر دموکراتیک نیز صادق است (عجم‌اغلو و جانسون، ۱۴۰۲).

با لحاظ عوامل ۸ گانه تعیین‌کننده دموکراسی که در قالب نظریه‌ای ترکیبی از دانشمندان این حوزه آوردیم، در ادامه، بعد از بحثی مختصر درباره شوک درمانی، آنچه توجه می‌دهیم پیامدهای اقتصادی برنامه تعدیل ساختاری و تأثیر آن بر عوامل ۸ گانه مؤثر بر ایجاد و استقرار دموکراسی است؛ این که چه‌طور نسخه شوک درمانی زمینه‌ساز تداوم سیاست‌گذاری اقتصادی غیردموکراتیک و دورباطل توسعه‌نیافتگی بوده است و به قول میردال^۱ (۱۴۰۰) بستر ساز «علیت درونی» میان همه وضعیت‌های اجتماعی شده است تا تصمیمات غیردموکراتیک را ضمانت کند و جامعه ایران را به سمت شکنندگی در عرصه‌های اقتصادی، سیاسی و فرهنگی پیش ببرد.

۳-۳. درباره شوک درمانی

شوک درمانی، محور «دکترین گذار در اجماع واشنگتن» بود (استیگلتز، ۱۳۸۴) که توسط مؤسسات برتون وودز^۲ در کشورهای در حال توسعه، اروپای شرقی و مرکزی روسیه تبلیغ شد (هینز^۳، ۱۴۰۱؛ کلاین^۴، ۱۳۹۸). در ظاهر، این یک بسته جامع از سیاست‌ها بود که باید در یک مرحله اجرا می‌شد تا اقتصاد برنامه‌ریزی شده را به یکباره به اقتصاد بازار تبدیل کند (مؤمنی، ۱۳۸۶؛ وبر^۵، ۱۴۰۱). این بسته شامل (۱) آزادسازی همه قیمت‌ها در قالب یک انفجار بزرگ (۲) خصوصی‌سازی (۳) آزادسازی تجارت (۴) تثبیت در قالب سیاست‌های پولی و مالی سخت‌گیرانه (وبر، ۱۴۰۱) (۵) کاهش نقش دولت (۶) کاهش ارزش پول ملی (۷) حذف یارانه‌ها (۸) کاهش کارگران و کارمندان از طریق اخراج‌های داوطلبانه یا اجباری (۹) افزایش نرخ بهره (۱۰) کاهش مؤثر بودجه دولت و اعمال سیاست‌های انقباضی و... (مؤمنی، ۱۳۸۶) بود. یک تحلیل دقیق‌تر نشان می‌دهد که بخشی از این بسته که می‌بایست در یک مرحله انجام می‌شد، قابل تلخیص به ترکیبی از اجزای بندهای (۱) و (۴) است: آزادسازی قیمت‌ها

1. Karl Gunnar Myrdal
2. Bretton-Woods
3. Jeffrey Haynes
4. Naomi Klein
5. Isabella Weber

که با ریاضت سخت‌گیرانه تکمیل می‌شود. آزادسازی قیمت‌ها هم به عنوان شرط خصوصی‌سازی و هم آزادسازی تجاری ظاهر می‌شود و همین انفجار، «شوک» شوک‌درمانی محسوب می‌شود (همان، ۴۸). بدین ترتیب، آنچه که به عنوان یک بسته جامع اصلاحات ارائه شد، به سیاستی تبدیل شد که به شدت تنها به یک جزء اقتصاد بازار متمایل بود یعنی تعیین قیمت در بازار. با این حال، این اریب فقط به دلیل امکان‌پذیری آن نبود. دلیل ریشه‌ای‌تر این تمایل به آزادسازی قیمت در مفهوم نئوکلاسیک از بازار نهفته است. بدین ترتیب که بازار یک مکانیسم قیمتی است که از واقعیات نهادی ناشی می‌شود (چانگ^۱، ۲۰۰۲ و استیگلitzer، ۱۹۹۴ به نقل از وبر، ۱۴۰۱). به طور گسترده‌تر، از نظر نئولیبرال‌هایی چون هایک^۲ و فریدمن^۳، بازار تنها راه سازماندهی عقلایی اقتصاد است و عملکرد آن بستگی به قیمت‌های آزاد دارد (هایک، ۱۴۰۱ و فریدمن، ۱۴۰۱).

با توجه به منطق شوک‌درمانی که برای مثال توسط دیوید لیپتون و جفری ساکس احصاء شده است، آزادسازی همه قیمت‌ها به طور همزمان، قیمت‌های نسبی تحریف‌شده را اصلاح می‌کند. به طور مشابه، در گزارش مشترک اقتصاد اتحاد جماهیر شوروی توسط صندوق بین‌المللی پول، بانک جهانی، سازمان همکاری و توسعه اقتصاد و بانک اروپایی بازسازی و توسعه، تأکید شده است: «برای نیل به یک گذار موفق به اقتصاد بازار، هیچ چیز به اندازه آزادسازی قیمت‌ها برای هدایت تخصیص منابع مهم‌تر نخواهد بود. لغو سریع و جامع کنترل قیمت برای پایان دادن به کمبودها و عدم تعادل‌های کلان اقتصادی که به طور فزاینده‌ای اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد، ضروری است.» چنین آزادسازی قیمت گسترده‌ای باید با یک سیاست تثبیت به منظور کنترل سطح عمومی قیمت ترکیب شود. شوک‌درمان‌گرانی مثل لیپتون و ساکس بر این باور بودند که تا زمانی که اقدامات کلان مکمل به مرحله اجرا درآید، آزادسازی قیمت‌ها «ممکن است منجر به یک جهش در قیمت‌ها اما نه تورم مزمن شود». در دیدگاه این طیف، دلایل واقعی تورم مزمن در اقتصادهای سوسیالیستی دولتی، تقاضای بیش از حد به دلیل کسری بودجه زیاد، «محدودیت بودجه ملایم»، سیاست‌های پولی سهل‌گیرانه و افزایش دستمزد ناشی از سیاست بیکاری صفر شناسایی شد. این مشکلات

1. Ha-Joon Chang
2. Friedrich Hayek
3. Milton Friedman

می‌توانست با میزان شدیدی از ریاضت اقتصادی کلان کاهش یابد زیرا آن‌ها اساساً بیش از آنکه ساختاری باشند، پولی بودند (وبر، ۱۴۰۱).

وبر اشاره می‌کند: «یک جهش در قیمت که در نتیجه آزادسازی قیمت گسترده باشد، از طرف صندوق بین‌المللی پول مورد استقبال قرار گرفت زیرا می‌توانست نقدینگی اضافی را جذب کند و بدین ترتیب، ریاضت اقتصادی را تقویت کند. به عبارت دیگر، افزایش سطح عمومی قیمت، موجب کاهش ارزش پس‌اندازها و در نتیجه کاهش تقاضای اضافی کل مزمن در اقتصادهای سوسیالیستی می‌شد. هزینه محرومیت شهروندان از ثروت اندکی که در دوران سوسیالیسم دولتی اندوخته بودند، به عنوان درد ضروری تلقی می‌شد که باید تحمل شود. در واقع، این سیاست به یک توزیع مجدد تنازلی به نفع خواصی منتهی شد که دارایی‌های غیرپولی داشتند. توزیع مجدد از پایین به بالا، بخشی از شوک درمانی از بدو آغاز آن در اصلاح قیمت و واحد پولی در آلمان غربی پس از جنگ در زمان لودویگ اِرهارد^۱ بوده است. تحمیل روابط بازار بر جامعه در عرض یک شب منوط به تحمیل نابرابری بیشتر بود». ماهیت و ساختار نهادهای اصلی که اقتصاد بازار جدید را تشکیل می‌دادند، چندان مورد توجه شوک‌درمان‌گران قرار نگرفت. بسته پیشنهادی لیپتون و ساکس و بسیاری دیگر، از جمله اقتصاددانان مستقر در دنیای سوسیالیستی ربع پایانی قرن بیستم، اقتصاد بازار را «خلق» نمی‌کرد. به جای آن، امید می‌رفت تا با این بسته اقتصاد دستوری به‌طور خودکار از بین رفته و باعث ایجاد اقتصاد بازار شود. لذا از نظر وبر، «این، نسخه‌ای برای تخریب و نه سازندگی بود. با شوک دادن به اقتصاد برنامه‌ریزی‌شده تا سرحد مرگ، انتظار می‌رفت دست نامرئی عمل کرده و به طریقی تا حدودی معجزه‌آسا، امکان ظهور یک اقتصاد بازار مؤثر را بدهد» (همان).

انفجار بزرگ با وعده نیل به دستاورد در بلندمدت، درد کوتاه‌مدت را تجویز می‌کرد که بلافاصله منافع کارگران و شرکت‌ها و همچنین ادارات دولتی را تحت تأثیر قرار می‌داد. در تجربه شوروی، آزادسازی افراطی قیمت‌ها از لحاظ سیاسی تنها پس از انحلال دولت شوروی امکان‌پذیر شد. در واقع، فروپاشی حکومت تک‌حزبی کمونیستی برای انفجار بزرگ اجتناب‌ناپذیر بود اما انفجار بزرگ در دستیابی گذار مؤثر به اقتصاد بازار ناکام ماند. به جای

1. Ludwig Erhard

یکبار افزایش پیش‌بینی شده در سطح قیمت‌ها، روسیه وارد دوره‌ای طولانی از تورم بسیار بالا شد که همراه با یک کاهش در تولید به واسطه نرخ رشد پایین بود (استیگلیتز، ۱۳۸۴). تقریباً همه کشورهای پس از دوره سوسیالیستی که انواع شوک درمانی را اجرا کرده‌اند رکود عمیق و طولانی را تجربه کردند (رودریک، ۱۳۹۷). فراتر از تخریب اقتصادی که به استناد شاخص‌ها اتفاق افتاد، بسیاری از معیارهای رفاهی مانند دسترسی به آموزش، سلامت عمومی و کاهش فقر نیز سقوط کرد (وبر، ۱۴۰۱). به همین خاطر است که می‌شود گفت، برای ربودن ضروریات یک زندگی آبرومندانه از میلیون‌ها شهروند در قالب سیاست‌های شوک درمانی، راهی مسالمت‌آمیز وجود ندارد و ایدئولوژی نئولیبرالیسم خشونت‌بار است.

۳-۴. شوک درمانی در اقتصاد ایران

مسئله توسعه اقتصادی، سیاسی و اجتماعی، مسئله سیستمی و ساختاری است و راه‌حل‌های سیستمی و ساختاری طلب می‌کند. به عبارت دیگر، در شرایطی که کل ساختار نهادی اعم از سازه‌های ذهنی و نظام قاعده‌گذاری و نظام توزیع منافع بر ضد فعالیت‌های مولد و به طرفداری از فعالیت‌های غیرمولد آرایش یافته است، برخوردهای تک‌ساحتی و تک‌سبب‌بینانه به هیچ وجه قابلیت حل و فصل مشکلات کنونی کشورها را نخواهد داشت. مطالعه مؤمنی (۱۳۸۶، ۱۳۹۴، ۱۳۹۶)، شاکری (۱۳۹۵، ۱۳۹۷) و دیگران درباره مجموعه تلاش‌هایی است که طی سه دهه گذشته در کادر برنامه تعدیل ساختاری و نسخه شوک درمانی در کشورمان صورت گرفته است؛ تلاش‌هایی که نه تنها هیچ‌یک از اهداف مورد انتظار را محقق نکرد بلکه گستره و عمق چالش‌ها و دشواری‌ها و موانع توسعه ملی را در ایران به طرز حیرت‌انگیزی افزایش داد، این مورد را نشان می‌دهد. مهم‌ترین اشکال این برنامه، صرف نظر از نقص‌های عمیق نظری و اجرایی و تناقض‌های درونی بی‌شمار آن، نگاه تک‌ساحتی و تک‌سببی به مسائل پیچیده و چندوجهی توسعه در کشورمان بوده است. همان‌طور که مؤمنی (۱۳۹۶) تأکید می‌کند، شوک درمانگرها از کل وجوه حیات جمعی، منحصرأ بر وجه اقتصادی تمرکز و تأکید داشتند و می‌خواستند در سطح انتزاع‌شده اقتصادی نیز کل گرفتاری‌های ایران را تنها با استفاده از یک ابزار، یعنی از طریق دستکاری قیمت‌های کلیدی حل و فصل کنند. آن گرفتاری‌ها از این نگرش تک‌ساحتی و تک‌سببی برطرف نشد اما انبوهی از بحران‌های اقتصادی-اجتماعی و فاجعه‌های انسانی و زیست‌محیطی تشدید یا

پدیدار شدند. در شرایط کنونی به وضوح مشاهده می‌شود که بیش‌ترین فشارهای اقتصادی بر دوش عامه مردم و تولیدکنندگان مولد قرار دارد و هم‌زمان بیش‌ترین برخورداری‌ها نصیب غیرمولدها و رانتیرها می‌شود. این یکی از رموز جدی استمرار نابرابری، فقر و ناپایداری در ایران است که از جمله پیامدهای اقتصادی سیاست شوک‌درمانی است؛ سیاست کوتاه‌نگرانه و نابرابر سازی که مشخصه آن بی‌تناسبی با شرایط، مسائل و اقتضائات فعلی کشور است.

موضوع نابرابری در ایران را می‌توان از دو جنبه مورد توجه قرار داد که هر دو بر استحکام سرمایه اجتماعی در جامعه تأثیر عمیقی دارند: نخست، وجود نابرابری عینی که امکانات طبقه‌های محروم جامعه را برای مشارکت در روندهای اجتماعی کاهش می‌دهد و دوم، وجود احساس نابرابری که انگیزه آنان را برای مشارکت از بین می‌برد (کاظمی‌پور و گودرزی، ۱۴۰۱). ترکیب دو روند کاهش میزان ثروت کلی جامعه و به‌خصوص افزایش نابرابری در دهه‌های اخیر به معنای آن است که بخش عمده این کاهش ثروت توسط گروه‌های معینی در جامعه تجربه شده است. همین امر موجب می‌شود که فقر و میزان درماندگی شهروندان محروم افزایش یابد (همان).

در همین راستا، مؤمنی انعکاس کوتاه‌نگری در عرصه سیاست‌گذاری اقتصادی، به صورت افراط در آزادسازی واردات، تنزل سهم واردات کالاهای سرمایه‌ای در کنار افزایش چشم‌گیر واردات کالاهای مصرفی و از همه مهم‌تر دل بستن به دستکاری قیمت‌های کلیدی برای حل و فصل تنگنای بودجه‌ای را توجه می‌دهد. برای نمونه، وجه پولی شوک‌درمانی که ناظر بر افزایش چشم‌گیر تقاضا برای پول نسبت به عرضه آن است، نیروی محرکه مهمی در تحمیل رکود تورمی به اقتصاد ملی است. نتیجه چنین کوتاه‌اندیشی این است که هزینه فرصت تولید را افزایش داده و به جای آن، رانت‌جویی و سوداگری را جذاب می‌کند و جذاب شدن سوداگری به نوبه خود، افزایش فساد را در پی دارد و اقتصاد ملی را دچار دور باطل «رکود تورمی» می‌کند. مؤمنی (۱۳۹۴) با برجسته کردن پدیده رکود تورمی، به نظام تصمیم و تخصیص هشدار می‌دهد که هر یک از این دو پدیده مذموم چگونه به تنهایی عامل تداوم توسعه‌نیافتگی و بحران‌های اقتصادی و اجتماعی می‌شوند. وی برای شرایطی که این دو با هم گره بخورند، تعبیر «فلاکت زدگی» را به کار می‌برد. تعبیر فلاکت به معنی خصلت فرارشته‌ای عوارض ایجاد شده و بسیار گسترده‌تر از مشکلات اقتصادی است و این نکته را در دل خود دارد که آثار سوء سازه ذهنی کوتاه‌نگرانه، از قلمرو اقتصاد فراتر می‌رود و

فلاکت‌زدگی را به پدیده‌ای چند وجهی و همه‌جانبه تبدیل می‌کند. روشن است که فلاکت‌زدگی فرهنگی و اجتماعی، اگر از وجه اقتصادی آن پایداری و مخرب‌تر نباشد، از آن کمتر نیست. بنابراین رکود تورمی با گره زدن آثار خود به همه ابعاد زندگی اجتماعی، توسعه‌نیافتگی را بازتولید می‌کند و چرخه فقر و فلاکت را تداوم می‌بخشد. از جنبه بین‌المللی نیز این پدیده، افول توان رقابت اقتصاد ملی را با همه تهدیدهایش برای امنیت ملی به دنبال دارد.

در مورد وجوه دیگر سیاست شوک‌درمانی و این‌که چگونه این سیاست به شکاف طبقاتی و نابرابری‌های ناموجه عمیق انجامیده و از این طریق مانعی برای پذیرش سیاست‌های بازتوزیعی و دموکراتیک شده است، می‌توان استدلال کرد. علی‌رغم این، در یک نگاه کلی، اقتصاد ایران در دهه‌های گذشته با اجرای برنامه تعدیل ساختاری با مشکل عدم تناسب شدید در سطوح خرد و کلان و توسعه مواجه بوده است و به‌ویژه در سال‌های اخیر این وضعیت تشدید شده است. این در حالی است که یکی از شرایط کارکرد خوب بخش‌های اقتصادی از منظر ملاحظات سطح خرد، وجود و تداوم تناسب در میان منظومه قیمت‌های کلیدی در اقتصاد است. اساساً میان قیمت‌های کالاها، نهاده‌ها، خدمات، نرخ‌های بازدهی بخش‌ها و فعالیت‌ها و سهم نسبی و بهره‌مندی عوامل اقتصاد باید تناسب و توازن حاکم باشد. در غیر این صورت بار اقتصاد کج می‌شود و بار کج هم به منزل نمی‌رسد. لذا اگر قیمت‌های یک بخش کلیدی در اقتصاد به‌طور نامتناسب با بخش‌های دیگر پرش و تغییر کنند موجب اختلال کارکرد نیروهای خوداصلاح و تعامل‌های درون‌زا در اقتصاد شده، ابتدا کل اقتصاد را دچار رکود و سپس خود در رکود عمیق‌تر و عدم تعادل شدیدتر فرو می‌رود (شاکری، ۱۳۹۵). نمونه موردی این را می‌شود در بازار مسکن مشاهده کرد. روند تغییر قیمت زمین، مسکن، اجاره‌بها، دستمزد و تورم از سال ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۰، تقریباً یکسان و هماهنگ بوده است. از سال ۱۳۸۰ به بعد، تغییرات آن‌ها نسبت به هم متفاوت شده است. جالب اینجاست که واگرایی و تفاوت از سال ۱۳۸۵ به بعد به شدت افزایش یافته است. شاید بتوان گفت که همراه با ظهور بانک‌ها و مؤسسات مالی خصوصی، روند واگرایی این تغییرات آغاز شد و همراه با گسترش فعالیت‌های آن‌ها، تفاوت تغییرات متغیرهای مذکور با سطح عمومی قیمت‌ها و قدرت خرید مردم به شدت افزایش یافت (شاکری، ۱۳۹۵).

در غیاب تأمین پیش‌نیازها و الزامات مورد نیاز، خصوصی‌سازی بانک‌ها در ایران، در کنار مسائل پیش‌گفته، مشکلات عدیده دیگری را ایجاد کرده است. البته طیف شوک‌درمانگرها تلاش دارند با دادن آدرس‌های غلط، شکست سیاست‌های تعدیل را کتمان یا وضعیت موجود را به عوامل دیگری منتسب کنند و از این طریق در مقابل تغییر جهت‌گیری‌های سیاستی مقاومت نشان دهند.

بعد از یک تلاطم حاد چندماهه در بازار ارز ایران در سال ۱۳۹۶ که نیروی محرکه اضطراب و آشفتگی عمومی و احساس بی‌پناهی و بی‌اطمینانی در حیطه حیات اقتصادی ایرانیان پدید آمد، مطلبی از مسعود نیلی انعکاس عمومی پیدا کرد که وی در آن مطلب، مسئله نقدینگی را به عنوان یک تهدید بسیاری جدی و مهم مطرح کرده و هشدار داده بود که اگر به اعتبار جهش‌های چند برابری قیمت‌ها به خصوص در زمینه مایحتاج گروه‌های متوسط و محروم، حقوق‌بگیران سابق تحریک شوند به اینکه بخواهند متناسب با قدرت خرید از دست رفته خودشان در معرض مطالبه ترمیم دستمزد قرار گیرند، این کشور را در معرض خطر ماریپچ تورمی قرار می‌دهد. برداشت عباس شاکری از سخنان مسعود نیلی در آن مقطع تاریخی خاص این بود که گویی همه رانت‌ها و اضافه ثروت‌هایی که این آشفتگی برای گروه منافع خاص فراهم کرده‌اند مباح تلقی شده و اکنون فقط کسانی که هیچ پناهی جز دستمزد برای اداره معیشت خود ندارند در معرض این نصیحت قرار می‌گیرند که نکند شما بخواهید بخشی از قدرت خرید از دست رفته خود را مطالبه کنید. بر این اساس شاکری (۱۳۹۷) مقاله‌ای تحت عنوان «آدرس‌های غلط و مسئولیت‌گریزی‌های رندانه، نگاهی به شوک‌درمانی در بحران‌سازی نقدینگی» نوشت و تأکید داشت، اینکه مسئله رشد غیرمتعارف نقدینگی در ایران یک مسئله جدی و مهمی هست حرفی است که هیچ اقتصادخوانده‌ای نمی‌تواند آن را رد کند. اما اینکه عامل اصلی جهش‌های بی‌سابقه نقدینگی در اقتصاد ایران در طی سه دهه گذشته چه بوده، مسئله بسیار حیاتی است. در مسیر توضیح دادن عامل‌های اصلی و تعیین‌کننده رشد نقدینگی، شاکری پنج مسئله را برجسته کرد که هیچ عاملی به اندازه وارد شدن شوک‌های بزرگ و کوچک به قیمت ارز در جهش نقدینگی در دوره بعد از جنگ در ایران نقش نداشته است. محور دیگری که وی توضیح داده بود این بود که در مرتبه بعدی در کنار همه عوامل سنتی شکل‌دهنده به تحولات نقدینگی در ایران، آنچه عارض شده و در گذشته وجود نداشته، مسئله راه افتادن بانک‌های خصوصی در کشور بوده

است. وی بدون اینکه هیچ یک از عوامل سنتی مؤثر بر نقدینگی را نفی و انکار کند و بدون اینکه اهمیت نقدینگی غیرمتعارف را هم انکار کند گفته است که در شکل‌گیری پدیده نقدینگی افسارگسیخته سه دهه گذشته، این دو عامل نقش بسیار تعیین‌کننده‌ای داشته‌اند.^۱

مورد دیگر این که، در برنامه سوم توسعه تحت عنوان تأکید بر تشویق صادرات و به بهانه ناموفق بودن حمایت‌ها، واردات را آزاد کردیم و تقریباً مرزهای تجارت خارجی را رها کردیم به طوری که در دولت نهم، دهم و نیز در دولت تدبیر و امید، حوزه واردات به حوزه تاخت و تاز دست‌های منفعت‌طلب و انحصار تجاری عوامل سودجو و قاچاق‌به‌ویژه سازمان‌یافته تبدیل شد و در صنایع سرمایه‌ای و واسطه‌ای هم همچنان وابسته ماندیم. برای نمونه، تنها در دوره ۱۳۸۸-۱۳۹۷، ۱۸۰ میلیارد دلار قاچاق رسمی به شکل کم‌اظهاری، بیش‌اظهاری و بداظهاری صورت گرفت. طی گزارش‌های متعددی که در مورد مسئله قاچاق رسمی صورت گرفت، بالاخره در تاریخ ۱۳۹۹/۲/۲۳ کمیسیون اقتصادی مجلس با تأیید آن، گزارش هیأت تحقیق و تفحص درباره «ناکارآمدی» دولت در مقابله با قاچاق کالا و ارز را به قوه قضاییه ارسال کرد. اگر فردریک لیست^۲ (۱۳۸۷) در کتاب «نظام طبیعی اقتصاد سیاسی؛ اقتصاد ملی و اقتصاد جهانی، تجانس و تعارض‌ها»، اشاره می‌کند که تجار حق ندارند مزایای ویژه‌ای را طلب کنند که به کشاورزی یا صنعت کشور آسیبی برساند به همین خاطر است. شاکری (۱۳۹۵)، چانگک (۱۳۹۸)، استیگلitz و چارلتون^۳ (۱۳۸۷) و گریفین^۴ (۱۳۸۴) خیر مطلق دانستن آزادی تجارت را امری نامعقول می‌دانند چنان‌که گویی تجارت عاملی مستقل در فرآیند اقتصادی است. در حقیقت تجارت چیزی نیست مگر پیوند میان نیروهای تولیدی گوناگون و تنها در شرایط خاص به ارتقای اقتصاد ملی کمک می‌کند.

۱. شاکری و باقرپور اسکویی (۱۴۰۲) با بررسی رابطه علی میان تورم و نقدینگی و رابطه میان تورم و نرخ ارز برای فاصله سال‌های ۱۳۶۱ تا ۱۳۹۹ نشان داده‌اند که: نقدینگی در بلندمدت بر نرخ تورم تأثیرگذار نیست و علیت معکوس (علیت از تورم به نقدینگی) وجود دارد و این نتیجه مؤید تأیید درون‌زایی نقدینگی در بلندمدت در اقتصاد ایران است. همچنین تکانه‌های رشد نرخ ارز (طرف عرضه اقتصاد) بر تورم مؤثر است به گونه‌ای که نرخ ارز در هر دو فرکانس کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر معناداری بر تورم داشته است.

2. Friedrich List
3. Stiglitz and Charlton
4. Keith Griffin

در مواجهه با نابرابری‌های ناموجه منبعث از شوک‌درمانی اقتصادی در ایران، مردم وقتی اعتراض می‌کنند و به پا می‌خیزند، می‌گویند «یک جای کار غلط است» و خواهان تغییر هستند. یک درک عمومی وجود دارد که به دلایل متعدد نظام اقتصادی و سیاسی با شکست مواجه شده و این دو نظام از بنیاد غیرمنصفانه هستند. در بین نیروهای حاکم بر بازی، سیاست‌ها بازار را شکل داده‌اند و به گونه‌ای آن را شکل داده‌اند که به نفع گروه‌های طبقه بالا به هزینه مردم است. در طرف دیگر این جنگ عقاید، بر سر اینکه چه نوع جامعه و سیاستی برای اکثریت شهروندان بهترین است، شاهد تلاش‌هایی جهت متقاعد کردن افراد به چیزی هستیم که برای یکی دو درصد طبقه بالا خوب است. مثلاً نرخ‌های مالیات کم‌تر عایدی سرمایه، کاهش کسری بودجه و کاهش اندازه دولت. استیگلیز (۱۳۹۵) غیرتصادفی بودن این مسئله را نشان داده است که چه‌طور اقتصاد کلان و سیاست‌های پولی رایج امروزی منشأ خود را از آثار اقتصاددان بانفوذ مکتب شیکاگو میلتون فریدمن^۱، مدافع برجسته به اصطلاح اقتصاد بازار آزاد گرفته است. وی با برجسته کردن این موضوع که دیدگاه فریدمن در مورد بازار آزاد بیش‌تر بر ایمان ایدئولوژیک استوار است تا تحلیل‌های اقتصادی، پیامدهای خشونت‌زای اندیشه فریدمن را در تجربه‌هایی که مطالعه کرده نشان می‌دهد.

برای اکثریت مردم، دستمزدها مهم‌ترین منبع درآمدی است. سیاست‌های پولی و اقتصاد کلان در چارچوب تعدیل ساختاری و شوک‌درمانی که منجر به نرخ بیکاری بالاتر و دستمزدهای کم‌تر برای شهروندان معمولی و انباشت ثروت و سرمایه برای اغنیا شده است مهم‌ترین عامل نابرابری در جامعه امروزی هستند. به‌رغم این، طیف مدافع این سیاست‌ها، از تغییر افکار خود اکراه داشته‌اند. آن‌ها ادعا می‌کنند که نظریه درست است فقط نقص‌های اندکی در اجرا وجود داشت اما در حقیقت، الگوهای اقتصاد کلان و سیاست‌های پولی متعارف، توجه بسیار اندکی به موضوع نابرابری و عواقب سیاست‌ها بر توزیع داشته‌اند. این سیاست‌ها که براساس الگوهای معیوب طراحی شده، هر دو به پیدایش بحران کمک کرده و ناکارآمدی خود را در مقابله با آن به اثبات رسانیده‌اند. مطالعات زیادی نشان می‌دهد که جهت‌گیری سیاست‌های اقتصادی در ایجاد سطح بالایی از نابرابری مشارکت داشته است. همان‌طور که در ادامه خواهیم دید، هرچه شدت این نابرابری‌های ناموجه اقتصادی در ایران

1. Milton Friedman

بیشتر شده، ذی‌نفعان و رانتهای و ربوی‌ها در مقابل تغییر رویکرد سیاست‌گذاری و امتحان گزینه‌های بدیل ایستاده و مانع قاعده‌گذاری به نفع عموم شده‌اند.

۴. تطبیق یافته‌های نظری با شرایط اقتصاد ایران

در بخش مبانی نظری مقاله حاضر، عوامل ۸ گانه تعیین‌کننده دموکراسی در نظریه‌های عجم‌اغلو و جانسون (۱۴۰۲)، کاستلز (۱۴۰۱)، استیگلیتز (۱۳۹۵)، اولسون (۱۴۰۲) و رابرت دال (۱۳۹۹) را بسط دادیم تا از طریق آن در بخش حاضر، مسئله اتخاذ مکرر سیاست‌های نافرجام و لذا غیردموکراتیک برنامه تعدیل ساختاری را با توجه به پیامدهای اقتصادی در ایران تجزیه و تحلیل کنیم. عوامل ۸ گانه مزبور عبارت بودند از: جامعه مدنی، تکانه‌ها و بحران‌ها، منابع درآمد و ترکیب ثروت، نهادهای سیاسی، نابرابری بین گروه‌ها، طبقه متوسط، جهانی شدن و اینترنت.

۴-۱. وضعیت نهادهای مدنی ایران در دوران تعدیل ساختاری

در سطح نظری گفته می‌شود که در درون سازمان‌ها، دانش‌های پراکنده هویت جمعی پیدا می‌کند و انسان‌ها قادر به یادگیری همکاری و تقسیم کار می‌شوند و به همین خاطر است که معجزه تقسیم کار مهمترین نیروی محرکه توسعه طی بالغ بر ۲۵۰ سال گذشته به حساب می‌آید. هر جامعه‌ای که توسعه می‌خواهد باید سازمان‌یابی مردم را در تمام حوزه‌های حیات جمعی تسهیل کند و اگر جامعه‌ای از سازمان‌یابی مردم در هراس باشد نمی‌توان آن جامعه را توسعه‌خواه ارزیابی کرد. از این نظر است که ظرفیت‌های سازمانی به‌عنوان مهمترین تنگنای توسعه قلمداد می‌شود. در غیاب سازمان‌یابی مردم، هر دوی مردم و حکومت ضرر می‌کند و اختلال‌های جدی در توسعه پدیدار می‌شود. این مورد با تعبیر قرآنی هم که داریم سازگار است، آنجا که تعبیر قرآنی یکی از نشانه‌های فرعونیت را شعبه شعبه کردن مردم، تجزیه مردم و اجازه سازمان ندادن به آن‌ها ذکر می‌کند.

در این خصوص مؤمنی توجه می‌دهد، اولاً ظرفیت‌های سازمانی به‌صورت ذره‌ذره انباشته می‌شود بنابراین راهی برای میانبر زدن وجود ندارد و باید تمرین مستمر در این زمینه وجود داشته باشد. ثانیاً ظرفیت‌های سازمانی وارد کردنی هم نیستند بلکه با تمرین مداوم انباشته می‌شوند. به این ترتیب فقط جوامعی که اجازه سازمان‌یابی و تشکل به شهروندان‌شان می‌دهند

امکان توسعه می‌یابند و دیگران به همان اندازه که محدودیت ایجاد می‌کنند سیستم را به اضمحلال و فروپاشی سوق می‌دهند (مؤمنی، ۱۳۹۶).

نظام‌های سیاسی مشارکتی، راهبردهای خلاقانه‌ای برای ایجاد نهادهای بومی و توانمند کردن حکومت‌ها می‌توانند داشته باشند. آن‌ها سازمان‌دهی اجتماعی، ساختار مشارکت، نمایندگی و ائتلاف کارا را تشویق می‌کنند. دلیل موفقیت اقتصادی این ساختارهای سیاسی، تشویق مشارکت، مذاکره و سازش است. ساختار نهادهای مشارکتی، توانایی فرادستان در اتخاذ سیاست‌هایی که سبب ایجاد رانت برای آن‌ها می‌شود را محدود می‌کند. این در حالی است که اتخاذ سیاست‌های فن‌سالار تعدیل ساختاری و شوک‌درمانی که از منظر مبانی فکری-فلسفی، فردگرایی روش‌شناختی و نگاه کوتاه‌مدت دارد، زمینه‌ساز رانت بسیار برای فرادستان بوده و ظرفیت گفتمان عمومی را از بین می‌برد. متأسفانه، در سایه اتخاذ سیاست ترجمه‌ای تعدیل ساختاری و آزمون و خطای مکرر و نافرجام آن، بسترهای منتفع شدن گروه‌های منافع خاص به هزینه عموم تا به امروز فراهم بوده و این مسئله، هزینه‌های دموکراتیک کردن تصمیمات اقتصادی را برای فرادستان بالا برده و هزینه‌های مخالفت با آن را کاهش داده است.

در اهمیت سازمان‌یابی جامعه مدنی لازم به تأکید است که، حضور گروه‌های اجتماعی سازمان‌یافته که از تحول بهره می‌برند چشم‌انداز ثبات یک دولت دیوان‌سالار و تحول‌گرا را تقویت می‌کنند و دیوان‌سالاری کارآمد هم باعث می‌شود تا زمینه تبدیل کنش‌گران اجتماعی به گروه‌های اجتماعی سازمان‌یافته تقویت شود. عکس این موضوع هم درست است یعنی در جامعه‌ای که زیر سیطره شبکه‌ای سست از پیوند قدرتمندان محلی قرار دارد و گروه‌های ذی‌نفوذ به وضعیت موجود دلبسته‌اند بقای دستگاه دولتی یکپارچه و پیوسته دشوارتر می‌شود و نبود دستگاه دولتی یکپارچه سبب می‌شود که سازمان‌یابی جامعه مدنی و فرارفتن از شبکه سست پیوند، وفاداری‌های محلی نامحتمل شود (اوانز، ۱۳۸۲). از این منظر وقتی اقتصاد ایران را در دوران تعدیل ساختاری ملاحظه می‌کنیم متوجه می‌شویم که گروه‌های منافع خاص باید بر دولت نفوذ و سیطره داشته باشند که بتوانند یک سیاست مکرر شکست‌خورده را در راستای منافع خود برای سیاست‌گذاری تحمیل کرده و برای جامعه هزینه بتراشند.

نتیجه این که، انباشت ثروت و دارایی و شکاف طبقاتی از محل این سیاست‌ها، از یک‌طرف، ذی‌نفعان را در مقابل تصمیمات دموکراتیک و ساختارمند شدن جامعه قرار می‌دهد و از طرف دیگر به دولت هشدار می‌دهد که ساختارمند کردن جامعه مدنی برای مقابله با زیاده‌خواهان گزینه انتخاب دلبخواهی نیست بلکه بایسته است. دلیلش این است که در غیاب گذار از وضعیت موجود، قدرت ابتکار دولت در برخورد با خطر انقلاب از بین می‌رود.

۴-۲. تکانه‌ها و بحران‌های ایران دوران تعدیل ساختاری

در مطالعه جرد دایموند^۱ (۱۴۰۱) با عنوان «آشوب، نقاط عطف برای کشورهای بحران‌زده» که در مورد تجربه کشورهای فنلاند، ژاپن، شیلی، اندونزی، آلمان، استرالیا و ایالات متحده است، به سؤال «آیا کشورها به آشوب حادث ناشی از بحران نیاز دارند تا به اجرای تغییرات عمده، تحریک شوند یا نه؟» پاسخ مثبتی داده شده است.

در مورد اقتصاد ایران و آشوب‌های اجتماعی و سیاسی برآمده از اتخاذ سیاست‌های شوک‌درمانی (که از اوایل دهه ۱۳۷۰ تاکنون در شش-هفت مرحله اتفاق افتاده است و هر چه به حال نزدیک شده‌ایم این آشوب‌ها و اعتراضات هم به لحاظ کمی و هم کیفی گسترده و عمق بیش‌تری یافته است) می‌توان چنین اذعان داشت که، یا شدت آشوب‌ها در ایران در آن حد و شدتی نبوده است که مطالعه تجربی دایموند از کشورهای مذکور در قالب «آشوب حادث»^۲ نشان می‌دهد یا این‌که- نظر به تکرار آزمون و خطاهای گذشته- فرادستان در ایران ظرفیت لازم برای درس گرفتن از تجربه‌ها را به‌نحوی نداشته‌اند که بر انطباق‌کاری آن‌ها در شرایط روبه‌رو شدن با احتمال انقلاب بیافزاید و این همان موردی است که باربارا تاکنمن^۳ در کتاب تاریخ بی‌خردی (۱۴۰۲) تحت عنوان اصرار به «کژاندیشی» و کج‌گزینی حکومت‌ها در طول تاریخ بحث می‌کند و نشان می‌دهد که پیروی حکومت‌ها از سیاست‌های مغایر با منافع مردم و کشور خود، راهی به سوی سوء مدیریت و انحطاط است. به هر حال، اینکه یک بحران، آشوب و اعتراض اجتماعی بتواند زمینه‌های تغییر جهت‌گیری اقتصادی را باعث شود منوط است به:

-
1. Jared Diamond
 2. Acute Chaos
 3. Barbara W. Tuchman

- اجماع ملی درباره در بحران قرار گرفتن کشور
 - پذیرش مسئولیت ملی برای اقدام کردن
 - حصارسازی برای تعیین حدود و ثغور آن دسته از مشکلات ملی که باید رفع شوند
 - دریافت کمک مادی و مالی (غیرمشروط) از سایر کشورها
 - توسل به سایر کشورها به عنوان الگو برای چگونگی حل کردن مشکلات (غیرترجمه‌ای و فعال)
 - هویت ملی
 - خودسنجی ملی صادقانه
 - تجربه تاریخی درباره بحران‌های ملی پیشین
 - پرداختن به ناکامی ملی
 - انعطاف‌پذیری ملی ویژه برای هر موقعیت
 - ارزش‌های اساسی ملی
 - رهایی از قیود جغرافیایی-سیاسی.
- با توجه به شرایط خاص و شکنندگی جامعه ایران، امید است که اجماع ملی به‌ویژه در جمع حکومت‌گران در مورد شرایط بحرانی فعلی و تسریع در اقدامات سازنده باشد.

۴-۳. ترکیب ثروت و منابع درآمدی غالب در دوران تعدیل

صنعتی‌سازی و فناوری کردن تولید، زمینه‌ساز ایجاد و تحکیم تصمیمات اقتصادی دموکراتیک است. گندی رشد تولید صنعتی فناورانه در ایران به نبود فضای کسب و کار، رواج فعالیت‌های نامولد، بی‌ثباتی قیمت‌های کلیدی، ضعف تحقیق و توسعه، رانت‌جویی عوامل اقتصادی، وجود انحصارات ناکارآمد در اقتصاد، عدم توازن میان بخش‌های اقتصادی و سازگاری ارگانیک میان زیرمجموعه‌های صنعت، رواج فساد و قاچاق، واردات بی‌رویه رقیب تولید داخل، هزینه فرصت بالای سرمایه‌گذاری ساخت صنعتی، مشوق‌های سرمایه‌گذاری سوداگرانه در زمین و مسکن و بعضاً طلا و ارز به عنوان رقیب سرمایه‌گذاری صنعتی، عدم توجه بر جنبه‌های نرم‌افزاری و نهادی تولید صنعتی و تأکید یک‌سویه بر جنبه‌های سخت‌افزاری آن، ضعف حقوق مالکیت، نبود نظام پولی و مالی شفاف و مشوق صنعت، نظام مالیاتی تبعیض‌آمیز و بر ضد تعمیق تولید صنعتی فناورانه، وجود اطلاعات نامتقارن و

ناطمینانی برای بخش تولید صنعتی، بی‌ثباتی متغیرهای قیمتی مشوق سوداگری و مضمحل‌کننده تولید، عدم رسوخ دانش و نوآوری و روش‌های تولید صنعتی، ضعف نگرش‌ها و سازه‌های ذهنی سوداگر در بین مسئولان و مردم و... قابل انتساب است و اتخاذ برنامه تعدیل ساختاری در چارچوب نظم اجتماعی دسترسی محدود بر شدت این مسائل افزوده است.

با توجه به وضعیت صنعت ساخت ایران در دوران تعدیل ساختاری، می‌توان اذعان داشت که غالب منابع درآمدی فرادستان نه از محل تولید صنعتی فناور بلکه بیش‌تر از محل فعالیت‌های سوداگرانه، غیرمولد، رانتی و ربوی بوده است. لذا هزینه‌های دموکراتیک کردن تصمیمات اقتصادی که بر فعالیت‌های رانتی و نامولد محدودیت ایجاد کند و صنعت ساخت فناورانه را شکل دهد، برای فرادستان بالا ارزیابی می‌شود و مقابله با دموکراتیک کردن تصمیمات اقتصادی، برای حفظ وضعیت موجود، محتمل می‌نماید.

مغایر با نظریه سیستم قیمت‌ها، در مقام پیشنهاد، اقدامات پیشینی صنعتی شدن و توسعه فنون جدید را در چارچوب مواردی همچون افزایش هزینه‌های مفت‌خوارگی، برخورد نظام‌وار با فساد، رانت، ربا، دلالی در بخش‌های شهری و روستایی و نیز در برخورد با فعالیت‌های سوداگرانه بانکی، تجارت پول، خرید و فروش زمین و مسکن و مستغلات و... پیشنهاد می‌کنیم که البته با بسط نظم دسترسی به تصمیم و تخصیص منابع، محتمل و مؤثرتر می‌شود.

۴-۴. وضعیت نهادهای سیاسی در ایران دوره تعدیل ساختاری

رویکرد سیاست‌های شوک‌درمانی، رویکردی از بالا به پایین است که به‌شدت به تخصیص برخی تکنوکرات‌های داخلی و مشاوران خارجی متکی است درحالی‌که رویکرد دانش‌بومی رویکردی از پایین به بالاست و بر سازوکارهایی جهت استخراج و تجمیع اطلاعات بومی متکی است. نهادهای سیاسی مشارکتی قابل‌اتکاترین نوع این سازوکارها هستند. در حقیقت می‌توان نهادهای سیاسی مشارکتی را به‌عنوان فرانهادهایی در نظر گرفت که دانش بومی را استخراج و تجمیع کرده و به برقراری نهادهای بهتر کمک می‌کنند. رودریک (۱۳۹۷) توجه داده است، هیچ چیز نمی‌تواند مانع استفاده رژیم‌های اقتدارگرا از دانش بومی شود اما مسئله این است که هیچ چیز نمی‌تواند این دولت‌ها را مجبور به انجام چنین کاری بکند.

نظر به تداوم جهت‌گیری سیاست‌های اقتصادی در چارچوب برنامه شکست‌خوردهٔ تعدیل ساختاری از اواخر دهه ۱۳۶۰ تا به امروز و زمینه‌های فساد که این سیاست فراهم می‌کند^۱، رانتی که برای صاحبان دارایی و زر و زور ایجاد می‌کند و نیز تورم و فقر و فلاکتی که برای گروه‌های فرودستان تحمیل می‌کند، نفوذ گروه منافع خاص در دولت و جهت‌دهی به سیاست‌ها قابل استدلال است. بخش نامولد و رانت‌خوار منتفع از وضع موجود، به همراه اقتصاددانان نئوکلاسیک وطنی که وظیفه بزک‌زدن علمی به برنامه‌ها، سیاست‌ها و پروژه‌های مطلوب آن‌ها را دارند و همراهی مسئولانی از دولت که به خواست و اراده شوم دو گروه قبلی وجهه قانونی می‌بخشند، چنان شکافی را از منظر پول و زر و زور در جامعه باعث شده است که ایجاد و تحکیم دموکراسی را برای فرادستان پرهزینه کرده است. این فرادستان یا خودشان در قدرت سیاسی هستند یا خواست و اراده آن‌ها ترتیب اثر داده می‌شود. پیامد تداوم چنین وضعی در شرایط عدم انعطاف فرادستان، یا سرکوب بیش‌تر فرودستان است یا انقلاب. نگاه فرادستان از بلندای تاریخ و دوراندیشی آن‌ها، شاید بتواند از طریق تغییر جهت‌گیری سیاستی، بسترهای برد-برد برای هر دوی فرادستان و فرودستان تدارک ببیند.

۵-۴. نابرابری‌های بین گروهی در ایران

یک ادعای متعارف در مورد جوامع متکثر این است که تکثرگرایی این جوامع مانع بازتوزیع وسیع درآمد می‌شود و دولت رفاه کوچک‌تری ایجاد می‌شود زیرا شکاف‌های اجتماعی مختلف مانع از شکل‌گیری ائتلاف در جهت بازتوزیع می‌شوند. اگر این گونه باشد، آن‌گاه باید وجود دموکراسی مستحکم در این جوامع محتمل‌تر باشد زیرا فرادستان دلیلی برای ترس از حاکمیت اکثریت جامعه نخواهند داشت.

اما ظاهراً مسئله در مورد جامعه ایران فرق می‌کند. دمیدن بر طبل اختلافات قومی و انشقاق و از هم گسستگی جمعیت ایران، زمینه‌های همکاری اجتماعی را مختل کرده و بستری برای فرصت‌طلبی‌های روزافزون و انباشت ثروت و قدرت در دست گروه منافع خاص ایجاد کرده

۱. سیاست تعدیل ساختاری، سیاستی با رویکرد فردگرایی روش‌شناختی و مونواکونومیک است و در سطح تحلیل‌های خرد استدلال شده و تجویز می‌شود. نکته این‌جاست که در غیاب ملاحظات سطح توسعه اقتصادی، سیاستگذاری خردبنیاد به مسائل عدیده‌ای چون فساد و رانت‌جویی و حذف گروه‌های توسعه‌خواه راه می‌گشاید و اساساً علت بسط و گسترش نظریات توسعه، قائق آمدن بر همین معضلاتی بود که رویکرد خردبنیاد بانی آن بوده است.

است و لذا تغییر وضعیت موجود را برای این گروه پرهزینه کرده است. به علاوه، انشقاق قومی در ایران سبب انحراف منابع از فعالیتهای مولد و کارا شده و به دلیل ایجاد نااطمینانی به ویژه در فضای برخی از استان‌ها، از انجام سرمایه‌گذاری‌ها و فعالیتهای مانع می‌شود. به همین دلایل، استقرار نهادهای دموکراتیک مدیریت نزاع در سطح ملی، هزینه توزیعی بالایی برای منتفعان از وضع نابسامان موجود خواهد داشت و به مثابه مانع در برابر دموکراسی‌سازی عمل می‌کند.^۱

۶-۴. طبقه متوسط ایران در دوران تعدیل ساختاری

سیاست‌های شوک‌درمانی، سیاست‌های تورم‌زا است. در یک سیستم اقتصادی ناکارا، تورم به موتور محرکه اقتصاد تبدیل می‌شود اما مالیات تورمی بدترین و مخرب‌ترین نوع مالیات است که به جای صاحبان ثروت‌ها و درآمدهای بالا، طبقات فقیر و متوسط را هدف می‌گیرد و طبقه متوسط را ضعیف و کوچک می‌کند. مالیات تورمی به جای کمک به تعادل و اصلاح توزیع درآمدها و ثروت، شکاف بین فقرا و ثروتمندان را بیشتر می‌کند.

برای نمونه، دلاریزه کردن اقتصاد ایران و روند مستمر و بی‌قاعده افزایش قیمت دلار، به معنی گرانی سرسام‌آور و اخذ مالیات تورمی از مردم است.^۲ تفاوت «مالیات عادی» با «مالیات

۱. در این خصوص، می‌توان به مصاحبه‌های فعالان اقتصادی برخی استان‌ها رجوع کرد که به خاطر نگاه‌های تبعیض‌آمیز، فضای سرمایه‌گذاری مساعد در آن استان‌ها فراهم نیست یا با هزینه‌های بیشتری همراه است. برای مثال جلسه فعالان اقتصادی استان اردبیل با رئیس وقت قوه قضاییه، ابراهیم رئیسی و طرح مسائلی از این دست با ایشان قابل رجوع است. همچنین مباحث برخی کارشناسان و شهروندان استان‌های مرکزی ایران که در انتخابات ریاست جمهوری سال ۱۴۰۳ حضور مسعود پزشکیان در مقام نامزدی ریاست جمهوری را معادل حضور نیروهای پانترکیسم و قوم‌گرا و تجزیه‌طلب معرفی می‌کردند و با برخی استدلال‌ها در مقابل وی مقاومت نشان می‌دادند. همچنین طرح‌های انتقال آب از جنوب کشور به استان‌های مرکزی در کنار بی‌تفاوتی نسبی خیلی از کارشناسان به خشکی دریاچه ارومیه (که متأثر از استقرار خیل صنایع تخریب‌کننده محیط‌زیست مثل فولاد و پتروشیمی است) به این سازه‌های ذهنی دامن می‌زند.

۲. یکی از مشکلات اساسی سیاست‌های ارزی در اقتصاد ایران، تأثیر مستقیم آن بر نرخ تورم است. سیاست‌های ارزی اغلب بدون توجه به تأثیرات آن‌ها بر سطح عمومی قیمت‌ها اتخاذ می‌شوند. در گزارش‌های اقتصادی ۱۳۷۲ آمده است که افزایش نرخ ارز به‌طور مستقیم به افزایش شاخص هزینه‌های مصرفی دولت منجر شده که همین مسئله موجب تشدید تورم و فشار اقتصادی بر اقشار کم‌درآمد گردیده است. در اوایل دهه ۱۳۷۰ سیاست افزایش نرخ ارز به دلیل کاهش درآمدهای نفتی و تلاش دولت برای جبران کسری بودجه اجرا شد. این سیاست‌ها هرچند به‌طور موقت ←

تورمی» در این است که مالیات‌های عادی از صاحبان ثروت و درآمدهای بالا اخذ می‌شود اما مالیات تورمی از طبقات متوسط و فقیر گرفته می‌شود و طبقه متوسط را نابود می‌کند. براساس محاسبات احسان سلطانی بر مبنای داده‌های لایحه بودجه ۱۳۹۹ و داده‌های سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، نسبت مالیات املاک و ثروت به درآمد اقتصادی در ایران کمتر از یک‌بیستم کشورهایی مانند انگلستان، فرانسه، کانادا، کره جنوبی و آمریکا و کمتر از یک‌دهم کشورهایی مانند ایتالیا، ژاپن، سوئیس، برزیل و سنگاپور است.

نظر به اینکه هدف اصلی دولت از شوک ارزی اخذ مالیات نامرئی تورمی از عامه مردم و به‌ویژه طبقه متوسط بوده است بنابراین ترمیم و اصلاح حقوق و دستمزدها هم فاصله زیادی با افزایش هزینه‌های زندگی داشته است.

با توجه به این که در منازعه بین فرادستان و شهروندان عادی جامعه، مهم‌ترین کارکرد طبقه متوسط، نقش آن به عنوان حائل و ضربه‌گیر است به نحوی که طبقه متوسط بزرگ و مرفه با محدود کردن دامنه تغییرات سیاست‌ها که در اثر دموکراسی ممکن است به‌وجود آید، مثل یک حائل و ضربه‌گیر عمل کرده و دموکراسی‌سازی را ممکن می‌کند. از دست رفتن

➔ درآمدهای ریالی دولت را افزایش داد اما به زودی موجب تورم گسترده و فشار اقتصادی بر جامعه شد و به آشوب‌های شهری دامن زد. گزارش‌های رسمی این دوره نشان می‌دهد که هزینه‌های دولت بیش از سه برابر افزایش یافت. در دوره سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۷ بانک مرکزی با هدف تثبیت نرخ ارز بخش عظیمی از منابع ارزی کشور را به بازار عرضه کرد. این سیاست‌ها منجر به هدررفت منابع ارزی شد و در عین حال توانست از افزایش نرخ ارز جلوگیری کند. به گفته گزارش‌های رسمی، بیش از ۳۰۰ میلیارد دلار از ذخایر کشور در طول دو دهه گذشته برای کنترل نرخ ارز هزینه شده است اما نتیجه آن چیزی جز افزایش وابستگی به واردات و کاهش توانایی تولید داخلی نیست. همچنین در گزارش‌های سال ۱۳۹۷ اشاره شده که افزایش نرخ ارز در این دوره موجب افزایش قیمت کالاهای اساسی و وابسته به واردات شد که نتیجه آن فشار سنگین بر طبقات پایین جامعه بود. در دهه ۱۳۸۰، بانک مرکزی به جای تخصیص ارز به تولیدکنندگان و صنایع، بخش قابل توجهی از منابع ارزی کشور را به کالاهای لوکس و غیرضروری اختصاص داد. این سیاست‌ها نه تنها به تضعیف تولید داخلی بلکه به نابرابری اقتصادی و اجتماعی دامن زد. گزارش‌های اقتصادی ۱۳۹۳ نشان دادند که بسیاری از واحدهای تولیدی به دلیل کمبود مواد اولیه و نوسانات ارزی با مشکل مواجه شده و حتی برخی از آن‌ها مجبور به تعطیلی شدند. این وضعیت به‌ویژه در مورد صنایع کوچک و متوسط، بحرانی بوده و به افزایش بیکاری و کاهش اشتغال منجر شده است (مؤمنی، در دست انتشار). درخصوص بندهای دیگر سیاست‌های تعدیل اقتصادی هم اوضاع با فراز و نشیبی جزئی همین‌طور بوده است.

طبقه متوسط بزرگ در ایران که در سایه اتخاذ سیاست‌های تعدیل و شوک‌درمانی حادث شده است، زمینه‌های اتخاذ تصمیمات اقتصادی دموکراتیک را کاهش می‌دهد.

۷-۴. جهانی شدن

کیفیت جهانی شدن و تجارت خارجی هر اقتصاد بر سرنوشت رشد، توسعه و رفاه آن اقتصاد بسیار تأثیرگذار است. مطالعات نشان می‌دهد، آنچه ما در شرایط کنونی با آن مواجهیم صادرات منابع طبیعی، مواد اولیه و کالاهای با ارزش افزوده پایین و واردات کالاهای اساسی، مواد اولیه، کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای است که یک رابطه نامتوازن و نامتعادل تجاری را برای ما رقم زده است. عدم شفافیت، ترجیح منافع شخصی (حتی از طریق نامشروع) بر منافع ملی و تخلف و فساد هم به این عدم توازن و واگرایی دامن زده است. این نوع جهانی شدن، هزینه‌های دموکراسی را برای ذی‌نفعان وضع موجود زیاد کرده و مانعی برای تصمیم‌سازی دموکراتیک است که در سایه آن بتوانیم صنعت ساخت فناوری و رقابت‌مند را در عرصه بین‌المللی شکل دهیم. شاید گفته شود که چنین وضعیتی در غیاب سیاست‌های شوک‌درمانی زمینه بروز دارد. مقاله حاضر چنین مسئله‌ای را منکر نمی‌شود اما بر این تأکید می‌کند که سیاست‌های شوک‌درمانی بر عمق و طول و عرض این وضعیت افزوده است.

مورد دیگری که باید تأکید شود این است که، چون مروجان بین‌المللی و مجریان سیاست‌های شوک‌درمانی در داخل و خارج از کشور، مقاومت مردم در برابر این سیاست‌ها را عادی قلمداد کرده و مهر تأیید گذاشته‌اند لذا برخورد حکومت‌ها با اعتراضات مردمی را هم به صورت ضمنی پذیرفته‌اند. این مسئله باعث می‌شود که در نگاه سازمان‌های بین‌المللی، برخورد حکومت‌ها با معترضان تا حدودی عادی جلوه دهد و مانعی بر سر راه ایجاد و استقرار تصمیمات دموکراتیک باشد.

برای ارتقای صادرات فناوری و دستیابی به یک رابطه متوازن تجاری که مشوق تصمیمات دموکراتیک نیز باشد پیشنهاد می‌شود: (۱) تقویت بنیه تولید داخل (۲) استقرار سازمان کار و تولید براساس روش‌های علمی و ارتقای رقابت‌پذیری فنی، مدیریتی و قیمتی (۳) محدود کردن بخش‌های نامولد و مزاحم (۴) مهار کردن بی‌ثباتی و نوسان قیمت‌های کلیدی و انتظارات تورمی، برای روشن شدن چشم‌انداز فعالیت‌های تولیدی توسعه‌گرا (۵) اتخاذ سیاست‌هایی برای واردات مکمل اقتصاد ملی در حوزه‌های فن‌آور (۶) مسدود و محدود

کردن زمینه‌های قاچاق گسترده رسمی و غیررسمی (۷) در دسترس قرار دادن مواد اولیه، کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای مورد نیاز تولیدکنندگان با کم‌ترین هزینه با تأکید بر جایگزینی این واردات با تولیدات داخلی با کیفیت (۸) برنامه‌ریزی کارشناسی شده برای تقلیل واردات رقیب تولیدات داخلی و (۹) مهار کردن فساد، عدم شفافیت، قاچاق در حوزه تجارت خارجی.

تحت چنین شرایطی می‌توان امید داشت که جهانی شدن زمینه ایجاد و تحکیم سیاست‌گذاری‌های اقتصادی دموکراتیک را برای ما به ارمغان بیاورد و البته تمام این‌ها منوط به گذار تدریجی به نظم دسترسی باز در تصمیم و تخصیص منابع است.

۸-۴. اینترنت

با مفروض گرفتن یافته‌های بالا، یعنی شکاف بیشتر بین فرادستان و فرودستان و حذف طبقه متوسط که هزینه دموکراسی‌سازی را برای فرادستان بالا برده و تمایل آن‌ها را برای این امر کم‌تر می‌کند، می‌شود اذعان داشت که معترضان با بحث و فراخوان در اینترنت کار را آغاز می‌کنند و از امکانات اینترنت برای عیان کردن ترجیحات نهان پیشین خود استفاده می‌کنند. از آنجا که آشکار کردن ترجیحات حالت ویروسی به خود می‌گیرد و صداقت تشویق می‌شود، تهدید به انقلاب بیش‌تر می‌شود.

مورد دیگر این است که برای جامعه مدنی مجهز به داربست اینترنت، امکان رساندن «صدا» و دموکراسی‌سازی و تحکیم آن وجود دارد اما اگر چنانچه جامعه مدنی از دسترسی به داربست دیجیتال محروم شود، دموکراسی‌سازی در جامعه با مشکل برخورد می‌کند و از یک طرف انباشت مسائل و لاینحل شدن آن‌ها، زمینه‌ساز انقلاب خواهد بود و از طرف دیگر از امکان تجهیز معترضان کاسته می‌شود؛ برآیند این دو می‌تواند پیامد را مشخص کند.

با توجه به مطالب پیش گفته، روشن می‌شود که بنا به شرایط خاص اقتصاد و جامعه ایران، برخی از عوامل ۸گانه تعیین‌کننده دموکراسی به نحوی متفاوت از دیگر جوامع در جریان بوده است. برای مثال، با توجه به غلبه مناسبات رانتی، ربوی، دلالی و خام‌فروشی در اقتصاد ایران، جهانی‌سازی برای ما در جهت معکوس جوامعی که زمینه‌ساز تعمیق صنعت ساخت مولد در آن‌ها بوده است اثرگذار شده و به عبارتی جهانی‌سازی در شرایط خاص ایران بر تعمیق مناسبات غیردموکراتیک افزوده است. این در حالی است که در نمونه‌های موردی

مورد تأکید عجم‌اغلو و دیگران، شاید جهانی‌سازی بر ایجاد و استقرار مناسبات دموکراتیک قویاً مؤثر بوده باشد.

۵. خلاصه و پیشنهادات

در چارچوب این مقاله، با استفاده از مدل نظری ترکیبی برگرفته از نظریات عجم‌اغلو، رابینسون، جانسون، دال، استیگلتز، اولسون، دیتون و کاستلز، عوامل ۸گانه مؤثر بر ایجاد و استقرار تصمیمات دموکراتیک را برجسته کرده و به صورت تطبیقی آن عوامل را در ارتباط با سیاست‌های شوک‌درمانی اقتصاد ایران مطالعه کردیم. با توجه به مختصات و موقعیت خاص اقتصاد ایران، یافته‌های مطالعه نشان می‌دهد که اولاً عوامل ۸گانه در پاره‌ای از موارد، تأثیرات متفاوتی در ایران در مقایسه با اقتصادهای دیگر داشته است و ثانیاً شوک‌درمانی به نحوی با عوامل تعیین‌کننده دموکراسی در تعامل بوده است که ایجاد و استقرار مناسبات دموکراتیک را مشکل ساخته و خطرات ناآرامی‌های اجتماعی و سیاسی را بالا برده است. از مطالب پیش گفته می‌توان موارد زیر را خلاصه و پیشنهاد کرد:

۱) در غیردموکراسی‌ها، فرادستان قدرت سیاسی قانونی دارند و اگر محدود نشوند، عموماً سیاست‌هایی پیشه خواهند کرد که بیشتر ترجیح می‌دهند مثلاً سیاست مالیات اندک و عدم بازتوزیع منابع به نفع فقرا را انتخاب خواهند کرد. اما غیردموکراسی‌ها گاه به دست شهروندانی که موقتاً به قدرت سیاسی عملی دست می‌یابند و تهدید به انقلاب می‌کنند به چالش کشیده می‌شوند. نکته مهم این است که این قدرت سیاسی گذرا است، آن‌ها این قدرت را امروز در اختیار دارند اما بعید است که فردا نیز آن را در اختیار داشته باشند. آن‌ها می‌توانند این قدرت را برای انقلاب کردن و تغییر نظام به سمتی که منافع‌شان اقتضا می‌کند به کار گیرند و زیان بزرگی به فرادستان و همچنین خسارت‌های جنبی و غیرمستقیم قابل توجه و زیان‌های اجتماعی وارد آورند. فرادستان می‌خواهند مانع بروز این برآیند شوند و می‌توانند با ارائه تعهدات معتبر مبنی بر اتخاذ سیاست‌های مطلوب اکثریت جامعه در آینده، از این امر ممانعت به عمل آورند. اما وعده‌های مبتنی بر اتخاذ چنین سیاست‌هایی در چارچوب نظام سیاسی موجود معمولاً غیرمعتبر است. برای این که این وعده‌ها معتبر

شود، باید قدرت سیاسی رسمی را به اکثریت واگذار کنند و این همان کاری است که دموکراسی انجام می‌دهد.

(۲) همان‌طور که مورخان اقتصادی و نهادگرایان تاریخی مثل نورث، وینگاست، والیس تأکید می‌کنند، جوامعی که قوانین رسمی جامعه دیگر را می‌پذیرند، نسبت به کشور اول، مشخصه عملکردی بسیار متفاوتی خواهند داشت زیرا هنجارهای غیررسمی و مشخصه‌های تقویت‌کننده در جوامع مختلف متفاوت هستند. این موضوع بدان معنی است که انتقال سیاست‌ها، برنامه‌ها و نهادهای اقتصادی و سیاسی رسمی اقتصاد بازار موفق غربی به جهان سوم شرط کافی برای عملکرد خوب اقتصادی نیست. شوک درمانی، اکسیری برای حل مشکل عملکرد ضعیف اقتصادی ایران نیست. اقتصاد ایران به طراحی یک نظام سیاست صنعتی با لحاظ شرایط بومی، با لحاظ ترتیب و توالی‌ها، با دقت در اقتضائات، با مسئله‌محوری از شرایط بومی، با تأمین پیش‌نیازها و... نیاز دارد.

(۳) از آنجا که سازمان‌ها موجودیت خود را به ماتریس نهادی می‌بندند، گروه‌های ذی‌نفع پیشرویی خواهند بود که جاودانگی آن ساختار نهادی را بیمه می‌کنند از این‌رو وابستگی به مسیر را هم بیمه می‌سازند. نوعاً در نتیجه نارضایتی از عملکرد سازمان‌های موجود و تحت شرایطی که تناقض بنیادی میان سازمان‌های مسلط بر تغییر نهادی درون چارچوب نهادی موجود امکان تعدیل نداشته باشد، انقلاب‌ها به‌وقوع می‌پیوندند (نورث، ۱۹۹۲). اگر استفاده از تجربه‌ها و خردمندی در کار باشد، به نفع فرادستان نیست که در چارچوب نگاه کوتاه‌نگرانه، قوانین را آن‌قدر ناخوشایند وضع کنند و ساختار نهادی سازمان‌ها را آن‌قدر خشک و غیرمنعطف سازند که قدرت ابتکار آن‌ها در شرایط تهدید به انقلاب از میان برود. اقتصاد ایران در قالب نسخه شوک درمانی، در بیش از سه دهه گذشته، زمینه تغییرات دائمی را به‌نحوی باعث شده است که بر ناسازگاری و شکاف بین انتظارات از حکومت و تجربه از عملکرد آن انباشته است و پیامد بنیادین این شکاف بر رفاه فرودستان، آن‌ها (فرودستان) را به تغییر ایدئولوژی نسبت به عادلانه بودن نظام هدایت کرده است. چنانچه حکومت بخواهد از خروج فرودستان از ایدئولوژی غالب نظام مانع شود باید به تغییر جهت‌گیری‌های سیاستی به‌ویژه در عرصه اقتصاد تمکین کند.

همان‌طور که نورث تأکید دارد، ایدئولوژی‌های موفق آن‌هایی هستند که با تغییر شرایط خارجی، بتوانند وفاداری گروه‌های جدید را به دست آورند و یا وفاداری گروه‌های پیشین را حفظ کنند. این که حکومت بعد از اقدامات موفق دهه اول انقلاب، با بازگشت پذیری به مناسبات قبل از انقلاب، متحدین استراتژیک خود را به جای عامه مردم و تولیدکنندگان مولد، از بین دلالتان، رباخواران و فرصت طلب‌ها انتخاب کند، نشان از عدم انطباق کارا و انعطاف ناپذیری با اقتضائات زمانه دارد و خود را به سمت شکنندگی پیش می‌برد.

۴) وضعیت موجود اقتصاد و جامعه ایران را که در بخش یافته‌های تحقیق برای ۸ عامل تعیین کننده دموکراسی ترسیم گردید نمی‌توان صرفاً به حکومت منتسب کرد. مردم هم به سهم خود در بروز شرایط موجود اثرگذار بوده‌اند. لذا برای بهبود وضعیت و ظهور و استقرار تصمیم‌سازی‌های دموکراتیک، هر دوی حکومت و جامعه باید قوی شوند. به حکومت قوی - در چارچوب آنچه که پیتر اوانز (۱۳۸۲) آن را «خودگردانی متکی به جامعه» یا عجم‌اغلو و رایینسون (۱۳۹۹) آن را «لویاتان مقید» می‌نامد - نیاز است تا فرصت‌طلبی و خشونت را مهار کند، قوانین را به اجرا بگذارد و به ارائه خدمات عمومی بپردازد؛ خدماتی که برای زندگی مردم، برای دست‌زدن به گزینش و دنبال کردن انتخاب‌هایشان تعیین کننده‌اند. به جامعه قوی بسیج شده نیز نیاز داریم تا حکومت قوی را مقید سازد و در بند بکشد چون بدون جامعه هوشیار، قوانین اساسی و میثاق‌ها ارزشی بیشتر از تکه کاغذی که بر روی آن نوشته شده‌اند ندارند. توازن بین مردم و حکومت، محصول نه یک لحظه انقلابی، بلکه میوه مبارزه‌ای دائمی و هر روزه میان حکومت و مردم به حساب می‌آید. این مبارزه منافع به بار می‌آورد. همان‌طور که عجم‌اغلو و رایینسون (۱۳۹۹) تأکید دارند، از منظر این نگاه، دغدغه فردریش فون هایک، مبنی بر اینکه افزایش قدرت حکومت، جامعه را بی‌خاصیت می‌کند و راه را بر استبداد هموار می‌نماید اشتباهی بود که دو جنبه داشت: اول اینکه هایک قدرت گرفتن جامعه و آنچه به اصطلاح قدرت ملکه سرخ نامیده می‌شود که می‌تواند لویاتان مقید را در «دالتان آزادی» نگاه دارد، پیش‌بینی نکرد و دوم اینکه نتوانست آن چیزی را که اینک مشهود است ببیند: نیاز

به حکومت برای ایفای نقش بازتوزیعی، ایجاد تور ایمنی اجتماعی و مقررات‌گذاری در اقتصادهایی که هر روز پیچیده‌تر می‌شوند.

(۵) تحت حاکمیت تصمیم‌سازی‌های استبدادی در حوزه اقتصاد، ایجاد و تداوم رشد سخت است. وقتی گروهی بر بقیه جامعه مسلط می‌شود، فرصت‌ها در اختیار همگان قرار نمی‌گیرد و در یک جامعه محروم از آزادی مدارای چندانی برای طی مسیرهای متفاوت و انجام آزمایش‌های مختلف وجود ندارد. پس، برای برون‌رفت از مشکلات موجود اقتصاد ایران، ما به مجموعه متنوعی از نهادها و سازمان‌ها نیاز داریم به نحوی که بتوان سیاست‌های بدیل را هم تجربه کرد نه اینکه در بیش از سه دهه گذشته تنها به یک جهت‌گیری اقتصادی علی‌رغم شکست‌های مداوم آن چسبید. ما نیازمند ابزارهای کارآمد برای حذف راه‌حل‌های ناموفق هستیم و این مهم به همراهی هر دوی حکومت و مردم قوی نیازمند است.

(۶) برای پیگیری اهداف اصلاحی، صرف اتکا بر سیاست مالیاتی و بازتوزیعی خطاست بلکه بهتر است در بازار نیروی کار نهادهایی طراحی شود که اقتصاد را به صورت مستقیم به سمت توزیع برابر و تسهیم‌شده درآمدهای ناشی از رشد ببرد؛ نهادهایی از قبیل فرصت‌های بهتر برای ورود کارگران به توافقی‌نامه‌های دسته‌جمعی، قوانین حداقل دستمزد و دیگر سیاست‌ها. چنین خط‌مشی‌هایی بار حکومت را سبک می‌کنند (لذا مهارش را آسان می‌سازند) و به ائتلاف وسیع‌تر به نفع حفظ این برنامه‌ها یاری می‌رسانند.

(۷) در جبهه سیاست نیز کاهش اعانات بر کارزارها و محدود کردن لابی‌گری، افزودن بر استقلال خدمات کشوری و جلوگیری از تسخیر سیاسی حکومت و افزایش بسیج عمومی جامعه لازم است.

در یک کلام تحقق موارد پیش گفته، مقید به برنامه‌ریزی سنجیده برای گذار به نظم دسترسی باز و رهایی از نفوذ گروه منافع خاص در دولت است؛ برنامه‌ریزی سنجیده به این معنی که با درک از منطق دولت طبیعی همراه باشد و گذار به نحوی کم‌خشونت صورت گیرد. از جمله لوازم گذار (به غیر از موارد پیش گفته) عبارتند از: اذعان به قرار داشتن در بحران،

پذیرفتن مسئولیت، اجتناب از قربانی‌نمایی، ترحم به نفس و مقصر دانستن دیگران، خودسنجی صادقانه، حصارسازی و شروع تغییر گزینشی، و صبر در برابر ناکامی‌های ملی.^۱

باید توجه داشت که مشکلات ملی با نخستین تلاش به راه‌حل‌های سریع یا به توفیق تضمین شده نمی‌رسند. بحران‌های ملی، پیچیده و مستلزم آزمودن سلسله‌ای از راه‌حل‌های مختلف هستند تا بالأخره راه‌حلی که کارگر است، شناخته شود. پس رفع این بحران‌ها مستلزم صبر، تحمل سرخوردگی و تحمل ابهام و ناکامی است. به این ترتیب اگر تصمیم‌های ملی حتی توسط یک خودکامه محض اتخاذ شوند، رسیدن به نتیجه، مستلزم صبر است. با این حال اکثر تصمیم‌های ملی شامل گفتگو بین گروه‌هایی با علایق یا منافع متفاوت است و به این ترتیب رفع بحران‌های ملی به صبر بیشتری نیاز دارد. علی‌رغم تجربه سرخوردگی، باید از افتادن به دام اقدام سریع و نابخرد خوداری کرد، صبور بود و این کلید توفیق نهایی است. در چارچوب نظری دیگر، نظام سیاسی دموکراتیک در گرو «آمیزش تناقض‌های آشکار» است. از سویی، شهروندان باید دیدگاه خود را به گونه‌ای بیان کنند که نخبگان سیاسی از آنچه می‌خواهند آگاه شوند و در قبال آنچه می‌خواهند پاسخگو باشند اما از دیگر سو، باید دست این نخبگان باز گذاشته شود تا تصمیم‌گیری کنند. بنابراین شهروند باید به نوبت تعیین‌کننده و سپس تمکین‌کننده باشد (هیرشمن، ۱۳۸۲).

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد

ORCID

Yavar Ahmadpour Torkamani
Parviz Mohammadzadeh



<https://orcid.org/0009-0005-9262-6418>
<https://orcid.org/0000-0002-1154-7576>

منابع

استیکلیتز، جوزف و چارلتون، هنری. (۱۳۸۷). *تجارت منصفانه برای همه*. ترجمه مسعود کرباسیان. چاپ اول. تهران: چشمه.

۱. برای بحث مفصل در این خصوص، به کتاب «آشوب» نوشته جرد دایموند (۱۴۰۱) رجوع شود.

استیگلیتز، جوزف و کارلا، هاف. (۱۳۸۲). نظریه اقتصادی مدرن و توسعه، در مجموعه مقالات پیشگامان توسعه، گردآوری و تدوین جرالدمیر و جوزف استیگلیتز. ترجمه غلامرضا آزاد (ارمکی). چاپ اول. تهران: نی.

استیگلیتز، جوزف. (۱۳۸۴). جهانی سازی و مسائل آن. ترجمه حسن گلریز. چاپ سوم. تهران: نی.
استیگلیتز، جوزف. (۱۳۹۵). بهای نابرابری: جامعه دوقطبی و نابرابر چگونه آینده ما را به خطر می افکند؟. ترجمه محمدرضا فرزین و یکتا اشرفی. چاپ اول. تهران: دانشگاه علامه طباطبائی.
استیگلیتز، جوزف. (۱۳۹۵). درس های بحران شمال اقیانوس اطلس برای نظریه و سیاست اقتصادی، مجموعه مقالات در کتاب آنچه اقتصاد از بحران آموخت. ترجمه احسان خاندوزی و علیرضا اشرفی احمدآباد. چاپ اول. تهران: امام صادق (ع).

اوانز، پیترو. (۱۳۸۲). توسعه یا چپاول، نقش دولت در تحول صنعتی. ترجمه عباس زندباف و عباس مخبر. چاپ دوم. تهران: طرح نو.

اولسون، منسور. (۱۳۸۸). استبداد، مردم سالاری و توسعه، مجموعه مقالات کتاب دولت، فساد و فرصت - های اجتماعی. ترجمه حسین راغفر. چاپ دوم. تهران: نقش ونگار.

اولسون، منسور. (۱۴۰۲). فراز و فرود ملت ها. ترجمه محمد فاضلی و جعفر خیرخواهان. چاپ اول. تهران: روزنه.

تاکمن، باربارا. (۱۴۰۲). تاریخ بی خردی. ترجمه حسن کامشاد. چاپ هفدهم. تهران: کارنامه.
دال، رابرت. (۱۳۹۹). درباره دموکراسی. ترجمه حسن فشارکی. چاپ اول. تهران: شیرازه.
دایموند، جرد. (۱۴۰۱). آشوب: نقاط عطف برای کشورهای بحران زده. ترجمه اصلاان قودجانی. چاپ چهارم. تهران: طرح نو.

رودریک، دنی. (۱۳۹۷). یک علم اقتصاد، تجویزهای بسیار. ترجمه هادی ورتایان کاشانی. چاپ اول، تهران: معاونت امور اقتصادی وزارت امور اقتصاد و دارایی.

سندل، مایکل. (۱۴۰۳). استبداد شایسته سالاری. ترجمه صبا نوروزی. چاپ ششم. تهران: کتاب پارسه.
شاکری، عباس و باقرپور اسکویی، الناز. (۱۴۰۲). بررسی ماهیت تورم در اقتصاد ایران: رویکرد همدوسی موجهی. پژوهش های اقتصادی ایران، ۲۸ (۹۴)، ۴۷-۷۹.

شاکری، عباس. (۱۳۹۵). مقدمه ای بر اقتصاد ایران. چاپ اول. تهران: رافع.
شاکری، عباس. (۱۳۹۷). آدرس های غلط و مسئولیت گریزی های رندانه، نگاهی به شوک درمانی در بحران سازی نقدینگی.

عجم اغلو، دارون و رایینسون، جیمز. (۱۳۹۹). باریک راه آزادی. ترجمه سیدعلیرضا بهشتی و جعفر خیرخواهان. چاپ سوم. تهران: روزنه.

- عجم‌اغلو، دارون و جانسون، سایمون. (۱۴۰۲). قدرت و پیشرفت. ترجمه میرجواد سیدحسینی. چاپ دوم. تهران: پارسه.
- عجم‌اغلو، دارون و راینسون، جیمز. (۱۳۹۸). ریشه‌های اقتصادی دیکتاتوری و دموکراسی. ترجمه جعفر خیرخواهان و علی سرزعی. چاپ چهارم. تهران: کویر.
- فریدمن، میلتون. (۱۴۰۱). سرمایه‌داری و آزادی. ترجمه غلامرضا رشیدی. چاپ هشتم. تهران: نی.
- کاستلز، مانوئل. (۱۴۰۱). شبکه‌های خشم و امید: جنبش‌های اجتماعی در عصر اینترنت. ترجمه مجتبی قلی‌پور. چاپ هشتم. تهران: مرکز.
- کاظمی‌پور، عبدالمحمد و گودرزی، محسن. (۱۴۰۱). چه شد؟ داستان افول اجتماع در ایران. چاپ اول. تهران: اگر.
- کلاین، نائومی. (۱۳۹۸). دکترین شوکت: ظهور سرمایه‌داری فاجعه‌محور. ترجمه مهرداد شهابی و میرمحمود نبوی. چاپ چهارم. تهران: اختران.
- کوران، تیمور. (۱۳۹۹). حقایق نهان، دروغ‌های عیان: پیامدهای اجتماعی تحریف ترجیح. ترجمه سیدحامد بهشتی. چاپ اول. تهران: روزنه.
- کیس، آنه و دیتون، آنگس. (۱۴۰۳). مرگ‌های از سرنامیدی و آینده سرمایه‌داری. ترجمه فریا مؤمنی و فرشاد مؤمنی. چاپ اول. تهران: نهاد گرا.
- گریفین، کیت. (۱۳۸۴). راهبردهای توسعه اقتصادی. ترجمه حسین راغفر و محمدحسین هاشمی. چاپ سو. تهران: نی.
- لیست، فردریک. (۱۳۸۷). نظام طبیعی اقتصاد سیاسی، اقتصاد ملی و اقتصاد جهانی، تعانس و تعارض‌ها. ترجمه ناصر معتمدی. تهران: شرکت سهامی انتشار.
- مؤمنی، فرشاد. (۱۳۸۶). اقتصاد ایران در دوران تعدیل ساختاری. چاپ اول. تهران: نقش‌ونگار.
- مؤمنی، فرشاد. (۱۳۹۴). اقتصاد سیاسی توسعه در ایران امروز. چاپ اول. تهران: نقش‌ونگار.
- مؤمنی، فرشاد. (۱۳۹۶). عدالت اجتماعی، آزادی و توسعه در ایران امروز. چاپ اول. تهران: نقش‌ونگار.
- مؤمنی، فرشاد. (۱۳۹۶). متن پیاده‌شده از سخنرانی در جمع انجمن اسلامی دانشگاه تهران.
- میردال، گونار. (۱۴۰۰). توسعه چیست؟ مجموعه مقالات کتاب تصور عصر پساتوسعه. ترجمه محمد ملاعباسی. چاپ سوم. تهران: ترجمان.
- نورث، داگلاس. (۱۳۷۹). ساختار و دگرگونی در تاریخ اقتصادی. ترجمه غلامرضا آزاد ارمکی. چاپ اول. تهران: نی.
- نورث، داگلاس. (۱۳۸۵). نهادها تغییرات نهادی و عملکرد اقتصادی. ترجمه محمدرضا معینی. تهران، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور.

- نورث، داگلاس. (۱۳۹۷). *فهم فرایند تحول اقتصادی*. ترجمه سعید مهاجرانی و زهرا فرضی‌زاده. چاپ دوم. تهران: نهاد گرا.
- وبر، ایزابلا. (۱۴۰۱). *چین چگونه از شوک درمانی گریخت*. ترجمه فرزانه چهاربند. چاپ اول. تهران: نهاد گرا.
- هابز، توماس. (۱۴۰۱). *لویاتان*. ترجمه حسین بشیریه. تهران: نی.
- هایک، فردریک. (۱۴۰۱). *راه بردگی*. ترجمه فریدون تفضلی و حمید پاداش. چاپ پنجم. تهران: نگاه معاصر.
- هیرشمن، آلبرت. (۱۳۸۲). *خروج، اعتراض و وفاداری*. ترجمه محمد مالجو. چاپ اول. تهران: شیرازه.
- هینز، جفری. (۱۴۰۱). *مطالعات توسعه*. ترجمه رضا شیرازی و جواد قبادی. چاپ سوم. تهران: آگه.

References

- Colander, D. (2001). *The lost art of economics*, in David Colander, The lost art of economics: Essays on economics and economics profession cheltenham and northampton: Edward Elgar, 19-26.
- Elliott, J.E. (1978). Institutionalism as an approach to political economy. *Journal of Economic Issues*, 1(1), 91-114.
- Evans, P. (2004). Development as institutional change: The Pitfalls of monocropping and the potentials of deliberation. 38(4), Dec.
- North, D.C. (1992). *The new institutional economics and development*, Washington University.
- North, D.C., Wallis, J.J. & Weingast, B.R. (2006). A conceptual framework for interpreting recorded human history. December, NBER, Working Paper Series, No. 12795.
- Rodrik, D. (2006). Good bye Washington consensus, hello Washington confusion? A review of the world bank's economic growth in the 1990's": Learning from a decade of reform. *Journal of Economic Literature*, vol. XLIV(December), 973-987.
- Streeten, P. (2000). What's wrong with contemporary economics? available at www.vazolini.org/b/seminariousp2000/paulstreeten.pdf.

استناد به این مقاله: احمدپور ترکمانی، یاور و محمدزاده، پرویز. (۱۴۰۴). ریشه‌های اقتصادی سیاست‌گذاری غیردموکراتیک، نمونه بررسی: سیاست شوک‌درمانی و برنامه تعدیل ساختاری در اقتصاد ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۰ (۱۰۲)، ۱۱۲-۱۶۵.



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

The Role of Technological Innovation, Financial Market Risk, and Institutional Quality in Shaping the Impact of Natural Resource Revenues on Financial Development

Mahdieh Rezagholizadeh* 

Associate Professor of Financial Economics, Faculty of Economics and Administrative Science, University of Mazandaran, Babolsar, Iran

Hossein Jafari 

Ph.D. Candidate in Financial Economics, Faculty of Economics and Administrative Science, University of Mazandaran, Babolsar, Iran

Narges Kafi 

Ph.D. Candidate in Development Economics, Faculty of Economics and Administrative Science, University of Mazandaran, Babolsar, Iran

Abstract

The resource curse hypothesis, as an important area of research, addresses the complex relationship between natural resource revenues and financial development. The impact of natural resource revenues on the financial development of any country can be influenced by factors such as technological innovation, financial market risk, and institutional quality. It is believed that these factors can influence whether natural resources act as a blessing or a curse. In this line, the present study examined the impact of natural resource revenues on financial development, the development of financial institutions, and the development of financial markets. Applying the fully modified ordinary least squares (FMOLS) model to data from 2000 to 2021, the analysis focused on the role of technological innovation, financial risk, and institutional quality in a selected group of developing countries with rich natural resources. According to the findings, natural resource revenues contribute to the development of financial markets, with technological innovation and institutional quality enhancing this

* Corresponding Author: m.gholizadeh@umz.ac.ir

How to Cite: Rezagholizadeh, M., Jafari, H. & Kafi, N. (2025). The Role of Technological Innovation, Financial Market Risk, and Institutional Quality in Shaping the Impact of Natural Resource Revenues on Financial Development. *Iranian Journal of Economic Research*, 30(102), 166-208.

positive effect, while financial market risk diminishes it. The findings showed that although the resource curse hypothesis is supported regarding the impact of natural resource revenues on overall financial development and the development of financial institutions, technological innovation and institutional quality mitigate this negative effect, thereby undermining the resource curse hypothesis. However, financial market risk intensifies the resource curse hypothesis.

1. Introduction

Natural resources serve as a foundation for a country's economic growth and development. The countries endowed with natural resources should leverage them to achieve sustainable economic growth. In other words, natural resources are viewed as a driving force for transforming developing and emerging economies into developed ones. Many economists support the idea that economic development significantly depends on resource abundance. However, a growing body of empirical evidence suggests that countries rich in natural resources often experience lower economic growth compared to those without such resources. This paradoxical relationship between resource abundance and slower economic progress was first introduced by Auty (2002) as the resource curse hypothesis. Despite numerous studies on natural resource wealth, a definitive answer has yet to be found regarding whether natural resources are ultimately a blessing or a curse. In the literature on the resource curse, the impact of natural resource revenues on financial development remains particularly complex. Researchers highlight several key factors—such as technological innovation (TIN), financial market risk (FMR), and institutional quality (IQ)—as critical in determining whether natural resources are a blessing or a curse. The present study aimed to examine the impact of natural resource revenues on financial development.

2. Materials and Methods

This study aimed to examine the impact of natural resource revenues on financial development, with a particular focus on testing the resource curse hypothesis. A fully modified ordinary least squares (FMOLS) model was applied to analyze the data from 2000 to 2021. The analysis focused on a group of resource-rich developing countries, including Iran, Russia, Saudi Arabia, China, Brazil, Argentina, Mexico, Chile, the Democratic Republic of the Congo, the Republic of the Congo, Nigeria, Egypt, India, Indonesia, Malaysia, Qatar, and Vietnam. The modeling approach is based on three key factors—technological innovation, financial market risk, and institutional quality—that may influence the relationship between natural resource revenues and financial

development. These variables were incorporated into the model through interaction terms. This allows for an assessment of how each variable shapes the relationship between natural resource revenues and financial development. Based on the proposed theoretical framework and previous research, the general form of the panel data model used in this study is as follows:

$$FD_{it} = \alpha_i + \beta_1 NRR_{it} + \beta_2 TIN_{it} + \beta_3 FMR_{it} + \beta_4 IQ_{it} + \beta_5 GDP_{it} + \beta_6 NRR_{it} * TIN_{it} + \beta_7 NRR_{it} * FMR_{it} + \beta_8 NRR_{it} * IQ_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$FI_{it} = \alpha_i + \beta_1 NRR_{it} + \beta_2 TIN_{it} + \beta_3 FMR_{it} + \beta_4 IQ_{it} + \beta_5 GDP_{it} + \beta_6 NRR_{it} * TIN_{it} + \beta_7 NRR_{it} * FMR_{it} + \beta_8 NRR_{it} * IQ_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$FM_{it} = \alpha_i + \beta_1 NRR_{it} + \beta_2 TIN_{it} + \beta_3 FMR_{it} + \beta_4 IQ_{it} + \beta_5 GDP_{it} + \beta_6 NRR_{it} * TIN_{it} + \beta_7 NRR_{it} * FMR_{it} + \beta_8 NRR_{it} * IQ_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Moreover, three financial development indicators were considered as dependent variables across Models (1) to (3). In Model (1), the dependent variable *FD* represents the overall financial development index; in Model (2), *FI* denotes the financial institutions development index; and in Model (3), *FM* stands for the financial markets development index. Other variables were defined as follows: *NRR* for natural resource revenues, *TIN* for technological innovation, *FMR* for financial market risk, *IQ* for institutional quality, and *GDP* for gross domestic product.

3. Results and Discussion

The results of the FMOLS model estimation indicated that natural resource revenues had a negative impact on overall financial development and the development of financial institutions in a selection of resource-rich developing countries, thereby confirming the resource curse hypothesis in these two areas. However, natural resource revenues positively influenced the development of financial markets. Furthermore, the FMOLS estimates for the technological innovation showed a positive relationship with all three indicators: financial development, financial institution development, and financial market development. This suggests that technological innovation can help reduce production costs and increase production efficiency through improved natural resource management. As a result, it enhances the profitability of manufacturing firms and the financial sustainability of businesses, thus facilitating economic and financial development. Regarding financial market risk, the FMOLS model showed a negative relationship with all three dimensions of financial development. This

indicates that components of financial market risk-such as external debt, exchange rate volatility, debt service, capital account, and international liquidity-create economic uncertainty, which discourages investment and participation in financial markets. Consequently, this weakens overall financial development, financial institutions, and financial markets. Finally, institutional quality was found to have a positive effect on financial development and financial markets, but a negative effect on the development of financial institutions. This may be explained by the idea that the stronger rule of law is likely to enhance the efficiency of natural resource management within an economy.

4. Conclusion

In sum, a lack of technological innovation, high financial risk, and weak institutional quality-along with factors such as policy imbalances and low levels of human development-contribute to the occurrence of the resource curse hypothesis in resource-rich countries.

Keywords: Financial Development, Natural Resource Revenues, Technological Innovation, Financial Market Risk, Institutional Quality

JEL Classification: C58, G00, Q34



نقش پیشرفت تکنولوژی، ریسک بازارهای مالی و کیفیت نهادی در تأثیرگذاری درآمدهای منابع طبیعی بر توسعه مالی

مهديه رضاقلی‌زاده ^{ID} * دانشیار اقتصاد مالی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران

حسین جعفری ^{ID} دانشجوی دکتری اقتصاد مالی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران

نرگس کافی ^{ID} دانشجوی دکتری اقتصاد توسعه، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران

چکیده

در ادبیات نفرین منابع، بررسی اثر درآمدهای منابع طبیعی بر توسعه مالی امری پیچیده محسوب شده و پدیده نفرین منابع مالی مورد توجه بسیاری از محققان است. اثرگذاری درآمدهای منابع طبیعی بر توسعه مالی هر کشور می‌تواند تحت تأثیر عواملی نظیر پیشرفت تکنولوژی، ریسک بازار مالی و کیفیت نهادی کشور قرار گرفته و این عقیده وجود دارد که این عوامل می‌توانند بر موهبت بودن یا نفرین بودن منابع طبیعی اثرگذار باشند. با توجه به اهمیت این موضوع، در پژوهش حاضر تأثیر درآمدهای منابع طبیعی بر توسعه مالی، توسعه نهادهای مالی و توسعه بازارهای مالی با در نظر گرفتن نقش سه عامل پیشرفت تکنولوژی، ریسک مالی و کیفیت نهادی در منتخبی از کشورهای درحال توسعه برخوردار از منابع طبیعی طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۲۱ با به کارگیری مدل حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که درآمدهای منابع طبیعی منجر به توسعه بازارهای مالی شده و پیشرفت تکنولوژی و کیفیت نهادی نیز موجب تقویت این تأثیر مثبت می‌شوند درحالی که ریسک بازارهای مالی منجر به تضعیف این تأثیرگذاری مثبت می‌شود. از سوی دیگر یافته‌ها بیان می‌دارد با وجود اینکه فرضیه نفرین منابع در تأثیرگذاری درآمدهای منابع طبیعی بر توسعه مالی و بر توسعه نهادهای مالی تأیید می‌شود اما پیشرفت تکنولوژی و کیفیت نهادی از مقدار این اثرگذاری منفی کاسته و لذا فرضیه نفرین منابع را تضعیف می‌کند و در مقابل، ریسک بازارهای مالی فرضیه نفرین منابع را تقویت می‌نماید.

کلیدواژه‌ها: توسعه مالی، درآمد منابع طبیعی، پیشرفت تکنولوژی، ریسک بازارهای مالی، کیفیت نهادی
طبقه‌بندی JEL: Q34, G00, C58

* نویسنده مسئول: M.gholizadeh@umz.ac.ir

۱. مقدمه

اسمیت^۱ (۱۷۷۶) و ریکاردو^۲ (۱۸۲۱) اعتقاد داشتند که منابع طبیعی، منابعی هستند که کشورهای براساس آن، راه خود را برای رشد و توسعه اقتصادی هموار می‌کنند و به کشورهای برخوردار از منابع طبیعی پیشنهاد نمودند که برای دستیابی به یک رشد اقتصادی پایدار از منابع طبیعی استفاده نمایند. به عبارت دیگر، منابع طبیعی به عنوان نیروی محرکه‌ای جهت تبدیل اقتصادهای درحال توسعه و نوظهور به اقتصادهای توسعه‌یافته محسوب می‌شوند و بسیاری از اقتصاددانان بر این باور بودند که توسعه اقتصادی ناشی از فراوانی منابع است (Davis, 1995; Herb, 2005; Shahbaz, et al., 2018; Nawaz, et al., 2019). با این حال شواهد تجربی بسیاری مبنی بر رشد اقتصادی کمتر در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی در مقایسه با کشورهایی که از منابع طبیعی بی‌بهره هستند، وجود دارد. این رابطه معکوس برخوردار از منابع طبیعی با رشد و توسعه اقتصادی، اولین بار توسط آتی^۳ (۲۰۰۲) تحت عنوان فرضیه نفرین منابع^۴ معرفی شد که براساس آن کشورهایی با منابع طبیعی فراوان ممکن است به دلیل سوءمدیریت و وابستگی به درآمدهای منابع طبیعی، با چالش‌های اقتصادی و اجتماعی مواجه شوند (آقایی، ۱۴۰۳). هرچند که لی و همکاران^۵ (۲۰۲۱) و یانگ و همکاران^۶ (۲۰۱۹)، رشد پایین اقتصادی بسیاری از کشورهای برخوردار از منابع طبیعی به‌ویژه کشورهای درحال توسعه را با نفرین منابع طبیعی مرتبط دانسته‌اند اما در کشورهای مختلف، شواهد گوناگونی مبنی بر نفرین و یا موهبت بودن منابع طبیعی وجود دارد. با وجود اینکه تاکنون مطالعات بسیاری در زمینه برخوردار از منابع طبیعی صورت گرفته است ولی همچنان پاسخ روشنی به ماهیت موهبت یا نفرین منابع طبیعی داده نشده است و در ادبیات نفرین منابع، بررسی اثر درآمدهای منابع طبیعی بر توسعه مالی امری پیچیده محسوب می‌شود. براساس شواهد موجود بسیاری از کشورهای غنی از این منابع، سطح توسعه مالی کمتری دارند که بک^۷ (۲۰۱۱) از آن به عنوان پدیده نفرین منابع مالی^۸ (FRC)

-
1. Smith, A.
 2. Ricardo, D.
 3. Auty, R.
 4. Natural Resource Curse
 5. Li, Z., et al.
 6. Yang, O., et al.
 7. Beck, D.
 8. Financial Resource Curse

یاد می‌کند. این در حالی است که وی و همکاران^۱ (۲۰۲۰) برای کشورهای تایلند، نروژ و مالزی که از منابع طبیعی برخوردار هستند، استدلال می‌کنند که بازارهای مالی در این کشورها شفاف است و این شفافیت بازارهای مالی، انگیزه سرمایه‌گذاری در این بازارها را افزایش می‌دهد که همین امر به نوبه خود باعث بهبود توسعه مالی می‌شود. بنابراین بررسی پدیده نفرین منابع مالی مورد توجه بسیاری از محققان قرار گرفته است (آقایی و همکاران، ۱۴۰۱).

مطالعاتی نظیر کن و تانگ^۲ (۲۰۲۰)، خان و همکاران (۲۰۲۰)، فیصل و همکاران^۳ (۲۰۱۹)، زیدی و همکاران^۴ (۲۰۱۹) و شهباز و همکاران (۲۰۱۸) با استناد به این امر که اگر درآمدهای منابع طبیعی در کنار پس‌انداز بخش خصوصی قرار گیرد، می‌تواند بهبود توسعه مالی (FD^۵) را به همراه داشته باشد و رابطه بین درآمدهای منابع طبیعی و توسعه مالی را مثبت ارزیابی نموده‌اند. در مقابل، مطالعاتی نظیر علی و همکاران^۶ (۲۰۲۲)، امین و همکاران^۷ (۲۰۲۰)، آصف و همکاران^۸ (۲۰۲۰)، دوگان و همکاران^۹ (۲۰۲۰)، بدیب و همکاران^{۱۰} (۲۰۱۶) و باتاچاریا و هودلر^{۱۱} (۲۰۱۴) تأثیر منابع طبیعی بر توسعه مالی را منفی گزارش کرده‌اند. این دسته از مطالعات بیان می‌دارند که درآمدهای منابع طبیعی منجر به کاهش سهم درآمدهای مالیاتی، کاهش سرمایه اجتماعی و انسانی، بی‌ثباتی در اقتصاد و کاهش سرمایه‌گذاری شده و در نهایت منجر به کاهش توسعه مالی می‌شود.

خان و همکاران^{۱۲} (۲۰۲۰) از منابع طبیعی به عنوان یک شمشیر دو لبه یاد کرده‌اند که به شکل‌های مختلف نظیر اثرگذاری منفی بر ارزش پول ملی، سرمایه‌گذاری ناکافی در سرمایه انسانی و نهادها، بی‌ثباتی سیاسی، فساد و خشونت می‌تواند منجر به آسیب‌های اقتصادی به کشورهای برخوردار از منابع طبیعی شود. همچنین یو و همکاران^{۱۳} (۲۰۲۲) نشان دادند که

-
1. Wei, H., et al.
 2. Canh, N.P. & Thong, N.T.
 3. Faisal, F., et al.
 4. Zaidi, S.A.H., et al.
 5. Financial Development
 6. Ali, A., et al.
 7. Amin, A., et al.
 8. Asif, M., et al.
 9. Dogan, E., et al.
 10. Badeeb, R.A., et al.
 11. Bhattacharyya, S. & Hodler, R.
 12. Khan, M.A., et al.
 13. Yu, B., et al.

کشورهایی که دارای ذخایر بالایی از منابع طبیعی هستند، سیستم مالی کمتر توسعه یافته‌ای را دارا می‌باشند.

در پژوهش‌های انجام شده در رابطه با بررسی تأثیر درآمدهای منابع طبیعی بر توسعه مالی نکته قابل توجه این است که برخی مطالعات نظیر علی و همکاران (۲۰۲۲)، پن و همکاران^۱ (۲۰۲۱) و ژانگ و بروور^۲ (۲۰۲۰) بر عواملی نظیر پیشرفت‌های تکنولوژی (TIN^۳)، ریسک بازار مالی (FMR^۴) و کیفیت نهادی (IQ^۵) تأکید می‌نمایند و عقیده دارند که این عوامل بر موهبت یا نفرین بودن منابع طبیعی، اثرگذار خواهند بود. نتایج این مطالعات نشان می‌دهد که نبود پیشرفت تکنولوژی، سطح بالای ریسک مالی و کارایی ضعیف کیفیت نهادی در کنار سایر عوامل نظیر عدم تعادل میان سیاست‌های دولت و سطح پایین توسعه انسانی به شکل‌گیری فرضیه نفرین منابع در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی کمک خواهد کرد. با توجه به اهمیت این موضوع، در پژوهش حاضر تأثیر درآمدهای منابع طبیعی بر توسعه مالی (شامل توسعه نهادهای مالی^۶ و توسعه بازارهای مالی^۷)، با در نظر گرفتن نقش سه عامل پیشرفت تکنولوژی، ریسک مالی و کیفیت نهادی در منتخبی از کشورهای درحال توسعه برخوردار از منابع طبیعی^۸ طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۲۱ مورد بررسی قرار خواهد گرفت و بدین منظور از مدل حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS)^۹ استفاده می‌شود.

1. Pan, K., et al.

2. Zhang, Q. & Brouwer, R.

3. Technological Innovations

4. Financial Market Risk

5. Institutional Quality

6. Financial Institutions

7. Financial Markets

۸. ایران، روسیه، عربستان سعودی، چین، برزیل، آرژانتین، مکزیک، شیلی، کنگو دموکراتیک، جمهوری کنگو، نیجریه،

مصر، هند، اندونزی، مالزی، قطر و ویتنام. معیارهای انتخاب کشورها در این پژوهش عبارت است از:

الف) طبقه‌بندی صندوق بین‌المللی پول (IMF): کشورهای مورد مطالعه از فهرست کشورهای درحال توسعه برگرفته از

گزارشات IMF انتخاب شدند.

ب) دسترسی به داده‌های معتبر: تمرکز بر کشورهایی بوده که اطلاعات مالی و اقتصادی آن‌ها در بازه زمانی مشخص

(۲۰۰۰ تا ۲۰۲۱) به صورت کامل و شفاف در پایگاه‌های معتبر بین‌المللی ثبت شده است

پ) سهم بالای درآمدهای منابع طبیعی: کشورهای منتخب براساس سهم درآمدهای حاصل از منابع طبیعی (نسبت به

تولید ناخالص داخلی) از پایگاه داده بانک جهانی انتخاب شدند. بر این اساس، کشورهایی که بالاترین درصد وابستگی

GDP به منابع طبیعی را در بازه زمانی ذکر شده داشتند، در اولویت قرار گرفتند.

9. Fully Modified Ordinary Least Square

در این راستا پژوهش حاضر از پنج بخش تشکیل شده است. در بخش دوم به بررسی ادبیات نظری پژوهش و مروری بر مطالعات پیشین پرداخته می‌شود. بخش سوم به ارائه مدل و معرفی متغیرهای پژوهش اختصاص دارد. در بخش چهارم مدل تجربی برآورد شده و در نهایت در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی پژوهش ارائه خواهد شد.

۲. مبانی نظری

۲-۱. منابع طبیعی و توسعه مالی

در ادبیات اقتصادی متعارف، از درآمدهای ناشی از منابع طبیعی به عنوان یکی از عوامل اصلی پیشبرد اقتصاد کشورها یاد می‌شود (رودری و همکاران، ۱۴۰۰). این گونه درآمدها از کانال‌های متنوعی در اقتصاد جریان پیدا می‌کند که یکی از این کانال‌ها توسعه مالی است و منجر به افزایش تقاضا برای خدمات مالی و رشد اقتصادی خواهند شد. با این حال عملکرد کشورهای دارای منابع طبیعی در مقایسه با کشورهایی که از منابع طبیعی برخوردار نیستند نشان می‌دهد که این کشورها نرخ رشد اقتصادی کمتری دارند. همچنین درآمدهای حاصل از منابع طبیعی علاوه بر افزایش رانت‌خواری، فساد و بیماری هلندی در آن‌ها در نهایت منجر به آسیب‌رسانی به توسعه مالی شده است که معمولاً در ادبیات اقتصادی از آن به نفرین منابع طبیعی یاد می‌شود (Auty, 1993; Ali, et al., 2022).

براساس این نظریه، کشورهایی که دارای ذخایر بالاتری از منابع طبیعی هستند، بیشتر در معرض کاهش رشد اقتصادی و عدم رشد توسعه مالی ناشی از رانت‌جویی، فساد و نهادهای ضعیف هستند (Abaidoo & Agyapong, 2022). از نظر یوکسیانگ و چن^۱ (۲۰۱۰) دلیل شکل‌گیری چنین پدیده‌ای این است که درآمد حاصل از منابع طبیعی به دلیل عدم جریان آزاد محصولات و خدمات و متوقف نمودن رشد انسانی در کنار رفتارهای رانت‌جویانه و رانت‌خواری مانع از توسعه مالی خواهد شد. خان و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه خود نشان دادند که قدرت قوانین مالی در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی به دلیلی فساد بی‌رویه از استحکام کافی برخوردار نبوده و مانعی برای کاهش رشد اقتصادی است. از آنجا که گسترش نظام پولی در یک اقتصاد در گرو رشد اقتصادی است، بنابراین در این گونه کشورها، توسعه

1. Yuxiang, K. & Chen, Z.

مالی در سطح مطلوبی قرار ندارد. فریانس و بور^۱ (۲۰۲۰) برای کشورهای آفریقایی به این نتیجه رسیدند که وجود ذخایر بالایی از منابع طبیعی در این کشورها منجر به استثمار و فساد شده است و بر طبق همین استدلال رابطه برخورداری از منابع طبیعی و توسعه مالی را منفی ارزیابی کرده‌اند. گوان و همکاران^۲ (۲۰۲۰) با نشان دادن اثرات نامطلوب درآمدهای منابع طبیعی بر توسعه مالی برای مجموعه‌ای از کشورهای برخورداری از منابع طبیعی به مفهوم فرضیه نفرین منابع اعتبار بخشیدند. با این وجود، همچنان پاسخ روشنی به ماهیت منابع طبیعی داده نشده است.

دوگان و همکاران (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای برای کشورهای توسعه‌یافته نتیجه گرفته‌اند که درآمدهای منابع طبیعی اثر مثبت بر توسعه مالی داشته است. آن‌ها همچنین بیان می‌کنند که درآمدهای منابع طبیعی از سمت توسعه مالی، رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این اثرگذاری به این صورت است که هنگامی که درآمدهای منابع طبیعی در یک اقتصاد وارد و جریان پیدا می‌کند به دلیل توانایی بخش بانکی در تسهیل گسترش اعتبارات، توسعه مالی افزایش پیدا می‌کند و در نتیجه منجر به رشد اقتصادی خواهد شد. همچنین ژانگ و لیانگ (۲۰۲۳) در پژوهش خود نشان می‌دهند که کشورهای برخورداری از منابع طبیعی، تمایل کمتری برای دریافت سرمایه‌گذاری از خارج کشور و جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارند. همین امر منجر به تقویت بخش بانکی و بازار سهام در این کشورها می‌شود که به نوبه خود باعث بهبود توسعه مالی خواهد شد. آتیل و همکاران^۳ (۲۰۲۰) در مطالعه خود برای پاکستان، ارتباط مثبت بین منابع طبیعی و توسعه مالی را که نشان‌دهنده اعتبار فرضیه موهبت منابع طبیعی است را نشان می‌دهند.

درخصوص نحوه اثرگذاری درآمد منابع طبیعی بر توسعه مالی، پژوهش‌هایی انجام شده، بیان می‌دارند که عواملی نظیر پیشرفت‌های تکنولوژی (TIN)، ریسک بازار مالی (FMR) و کیفیت نهادی (IQ) در این رابطه تأثیرگذار بوده و می‌توانند موهبت بودن یا نفرین بودن منابع طبیعی را تعیین نمایند (Ali, et al., 2022; Pan, et al., 2021; Zhang & Brouwer, 2020).

1. Frynas, J.G. & Buur, L.

2. Guan, J., et al.

3. Atıl, A., et al.

در ادامه نحوه اثرگذاری هر یک از این عوامل بر رابطه بین منابع طبیعی و توسعه مالی توضیح داده می‌شود.

۱-۱-۲. نقش پیشرفت تکنولوژی در رابطه بین منابع طبیعی و توسعه مالی

هو و همکاران^۱ (۲۰۲۲) و تائو و همکاران^۲ (۲۰۲۱) اعتقاد دارند که تصور رشد و توسعه پایدار اقتصادی بدون لحاظ نمودن پیشرفت تکنولوژی، غیرممکن است. از نظر آن‌ها پیشرفت تکنولوژی، هزینه حضور و رقابت کسب و کارها در اقتصاد محلی و اقتصاد جهانی را کاهش می‌دهد. همچنین وانگ و همکاران^۳ (۲۰۲۲) پیشرفت تکنولوژی را عاملی برای افزایش سرمایه‌گذاری در صنایعی که دارای مزیت رقابتی هستند، قلمداد می‌کنند که از طریق ایجاد سودهای مثبت اقتصادی، فرآیند رشد و توسعه اقتصادی را تسهیل می‌نماید. با این حال، مطالعه دوی و کاسلز^۴ (۲۰۲۲) نشان می‌دهد که پیشرفت تکنولوژی حلقه ارتباط مدیریت منابع طبیعی و توسعه مالی است. ژو و ژائو^۵ (۲۰۲۳) نیز یکی از تفاوت‌های کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه در شکل‌گیری فرضیه نفرین منابع را ناشی از سطح پایین پیشرفت تکنولوژی در کشورهای درحال توسعه می‌دانند و ابراز می‌دارند که کشورهای توسعه‌یافته به دلیل برخورداری از پیشرفت تکنولوژی توانسته‌اند، نفرین منابع را به موهبت منابع تبدیل نمایند. در همین راستا وانگ و رزاق^۶ (۲۰۲۲)، توزیع پراکندگی تکنولوژی به پائین‌ترین سطوح یک اقتصاد را از عوامل مهم تبدیل نفرین به موهبت منابع قلمداد می‌کنند. علاوه بر این، آنان بیان می‌دارند که کشورهای توسعه‌نیافته به دلیل نبود سطح قابل قبولی از تکنولوژی به صادرات منابع طبیعی روی آورده و همین عامل مانعی در بهبود توسعه مالی است. خان و همکاران (۲۰۲۲) بیان می‌دارند که در قرن ۲۱ میلادی، پیشرفت‌های تکنولوژی یکی از عوامل پیشرو در رشد اقتصادی و توسعه مالی محسوب می‌شود. پیشرفت تکنولوژی علاوه بر ایجاد مزیت‌های رقابتی در تبدیل منابع طبیعی به محصولات با فناوری بالا نقش دارد که همین مورد امکان صادرات پایدار را فراهم خواهد کرد. همچنین آنان بیان می‌دارند که

1. Hu, J., et al.

2. Tao, R., et al.

3. Wang, J., et al.

4. Duy, L.V.Q. & Cassells, D.

5. Xu, Y. & Zhao, X.

6. Wang, A. & Razaq, R.

پیشرفت تکنولوژی منجر به افزایش کیفیت فروش و معاملات مؤسسه مالی خواهد شد و از این طریق نیز به توسعه مالی کمک شایانی خواهد کرد. وانگ و همکاران (۲۰۲۱) نیز در مطالعه خود نتیجه گرفته‌اند که پیشرفت تکنولوژی در چین موجب مدیریت کاراتر درآمدهای منابع طبیعی در اقتصاد و پایداری انرژی خواهد شد و لذا وجود چنین عواملی موجب رد فرضیه نفرین منابع در کشور چین خواهد شد. در نهایت، مطالعه خان و همکاران (۲۰۲۰) نشان می‌دهد که پیشرفت تکنولوژی منجر به بهبود مدیریت منابع طبیعی در کشور چین از طریق تخصیص سطوح بالاتری از درآمدهای منابع طبیعی به بخش مالی و ارتقای نوآوری‌های فناوری مالی شده که توسعه مالی در کشور چین را نیز به همراه داشته است. به‌طور کلی شواهد تجربی در این زمینه نظیر مطالعات ژو و ژائو (۲۰۲۳) و ژانگ و لیانگ^۱ (۲۰۲۳) نشان می‌دهد که کشورهای دارای سطح پیشرفته‌ای از تکنولوژی همواره با کاهش هزینه و کارایی در بخش تولید مواجه هستند و همین امر به مدیریت و تخصیص بهینه درآمدهای حاصل از منابع طبیعی در اقتصاد منجر خواهد شد؛ از این مسیر نیز تأمین مالی پروژه‌های پر بازده از بخش بانکی و بازار سهام که بیانگر توسعه مالی است، تقویت خواهد شد. از این‌رو، می‌توان انتظار داشت که متغیر تعاملی $NRR * TIN$ که بیانگر تعامل میان درآمد منابع طبیعی با پیشرفت تکنولوژی است، ماهیت موهبت بودن منابع طبیعی برای توسعه مالی را تقویت نموده و از بروز شکل‌گیری نفرین منابع برای توسعه مالی ممانعت به عمل آورد.

۲-۱-۲. نقش ریسک بازار مالی در رابطه بین منابع طبیعی و توسعه مالی

به‌طور کلی، ریسک موجب حکمرانی فضایی از نااطمینانی شده و بنگاه‌های اقتصادی نمی‌توانند چشم‌انداز شفاف‌تری از برنامه‌های آتی خود تصور نمایند. در این بین، بازیگران اصلی فعالیت‌های اقتصادی اعم از بانک‌ها، معامله‌گران بازارهای مالی و صنعت‌گران معتقدند که وجود و برقراری ریسک در یک کشور با سلب پویایی بازارهای مالی، سرعت تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران را نیز کاهش خواهد داد (Caldara & Iacoviello, 2018). باتو و همکاران^۲ (۲۰۲۲) در مطالعه خود بیان می‌دارند که ریسک بازارهای مالی با برقراری ناپایداری مالی،

1. Zhang, C. & Liang, Q.

2. Bato, A., et al.

تهدیدی برای بخش واقعی اقتصاد و توسعه مالی به شمار می‌رود. در نتیجه با کاهش چنین ریسکی می‌توان، سرمایه‌گذاری در اقتصاد را تشویق نمود و در سایه سهولت دسترسی به منابع مالی، کارایی بازارهای مالی را نیز بهبود بخشید. از نظر چئو و لی^۱ (۲۰۲۲) موارد گفته شده در کنار نوآوری‌های مالی به بهبود فرآیند تأمین مالی بانک‌ها و بازار سهام از طریق درآمدهای منابع طبیعی کمک خواهد کرد و از شکل‌گیری فرضیه نفرین منابع طبیعی ممانعت به عمل خواهد آورد. از این‌رو، نومن و همکاران^۲ (۲۰۱۷) اعتقاد دارند که کاهش ریسک بازارهای مالی منجر به توسعه مالی می‌شود و برای استفاده از مزیت‌های توسعه بازار و پایداری بخش مالی باید ریسک‌های ناشی از این بازارها به نحو مؤثری مدیریت شود.

پان و همکاران^۳ (۲۰۲۱) بیان می‌دارند که ریسک بازارهای مالی عاملی برای شکل‌گیری فرضیه نفرین منابع است و ریسک بازارهای مالی باید توسط دولت مدیریت شود. در این راستا شهزاد و همکاران (۲۰۲۳) و آنو و همکاران^۴ (۲۰۲۳) در مطالعاتی جداگانه اثبات می‌نمایند که دسترسی بیش از حد بدنه غیرمتمرکز دولتی به بازارهای مالی با تعهدات غیرضروری برای دولت همراه است که چنین امری، آثار منفی زیادی به بخش بانکی و توسعه مالی وارد خواهد نمود. بر همین اساس ابراهیم و همکاران^۵ (۲۰۲۲) معتقدند که کاهش ریسک بازارهای مالی از مسیر بهبود عملکرد مالی منجر به موهبت منابع طبیعی می‌شود و سودآوری بانک‌ها که از مشخصه‌های توسعه مالی است، ارتقا می‌یابد. همچنین یو و همکاران (۲۰۲۲) استدلال می‌کنند که اگر نااطمینانی قابل توجهی در سیاست‌های اقتصادی وجود داشته باشد به موازات آن ریسک مالی افزایش خواهد یافت و تحت این شرایط تعداد سرمایه‌گذاری‌های لازم برای توسعه مالی کاهش خواهد یافت. از طرفی آنان دریافتند که وجود ریسک مالی باعث افزایش هزینه سرمایه در اقتصاد می‌شود که این امر از طریق کاهش تقاضای اعتبار در اقتصاد به توسعه مالی آسیب خواهند رساند.

به‌طور کلی شواهد تجربی درخصوص ریسک بازارهای مالی نشان می‌دهد که حکم‌فرمایی چنین ریسکی از تمایل سرمایه‌گذاران برای انجام سرمایه‌گذاری و حضور در

-
1. Chio, A. & Lee, C.
 2. Noman, A.H.M., et al.
 3. Pan, A., et al.
 4. Ano, A., et al.
 5. Ebrahim, H., et al.

بازارهای مالی خواهد کاست. در همین مورد رزاق و همکاران^۱ (۲۰۲۰) استدلال می کنند که وجود ریسک در بازارهای مالی، سیاست های اقتصادی را با عدم پیش بینی پذیری مواجه نموده و همین امر کارایی، دسترسی و عمق بازارهای مالی را مختل خواهد کرد. از این رو می توان انتظار داشت که متغیر تعاملی $NRR * FMR$ یا تعامل میان درآمد منابع طبیعی و ریسک بازارهای مالی بیشتر باشد، رابطه میان درآمد منابع طبیعی و توسعه مالی تضعیف شده و علاوه بر شکل گیری نفرین منابع طبیعی، توسعه مالی نیز با تهدید روبه رو خواهد شد.

۲-۱-۳. نقش کیفیت نهادی در رابطه بین منابع طبیعی و توسعه مالی

براساس مطالعه آتی (۱۹۹۴)، با وجود اینکه کشورهای زیادی با افزایش درآمد منابع طبیعی گرفتار نفرین منابع شده اند اما بعضی از کشورها نیز از افزایش درآمد منابع بهره برده اند؛ بر این اساس، پدیده نفرین منابع طبیعی یک قانون مطلق نیست بلکه پدیده ای است که احتمال وقوع آن بسیار زیاد است. بنابراین، به نظر می رسد در رابطه بین منابع طبیعی و توسعه مالی، تنها فراوانی منابع طبیعی دارای اهمیت نیست بلکه مدیریت اقتصادی و کیفیت نهادها هم اهمیت دارد (جواهری و همکاران، ۱۴۰۰).

براساس استدلال مهلوم و همکاران^۲ (۲۰۰۶)، کیفیت نهادی نقش اساسی در نوع و نحوه تأثیر درآمدهای منابع طبیعی ایفا می کند. در کشورهای با کیفیت نهادی ضعیف، درآمد منابع طبیعی منجر به افزایش فساد و رانت خواری می شود و در کشورهای با کیفیت نهادی مطلوب از طریق سرمایه گذاری در فعالیتهای مولد اقتصادی منجر به موهبت منابع طبیعی می شود. براساس مطالعه اتکیتسون و همیلتون^۳ (۲۰۰۳)، در غیاب چهارچوب نهادی مناسب به ویژه در کشورهای با سطح پس انداز پایین، رانت منابع طبیعی به جای سرمایه گذاری، در مخارج عمومی به کار گرفته می شود که خود نشان دهنده توسعه پایین است. در مقابل، لیت و ویدمن^۴ (۱۹۹۹) نشان دادند که در شرایط وجود نهادهای مناسب، تأمین کنندگان مالی راحت تر در قالب قرارداد تسهیلات، منابع مالی اعطا می کنند. در واقع چنانچه تأمین کنندگان مالی از قراردادها اطمینان نداشته باشند، ریسک گریز خواهند بود. در کشورهای در حال توسعه ای که

1. Razaq, R., et al.

2. Mehlum, H., et al.

3. Atkinson, G. & Hamilton, K.

4. Leite, M.C. & Weidmann, J.

وابستگی زیادی به فراوانی منابع طبیعی وجود دارد، قدرت قانون و کیفیت نهادی ضعیف‌تر و فعالیت‌های رانت‌جویانه و فساد بیشتری ایجاد شده است.

باتاچاریا و هودلر (۲۰۱۰)، با در نظر گرفتن ۱۳۳ کشور طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۵ به این نتیجه رسیدند که رانت منابع طبیعی با نهادهای سیاسی ضعیف دو برابر شده و مانعی برای دستیابی به توسعه مالی است. همچنین آنان بیان می‌دارند که با ایجاد دموکراسی در کشورهای غنی از منابع می‌توان به توسعه مالی رسید.

نارایان و همکاران^۱ (۲۰۱۵) نشان دادند که رانت اقتصادی ایجاد شده به دلیل برخورداری از منابع طبیعی، فرصت‌های فساد را افزایش می‌دهد و این فساد ایجاد شده از اعتبار سیاست‌های دولت می‌کاهد. بنابراین با وجود فساد و رانت‌جویی در میان مقامات دولتی، انگیزه‌ای برای سرمایه‌گذاری درآمدهای منابع طبیعی در فعالیت‌های پربازده در بازار سهام وجود نخواهد داشت.

فنگ و یو^۲ (۲۰۲۱) در پژوهش خود نشان دادند که سطح توسعه بازار مالی در یک اقتصاد به کیفیت نهادی بستگی دارد. از این رو درآمدهای منابع طبیعی در اقتصادهایی که از قوانین مشخص و شفاف برای سرمایه‌گذاران و حمایت از حقوق مالکیت خصوصی برخوردار هستند، منجر به رونق و توسعه بازارهای مالی خواهد شد. خان و همکاران (۲۰۲۰)، برای پاکستان به نتایج مشابهی رسیدند و نشان دادند که تأثیرات نامطلوب درآمدهای منابع طبیعی، با حضور نهادهای قوی در این کشور کاهش یافته و موجب توسعه بازارهای مالی می‌شود. در همین رابطه، بنابر استدلال خداپرست مشهدی و همکاران (۱۳۹۵) و فیضی‌ینگجه و همکاران (۱۳۹۶) در غیاب یک چارچوب قانونی دقیق به دلیل فقدان اعتماد سپرده‌گذاران، توانایی بازارهای مالی برای تجهیز منابع ضعیف می‌شود و منجر به انتقال وجوه به خارج شده و از فرصت‌های سرمایه‌گذاری داخلی دریغ می‌شود. به عبارت دیگر، کیفیت نهادی نامناسب منجر به تضعیف بازارهای مالی شده و به دنبال آن رشد اقتصادی را مختل می‌کند.

به‌طور کلی، شواهد تجربی در این بخش نشان می‌دهد که برقراری ثبات سیاسی، حاکمیت قانون، قوانین و مقررات شفاف‌تر و فسادزدایی از چهره اقتصاد از شروط لازم و ضروری ارتقای توسعه مالی است و در یک محیطی که قوانین مکتوب از حقوق مالکیت

1. Narayan, P.K., et al.

2. Feng, Y. & Yu, X.

سهامداران محافظت می کنند، تمایل افراد برای امر سرمایه گذاری نیز بیشتر خواهد شد. علاوه بر این، آقایی و همکاران (۱۴۰۱) با لحاظ نمودن متغیر تعاملی $IRR * IQ$ در پژوهش خود بیان می دارند که درآمدهای ناشی از منابع طبیعی، نقدینگی در اقتصاد و بازارهای مالی را افزایش می دهد. این افزایش نقدینگی در اقتصاد و بازارهای مالی در تعامل با کیفیت نهادی تنها زمانی موجب موهبت درآمد منابع طبیعی و ارتقای توسعه مالی می شود که کیفیت نهادی در آن اقتصاد از سطح بالایی برخوردار باشد. از این رو می توان انتظار داشت که هرچه درآمدهای منابع طبیعی در تعامل بیشتری با کیفیت نهادی قرار گیرد، رابطه گفته شده تقویت خواهد شد.

۳. پیشینه پژوهش

در این قسمت از پژوهش به مرور مطالعات انجام شده مرتبط با پژوهش حاضر پرداخته می شود و در ادامه ضمن مقایسه این پژوهش با آن ها، وجه تمایز پژوهش حاضر با مطالعات موجود در این زمینه ارائه می گردد.

جدول ۱. مطالعات انجام شده خارجی و داخلی

محقق/محققان (سال)	موضوع پژوهش و دوره زمانی مورد بررسی	روش پژوهش	یافته های مهم پژوهش
مطالعات خارجی			
ژو و ژائو (۲۰۲۳)	بررسی رابطه بین ریسک بازارهای مالی، تکنولوژی و منابع طبیعی برای کشور چین طی ۱۹۸۴-۲۰۲۱	رگرسیون چندکی (Quantile Regression)	نتایج نشان می دهد که منابع طبیعی بر رشد اقتصادی چین اثر منفی می گذارند، به این معنی که فرضیه نفرین منابع در چین وجود دارد. همچنین نوآوری های تکنولوژی، شاخص ریسک مالی و باز بودن درجه تجارت موجب بهبود رشد اقتصادی در چین شده است.
ژانگ و لیانگ (۲۰۲۳)	بررسی رابطه بین منابع طبیعی و توسعه مالی پایدار برای چهار کشور جنوب شرق آسیا طی ۲۰۲۰-۱۹۹۰	رگرسیون چندکی پانل (Panel Quantile Regression)	برخورداری از منابع طبیعی بر توسعه مالی اثر منفی دارد. همچنین ریسک مالی و نوآوری تکنولوژی از عوامل اصلی توسعه مالی هستند.

ادامه جدول ۱. مطالعات انجام شده خارجی و داخلی

محقق/محققان (سال)	موضوع پژوهش و دوره زمانی مورد بررسی	روش پژوهش	یافته‌های مهم پژوهش
مطالعات خارجی			
ژو (۲۰۲۳)	اعتبارسنجی فرضیه نفرین منابع در ایالات متحده آمریکا با تأکید بر ریسک بازارهای مالی و نوآوری فناوری	خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL)	نتایج نشان می‌دهد که فرضیه نفرین منابع برای ایالات متحده آمریکا تأیید می‌شود. همچنین نوآوری فناوری باعث افزایش توسعه مالی می‌شود. اما ریسک بازارهای مالی اثر معناداری بر توسعه مالی نداشته است.
لی و همکاران (۲۰۲۱)	بررسی رابطه برخورداری از منابع طبیعی و توسعه مالی برای ۱۵ اقتصاد در حال ظهور طی ۲۰۲۰-۲۰۰۰	حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS) و حداقل مربعات پویا (DOLS)	منابع طبیعی و توسعه مالی رابطه معکوس داشته و بیانگر وجود فرضیه نفرین منابع در ۱۵ اقتصاد در حال ظهور است. همچنین سرمایه انسانی و دسترسی به تجارت آزاد اثر مثبتی بر توسعه مالی دارد.
علی و همکاران (۲۰۲۲a)	بررسی وجود نفرین منابع در توسعه مالی کشور مالزی طی ۲۰۱۸-۲۰۰۲	خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL)	برخورداری از درآمدهای منابع طبیعی اثر منفی بر توسعه بخش بانکی و اثر مثبت بر توسعه بازار سهام دارد. همچنین کیفیت نهادی اثر منفی بر توسعه بازار سهام دارد اما می‌تواند با هدایت درآمدهای منابع طبیعی موجب رشد اقتصادی و توسعه مالی شود.
علی و همکاران (۲۰۲۲b)	بررسی رابطه توسعه بازار سهام و نفرین منابع برای هفت کشور عضو G7 طی ۱۹۹۱- ۲۰۱۹	گشتاورهای تعمیم‌یافته پانلی (Panel GMM)	منابع طبیعی و کیفیت نهادی تأثیر مثبتی بر توسعه بازار سهام دارند. همچنین وجود کیفیت نهادی موجب افزایش موهبت منابع طبیعی بر توسعه بازار سهام خواهد شد.
کن و تانگ (۲۰۲۰)	بررسی اثر فراوانی منابع طبیعی بر توسعه مالی برای هفت کشور نوظهور طی ۲۰۱۷-۱۹۹۰	روباست (Robust)	منابع طبیعی تأثیر منفی و نامطلوبی بر توسعه مالی در کشورهای مورد بررسی داشته است.
دوومفور و گیامفی ^۱ (۲۰۱۸)	بررسی رابطه بین منابع طبیعی، توسعه مالی و کیفیت نهادی برای ۳۸ کشور آفریقایی طی ۲۰۱۲-۲۰۰۰	گشتاورهای تعمیم‌یافته پانلی (Panel GMM)	در کشورهای جنوب صحرای آفریقا که عمدتاً از کشورهای کم‌درآمد و درآمد متوسط تشکیل شده‌اند، به دلیل پایین بودن متغیر کیفیت نهادی، فرضیه نفرین منابع وجود دارد.

ادامه جدول ۱. مطالعات انجام شده خارجی و داخلی

محقق/محققان (سال)	موضوع پژوهش و دوره زمانی مورد بررسی	روش پژوهش	یافته‌های مهم پژوهش
مطالعات داخلی			
رودری و همکاران (۱۴۰۲)	بررسی نقش رکود و رونق در اثرگذاری رانت منابع نفتی بر شاخص توسعه مالی در ایران طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۹۸	خودرگرسیون برداری ساختاری آستانه‌ای (TSVAR)	تأثیرگذاری رانت منابع نفتی در اقتصاد ایران بر توسعه مالی به رکود و رونق اقتصادی بستگی ندارد و عامل تعیین‌کننده در نفرین و موهبت بودن رانت منابع در اقتصاد ایران، کیفیت نهادها است. چنانچه همزمان رانت منابع و کیفیت نهادها افزایش یابند امکان افزایش توسعه مالی در کوتاه‌مدت میسر می‌شود اما در شرایط عدم لحاظ کیفیت نهادها در رانت منابع، در کوتاه‌مدت رانت منابع منجر به کاهش توسعه مالی در اقتصاد ایران می‌شود.
آقایی و همکاران (۱۴۰۱)	بررسی اثر درآمدهای منابع طبیعی بر توسعه بازار سهام با تأکید بر نقش کیفیت نهادی در منتخبی از کشورهای برخوردار از منابع طبیعی طی ۲۰۲۰-۲۰۰۰	گشتاورهای تعمیم‌یافته پانلی (Panel GMM)	درآمدهای منابع طبیعی تأثیر مثبت بر توسعه بازار سهام در کشورهای مورد بررسی داشته و در صورت بهبود کیفیت نهادها در این کشورها، تأثیر مثبت این متغیر بیشتر خواهد شد.
مجیدزاده و دهمرده قلعه‌نو (۱۴۰۱)	بررسی نقش کیفیت نهادی در اثرگذاری رانت منابع طبیعی بر توسعه مالی ایران طی ۱۳۸۴-۲۰۱۹	مارکوف سوئیچینگ (Markov Switching)	افزایش رانت منابع طبیعی در حالتی که توسعه مالی در سطح و رژیم پایین باشد، تأثیر منفی و معنی‌دار بر توسعه مالی دارد. همچنین افزایش رانت منابع طبیعی با لحاظ نمودن بهبود شاخص کیفیت نهادی تنها در حالتی که سطح توسعه مالی در کشور پایین است، تأثیر مثبت و معنادار بر توسعه مالی داشته است.
معبودی و همکاران (۱۴۰۱)	بررسی نفرین منابع و مالی‌سازی در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۵۸-۹۷	سیستم معادلات همزمان (3SLS)	درآمدهای نفتی تأثیر مثبت و معناداری بر مالی‌سازی دارد. همچنین رشد اقتصادی، سرمایه انسانی و کیفیت نهادی تأثیر منفی و معناداری بر مالی‌سازی دارد.
رودری و همکاران (۱۴۰۰)	بررسی نفرین یا موهبت بودن نفت برای توسعه مالی ایران طی دوره ۱۳۵۷-۹۶	مارکوف سوئیچینگ (Markov Switching)	افزایش قیمت نفت برای توسعه مالی نفرین نیست و تأثیر معناداری بر آن ندارد و چنانچه در رژیم بالای خود باشد باعث کاهش توسعه مالی بازار سهام می‌شود. همچنین چنانچه شاخص توسعه مالی مبتنی بر شبکه بانکی در رژیم میانه باشد، افزایش قیمت نفت نفرین نبوده و توسعه بانکی را کاهش نمی‌دهد.

ادامه جدول ۱. مطالعات انجام شده خارجی و داخلی

محقق/محققان (سال)	موضوع پژوهش و دوره زمانی مورد بررسی	روش پژوهش	یافته‌های مهم پژوهش
مطالعات داخلی			
جواهری و همکاران (۱۴۰۰)	بررسی تأثیر درآمد منابع طبیعی و کیفیت نهادی بر توسعه مالی کشورهای در حال توسعه طی ۲۰۰۰-۲۰۱۶	گشتاورهای تعمیم‌یافته پانلی (Panel GMM)	در کشورهای در حال توسعه، درآمد حاصل از منابع طبیعی تأثیر مثبتی بر اعتبار و شاخص توسعه مالی دارد اما ثبات بخش بانکی را تهدید می‌کند. همچنین شاخص‌های کیفیت نهادی تأثیر مثبتی بر توسعه مالی دارند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بررسی مطالعات انجام شده داخلی در زمینه موضوع پژوهش حاضر نشان می‌دهد که تاکنون اثر متغیرهای پیشرفت تکنولوژی و ریسک بازارهای مالی در رابطه بین منابع طبیعی و توسعه مالی در نظر گرفته نشده است. همچنین بررسی مطالعات انجام شده خارجی در این زمینه نیز نشان می‌دهد که این مطالعات، اثر درآمد منابع طبیعی با در نظر گرفتن متغیرهای یادشده را بر توسعه مالی مورد بررسی قرار داده‌اند و این در حالی است که بنا بر اطلاعات موجود در صندوق بین‌المللی پول (IMF^۱) توسعه مالی از دو بخش توسعه نهادهای مالی و توسعه بازارهای مالی تشکیل شده است. از این رو پژوهش حاضر علاوه بر بررسی تأثیر درآمد منابع طبیعی بر توسعه مالی با در نظر گرفتن سه متغیر پیشرفت تکنولوژی، ریسک بازارهای مالی و کیفیت نهادی، به دنبال بررسی اثر مجزای درآمد منابع طبیعی کشورها بر توسعه نهادهای مالی و توسعه بازارهای مالی است.

۴. روش

هدف اصلی در این پژوهش بررسی تأثیر درآمدهای حاصل از منابع طبیعی بر توسعه مالی و آزمون فرضیه نفرین منابع در منتخبی از کشورهای در حال توسعه برخوردار از منابع طبیعی (شامل ایران، روسیه، عربستان سعودی، چین، برزیل، آرژانتین، مکزیک، شیلی، کنگو دموکراتیک، جمهوری کنگو، نیجریه، مصر، هند، اندونزی، مالزی، قطر و ویتنام) طی دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۱ است. نکته قابل توجه در مدل‌سازی این پژوهش این است که براساس

1. International Monetary Fund

مبانی نظری ذکر شده در بخش پیشینه نظری، سه عامل پیشرفت تکنولوژی، ریسک بازارهای مالی و کیفیت نهادها می‌توانند رابطه بین درآمدهای منابع طبیعی و توسعه مالی را تحت تأثیر قرار دهند. لذا به منظور بررسی نقش این سه متغیر در تأثیرگذاری مجزای درآمد منابع طبیعی بر شاخص‌های توسعه مالی در کشورهای مورد بررسی، این متغیرها به صورت تعاملی وارد مدل شده‌اند تا تأثیرگذاری آن‌ها بر رابطه مذکور مشخص شود. با توجه به مبانی نظری مطرح شده و مطالعات انجام شده فرم کلی مدل داده‌های تابلویی پانل برای کشورهای مورد بررسی در این پژوهش، به صورت معادلات (۱) تا (۳) است:

$$FD_{it} = \alpha_i + \beta_1 NRR_{it} + \beta_2 TIN_{it} + \beta_3 FMR_{it} + \beta_4 IQ_{it} + \beta_5 GDP_{it} + \quad (۱)$$

$$FI_{it} = \alpha_i + \beta_1 NRR_{it} + \beta_2 TIN_{it} + \beta_3 FMR_{it} + \beta_4 IQ_{it} + \beta_5 GDP_{it} + \quad (۲)$$

$$FM_{it} = \alpha_i + \beta_1 NRR_{it} + \beta_2 TIN_{it} + \beta_3 FMR_{it} + \beta_4 IQ_{it} + \beta_5 GDP_{it} + \quad (۳)$$

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، در این مطالعه به منظور بررسی دقیق‌تر تأثیر درآمدهای منابع طبیعی بر اجزای مختلف سیستم مالی، از سه شاخص مختلف توسعه مالی در مدل‌های (۱) تا (۳) به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. در مدل (۱) متغیر وابسته FD، شاخص توسعه مالی کل است که از مجموع شاخص توسعه نهادهای مالی و شاخص توسعه بازارهای مالی هر کشور از منظر عمق، دسترسی و کارایی اندازه‌گیری می‌شود. در مدل (۲) متغیر وابسته FI، شاخص توسعه نهادهای مالی^۱ است و بیانگر عمق، دسترسی و کارایی نهادهای مالی هر کشور می‌باشد و متغیر وابسته در مدل (۳)، FM، شاخص توسعه بازارهای مالی^۲

۱. شاخص توسعه نهادهای مالی براساس سه مؤلفه، عمق، دسترسی و کارایی نهادهای مالی سنجیده می‌شود. در این شاخص، عمق نهادهای مالی براساس اعتبارات بانکی بخش خصوصی برحسب GDP، دارایی‌های صندوق‌های بازنشستگی و صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک برحسب GDP و حق بیمه عمر و غیرعمر برحسب GDP اندازه‌گیری می‌شود. مؤلفه دسترسی به نهادهایی مالی برحسب تعداد شعب بانکی و تعداد دستگاه‌های خودپرداز بانک‌ها به ازای هر ۱۰۰ هزار نفر بزرگسال اندازه‌گیری می‌شود و در نهایت، کارایی نهادهای مالی براساس داده‌های حاشیه سود خالص بخش بانک، گسترش وام و سپرده بانکی، بازده دارایی‌ها و بازده حقوق صاحبان سهام گردآوری شده است.

۲. شاخص توسعه بازارهای مالی براساس سه مؤلفه، عمق، دسترسی و کارایی بازارهای مالی سنجیده می‌شود. در این شاخص، عمق بازارهای مالی براساس داده‌های مربوط به ارزش بازار سهام به GDP، تعداد سهام معامله شده به GDP، اوراق بدهی بین‌المللی دولت به GDP و کل اوراق بدهی شرکت‌های مالی و غیرمالی اندازه‌گیری می‌شود. ←

است و بازارهای مالی را از منظر عمق، دسترسی و کارایی در شاخص لحاظ می‌کند (صندوق بین‌المللی پول^۱، ۲۰۲۰). شرح تفصیلی متغیرهای پژوهش به همراه منبع جمع‌آوری آن‌ها در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲. شرح متغیرها و منبع جمع‌آوری داده‌ها

نماد	متغیر پژوهش	توضیحات	منبع جمع‌آوری
FD	توسعه مالی	مجموع توسعه نهادهای مالی و توسعه بازارهای مالی	صندوق بین‌المللی پول www.data.imf.org
FI	توسعه نهادهای مالی	نهادهای مالی از نظر:	صندوق بین‌المللی پول www.data.imf.org
		۱. عمق	
		۲. دسترسی	
FM	توسعه بازارهای مالی	۳. کارایی	صندوق بین‌المللی پول www.data.imf.org
		بازارهای مالی از نظر:	
		۱. عمق	
NRR	درآمدهای ناشی از منابع طبیعی	۲. دسترسی	بانک جهانی www.data.worldbank.org
		۳. کارایی	
		کل درآمدهای منابع طبیعی (درصدی از GDP)	
FMR	ریسک بازارهای مالی	میانگین ریسک‌های:	راهنمای ریسک کشوری (ICRG ^۷) www.prsgrgroup.com
		۱. بدهی خارجی ^۲	
		۲. ثبات نرخ ارز ^۳	
		۳. خدمات بدهی ^۴	
		۴. حساب سرمایه ^۵	
		۵. نقدینگی بین‌المللی ^۶	

➔ مؤلفه دسترسی به بازارهای مالی براساس درصد ارزش بازار شرکت‌های خارج از ۱۰ شرکت بزرگ بازار سهام و تعداد کل صادرکنندگان بدهی به ازای هر ۱۰۰ هزار نفر بزرگسال اندازه‌گیری می‌شود. در نهایت، کارایی بازارهای مالی براساس نسبت گردش بازار سهام (تعداد سهام معامله شده به ارزش بازار) گردآوری شده است.

1. International Monetary Fund
2. Foreign Debt
3. Exchange Rate Stability
4. Debt Service
5. Current Account
6. International Liquidity
7. The International Country Risk Guide

ادامه جدول ۲. شرح متغیرها و منبع جمع‌آوری داده‌ها

نماد	متغیر پژوهش	توضیحات	منبع جمع‌آوری
<i>TIN</i>	پیشرفت تکنولوژی	تعداد فرم‌های ثبت اختراع ^۱	بانک جهانی www.data.worldbank.org
		میانگین شاخص‌های: ۱. ثبات دولت ^۲ ۲. مشخصات سرمایه‌گذاری ^۳ ۳. فساد ^۴ ۴. قانون و نظم ^۵ ۵. دموکراتیک ^۶ ۶. مسئولیت ^۷ ۷. کیفیت بروکراسی ^۸	
<i>IQ</i>	کیفیت نهادی		راهنمای ریسک کشوری (ICRG) www.prsgroup.com
<i>GDP</i>	تولید ناخالص داخلی	تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت سال ۲۰۱۵	بانک جهانی www.data.worldbank.org
<i>NRR * TIN</i>	متغیر تعاملی	حاصل ضرب درآمدهای ناشی از منابع طبیعی و پیشرفت تکنولوژی	محاسبات نویسندگان
<i>NRR * FMR</i>	متغیر تعاملی	حاصل ضرب درآمدهای ناشی از منابع طبیعی و ریسک بازارهای مالی	محاسبات نویسندگان
<i>NRR * IQ</i>	متغیر تعاملی	حاصل ضرب درآمدهای ناشی از منابع طبیعی و کیفیت نهادی	محاسبات نویسندگان

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که بیان شد، متغیرهای تعاملی $NRR * TIN$ ، $NRR * FMR$ و $NRR * IQ$ به ترتیب به منظور بررسی نقش پیشرفت تکنولوژی، ریسک بازار مالی و کیفیت نهادی در تأثیرگذاری درآمد منابع طبیعی بر متغیر وابسته، در مدل‌ها آورده شده‌اند. علاوه بر این t و t نیز به ترتیب نشان‌دهنده مقطع (کشور) و زمان است. براساس مبانی نظری موجود، همچنان پاسخ روشنی به ماهیت تأثیرگذاری درآمدهای منابع طبیعی بر توسعه مالی و اجزای

1. Patent
2. Government Stability
3. Investment Profile
4. Corruption
5. Law and Order
6. Democratic
7. Accountability
8. Bureaucracy Quality

تشکیل‌دهنده آن داده نشده است و ماهیت موهبت و نفرین آن بستگی به ساختارهای اقتصادی کشور میزبان دارد. بررسی پیشینه مطالعاتی در این زمینه نشان می‌دهد که سه عامل پیشرفت تکنولوژی، ریسک بازارهای مالی و کیفیت نهادی در اثرگذاری درآمدهای منابع طبیعی بر توسعه مالی و اجزای تشکیل‌دهنده آن نقش دارند. از این رو می‌توان انتظار داشت که هر چه سطح پیشرفت تکنولوژی و کیفیت نهادی افزایش و سطح ریسک بازارهای مالی کاهش یابد، درآمدهای منابع طبیعی منجر به افزایش سطح توسعه مالی و اجزای تشکیل‌دهنده آن خواهد شد.

جدول ۳. آماره توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میان	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آزمون جبارک-برا (احتمال)
<i>FD</i>	۰/۳۹	۰/۳۹	۰/۸۰	۰/۰۳	۰/۱۸	-۰/۱۰	۲/۷۰	۱/۹۹ (۰/۳۶۹۰)
<i>FI</i>	۰/۳۹	۰/۳۸	۰/۸۰	۰/۰۴	۰/۱۸	۰/۲۳	۲/۳۳	۱۰/۴ (۰/۰۰۵۴)
<i>FM</i>	۰/۳۸	۰/۳۷	۰/۸۰	۰	۰/۲۰	-۰/۱۱	۲/۲۹	۸/۶۳ (۰/۰۱۳۳)
<i>NRR</i>	۱۴/۲۹	۹/۱	۵۹/۷۰	۰/۹۰	۱۳/۲۹	۱/۲۶	۳/۷۲	۱۰۷/۰۸ (۰/۰۰۰۰)
<i>TIN</i>	۳۷۲۰۱	۸۶۰	۱۴۲۶۶۴۴	۲۲	۱۸۴۱۲۰	۶/۱۵	۴۱/۱۱	۲۴۹۲۷ (۰/۰۰۰۰)
<i>FMR</i>	۷/۹۳	۷/۹۷	۹/۷۵	۳/۴۶	۱/۰۶	-۰/۸۴	۴/۳۳	۷۱/۹۳ (۰/۰۰۰۰)
<i>IQ</i>	۴/۴۹	۴/۴۶	۶/۲۴	۲/۳۱	۰/۷۳	-۰/۰۴	۲/۵۷	۲/۸۶ (۰/۲۳۹۱)
<i>GDP</i>	۱۰۲۸	۴۰۶/۳۴	۱۵۸۵۰	۶/۴۵	۲۱۵۳	۴/۵۷	۲۵/۵۶	۹۲۱۱ (۰/۰۰۰۰)
<i>NRR * TIN</i>	۱۲۲۱۰۳	۶۵۶۵	۳۲۰۱۸۸	۳۲۹/۸۰	۳۷۱۲۵۵	۴/۸۳	۲۹/۱۹	۱۲۱۵۱ (۰/۰۰۰۰)
<i>NRR * FMR</i>	۱۱۳/۳۴	۷۵/۴۰	۵۰۱/۸	۵/۸۵	۱۰۵/۳۸	۱/۳۳	۴/۳۱	۱۳۷/۵۵ (۰/۰۰۰۰)
<i>NRR * IQ</i>	۶۴/۷۳	۳۹/۲۸	۲۷۹/۴	۳/۷۳	۶۳/۶۴	۱/۴۷	۴/۳۰	۱۶۱/۷۸ (۰/۰۰۰۰)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در این پژوهش برای سنجش، تعیین و برآورد رابطه بلندمدت میان متغیرهای پژوهش از مدل حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS) استفاده می‌شود. روش FMOLS، به تخمین‌های قابل اطمینان در نمونه‌های کوچک منجر شده و با تصحیح تورش درون‌زایی در برآوردکننده‌های OLS رابطه بلندمدت بین متغیرها را نتیجه می‌دهد. برآوردکننده‌های FMOLS، فوق‌سازگار هستند یعنی در مورد متغیرهای نایستا اما هم‌انباشته با سرعت بیشتری به سوی پارامتر جامعه میل می‌کنند، به‌طور جانبی بدون تورش هستند، توزیع آن‌ها به‌طور مجانبی نرمال است و با اصلاح انحراف معیار ضرایب، امکان انجام استنباط‌های آماری را فراهم می‌کند. این روش تخمین، با توجه به ناهمگونی در الگوی پانل هم‌انباشته، نسبت به سایر روش‌ها مناسب‌تر است و هم‌بستگی پیاپی جملات خطا را هم تعدیل خواهد کرد (بالتاجی^۱، ۲۰۱۳). در جدول ۳ آماره توصیفی متغیرهای استفاده شده در پژوهش آورده شده است.

۵. یافته‌ها

برای برآورد و تعیین رابطه بلندمدت بین توسعه مالی، توسعه نهادهای مالی و توسعه بازارهای مالی با سایر متغیرهای مستقل این پژوهش در کشورهای مورد مطالعه، از آزمون‌های هم‌انباشتگی در داده‌های پانل استفاده می‌شود. برای این منظور از آزمون‌های لوین-لین-چاو (LLC^۲)، ایم، پسران و شین (IPS^۳)، دیکی فولر تعمیم‌یافته فیشر (ADFF^۴) و فیلیپس-پرون-فیشر (PPF^۵) وجود ریشه واحد مشترک و مقطعی در متغیرها بررسی می‌شود. اما به دلیل ماهیت نامتوازن داده‌های پانل در این پژوهش، نتایج آزمون IPS، ADFF و PPF قابل اعتمادتر است. نتایج آزمون ریشه واحد در جدول ۴ آورده شده است.

-
1. Baltagi, B.
 2. Levin, Lin, and Chu
 3. Aym, Pesaran and Shin
 4. Fisher's generalized Dickey Fuller
 5. Phillips-Perron-Fisher

جدول ۴. نتایج آزمون ریشه واحد ترکیبی مشترک

فرضیه	فرضیه صفر: وجود ریشه واحد مشترک		فرضیه صفر: وجود ریشه واحد مقطعی		نتیجه
	لورین-لین-چاو (LLC)	ایم، پسران و شین (IPS)	دیکی فولر تعمیم‌یافته فیشر (ADFF)	فیلیپس-پرون-فیشر (PPF)	
FD	-۱/۶۴۴	-۰/۹۹۹	۴۳/۴۲	۵۲/۶۵	I(1)
	(۰/۰۵۰۱)	(۰/۱۵۸۸)	(۰/۱۲۹۰)	(۰/۰۲۱۶)	
	-۵/۹۵۳	-۸/۸۸۳	۱۴۲/۵	۴۰۸/۶	
D(FD)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	I(1)
	-۱/۵۸۸	۱/۴۳۴	۲۵/۶۷	۴۳/۲۳	
	(۰/۰۵۶۰)	(۰/۹۲۴۲)	(۰/۸۴۷۰)	(۰/۱۳۳۳)	
FI	-۵/۹۱۹	-۸/۰۳۶	۱۲۹/۴	۳۲۵/۱	I(1)
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	
	-۱/۲۶۲	-۱/۴۳۵	۳۹/۶۲	۴۶/۱۳	
FM	(۰/۱۰۳۵)	(۰/۰۷۵۶)	(۰/۱۶۶۳)	(۰/۰۵۰۶)	I(1)
	-۶/۹۶۱	-۷/۹۹۵	۱۲۴/۵	۳۴۳	
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	
D(FM)	-۱/۰۹۹	-۰/۷۱۵	۳۳/۲۹	۴۵/۱۲	I(1)
	(۰/۱۳۵۸)	(۰/۲۳۷۳)	(۰/۵۰۲۱)	(۰/۰۹۶۱)	
	-۹/۱۹۶	-۹/۹۲۰	۱۵۸/۶	۲۲۴/۸	
NRR	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	I(1)
	۳/۰۶۹	۳/۰۵۸	۳۰/۹۷	۴۶/۷۱	
	(۰/۹۹۸۹)	(۰/۹۹۸۹)	(۰/۶۱۶۵)	(۰/۰۷۱۸)	
TIN	-۲/۷۶۱	-۸/۰۲۰	۱۳۲/۷	۵۰۱/۶	I(1)
	(۰/۰۰۲۹)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	
	-۳/۸۵۲	-۳/۲۹۳	۶۳/۸۸	۹۷/۶۱	
D(TIN)	(۰/۰۰۰۱)	(۰/۰۰۰۵)	(۰/۰۰۱۴)	(۰/۰۰۰۰)	I(0)
	-۲/۲۳۷	-۲/۹۴۰	۶۲/۳۵	۶۵/۷۱	
	(۰/۰۱۲۶)	(۰/۰۰۱۶)	(۰/۰۰۲۱)	(۰/۰۰۰۹)	
FMR	۱/۵۱۹	۳/۷۶۰	۱۸/۵۲	۲۶/۷۲	I(0)
	(۰/۹۳۵۷)	(۰/۹۹۹۹)	(۰/۹۸۵۷)	(۰/۸۰۸۲)	
	-۳/۹۷۴	-۴/۸۴۷	۸۳/۴۱	۲۷۳/۶	
IQ	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	I(1)
	GDP				
	D(GDP)				

ادامه جدول ۴. نتایج آزمون ریشه واحد ترکیبی مشترک

نوع آزمون / متغیر	فرضیه صفر: وجود ریشه واحد مشترک		فرضیه صفر: وجود ریشه واحد مقطعی		نتیجه
	لوین-لین-چاو (LLC)	ایم، پسران و شین (IPS)	دیکی فولر تعمیم یافته فیشر (ADFF)	فیلیپس-پرون-فیشر (FPF)	
<i>NRR * TIN</i>	-۰/۹۸۶۲ (۰/۱۶۲۰)	-۰/۷۷۷۳ (۰/۲۱۸۵)	۴۰/۳۲ (۰/۲۱۰۸)	۳۸/۷۹ (۰/۲۶۲۲)	I(1)
<i>D(NRR * TIN)</i>	-۶/۲۱۰۸ (۰/۰۰۰۰)	-۹/۵۸۸۳ (۰/۰۰۰۰)	۱۵۲/۵ (۰/۰۰۰۰)	۲۳۴/۵ (۰/۰۰۰۰)	
<i>NRR * FMR</i>	-۰/۹۳۸۱ (۰/۱۷۴۱)	-۰/۷۶۴۳ (۰/۲۲۲۳)	۳۳/۸۶ (۰/۴۷۴۳)	۳۷/۱۸ (۰/۳۲۴۷)	I(1)
<i>D(NRR * FMR)</i>	-۷/۸۹۷۱ (۰/۰۰۰۰)	-۸/۴۲۹۹ (۰/۰۰۰۰)	۱۳۴/۶۳ (۰/۰۰۰۰)	۱۹۴/۴۴ (۰/۰۰۰۰)	
<i>NRR * IQ</i>	-۰/۰۴۳۹ (۰/۴۸۲۵)	-۰/۱۴۳۱ (۰/۴۴۳۱)	۲۷/۹۴ (۰/۷۵۸۴)	۳۷/۷۸ (۰/۳۰۰۳)	I(1)
<i>D(NRR * IQ)</i>	-۷/۹۸۷۰ (۰/۰۰۰۰)	-۸/۵۰۵۷ (۰/۰۰۰۰)	۱۳۵/۴ (۰/۰۰۰۰)	۱۹۳/۶ (۰/۰۰۰۰)	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو

متغیر وابسته	آماره ADF (احتمال)	فرضیه صفر	نتیجه
<i>FD</i>	-۲/۳۴۳ (۰/۰۰۵۷)	عدم هم‌انباشتگی	وجود هم‌انباشتگی
<i>FI</i>	-۲/۱۹۹ (۰/۰۱۳۹)	عدم هم‌انباشتگی	وجود هم‌انباشتگی
<i>FM</i>	-۲/۹۴۱ (۰/۰۰۰۷)	عدم هم‌انباشتگی	وجود هم‌انباشتگی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که تنها متغیرهای *FMR* و *IQ* در سطح ایستا هستند و سایر متغیرهای پژوهش با یکبار تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند. به عبارت دیگر اغلب متغیرهای حاضر در پژوهش انباشته از مرتبه *I(1)* هستند. پژوهش حاضر برای سنجش و برآورد رابطه

بلندمدت از مدل FMOLS مشروط به وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها استفاده خواهد کرد. رابطه هم‌انباشتگی به معنای رابطه بلندمدت و باثبات میان دو یا چند متغیر اقتصادی و نبود رگرسیون کاذب است. لذا این پژوهش برای آزمون هم‌انباشتگی از آزمون کائو استفاده کرده است. نتایج آزمون کائو در جدول ۵ ارائه شده است.

نتایج جدول ۵ حاکی از آن است که رابطه بلندمدت بین متغیرها برای هر سه مدل تأیید می‌شود. در نتیجه، روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS) برای برآورد مدل نهایی استفاده خواهد شد. نتایج برآورد مدل FMOLS در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول ۶. نتایج برآورد مدل با استفاده از روش FMOLS

متغیر	مدل اول متغیر وابسته: <i>FD</i>		مدل دوم متغیر وابسته: <i>FI</i>		مدل سوم متغیر وابسته: <i>FM</i>	
	ضریب	آماره <i>t</i> (احتمال)	ضریب	آماره <i>t</i> (احتمال)	ضریب	آماره <i>t</i> (احتمال)
<i>NRR</i>	-۰/۷۰۳	-۵/۱۳۷ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۰۰۳	-۶/۲۶۷ (۰/۰۰۰۰)	۰/۰۰۴	۴/۰۲۴ (۰/۰۰۰۱)
<i>TIN</i>	۰/۶۶۳	۵/۹۹۵ (۰/۰۰۰۰)	۰/۴۶۸	۵/۴۵۹ (۰/۰۰۰۰)	۰/۵۸۹	۵/۱۸۲ (۰/۰۰۰۰)
<i>FMR</i>	-۰/۴۲۳	-۶/۱۸۲ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۰۲۳	-۵/۱۸۴ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۰۱۲	۲/۵۸۲ (۰/۰۰۰۹۶)
<i>IQ</i>	۰/۰۰۶	۲/۱۱۸ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۰۵۲	-۵/۸۵۱ (۰/۰۰۰۰)	۰/۰۴۱	۲/۶۳۲ (۰/۰۰۰۸۹)
<i>GDP</i>	۰/۳۶۰	۸/۹۹۶ (۰/۰۰۰۰)	۰/۶۲۰	۵/۶۸۱ (۰/۰۰۰۰)	۰/۱۲۷	۲/۶۶۰ (۰/۰۰۰۹۱)
<i>NRR * TIN</i>	۰/۰۰۶	۲/۱۷۲ (۰/۰۲۲۷)	۰/۰۲۵	۲/۵۴۷ (۰/۰۰۰۲۴)	۰/۰۱۳	۴/۵۸۶ (۰/۰۰۰۰۰)
<i>NRR * FMR</i>	-۰/۰۷۵	-۳/۶۳۰ (۰/۰۰۰۸)	-۰/۰۰۲	-۳/۱۴۷ (۰/۰۰۰۲۰)	-۰/۰۱۸	-۳/۷۵۶ (۰/۰۰۰۰۵)
<i>NRR * IQ</i>	۰/۰۲۳	۳/۵۸۸ (۰/۰۰۰۱۸)	۰/۰۴۶	۳/۲۴۵ (۰/۰۰۰۱۹)	۰/۰۳۱	۳/۹۶۶ (۰/۰۰۰۰۰)
<i>R</i> ²	۰/۸۸۴		۰/۹۶۱		۰/۸۹۸	
<i>R</i> ²	۰/۸۶۹		۰/۹۵۸		۰/۸۹۲	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج جدول ۶، در مدل (۱)، درآمدهای منابع طبیعی دارای تأثیر منفی و معناداری بر توسعه مالی بوده و در مدل دوم نیز تأثیر منفی و معنادار بر توسعه نهادهای مالی کشورهای منتخب دارد. بر این اساس، با افزایش یک واحد در درآمدهای منابع طبیعی به ترتیب توسعه مالی و توسعه نهادهای مالی با کاهش $۰/۷۰۳$ و $۰/۰۰۳$ واحدی روبه‌رو خواهند شد. به عبارت دیگر در کشورهای درحال توسعه برخوردار از منابع طبیعی، فرضیه نفرین منابع در مدل (۱) (متغیر وابسته توسعه مالی) و مدل (۲) (متغیر وابسته توسعه نهادهای مالی) تأیید می‌شود و این بدین معنی است که افزایش درآمدهای منابع طبیعی به ترتیب توسعه مالی و توسعه نهادهای مالی را در هر یک از مدل‌ها کاهش خواهد داد. در مورد نتیجه به‌دست آمده، خان و همکاران (۲۰۱۹) این‌گونه استدلال می‌کنند که در کشورهای درحال توسعه برخوردار از منابع طبیعی به دلیل فساد بی‌رویه، قوانین مالی از استحکام کافی برخوردار نبوده و همین عامل مانعی برای دستیابی به توسعه مالی و توسعه نهادهای مالی در این کشورها خواهد شد. در مقابل در مدل سوم، یک رابطه مثبت و معنی‌دار میان درآمدهای منابع طبیعی و توسعه بازارهای مالی وجود دارد و با افزایش یک واحدی در درآمدهای منابع طبیعی، توسعه بازارهای مالی $۰/۰۰۴$ واحد افزایش می‌یابد و لذا فرضیه نفرین منابع تأیید نمی‌شود. در این خصوص نیز ژانگ و همکاران (۲۰۱۹) استدلال می‌کنند که کشورهای برخوردار از منابع طبیعی تمایل کمتری به دریافت و جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارند که همین امر به تقویت بازارهای مالی به‌ویژه بازار سهام و گسترش اعتبارات در این بخش کمک خواهد کرد. نتایج حاصل در بخش توسعه مالی و توسعه نهادهای مالی با اکثر مطالعات موجود در این زمینه نظیر ژو و ژائو (۲۰۲۳)، ژانگ و لیانگ (۲۰۲۳) و ژو (۲۰۲۳) مطابقت و همخوانی دارد. همچنین در بخش توسعه بازارهای مالی نتایج حاضر با مطالعه علی و همکاران (۲۰۲۲) و آقایی و همکاران (۱۴۰۱) مطابقت دارد.

نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد که در هر سه مدل، پیشرفت تکنولوژی تأثیر مثبت و معناداری بر سه متغیر وابسته توسعه مالی، توسعه نهادهای مالی و توسعه بازار سهام دارد، به نحوی که با افزایش یک واحدی در پیشرفت تکنولوژی سه متغیر یاد شده به ترتیب $۰/۶۶۳$ ، $۰/۴۶۸$ و $۰/۵۸۹$ واحد افزایش پیدا خواهند کرد. نتایج حاصل در این بخش با مطالعه ژو و ژائو (۲۰۲۳)، ژانگ و لیانگ (۲۰۲۳) مطابقت و همخوانی دارد. ژانگ و بروور (۲۰۲۰) در مطالعه خود نشان دادند که پیشرفت‌های تکنولوژی یکی از محرک‌های اصلی توسعه مالی

است و می‌تواند منجر به موهبت شدن درآمدهای منابع طبیعی شود. از نظر آنان پیشرفت تکنولوژی به معنی کاهش هزینه‌های تولید و کارآمد شدن تولید در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی است. همچنین مایزن-دیک و پردان^۱ (۲۰۱۶) نشان دادند در صورت مدیریت مؤثر ریسک مالی در کنار پیشرفت تکنولوژی، نفرین منابع طبیعی به موهبت تبدیل خواهد شد. علاوه بر این مطابق انتظار، ضریب مثبت و معنی‌دار متغیر تعاملی پیشرفت تکنولوژی و درآمد منابع طبیعی در هر سه مدل بیانگر این است که درآمد منابع طبیعی از طریق پیشرفت تکنولوژی، تأثیر مثبتی بر متغیر وابسته در هر مدل دارد و متغیر تعاملی $NRR * TIN$ پیوند میان درآمدهای منابع طبیعی و اجزای تشکیل‌دهنده توسعه مالی را تقویت می‌کند. با توجه به اینکه براساس ضریب منفی به‌دست آمده برای متغیر NRR ، درآمد منابع طبیعی در مدل‌های (۱) و (۲) منجر به کاهش توسعه مالی و کاهش توسعه نهادهای مالی شده و فرضیه نفرین منابع تأیید شده است، مثبت بودن ضریب تعاملی $NRR * TIN$ بیانگر این است که افزایش درآمد منابع طبیعی از مسیر پیشرفت تکنولوژی توانسته است از تأثیر منفی درآمد منابع طبیعی بر توسعه مالی در مدل (۱) و بر توسعه نهادهای مالی در مدل (۲) بکاهد و لذا می‌توان نتیجه گرفت که در این دو مدل، پیشرفت تکنولوژی تأثیر مثبتی در جهت کاهش اثر نفرین منابع از خود به جا گذاشته است. پیشرفت تکنولوژی می‌تواند منجر به کاهش هزینه‌های تولید و کارآمد شدن تولید در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی شده که این امر به نوبه خود در تخصیص بهینه منابع مالی در بخش نهادهای مالی و افزایش پایداری مالی شرکت‌های حاضر در بازارهای مالی شده و منجر به توسعه مالی می‌شود. همچنین وانگ و همکاران (۲۰۲۲) استدلال می‌کنند که پیشرفت تکنولوژی عاملی مهم برای افزایش سرمایه‌گذاری در صنایعی است که از مزیت رقابتی بهره‌مند هستند و از این کانال کسب سودهای مثبت اقتصادی، فرآیند رشد و توسعه اقتصادی و توسعه مالی تسهیل پیدا خواهد کرد. در مقابل با توجه به مثبت بودن ضریب NRR در مدل سوم (با متغیر وابسته بازارهای مالی) و عدم تأیید فرضیه نفرین منابع، مثبت بودن ضریب متغیر تعاملی پیشرفت تکنولوژی بدین معنی است که درآمد منابع طبیعی از کانال پیشرفت تکنولوژی، منجر به توسعه بیشتر بازارهای مالی می‌شود.

1. Meinzen-Dick, R. & Pradhan, R.

نتایج جدول ۶ حاکی از وجود رابطه منفی میان متغیر ریسک بازارهای مالی و متغیرهای توسعه مالی، توسعه نهادهای مالی و توسعه بازارهای مالی است. افزایش یک واحدی در ریسک بازارهای مالی موجب می‌شود که توسعه مالی، $0/424$ واحد، توسعه نهادهای مالی، $0/023$ واحد و توسعه بازارهای مالی، $0/012$ واحد کاهش پیدا کند. نتایج در این خصوص با مطالعه ژو (۲۰۲۳) مطابقت و همخوانی دارد. وجود ریسک مالی در یک سیستم اقتصادی در وهله اول سودآوری صنعت بانکی را تهدید خواهد کرد و تحت این شرایط تعداد سرمایه‌گذاری‌های لازم برای توسعه مالی کاهش پیدا خواهد کرد. همچنین با وجود ریسک مالی در سیستم اقتصادی، سرمایه‌گذاران تمایل کمتری برای حضور در بازارهای مالی خواهند داشت و در چنین شرایطی که نااطمینانی ناشی از وجود ریسک مالی در اقتصاد افزایش پیدا می‌کند، پس‌اندازهای احتیاطی افزایش پیدا خواهد کرد و منجر به تضعیف بازارهای مالی به‌ویژه بازار سهام خواهد شد. مطابق انتظار با توجه به ضرایب منفی متغیر تعاملی $NRR * FMR$ برای هر سه مدل می‌توان نتیجه گرفت که این متغیر پیوند میان درآمدهای منابع طبیعی و توسعه مالی را تضعیف خواهد کرد. براساس نتایج، ضریب متغیر تعاملی ریسک بازار مالی در هر سه مدل منفی است. با توجه به تأیید فرضیه نفرین منابع در مدل (۱) و (۲) نتیجه گرفته می‌شود که درآمدهای منابع طبیعی از کانال ریسک بازار مالی، تأثیر منفی بر توسعه مالی (در مدل (۱)) و بر توسعه نهادهای مالی (در مدل (۲)) داشته و لذا نفرین منابع را تقویت نموده است. از سوی دیگر با توجه به اینکه درآمدهای منابع طبیعی از کانال ریسک بازار مالی در مدل سوم نیز منجر به تأثیرگذاری منفی بر توسعه بازارهای مالی شده است، نتیجه گرفته می‌شود که ریسک بازار مالی منجر به این شده که از اثرگذاری مثبت درآمد منابع طبیعی بر توسعه بازارهای مالی کاسته شود. از نظر ابراهیم و همکاران (۲۰۲۲) و گرینگ و همکاران^۱ (۲۰۲۲)، کشورهای برخوردار از منابع طبیعی به دلیل وجود ریسک‌های متعدد مالی، سودآوری صنعت بانکی تهدید خواهد شد و از طرف دیگر سرمایه‌گذاران خارجی نیز از تمایل کمتری برای انجام فرآیند سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی این کشورها برخوردار هستند. بنابراین وجود ریسک بازار مالی در تعامل با درآمدهای منابع طبیعی موجب تقویت و تأیید فرضیه نفرین منابع خواهد شد و در صورت مدیریت مؤثر

1. Gehring, K., et al.

ریسک بازارهای مالی می‌توان از اثرگذاری منفی درآمدهای منابع طبیعی بر توسعه مالی کاست.

براساس نتایج جدول ۶، نتایج حاکی از وجود رابطه مثبت و معنی‌دار میان متغیر کیفیت نهادی و توسعه مالی و توسعه بازارهای مالی است به نحوی که با افزایش یک واحدی در کیفیت نهادی، به ترتیب توسعه مالی و توسعه بازارهای مالی با افزایش ۰/۰۰۶ و ۰/۰۴۱ روبه‌رو خواهند شد. این نتیجه با مطالعات خان و همکاران (۲۰۲۰)، گوان و همکاران (۲۰۲۰)، کن و تانگ (۲۰۲۰)، رودری و همکاران (۱۴۰۲) و آقایی و همکاران (۱۴۰۲) نیز سازگار است. در این خصوص می‌توان گفت کشورهای برخوردار از کیفیت نهادی مطلوب می‌توانند از درآمدهای ناشی از منابع طبیعی بهره بیشتری ببرند. همچنین نتایج در جدول ۶ حاکی از این است که متغیر کیفیت نهادی بر توسعه نهادهای مالی تأثیر منفی و معناداری بر جای گذاشته است که این نتیجه نیز با مطالعه علی و همکاران (۲۰۲۲) مطابقت دارد. در خصوص این نتیجه می‌توان گفت، بازار سهام نسبت به اثرات نامطلوب رویدادها و تغییرات ساختاری درخصوص سایر واسطه‌های مالی نظیر بانک‌ها بسیار حساس است. براساس مطالعه علی و همکاران (۲۰۲۰) کیفیت نهادی از طریق تحولات سیاسی، اعلامیه‌های دولت، مکانسیم‌های نظارتی دولت، اظهار نظر مقامات، قوانین سخت‌گیرانه و الزامات سرمایه‌گذاران در نهادهای مالی می‌تواند بر توسعه نهادهای مالی اثر منفی داشته باشد. همچنین خان و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهش خود نشان دادند که کیفیت نهادی فراتر از مقدار آستانه‌ای خود می‌تواند بر توسعه نهادهای مالی تأثیر منفی بگذارد. نتایج نشان می‌دهد که ضریب متغیر تعاملی $NRR * IQ$ در هر سه مدل مثبت و معنی‌دار می‌باشد و بیانگر این است که بهبود کیفیت نهادها می‌تواند از تأثیر منفی درآمد منابع طبیعی بر توسعه مالی (در مدل ۱)) و بر توسعه نهادهای مالی (در مدل ۲)) بکاهد و لذا می‌توان نتیجه گرفت که در این دو مدل، بهبود کیفیت نهادها تأثیر مثبتی در جهت کاهش اثر نفرین منابع از خود به جا گذاشته است. از سوی دیگر با توجه به عدم تأیید فرضیه نفرین منابع در مدل سوم (با متغیر وابسته بازارهای مالی)، مثبت بودن ضریب متغیر تعاملی کیفیت نهادی بدین معنی است که درآمد منابع طبیعی از کانال بهبود کیفیت نهادی، منجر به توسعه بیشتر بازارهای مالی می‌شود. علی و همکاران (۲۰۲۲) و مهلوم و همکاران (۲۰۰۶) بیان می‌دارند که کیفیت نهادی در مورد نفرین یا موهبت بودن منابع طبیعی تصمیم‌گیری خواهد کرد، به گونه‌ای که کشورهای برخوردار از منابع

طبیعی اگر به طور همزمان از نهادهای قوی (فساد کم، حمایت از حقوق مالکیت، حاکمیت قانون و بوروکراسی مؤثر) برخوردار باشند، دارای موهبت منابع و اگر از نهادهای ضعیف (فساد زیاد، عدم حمایت از حقوق مالکیت، عدم حاکمیت قانون و عدم بوروکراسی مؤثر) برخوردار باشند؛ دارای نفرین منابع خواهند بود (Robinson, et al., 2006). عجم‌اوغلو و همکاران^۱ (۲۰۰۱) اهمیت حضور نهادهای قوی برای توسعه مالی را تصدیق نموده و کیفیت نهادی را به عنوان یکی از عوامل مؤثر در تأثیرگذاری منابع طبیعی بر توسعه مالی معرفی می‌نمایند.

بنابراین به طور کلی می‌توان گفت متغیرهای تعاملی پیشرفت تکنولوژی و کیفیت نهادی دارای اثر مثبت و معنادار بر هر سه متغیر توسعه مالی، توسعه نهادهای مالی و توسعه بازار سهام هستند و این در حالی است که متغیر تعاملی ریسک بازارهای مالی در هر سه مدل تأثیر منفی و معنادار بر متغیر وابسته دارد. یافته‌ها نشان می‌دهد که درآمدهای ناشی از منابع طبیعی برای کشورهای در حال توسعه برخوردار از منابع طبیعی از کانال پیشرفت تکنولوژی و کیفیت نهادی موجب ارتقاء و بهبود توسعه مالی می‌شود در حالی که اثر درآمدهای منابع طبیعی از کانال ریسک بازارهای مالی موجب کاهش توسعه مالی در این کشورها خواهد شد.

نتایج در جدول ۶ نشان می‌دهد که متغیر تولید ناخالص داخلی، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر هر سه متغیر توسعه مالی، توسعه نهادهای مالی و توسعه بازارهای مالی دارد، به گونه‌ای که با افزایش یک واحدی در تولید ناخالص داخلی به ترتیب توسعه مالی، توسعه نهادهای مالی و توسعه بازارهای مالی با ۰/۳۶۰، ۰/۶۲۰ و ۰/۱۲۷ واحد افزایش روبه‌رو خواهند شد. این نتیجه با مطالعه آقایی و همکاران (۱۴۰۱) مطابقت و همخوانی دارد.

بعد از برآورد مدل نهایی با روش FMOLS باید جملات باقیمانده مدل نهایی با استفاده از آماره آزمون جارک-برای، تحت آزمون نرمال بودن توزیع، مورد بررسی قرار گیرد. اگر توزیع جملات باقیمانده در مدل نهایی نرمال باشد، صحت روش برآورد تأیید خواهد شد. نتایج آزمون نرمال بودن جملات باقیمانده در جدول ۷ ارائه شده است که حاکی از نرمال بودن جملات باقیمانده در سه مدل برآوردی می‌باشد.

1. Acemoglu, D., et al.

جدول ۷. نتایج آزمون نرمال بودن جملات باقیمانده

مدل	آماره جاک-برا (احتمال)	فرضیه صفر	نتیجه
مدل اول	۱/۹۹۳ (۰/۳۶۹۰)	نرمال بودن توزیع	پذیرش فرضیه صفر
مدل دوم	۵/۰۵۰ (۰/۰۸۰۰)	نرمال بودن توزیع	پذیرش فرضیه صفر
مدل سوم	۲/۸۶۱ (۰/۲۳۹)	نرمال بودن توزیع	پذیرش فرضیه صفر

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۶. بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر به دنبال بررسی اثر درآمدهای منابع طبیعی بر سه متغیر توسعه مالی، توسعه نهادهای مالی و توسعه بازارهای مالی با در نظر گرفتن نقش سه عامل پیشرفت تکنولوژی، ریسک مالی و کیفیت نهادی در این رابطه است. بدین منظور از داده‌های سالیانه طی دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۱ در منتخبی از کشورهای درحال توسعه برخوردار از منابع طبیعی استفاده شده و رابطه مذکور با به کارگیری مدل حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS) برآورد شده است. در این پژوهش، سنجش توسعه مالی براساس داده‌های توسعه نهادهای مالی و توسعه بازارهای مالی انجام گرفته که این داده‌ها توسط صندوق بین‌المللی پول (IMF) براساس سه مؤلفه عمق بازار، دسترسی به بازار و کارایی بازار ارائه می‌شود.

نتایج برآورد مدل FMOLS نشان می‌دهد که درآمدهای منابع طبیعی بر توسعه مالی و توسعه نهادهای مالی در منتخبی از کشورهای درحال توسعه دارای منابع طبیعی اثر منفی داشته است و در این دو بخش فرضیه نفرین منابع تأیید می‌شود. درحالی که نتایج نشان می‌دهد در اینگونه کشورها، درآمدهای منابع طبیعی بر توسعه بازارهای مالی اثری مثبت داشته است. این یافته نشان می‌دهد که درآمدهای منابع طبیعی به گسترش اعتبارات در بازارهای مالی به‌ویژه بازار سهام کمک کرده و موجب تقویت توسعه بازارهای مالی می‌شود. نتایج برآورد مدل FMOLS درخصوص متغیر پیشرفت تکنولوژی حاکی از وجود یک رابطه مثبت با سه متغیر توسعه مالی، توسعه نهادهای مالی و توسعه بازارهای مالی است. درخصوص این یافته می‌توان اینگونه استدلال نمود که پیشرفت تکنولوژی می‌تواند از طریق بهبود مدیریت منابع

طبیعی منجر به کاهش هزینه تولید و کارآمد شدن تولید در این کشورها شود که این امر به نوبه خود در سودآوری بنگاه‌های تولیدی و پایداری مالی شرکت‌ها اثرگذار است و بدین شکل، مسیر توسعه اقتصادی و توسعه مالی تسهیل خواهد شد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که متغیر تعاملی $NRR * TIN$ توانسته است برای توسعه مالی و توسعه نهادهای مالی از آثار منفی درآمدهای منابع طبیعی بکاهد. به عبارت دیگر این متغیر تأثیر مثبتی در جهت کاهش اثر نفرین منابع بر این دو بخش بر جای گذاشته است. همچنین با توجه به ضریب مثبت درآمد منابع طبیعی برای توسعه بازارهای مالی، ضریب مثبت این متغیر تعاملی توانسته است که رابطه موجود را تقویت کرده و مورد اخیر بدین معنی است که درآمد منابع طبیعی از کانال پیشرفت تکنولوژی، منجر به توسعه بیشتر بازارهای مالی شود. درخصوص متغیر ریسک بازارهای مالی برآورد مدل FMOLS، حاکی از رابطه منفی توسعه مالی، توسعه نهادهای مالی و توسعه بازارهای مالی با متغیر ریسک بازارهای مالی است. این یافته نشان می‌دهد که مؤلفه‌های تشکیل دهنده ریسک بازارهای مالی که شامل بدهی خارجی، ثبات نرخ ارز، خدمات بدهی، حساب سرمایه و نقدینگی بین‌المللی است با برقراری نااطمینانی در اقتصاد موجب می‌شوند که سرمایه‌گذاران از تمایل کمتری برای سرمایه‌گذاری و حضور در بازارهای مالی برخوردار شوند و همین عامل موجب تضعیف توسعه مالی، توسعه نهادهای مالی و تضعیف بازارهای مالی خواهد شد. علاوه بر این، نتایج برای متغیر تعاملی $NRR * FMR$ حاکی از آن است که این متغیر بر توسعه مالی، توسعه نهادهای مالی و توسعه بازارهای مالی اثر منفی بر جای گذاشته است و ضریب به‌دست آمده بدین معنی است که در هر سه بخش متغیر تعاملی، نفرین منابع را تقویت نموده است. در نهایت نیز متغیر کیفیت نهادی بر توسعه مالی و توسعه بازارهای مالی اثر مثبت و بر توسعه نهادهای مالی اثری منفی داشته است. در مورد این یافته می‌توان اینگونه استدلال نمود که هرچه حاکمیت قانون در یک اقتصاد بیشتر باشد منجر به مدیریت کاراتر منابع طبیعی خواهد شد ولی بنابر نظر خان و همکاران (۲۰۲۰) متغیر کیفیت نهادی فراتر از سطح آستانه خود می‌تواند نتایج معکوسی به دنبال داشته باشد زیرا که نهاد و بازارهای مالی نسبت به سازوکارهای نظارتی دولت، قوانین سخت‌گیرانه و الزامات سرمایه‌گذاران بسیار حساس هستند. علاوه بر این، در هر سه مدل، ضریب متغیر تعاملی $NRR * IQ$ مثبت است و نشان می‌دهد که بهبود کیفیت نهادهای می‌تواند از اثرگذاری منفی درآمدهای منابع طبیعی بر توسعه مالی و توسعه نهادهای مالی

بکاهد و برای این دو بخش اثر نفرین منابع را تضعیف نماید. این در حالی است که برای توسعه بازارهای مالی با توجه به ضریب برآوردی می‌توان استدلال نمود که درآمد منابع طبیعی از کانال بهبود کیفیت نهادی منجر به توسعه بیشتر بازارهای مالی خواهد شد و این رابطه از این کانال تقویت خواهد شد.

بنابر نتایج ارائه شده در این پژوهش می‌توان پیشنهادهای سیاستی مهمی را برای کشورهای در حال توسعه برخوردار از منابع طبیعی تدوین نمود. در ابتدا منابع طبیعی ثروت ملی یک کشور است که نشان‌دهنده موقعیت کلی یک کشور در جهان است. استفاده از منابع طبیعی در کنار پیشرفت تکنولوژی و بازارهای مالی کارآمد موجب خواهد شد که اقتصاد کشورهای برخوردار از منابع طبیعی در مسیر رشد و پیشرفت قرار بگیرد. لذا پیشنهاد می‌شود که منابع طبیعی با برنامه‌ریزی مناسب در جهت دستیابی به پایداری و ثبات در شرایط اقتصادی قرار گیرد. به عبارت دیگر، این کشورها برای استفاده مطلوب از منابع ارزی حاصل از صادرات منابع طبیعی باید قوانین مناسبی تدوین و اجرا نمایند و تا حد امکان قوانین و مقررات پیچیده را حذف کنند که این امر خود مستلزم حضور نهادهای قوی در اقتصاد است. این امر موجب خواهد شد که درآمدهای حاصل از منابع طبیعی صرف گسترش فعالیت‌های مولد اقتصادی و بسترسازی مناسب برای بهبود وضعیت اقتصادهای دانش‌بنیان شود. این مورد نیز علاوه بر کاهش ریسک سرمایه‌گذاری موجب افزایش انگیزه عموم افراد برای سرمایه‌گذاری و حضور شرکت‌ها در بازار سهام خواهد شد و می‌توان انتظار توسعه مالی، نهادهای مالی و بازارهای مالی را داشت. همچنین با توجه به اثرات مثبتی که پیشرفت تکنولوژی به همراه دارد، پیشنهاد می‌شود که در اینگونه کشورها، سرمایه‌گذاری در تکنولوژی‌های نوین افزایش یابد و در این کشورها، فرهنگ پژوهش و توسعه ترویج داده شود که این امر می‌تواند به استفاده کارآمدتر از تکنولوژی‌های نوین کمک کند.

همچنین با توجه به نقشی که متغیر کیفیت نهادی در پیوند رابطه بین درآمدهای منابع طبیعی و توسعه مالی ایفا می‌کند و بهبود کیفیت نهادی شرط لازم و ضروری برای ارتقای توسعه مالی است، لذا توصیه می‌شود که سیاست‌گذاران در این کشورها، سیاست‌های مناسبی جهت بهبود وضعیت حکمرانی انجام دهند. به عبارت دیگر دولت‌ها باید تلاش کنند تا نهادهایی را ایجاد کنند که فساد را کنترل کند، حاکمیت قانون را تضمین نماید، قوانین و مقررات شفاف‌تر باشند، از سرمایه‌گذاری حمایت کنند، ثبات سیاسی بیشتر شود و مقامات

دولتی را نسبت به مردم پاسخگو تر کند. همچنین کشورهای برخوردار از منابع طبیعی باید به دنبال اعمال و گسترش تدابیر ضد فساد به منظور ممانعت از رانت جویی حاصل از درآمدهای منابع طبیعی باشند؛ این کار موجب افزایش انگیزه سرمایه‌گذاری و کاهش ریسک ناشی از آن برای دستیابی به توسعه مالی، توسعه نهادهای مالی و توسعه بازارهای مالی خواهد شد. از طرف دیگر، ایجاد ثبات سیاسی به منظور استفاده کارا از درآمدهای منابع طبیعی موجب کاهش هزینه تمام شده شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سهام می‌شود که در نهایت این امر توسعه یافتگی بیشتر بازارهای مالی را به همراه خواهد داشت.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

سپاسگزاری

از داوران محترم که نویسندگان این پژوهش را یاری نمودند و به غنای این کار افزودند، کمال تشکر و امتنان را داریم.

ORCID

Mahdieh Rezagholizadeh
Hossein Jafari
Narges Kafi



<http://orcid.org/0000-0003-1172-4824>
<http://orcid.org/0000-0003-2432-4459>
<http://orcid.org/0000-0003-8610-2592>

منابع

- آقای، مجید. (۱۴۰۳). توسعه مالی و سرمایه‌گذاری سبز: بررسی نقش فراوانی منابع طبیعی. مدل‌سازی اقتصادی، ۹(۴)، ۱۵۹-۱۹۳.
- <https://doi.org/10.22075/jem.2025.31563.1865>
- آقای، مجید، رضاقلی‌زاده، مهدیه و جعفری، حسین. (۱۴۰۱). منابع طبیعی و توسعه بازار سهام: بررسی نقش کیفیت نهادی. پژوهشنامه اقتصاد کلان، ۱۷(۳۵)، ۱۵۵-۱۸۲.
- <https://doi.org/10.22080/iejm.2023.25755.1982>
- جواهری، بختیار، احمدزاده، خالد و شاه‌ویسی، حمیرا. (۱۴۰۰). بررسی تأثیر درآمد منابع طبیعی و کیفیت نهادی بر توسعه مالی کشورهای در حال توسعه منتخب. پژوهشنامه اقتصادی، ۲۱(۸۰)، ۱۴۱-۱۶۸.
- <https://doi.org/10.22054/joer.2021.53969.881>

- خداپرست مشهدی، مهدی، فلاحتی، محمدعلی و رجب‌زاده‌مغانی، ناهید. (۱۳۹۵). بررسی نقش کیفیت نهادی بر توسعه مالی در کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی. اقتصاد پولی مالی، ۲۳(۱۱)، ۴۵-۲۶. <https://doi.org/10.22067/pm.v23i11.19433>
- رودری، سهیل، شاه‌آبادی، ابوالفضل و آرغا، لیلا. (۱۴۰۲). نقش رکود و رونق در اثرگذاری رانت منابع نفتی بر شاخص توسعه مالی در ایران: آیا کیفیت نهادها موضوعیت دارد؟ راهبرد مدیریت مالی، ۱۱(۱)، ۷۷-۱۰۰.
- <http://dx.doi.org/10.22051/JFM.2023.39105.2634>
- رودری، سهیل، طهرانچیان، امیرمنصور و زارعی، پگاه. (۱۴۰۰). آیا نفت نفرین است یا موهبت برای توسعه مالی ایران؟. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۱۷(۷۰)، ۸۵-۱۱۶.
- <http://iiesj.ir/article-1-1293-en.html>
- فیضی‌ینگجه، سلیمان، حکمتی‌فرید، صمد و یحوی‌میاوقی، صبا. (۱۳۹۶). تأثیر رانت منابع طبیعی بر شاخص‌های حکومت‌داری خوب در کشورهای صادرکننده نفت. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۲(۷۱)، ۲۱۸-۱۸۹. <https://doi.org/10.22054/ijer.2017.8283>
- مجیدزاده، فرشته و دهمرده، نظر قلعه‌نو. (۱۴۰۱). بررسی نقش کیفیت نهادی در اثرگذاری رانت منابع طبیعی در توسعه مالی ایران. پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۱۳(۴۹)، ۱۰۷-۱۲۲.
- <https://doi.org/10.30473/egdr.2022.61355.6350>
- معبودی، رضا، نادمی، یونس و دره‌نظری، زینب. (۱۴۰۱). نفرین منابع و مالی‌سازی در اقتصاد ایران. پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، ۱۱(۴۲)، ۱۲۷-۱۵۹.
- <https://doi.org/10.22054/jiee.2022.68891.1940>

References

- Abaidoo, R. & Agyapong, E.K. (2022). Financial development and institutional quality among emerging economies. *Journal of Economics and Development*, 24(3), 198-216. <https://doi.org/10.1108/JED-08-2021-0135>
- Acemoglu, D., Johnson, S. & Robinson, J.A. (2001). The colonial origins of comparative development: An empirical investigation. *American Economic Review*, 91(5), 1369-1401. <https://doi.org/10.1257/aer.91.5.1369>
- Aghaei, M., Rezagholizadeh, M. & Jafari, H. (2022). Natural resources and stock market development: role of institutional quality. *Macroeconomics Research Letter*, 17(35), 155-182. [In Persian]. <https://doi.org/10.22080/iejm.2023.25755.1982>
- Ali, A. & Ramakrishnan, S. (2022a). Financial development and natural resources. Is there a stock market resource curse? *Resources Policy*, 75, 102457. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102457>

- Ali, A., Ramakrishnan, S., Faisal, F., Sulimany, H.G.H. & Bazhair, A.H. (2022b). Stock market resource curse: The moderating role of institutional quality. *Resources Policy*, 78, 102929. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102929>
- Amin, A., Dogan, E. & Khan, Z. (2020). The impacts of different proxies for financialization on carbon emissions in top-ten emitter countries. *Science of The Total Environment*, 740, 140127. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.140127>
- Ano, A., Qamar, M.A.J., Nazir, M.S., Ahmad, I., Timoshin, A. & Shehzad, K. (2023). How investors attitudes shape stock market participation in the presence of financial self-efficacy. *Frontiers in Psychology*, 11, 553351. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.553351>
- Asif, M., Khan, K.B., Anser, M.K., Nassani, A.A., Abro, M.M.Q. & Zaman, K. (2020). Dynamic interaction between financial development and natural resources: Evaluating the ‘Resource curse’ hypothesis. *Resources Policy*, 65, 101566. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101566>
- Atil, A., Nawaz, K., Lahiani, A. & Roubiaud, D. (2020). Are natural resources a blessing or a curse for financial development in Pakistan? The importance of oil prices, economic growth and economic globalization. *Resources Policy*, 67, 101683. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101683>
- Atkinson, G. & Hamilton, K. (2003). Savings, growth and the resource curse hypothesis. *World development*, 31(11), 1793-1807. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2003.05.001>
- Auty, R. (2002). Sustaining development in mineral economies: the resource curse thesis. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203422595>
- Badeeb, R.A., Lean, H.H. & Smyth, R. (2016). Oil curse and finance–growth nexus in Malaysia: The role of investment. *Energy Economics*, 57, 154-165. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.04.020>
- Baltagi, B.H. (2013). On the use of panel data methods to estimate rational addiction models. *Scottish Journal of Political Economy*, 54(1), <https://doi.org/10.1007/s00181-021-02071-x>
- Bato, A., Foglia, M., Shahzad, U. & Fareed, Z. (2022). Green innovation, resource price and carbon emissions during the COVID-19 times: New findings from wavelet local multiple correlation analysis. *Technological Forecasting and Social Change*, 184, 121957. <http://dx.doi.org/10.1016/j.techfore.2022.121957>
- Beck, D. (2011). Short-and long-term effects of responsible investment growth on equity returns. *The Journal of Risk Finance*, 23(1), 1-13. <https://doi.org/10.1108/JRF-07-2021-0107>
- Bhattacharyya, S. & Hodler, R. (2014). Do natural resource revenues hinder financial development? The role of political institutions. *World Development*, 57, 101-113. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2013.12.003>

- Caldara, C. & Iacoviello, M. (2018). Financial development and technology. Available at SSRN 681562. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.681562>
- Canh, N.P. & Thong, N.T. (2020). Nexus between financialisation and natural resources rents: empirical evidence in a global sample. *Resources Policy*, 66, 101590. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101590>
- Chio, A. & Lee, C. (2022). Financial stability and local economic development: the experience of Italian labour market areas. *Empirical Economics*, 62(4), 1951-1979. <https://doi.org/10.1007/s00181-021-02071-x>
- Davis, G.A. (1995). Learning to love the Dutch disease: Evidence from the mineral economies. *World Development*, 23(10), 1765-1779. [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(95\)00071-J](https://doi.org/10.1016/0305-750X(95)00071-J)
- Dogan, E., Altinoz, B. & Tzeremes, P. (2020). The analysis of 'Financial Resource Curse' hypothesis for developed countries: Evidence from asymmetric effects with quantile regression. *Resources Policy*, 68, 101773. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101773>
- Dogan, E., Madaleno, M. & Altinoz, B. (2020). Revisiting the nexus of financialization and natural resource abundance in resource-rich countries: New empirical evidence from nine indices of financial development. *Resources Policy*, 69, 101839. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101839>
- Duy, L.V.Q. & Cassells, D. (2022). Agglomeration and innovation effort: A longitudinal study on small and medium manufacturing enterprises in Vietnam. *Review of Development Economics*, 26(3), 1252-1268. <https://doi.org/10.1111/rode.12874>
- Dwumfour, R.A. & Ntow-Gyamfi, M. (2018). Natural resources, financial development and institutional quality in Africa: is there a resource curse? *Resources Policy*, 59, 411-426. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2018.08.012>
- Ebrahim, H., Dubyna, M. & Kholiavko, N. (2022). World experience in the introduction of modern innovation and information technologies in the functioning of financial institutions. *Baltic Journal of Economic Studies*, 7(2), 188-199. <http://dx.doi.org/10.30525/2256-0742/2021-7-2-188-199>
- Faisal, F., Sulaiman, Y. & Tursoy, T. (2019). Does an asymmetric nexus exist between financial deepening and natural resources for emerging economy? Evidence from multiple break cointegration test. *Resources Policy*, 64, 101512. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101512>
- Feng, Y. & Yu, X. (2021). The impact of institutions on financial development: Evidence from East Asian countries. *Australian Economic Papers*, 60(1), 122-137. <https://doi.org/10.1111/1467-8454.12196>
- Ferrat, Y., Daty, F. & Burlacu, R. (2022). Short-and long-term effects of responsible investment growth on equity returns. *The Journal of Risk Finance*, 23(1), 1-13. <https://doi.org/10.1108/JRF-07-2021-0107>
- Feyzi Yengjeh, S., Hekmati Farid, S. & Yahyavi Miyavagi, S. (2017). Impact of oil resource rent on good governance indicators of the oil exporting

- countries. *Iranian Journal of Economic Research*, 22(71), 189-218. [In Persian]. <https://doi.org/10.22054/ijer.2017.8283>
- Frynas, J.G. & Buur, L. (2020). The presource curse in Africa: Economic and political effects of anticipating natural resource revenues. *The Extractive Industries and Society*, 7(4), 1257-1270. <https://doi.org/10.1016/j.exis.2020.05.014>
- Gehring, K., Kaplan, L.C. & Wong, M.H. (2022). China and the World Bank-How contrasting development approaches affect the stability of African states. *Journal of Development Economics*, 158, 102902. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2022.102902>
- Guan, J., Kirikkaleli, D., Bibi, A. & Zhang, W. (2020). Natural resources rents nexus with financial development in the presence of globalization: is the “resource curse” exist or myth? *Resources Policy*, 66, 101641. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101641>
- Herb, M. (2005). No representation without taxation? Rents, development, and democracy. *Comparative Politics*, 3(37), 297-316. <https://doi.org/10.2307/20072891>
- Hu, J., Xu, J., Tong, L. & Razi, U. (2022). The dynamic role of film and drama industry, green innovation towards the sustainable environment in China: fresh insight from NARDL approach. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 35(1), 5292-5309. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2022.2026239>
- Javaheri, B., Ahmadzadeh, K. & Shahveisi, H. (2021). Investigating the effect of natural resources rents and institutional quality on financial development in developing countries. *Economics Research*, 21(80), 141-168. [In Persian]. <https://doi.org/10.22054/joer.2021.53969.881>
- Khan, M.A., Khan, M.A., Ali, K., Popp, J. & Oláh, J. (2020). Natural resource rent and finance: The moderation role of institutions. *Sustainability*, 12(9), 3897. <https://doi.org/10.3390/su12093897>
- Khodaparast Mashhadi, M., Falahi, M.A. & Rajabzadeh Moghani, N. (2016). A Study on the role of institutional quality in financial development of selected OIC countries. *Monetary & Financial Economics*, 23(11), 26-45. [In Persian]. <https://doi.org/10.22067/pm.v23i11.19433>
- Leite, M.C. & Weidmann, J. (1999). Does mother nature corrupt? Natural resources, corruption, and economic growth. *International Monetary Fund*, 19(23), 45-65.
- Li, Z., Rizvi, S.K.A., Rubbaniy, G. & Umar, M. (2021). Understanding the dynamics of resource curse in G7 countries: the role of natural resource rents and the three facets of financial development. *Resources Policy*, 73, 102141. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102141>
- Maaboudi, R., Nademi, Y. & Dare Nazari, Z. (2022). Resources curse and financialization in Iran's economy. *Iranian Energy Economics*, 11(42), 127-159. [In Persian]. <https://doi.org/10.22054/jiee.2022.68891.1940>
- Mahdavi Adeli, M.H. & Rohani, M. (2019). The effect of the abundance of natural resources on financial development in selected OPEC countries of oil and gas (with emphasis on the multi-dimensional index of financial

- market development in the stock market). *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 12(42), 71-83. [In Persian].
<https://doi.org/10.22054/joer.2021.53969.881>
- Majidzadeh, F. & Dahmardeh, N. (2023). Investigating the role of institutional quality in the impact of natural resource rents on Iran's financial development. *Economic Growth and Development Research*, 13(49), 109-124. [In Persian]. <https://doi.org/10.30473/egdr.2022.61355.6350>
- Mehlum, H., Moene, K. & Torvik, R. (2006). Institutions and the resource curse. *The Economic Journal*, 116(508), 1-20.
<https://doi.org/RePEc:ecj:econjl:v:116:y:2006:i:508:p:1-20>
- Meinzen-Dick, R. & Pradhan, R. (2016). Property rights and legal pluralism in post-conflict environments: Problem or opportunity for natural resource management? In *Governance, Natural Resources and Post-Conflict Peacebuilding* (pp. 525-544). Routledge.
<http://dx.doi.org/10.4324/9780203109793-25>
- Narayan, P.K., Sharma, S.S. & Thuraisamy, K.S. (2015). Can governance quality predict stock market returns? New global evidence. *Pacific-Basin Finance Journal*, 35, 367-380.
<https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2015.02.007>
- Nawaz, K., Lahiani, A. & Roubaud, D. (2019). Natural resources as blessings and finance-growth nexus: A bootstrap ARDL approach in an emerging economy. *Resources Policy*, 60, 277-287.
<https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.01.007>
- Noman, A.H.M., Gee, C.S. & Isa, C.R. (2017). Does competition improve financial stability of the banking sector in ASEAN countries? *An empirical analysis. PloS one*, 12(5), e0176546.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0176546>
- Pan, K., Cheng, C., Kirikkaleli, D. & Genç, S.Y. (2021). Does financial risk and fiscal decentralization curb resources curse hypothesis in China? Analyzing the role of globalization. *Resources Policy*, 72, 102020.
<https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102020>
- Razaq, R., Xu, J., Tong, L. & Razi, U. (2020). The dynamic role of film and drama industry, green innovation towards the sustainable environment in China: fresh insight from NARDL approach. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 35(1), 5292-5309.
<https://doi.org/10.1080/1331677X.2022.2026239>
- Ricardo, D. (1821). From the principles of political economy and taxation. In *Readings in the economics of the division of labor: The classical tradition* (pp. 127-130).
https://doi.org/RePEc:wsj:wschap:9789812701275_0014
- Robinson, J.A., Torvik, R. & Verdier, T. (2006). Political foundations of the resource curse. *Journal of development Economics*, 79(2), 447-468.
<http://dx.doi.org/10.1016/j.jdeveco.2006.01.008>
- Rudari, S., Shahabadi, A. & Argha, L. (2023). The role of recession and boom in the impact of oil resource rents on financial development index in Iran: Is

- the institutional quality a matter? *Financial Management Strategy*, 11(1), 77-100. [In Persian].
<http://dx.doi.org/10.22051/JFM.2023.39105.2634>
- Shahbaz, M., Naeem, M., Ahad, M. & Tahir, I. (2018). Is natural resource abundance a stimulus for financial development in the USA? *Resources Policy*, 55, 223-232. <http://dx.doi.org/10.1016/j.resourpol.2017.12.006>
- Smith, A. (1776). An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations: Volume One. London: printed for W. Strahan; and T. Cadell, 1776..
 19(23), 45-60. <https://doi.org/10.1108/JRF-07-2021-0107>
- Tao, R., Umar, M., Naseer, A. & Razi, U. (2021). The dynamic effect of eco-innovation and environmental taxes on carbon neutrality target in emerging seven (E7) economies. *Journal of Environmental Management*, 299, 113525. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2021.113525>
- Tehranchian, A. (2021). Is oil curse or a blessing for Iran's financial development?. *Quarterly Energy Economics Review*, 17(70), 85-116. [In Persian]. <http://iiesj.ir/article-1-1293-en.html>
- Wang, A & Razaq, R. (2022). Financial liberalization, financial sector development and growth: Evidence from Malaysia. *Journal of Development Economics*, 84(1), 215-233.
<https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2006.11.006>
- Wang, J., Umar, M., Afshan, S. & Haouas, I. (2022). Examining the nexus between oil price, COVID-19, uncertainty index, and stock price of electronic sports: fresh insights from the nonlinear approach. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 35(1), 2217-2233.
<https://doi.org/10.1080/1331677X.2021.1937260>
- Wang, L., Ahmad, F., Luo, G.L., Umar, M. & Kirikkaleli, D. (2021). Portfolio optimization of financial commodities with energy futures. *Annals of Operations Research*, 19(23), 1-39. <https://doi.org/10.1007%2Fs10479-021-04283-x>
- Wei, H., Rizvi, S.K.A., Ahmad, F. & Zhang, Y. (2020). Resource cursed or resource blessed? The role of investment and energy prices in G7 countries. *Resources Policy*, 67, 101663.
<https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101663>
- Xu, Y. & Zhao, X. (2023). Financial market risk, technology and natural resources nexus: Evidence from China. *Resources Policy*, 81, 103332. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103332>
- Yang, O., Jamil, S.A., & Elheddad, M. (2019). The impact of ICT on financial development: Empirical evidence from the Gulf Cooperation Council countries. *International Journal of engineering business management*, 11, 1847979019870670.
<https://doi.org/10.1177/1847979019870670>
- Yu, B., Li, C., Mirza, N. & Umar, M. (2022). Forecasting credit ratings of decarbonized firms: Comparative assessment of machine learning models. *Technological Forecasting and Social Change*, 174, 121255. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2021.121255>

- Yuxiang, K. & Chen, Z. (2010). Government expenditure and energy intensity in China. *Energy Policy*, 38(2), 691-694.
<https://doi.org/RePEc:eee:enepol:v:38:y:2010:i:2:p:691-694>
- Zaidi, S.A.H., Wei, Z., Gedikli, A., Zafar, M.W., Hou, F. & Iftikhar, Y. (2019). The impact of globalization, natural resources abundance, and human capital on financial development: Evidence from thirty-one OECD countries. *Resources Policy*, 64, 101476.
<https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101476>
- Zhang, C. & Liang, Q. (2023). Natural resources and sustainable financial development: Evidence from South Asian economies. *Resources Policy*, 80, 103282. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.103282>
- Zhang, Q. & Brouwer, R. (2020). Is China affected by the resource curse? A critical review of the Chinese literature. *Journal of Policy Modeling*, 42(1), 133-152. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2019.06.005>

استناد به این مقاله: رضاقلی‌زاده، مهدیه، جعفری، حسین و کافی، نرگس. (۱۴۰۴). نقش پیشرفت تکنولوژی، ریسک بازارهای مالی و کیفیت نهادی در تأثیرگذاری درآمدهای منابع طبیعی بر توسعه مالی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۰(۱۰۲)، ۱۶۶-۲۰۸.



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



The Effect of Deepening Financial Institutions and Financial Markets on Tax Evasion in Iran

Ahmadreza Ahmadi* 

Ph.D. Student in Econometrics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Mohammad Boushehri 

Ph.D. Student in Econometrics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran

Abstract

The expansion and deepening of the financial sector-one of the most critical sectors of any economy-can influence tax evasion. The present study aimed to examine the effect of the deepening of financial institutions and markets on tax evasion in Iran. First, the multiple indicators multiple causes (MIMIC) method was used to estimate the relative size of tax evasion in Iran, revealing an average rate of 8.1% in Iran's economy. Then, relying on the indicators published by the International Monetary Fund (IMF) for the period 1980–2022, the study used the autoregressive distributed lag (ARDL) approach to examine the effect of the deepening of financial institutional and markets on tax evasion. The long-run estimates indicated that both financial institutional deepening and financial market deepening have a negative effect on tax evasion. In terms of size (absolute value), the effect of financial institutional deepening on reducing tax evasion is greater than that of financial market deepening. Among the control variables, the tax burden exhibits an inverted U-shaped relationship with tax evasion, while oil rents have a positive effect on it. It was also noted that tax evasion significantly decreased during the post-JCPOA period (2017–2022).

* Corresponding Author: Arz_ahmadi@atu.ac.ir

How to Cite: Ahmadi, A. & Boushehri, M. (2025). The Effect of Deepening Financial Institutions and Financial Markets on Tax Evasion in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 30(102), 209-241.

1. Introduction

Addressing tax evasion in Iran is of critical importance, particularly given the government's long-standing dependence on oil revenues—a concern frequently emphasized by economists and policy experts. Reducing the dependence through oil rents and shifting toward tax-based revenue through the expansion of the tax base and the reduction of tax exemptions can be considered a vital step toward accelerating economic development and societal well-being. While the scholarly literature on tax evasion has examined various aspects of this hidden segment of the economy, most studies have focused on estimating its size and scope. Few have investigated the effects of the deepening of financial institutions and financial markets on tax evasion separately. To address the gap, the present research aimed to examine the separate effects of the deepening of financial institutions and financial markets on tax evasion in Iran. The research questions are as follows: Do the deepening of financial institutions and financial markets have a significant effect on tax evasion? And if so, in what way?

2. Materials and Methods

The study estimated the relative size of tax evasion by using the multiple indicators and multiple causes (MIMIC) method over the period from 1980 to 2022. The autoregressive distributed lag (ARDL) model was also employed to examine the effect of financial institutions and markets on tax evasion. The analysis used the Financial Development Index published by the International Monetary Fund (IMF). This index ranks countries based on the depth, efficiency, and accessibility of their financial institutions and markets, on a scale from 0 (lowest) to 100 (highest). Concerning the research model, *TaxEva* was the dependent variable representing the level of tax evasion as a proportion of GDP. *FID* and *FMD* denoted the financial deepening indicators for financial institutions and financial markets, respectively. *OilRR* referred to oil rents as a percentage of GDP, calculated as the difference between the value of crude oil production at global market prices and total production costs. Moreover, *TaxB* represented the total tax burden, defined as the ratio of total direct and indirect taxes to GDP; its squared term was also included in the model. The research model was explained based on the specified variables as follows:

$$\begin{aligned} \Delta TaxEva_t = & \varphi TaxEva_{t-1} + \gamma FID_{t-1} + \omega FMD_{t-1} + \delta TaxB_{t-1} + \\ & \theta TaxB_{t-1}^2 + \beta OilRR_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta TaxEva_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \gamma_i \Delta FID_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{r-1} \omega_i \Delta FMD_{t-i} + \sum_{i=0}^{s-1} \delta_i \Delta TaxB_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \theta_i \Delta TaxB_{t-i}^2 + \\ & \sum_{i=0}^{r-1} \beta_i \Delta OilRR_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

3. Results and Discussion

The results of the estimation of the long-run model confirmed several key points. First, both the deepening of financial institutions and the deepening of financial markets have a negative effect on tax evasion. Second, in terms of size (absolute value), the inverse effect of financial institution deepening on tax evasion is greater than that of financial market deepening. According to theoretical foundations, the deepening of financial institutions and markets reflects the broader development of a country's financial sector. This development narrows the gap between lenders and borrowers, reduces information asymmetry, and decreases the financial requirements of companies—all of which contribute to a decrease in tax evasion. Another important finding is the inverse U-shaped relationship between the tax burden and tax evasion. Specifically, up to a threshold of 4.203% of GDP, an increase in the tax burden leads to higher tax evasion. Beyond this point, however, further increases in the tax burden are associated with a reduction in tax evasion. Finally, the results showed that oil rent has a positive effect on tax evasion, providing empirical support for the resource curse hypothesis. This suggests that reliance on resource revenues can weaken the government's tax income.

Table 1. Results of Estimated Long-Run Coefficients

Variable	Coefficient	Std.Error	T-Statistic	Prov.
<i>FID</i>	-0.079	0.033	-2.42	0.025
<i>FMD</i>	-0.037	0.007	-5.06	0.000
<i>TaxB</i>	-8.120	1.044	-7.77	0.000
<i>TaxB</i> ²	0.966	0.127	7.63	0.000
<i>OilRR</i>	0.093	0.007	12.79	0.000

*Source: Research estimates

4. Conclusion

In light of the findings, it is recommended that policymakers adopt policies to increase the deepening of financial institutions and markets in Iran. These policies may include reformulating and amending the laws governing financial institutions and markets to improve transparency, as well as establishing appropriate mechanisms for monitoring. In addition, the development of information and communication technology (ICT) infrastructure is essential to increase access to financial services across the country. Given the observed negative impact of oil rent on tax evasion, it is also advisable to adopt policies to reduce the government's dependence on oil rents. Instead, greater emphasis should be placed on the role of the tax system as a source of public revenue. The present study has several limitations. These include the simplicity of the model used, constraints related to data availability over time, and the limitations inherent in the chosen estimation method.

Keywords: Tax Evasion, Financial Deepening, ARDL, MIMIC, Iran

JEL Classification: H26, G20, G10

تحلیل اثر تعمیق نهادها و بازارهای مالی بر فرار مالیاتی در ایران

احمد رضا احمدی*  دانشجوی دکتری اقتصادسنجی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

محمد بوشهری  دانشجوی دکتری اقتصادسنجی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران

چکیده

گسترش و تعمیق بخش مالی به عنوان یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصاد هر کشور می‌تواند فرار مالیاتی را تحت تأثیر قرار دهد. در پژوهش حاضر ابتدا اندازه نسبی فرار مالیاتی با استفاده از روش شاخص چندگانه - علل چندگانه محاسبه شد که حاکی از میانگین ۸/۱ درصدی در اقتصاد ایران است. سپس با استفاده از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، اثر تعمیق نهادها و بازارهای مالی بر فرار مالیاتی با استفاده از شاخص‌های منتشره از صندوق بین‌المللی پول در بازه زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۴۰۱ بررسی و آزمون شد. نتایج بر آورد در بلندمدت نشان می‌دهد که نخست، تعمیق نهادهای مالی و تعمیق بازارهای مالی بر فرار مالیاتی با اثری منفی (مطلوب) همراه هستند. دوم، از حیث اندازه (قدر مطلق)، اثرگذاری منفی (مطلوب) تعمیق نهادهای مالی بر فرار مالیاتی بیش از تعمیق بازارهای مالی است. همچنین در میان متغیرهای کنترلی مدل، بار مالیاتی به صورت U شکل معکوس و رانت نفت به نحو مثبت (نامطلوب) بر فرار مالیاتی اثرگذار هستند. یافته دیگر آنکه در دوران پسابرجام (۱۳۹۶-۱۴۰۱) به نحو معناداری از اندازه فرار مالیاتی کاسته شده است.

کلیدواژه‌ها: فرار مالیاتی، تعمیق مالی، خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، میمیک، ایران.

طبقه‌بندی JEL: H26، G20، G10.

۱. مقدمه

بسیاری از دولت‌ها در مبارزه با فرار مالیاتی با مشکلاتی روبرو هستند. دولت با عواقب اقتصادی قابل توجهی در نتیجه از دست دادن درآمد مالیاتی مواجه است (Cerqueti & Coppier, 2011) زیرا قادر به ارائه خدمات عمومی و سایر امکاناتی که به سود جامعه است، نمی‌باشد (Johnson, et al., 2000). مقادیر قابل توجهی از فرار مالیاتی نشان می‌دهد که یک کشور دارای یک اقتصاد سایه بزرگ است. بسیاری از شرکت‌ها در اقتصاد سایه به منظور اجتناب از پرداخت مالیات، قصد دارند کوچک بمانند در حالی که برخی می‌توانند بار مالیاتی خود را از طریق استفاده از وکلا، حسابداران و رشوه‌دهی یا سایر اشکال فساد کاهش دهند (Lopez, 2017). طبق گفته کوئنتین^۱ (۲۰۰۸) کشورهای صنعتی نسبت به کشورهای در حال توسعه، سیستم قضایی مؤثرتر و اجرای مقرراتی بیشتری دارند که توضیح می‌دهد چرا اقتصاد سایه در کشورهای ثروتمند نسبتاً کوچک است. به گفته فرانزونی^۲ (۱۹۹۸) از دست دادن درآمد مالیاتی توانایی دولت را برای پوشش هزینه‌های اساسی و انجام اهداف سه‌گانه خود (توزیع درآمد، تخصیص منابع و ثبات اقتصادی) به خطر می‌اندازد.

در حقیقت، فرار مالیاتی یک عمل رایج در سراسر جهان است. طبق گزارش شبکه عدالت مالیاتی^۳ (۲۰۱۱)، فرار مالیاتی در سراسر جهان در سال ۲۰۱۱ به ۳/۱ تریلیون دلار رسید که حدود ۵/۱ درصد از تولید ناخالص داخلی جهانی را تشکیل می‌دهد. فرار از پرداخت مالیات ممکن است رشد اقتصادی را محدود کند زیرا باعث کاهش توانایی دولت برای ارائه کالاهای مناسب دولتی، نهادهای پشتیبانی از بازار و زیرساخت‌ها می‌شود (چمن و همکاران، ۱۳۹۶). اهمیت پدیده فرار مالیاتی به اندازه‌ای است که اشنایدر^۴ (۲۰۰۵)، اقتصاد زیرزمینی را با فرار مالیاتی یکی در نظر گرفته است. از طرفی بهبود بخش مالی با افزایش درآمد مالیاتی مرتبط است (Petrescu, 2016) یا به عبارتی دیگر گسترش و تعمیق بخش مالی به عنوان یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصاد هر کشور می‌تواند فرار مالیاتی را تحت تأثیر قرار دهد.

1. Quintin, E.
 2. Franzoni, L.A.
 3. Tax Justice Network
 4. Schneider, F.

مطالعات موجود بیانگر کانال‌های مختلفی بوده‌اند که گسترش و یا تعمیق مالی از طریق آن‌ها قادر به کاهش فرار مالیاتی است. تعمیق بازارهای مالی با عمومی نمودن اطلاعات، تنبیه شرکت‌های زیان‌ده و تشویق شرکت‌های سودآور و موفق، نقش نظارتی قوی‌ای را ایفا می‌کنند و از بسیاری سیستم‌های بوروکراتیک مؤثرتر عمل می‌نمایند. تخصیص صحیح منابع و کارایی در نهادهای مالی از جمله سیستم‌های بانکی را نیز می‌توان بر میزان فرار مالیاتی مؤثر دانست زیرا سبب ایجاد شفافیت و افزایش سرمایه‌گذاری و در نتیجه تولید می‌گردد (رضاقلی‌زاده و عالمی، ۱۳۹۸).

توجه به فرار مالیاتی در ایران از اهمیت وافر برخوردار است زیرا که وابستگی بودجه دولت به نفت، همواره یکی از تأکیدات اقتصاددانان و صاحب‌نظران اقتصادی، کاهش وابستگی تأمین بودجه دولت از طریق رانت نفتی و اتکا به درآمدهای مالیاتی از طریق افزایش پایه‌های مالیاتی و کاهش معافیت‌های مالیاتی به جای آن بوده است تا بتوان روند توسعه اقتصادی و رفاه جامعه را شتاب بخشید.

بررسی مطالعات انجام شده پیشین در زمینه فرار مالیاتی در ایران حاکی از آن بوده است که با وجود بررسی جوانب این بخش پنهان در اقتصاد، اکثر پژوهش‌ها در رابطه با بررسی و برآورد اندازه و ابعاد آن پرداخته شده و مابقی مطالعات با وجود بررسی اثر توسعه مالی بر فرار مالیاتی به اثرگذاری مجزای تعمیق نهادها و بازارهای مالی بر فرار مالیاتی پرداختند. در این پژوهش از شاخص منتشره از صندوق بین‌المللی پول استفاده می‌شود. شاخص توسعه مالی رتبه‌بندی نسبی کشورها بر اساس عمق، کارایی و دسترسی مؤسسات مالی و بازارهای مالی است (Čihák, et al., 2012). از ۰ (کمترین) تا ۱۰۰ (بالاترین) درصد متغیر است.

در این مطالعه تلاش نگارندگان بر آن است تا نقش تعمیق نهادها و بازارهای مالی به صورت مجزا بر فرار مالیاتی در ایران مورد بررسی و آزمون قرار گیرد. به همین جهت مطالعه حاضر در پی پاسخگویی به این سؤال است که آیا تعمیق نهادها و بازارهای مالی اثر معناداری بر فرار مالیاتی دارند؟ و اگر معنادار هست به چه نحوی اثرگذار است؟

در مطالعه حاضر ضمن محاسبه اندازه نسبی فرار مالیاتی با روش علل چندگانه-آثار چندگانه (میمیک)^۱ در دوره زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۴۰۱، تلاش شده تا اثر تعمیق نهادها و بازارهای مالی بر فرار مالیاتی مورد بررسی واقع شود. برای این منظور از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده شد. در این راستا ساختار مقاله حاضر بدین صورت سازماندهی شده است که پس از مقدمه، در قسمت دوم به ادبیات پژوهش با تأکید بر ادبیات نظری و ادبیات تجربی پرداخته خواهد شد. در بخش سوم روش‌شناسی پژوهش و توصیف داده‌ها ارائه خواهد شد. سپس در بخش چهارم برآورد مدل با داده‌های سری زمانی به روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی انجام می‌شود و در پایان، نتیجه‌گیری پژوهش و پیشنهادات ارائه می‌شود.

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. ادبیات نظری پژوهش

بخش مالی از مهم‌ترین بخش‌های یک اقتصاد مدرن است. تعمیق بخش مالی تأثیر بسزایی بر رشد اقتصادی دارد (احمدی و بوشهری، ۱۴۰۲). انانا و دوگا^۲ (۱۹۹۸) اذعان داشتند که تعمیق مالی نشان‌دهنده یک سیستم عاری از سرکوب مالی است. نتایج آنان در این مطالعه حاکی از آن بوده که سیاست‌های سرکوب مالی با هدف تشویق سرمایه‌گذاری‌های داخلی از طریق سرکوب نرخ بهره نتایج منفی به همراه داشت. همچنین نرخ‌های بهره واقعی منفی منجر به افزایش سرمایه‌گذاری نمی‌شود بلکه بانک‌ها را تشویق می‌کند تا ریسک‌گریزی بیشتری داشته باشند و نسبت به وام دادن مرددتر باشند.

از دیدگاه پوپیل^۳ (۱۹۹۰) و انانا و دوگا (۱۹۹۹) تعمیق مالی به‌طور کلی مستلزم افزایش نسبت عرضه پول به تولید ناخالص داخلی است. به‌طور کلی فرار مالیاتی جزئی از فعالیت‌های اقتصاد سایه یا زیرزمینی محسوب می‌شود. فرار مالیاتی به‌صورت کاهش غیرقانونی مالیات پرداختی از طریق عدم گزارش درآمد یا اعلام نمودن نرخ‌های تفریق بالاتر تعریف می‌شود (اشنایدر و اینسته^۴، ۲۰۰۰).

1. Multiple Indicators- Multiple Causes (MIMIC)

2. Nnanna, O.G. & Doga, M.

3. Popiel, P.A.

4. Schneider, F. & Enste, D.H.

آلینگهام و ساندمو^۱ (۱۹۷۲) اولین کسانی بودند که رفتار فرار مالیاتی را بررسی کردند. براساس کار قبلی بکر^۲ (۱۹۶۸) در مورد اقتصاد جرم و جنایت، آلینگهام و ساندمو (۱۹۷۲) پیشنهاد کردند که مالیات‌دهندگان در صورتی که مزایا بر هزینه‌های فرار از مالیات بیشتر باشد، فرار مالیاتی را انتخاب می‌کنند. مالیات‌دهندگان تحت مدل فرار مالیاتی آلینگهام و ساندمو (۱۹۷۲) دو گزینه دارند: فرار مالیاتی یا عدم اجتناب از مالیات. قضاوت او در مورد فرار مالیاتی بستگی به مجازاتی دارد که در صورت تشخیص فرار مالیاتی برای او تعیین می‌شود. اگر توسط مقامات مالیاتی حسابرسی یا بررسی شود با جریمه مواجه خواهد شد. اگر نرخ مالیات بالاتر از نرخ جریمه باشد، به عنوان یک عامل اقتصادی منطقی که به دنبال به حداکثر رساندن مطلوبیت مورد انتظار خود است، فرار مالیاتی افزایش می‌یابد. این گزاره بدین معناست که اگر تشخیص قطعی باشد و جریمه‌ها قابل توجه باشد، افراد کمی از پرداخت مالیات اجتناب می‌کنند و در نتیجه تبعیت مالیاتی افزایش می‌یابد. براساس این فرضیه، فرار مالیاتی را می‌توان با افزایش جریمه‌های مرتبط با آن یا افزایش هزینه‌های اجرایی در اجرا کاهش داد که احتمال گرفتار شدن فرار مالیاتی را افزایش می‌دهد.

طبق گفته بوز و همکاران^۳ (۲۰۱۲)، افراد و شرکت‌ها در اقتصادهای صنعتی با سطح بالایی از تعمیق مالی، دسترسی آسانی به بازار اعتبار دارند. با این حال، وام‌گیرندگان باید درآمد و یا دارایی خود را که می‌تواند به عنوان وثیقه یا برای ارزیابی اعتبار آنها مورد استفاده قرار گیرد، افشا کنند؛ اگرچه در صورت انجام این کار در معرض مسئولیت مالیاتی قرار خواهند گرفت. از آنجا که ارزش عرضه شده توسط واسطه‌گری مالی قابل توجه است (گوردون و لی^۴، ۲۰۰۹)، انگیزه کمتری برای طفره رفتن از مالیات و نیاز کمتری برای مشارکت در اقتصاد سایه وجود دارد. از سوی دیگر، برای اقتصادهای در حال توسعه با سطوح پایین تعمیق و توسعه مالی، دسترسی به بازار اعتبار به دلیل فقدان سرمایه قابل وام، اطلاعات نامتقارن و هزینه‌های بالای استقراض محدود است. وام‌گیرندگان انگیزه کمتری برای اظهار درآمد و یا دارایی دارند. فرار مالیاتی در چنین شرایطی مانند اقتصاد سایه بیدار می‌کند. تحلیل داده‌های مقطعی و تابلویی آن‌ها نشان می‌دهد که بهبود در گسترش بخش بانکی و همچنین

1. Allingham, M.G. & Sandmo, A.

2. Becker, G.S.

3. Bose, N., et al.

4. Gordon, R. & Li, W.

عمق و کارایی آن، منجر به کاهش اندازه اقتصاد سایه می‌گردد. نتیجه‌گیری در مطالعه گاتی و هونوراتی^۱ (۲۰۰۷) به این ادعا که انطباق بیشتر مالیاتی با دسترسی بیشتر به بازار وام مرتبط است اعتبار می‌بخشد.

بلکبرن و همکاران^۲ (۲۰۱۲) با استفاده از یک مدل ساده فرار مالیاتی و واسطه‌گری مالی، رابطه بین فعالیت اقتصاد سایه و توسعه بازارهای مالی و اعتباری را توضیح می‌دهند. وام‌گیرندگان بالقوه در بازارهای مالی ناقص (با اطلاعات نامتقارن) برای اعلام درآمد یا ثروت خود به منظور دریافت وام برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری خود مورد نیاز هستند. مقدار ثروت، تعیین‌کننده مقدار وثیقه مورد نیاز برای تضمین یک وام و همچنین شرایط و ضوابط قرارداد وام است که در اختیار آنها قرار می‌گیرد. در نتیجه، هر چه میزان ثروت بیان شده کمتر باشد، وثیقه کمتری برای تأمین مالی وام مورد نیاز در دسترس است و شرایط و ضوابط قرارداد وام سخت‌تر می‌شود. به گفته بلکبرن و همکاران (۲۰۱۲) ترتیبات اعتباری با سطوح پایین تعمیق مالی بدتر می‌شود. بنابراین، سود افشای ثروت با سطح توسعه یا تعمیق مالی افزایش می‌یابد؛ به این معنی که تعداد افراد و شرکت‌هایی که فرار مالیاتی را برمی‌گزینند با پیشرفت اقتصاد از سطح پایین به سطح بالای تعمیق مالی کاهش می‌یابند.

از یک طرف، بایتنکرت و همکاران^۳ (۲۰۱۴) با استفاده از یک رویکرد تولید هم‌پوشانی مرسوم استدلال می‌کنند که هم سطح پایین‌تر (بالا‌تر) توسعه مالی و هم سطح بیشتر (پایین‌تر) تورم منجر به اقتصاد سایه بزرگ‌تر (کوچک‌تر) می‌شود. علاوه بر این، جوامعی با سطوح بالا‌تر (پایین) توسعه مالی، هزینه‌های نظارتی پایین‌تری (بالا‌تر) خواهند داشت. وام‌گیرندگانی که تصمیم می‌گیرند درآمد خود را از بانک مخفی کنند، با افزایش هزینه و شرایط وام مواجه خواهند شد. این هزینه‌های بیشتر، همراه با سطح پایین تعمیق مالی، وام‌گیرندگان را تشویق می‌کند تا در فعالیت‌های فرار مالیاتی شرکت کنند.

بک و همکاران^۴ (۲۰۱۴)، از سوی دیگر به بررسی تأثیر اشتراک اطلاعات اعتباری و نفوذ شعب بانک و مؤسسات مالی بر فرار مالیاتی پرداخته است. آنها معتقدند که توسعه بانکی، به عنوان مثال، بهبود اشتراک اطلاعات و رشد شبکه شعب، ممکن است بر مزایا و

1. Gatti, R. & Honorati, M.

2. Blackburn, K., et al.

3. Bittencourt, M., et al.

4. Beck, T., et al.

هزینه‌های فرار مالیاتی شرکت‌ها تأثیر بگذارد. دسترسی بیشتر به بخش بانکی، هزینه‌های فرصت فرار مالیاتی را با افزایش احتمال و مزایای دستیابی به منابع مالی رسمی افزایش می‌دهد درحالی‌که اشتراک‌گذاری اطلاعات مؤثرتر و نفوذ گسترده‌تر شعبه، عدم تقارن اطلاعات و مشکلات نمایندگی بین وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان را کاهش می‌دهد و مزایای فرار مالیاتی را کاهش می‌دهد. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که یک سیستم مالی که دسترسی به اعتبار را تسهیل می‌کند، هزینه‌های فرصت فرار مالیاتی را افزایش می‌دهد. بنابراین، در اقتصادی با افزایش نفوذ شعب و به اشتراک‌گذاری اطلاعات اعتباری بهتر، تخلفات شرکتی را می‌توان به راحتی تشخیص داد و در بین سایر وام‌دهندگان بالقوه منتشر نمود و دریافت وام‌های آتی را دشوارتر و گران‌تر می‌کند (Jappelli & Pagano, 2002). در نتیجه، در کشورهایایی که سیستم مالی بهتر یا رشد مالی بالایی دارند، هزینه‌های فرصت پرداختن به فرار مالیاتی باید بیشتر باشد. براساس مطالعات گذشته انتظار می‌رود تعمیق مالی اعم از نهادها و بازارها، از میزان فرار مالیاتی بکاهد.

۲-۲. ادبیات تجربی پژوهش

در بخش ادبیات تجربی مطالعه حاضر، ابتدا مطالعات داخلی و سپس مطالعات خارجی مرتبط ارائه می‌شود.

عبداله میلانی و اکبرپور روشن (۱۳۹۱) در مطالعه خود به تخمین حجم فرار مالیاتی ناشی از اقتصاد غیررسمی با روش تابع تقاضای پول پرداختند و از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی برای برآورد، بهره جستند. نتایج نشان داد که این پدیده از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ افزایش یافته است.

صمدی و تنابنده (۱۳۹۲) در مطالعه خود به برآورد میزان فرار مالیاتی در اقتصاد ایران پرداختند و جهت نیل به این منظور از روش میمیک و داده‌های دوره ۱۳۴۹ تا ۱۳۸۶ استفاده نمودند. نتایج برآورد الگوی آنان نشان داد که بار مالیاتی، اندازه دولت، درآمد مصرف‌کننده، تورم و بیکاری بر گسترش فرار مالیاتی مؤثر بودند که در این میان، اندازه دولت، بار مالیاتی و درآمد مصرف‌کننده به ترتیب بیشترین تأثیر را در گسترش این پدیده در ایران داشته‌اند.

هادیان و تحویلی (۱۳۹۲) در مطالعه خود به بررسی اثر چهار متغیر نرخ مالیات، پیچیدگی قوانین و مقررات، نبود سرمایه اجتماعی و تورم، بر فرار مالیاتی پرداختند. نتایج حاصل از تخمین الگو حاکی از آن بوده است که در بلندمدت، هر چهار متغیر مورد نظر با فرار مالیاتی رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار داشته‌اند. درخصوص دوره کوتاه‌مدت نیز تمامی نتایج به‌طور تقریبی شبیه به نتایج بلندمدت است البته با این تفاوت که تورم نقش تعیین‌کننده‌ای بر فرار مالیاتی نداشته است.

مطلبی و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه خود به برآورد اقتصاد سایه و فرار مالیاتی با در نظر گرفتن عوامل رفتاری طی دوره ۹۴-۱۳۴۶ در اقتصاد ایران پرداختند. نتایج نشان داد که روحیه مالیاتی و بار مالیات بر واردات از علل اصلی پیدایش اقتصاد سایه هستند. بنابراین برعکس کشورهای توسعه‌یافته، متغیر روحیه مالیاتی باعث افزایش اقتصاد سایه و فرار مالیاتی ناشی از آن می‌شود که نشان‌دهنده عدم تبعیت مالیاتی در ایران می‌باشد. همچنین، افزایش حجم اقتصاد سایه بیشترین اثر را بر شاخص مخارج خانوار و شاخص مصرف انرژی دارد. رضاقلی‌زاده و عالمی (۱۳۹۹) در پژوهش خود تلاش نمودند تا پاسخی به این سؤال دهند که آیا توسعه بخش مالی در ایران می‌تواند منجر به کاهش فرار مالیاتی شده و اقتصاد زیرزمینی در کشور را کاهش دهد یا خیر؟ یافته‌های حاصل از برآورد تأثیر توسعه مالی بر فرار مالیاتی بیانگر این بوده است که توسعه مالی کشور در بلندمدت و کوتاه‌مدت (با یک وقفه) تأثیر منفی و معنی‌دار بر حجم فرار مالیاتی داشته و عامل مهمی در محدودسازی بازار زیرزمینی و فرار مالیاتی است. همچنین افزایش تورم در بلندمدت منجر به افزایش فرار مالیاتی در کشور شده و در مقابل، افزایش تولید ناخالص داخلی، عاملی در جهت ممانعت از رشد بیشتر اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی است.

نظری‌پور و حیدری (۱۴۰۲) در مطالعه خود به بررسی آثار و پیامدهای فرار مالیاتی با یک رویکرد کل‌نگر و از طریق تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی پرداختند. این پژوهش به لحاظ هدف کاربردی و به لحاظ روش گردآوری داده‌ها (توصیفی-پیمایشی) از نوع همبستگی است. داده‌های پژوهش حاضر به کمک پرسش‌نامه جمع‌آوری شده است. براساس تحلیل عاملی اکتشافی ۵ مؤلفه (اقتصادی، اجتماعی، مدیریتی، سیاسی و فرهنگی) به‌عنوان پیامدهای فرار مالیاتی (متغیر وابسته) شناسایی شدند. این پنج مؤلفه ۶۴ درصد از واریانس متغیر وابسته را تبیین کردند. سپس مشخص گردید که تمامی متغیرهای مکنون بر متغیر وابسته

اثر مثبت و معناداری دارند. همچنین ترتیب اثرگذاری آنها عبارت بودند از: فرهنگی، مدیریتی، اقتصادی، اجتماعی و سیاسی. در نهایت اثرات ۶ متغیر جمعیت‌شناختی (جنسیت، سن، تحصیلات، رشته تحصیلی، سنوات خدمتی و نوع سازمان) بر روی متغیر وابسته مورد مطالعه و بررسی قرار گرفت. طبق نتایج به دست آمده سه متغیر سن، تحصیلات و سنوات خدمتی بر متغیر وابسته اثر مثبت و معناداری دارند.

رضاقلی‌زاده و عالمی (۱۴۰۲) در پژوهش خود به بررسی ارتباط بین کیفیت نهادها و حکمرانی خوب با فرار مالیاتی پرداختند. براساس نتایج حاصله، علامت ضریب متغیر کیفیت نهادی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت منفی و معنی‌دار بوده و بیان می‌دارد که بهبود کیفیت نهادها در ایران طی دوره مورد مطالعه، عاملی در جهت ممانعت از رشد بیشتر اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی می‌باشد؛ به گونه‌ای که یک درصد بهبود در کیفیت نهادها در بلندمدت منجر به کاهش ۰/۶۲ درصدی در فرار مالیاتی شده است. همچنین نتایج بیانگر این بوده است که افزایش تورم در بلندمدت منجر به افزایش فرار مالیاتی در کشور شده و در مقابل، افزایش تولید ناخالص داخلی عاملی در جهت ممانعت از رشد بیشتر اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی می‌باشد.

بیوهن و اشنایدر^۱ (۲۰۱۲) در پژوهش خود فرار مالیاتی (برحسب درصدی از تولید ناخالص داخلی) را برای ۳۸ کشور OECD طی دوره ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۰ براساس برآوردهای مدل میمیک از اقتصاد سایه محاسبه نمودند. با در نظر گرفتن مالیات غیرمستقیم و خوداشتغالی به عنوان عوامل محرک فرار مالیاتی، روند کاهشی فرار مالیاتی بین سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۰ برای همه کشورها مشاهده شد. میانگین اندازه فرار مالیاتی در تمام ۳۸ کشور در بازه زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۰، ۳/۲ درصد از تولید ناخالص داخلی بوده است. کشوری که بالاترین میانگین را داشته مکزیک با ۶/۸ درصد و پس از آن ترکیه با ۶/۷ درصد بوده است. آهامید^۲ (۲۰۱۶) در مطالعه خود نتیجه گرفت که شرکت‌های کشورهای در حال توسعه با بخش مالی فراگیرتر به میزان کمتری از مالیات فرار می‌کنند. این تأثیر برای کشورهایی با حقوق قانونی قوی‌تر و سهم کمتری از اقتصاد غیررسمی قوی‌تر است.

1. Buehn, A. & Schneider, F.

2. Ahamed, M.M.

حبیب‌الله و همکاران^۱ (۲۰۱۷) در مطالعه خود ابتدا اندازه فرار مالیاتی در اقتصاد پنج کشور آسه‌آن (اندونزی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور و تایلند) را برای بازه زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۳ برآورد کردند و سپس به بررسی اثر توسعه مالی بر فرار مالیاتی پرداختند. نتایج آنان حاکی از این بوده است که یک رابطه بلندمدت غیرخطی (U شکل معکوس) بین فرار مالیاتی و توسعه مالی در اقتصادهای آسه‌آن وجود دارد.

اسلام و همکاران^۲ (۲۰۲۰) در مطالعه خود در راستای تئوری اجتماعی-اقتصادی، با استفاده از داده‌های تابلویی ۷ کشور سارک در بازه زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۵، به بررسی تأثیر سیاست‌های عمومی اقتصادی و غیراقتصادی بر فرار مالیاتی پرداختند. نتیجه مطالعه حاکی از آن است که هر چه میزان آزادی‌های اقتصادی بیشتر باشد، فرار مالیاتی کمتر است. به‌طور خاص، سیاست‌های دولت در مورد حقوق مالکیت، آزادی پولی، آزادی مالی و آزادی سرمایه‌گذاری بر انتخاب مالیات‌دهندگان برای فرار مالیاتی تأثیر منفی دارد درحالی‌که نتیجه آزادی مالی تأثیر مثبتی بر فرار مالیاتی دارد. علاوه بر این، حاکمیت بخش عمومی و دینداری بر فرار مالیاتی تأثیر منفی دارد و به این معناست که هر چه حاکمیت بخش عمومی و ایمان دینی در میان مردم بالاتر باشد، میزان فرار مالیاتی کمتر می‌شود.

آلام و همکاران^۳ (۲۰۲۳) در پژوهش خود رابطه بین توسعه مالی و فرار مالیاتی را در ۱۵۶ کشور از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۷ بررسی کردند. آنان از شاخص توسعه مالی صندوق بین‌المللی پول استفاده نمودند که این شاخص توسعه نهادهای مالی و بازارهای مالی را از نظر عمق، دسترسی و کارایی می‌سنجد. یافته‌های آنان مؤید آن بوده است که همبستگی منفی بین توسعه مالی و فرار مالیاتی وجود دارد. عمق، دسترسی و کارایی افزایش یافته در بازارها و نهادهای مالی با کاهش سطوح فرار مالیاتی مطابقت دارد.

ویافه و همکاران^۴ (۲۰۲۴) در مطالعه خود به برآورد اندازه اقتصاد زیرزمینی و میزان فرار مالیاتی در غنا با استفاده از روش میمیک در برای بازه زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ پرداختند. یافته‌ها حاکی از آن بود که اندازه متوسط اقتصاد زیرزمینی غنا حدود ۴۴ درصد از تولید ناخالص داخلی است و عمدتاً ناشی از بار مالیاتی، یکپارچگی دولت، بیکاری، مخارج دولت،

1. Habibullah, M.S., et al.

2. Islam, A., et al.

3. Allam, A., et al.

4. Wiafe, P.A., et al.

خوداشتغالی، تورم و اشتغال در بخش کشاورزی است. فرار مالیاتی تخمین زده شده نیز به‌طور متوسط حدود ۶/۲۸ درصد از تولید ناخالص داخلی است. درحالی‌که فرار مالیاتی بر رشد اقتصادی تأثیر منفی می‌گذارد، اندازه اقتصاد زیرزمینی بر رشد اقتصادی غنا تأثیر مثبت دارد.

لازم به ذکر است جنبه‌های نوآوری پژوهش حاضر این است که تاکنون تأثیر تعمیق مالی بر فرار مالیاتی در ایران با رویکردی جداگانه میان بازارهای مالی و نهادهای مالی مورد توجه و بررسی قرار نگرفته است. همچنین مطالعه حاضر در استفاده از شاخص تعمیق مالی منتشره از صندوق بین‌المللی پول نسبتاً پیش‌تاز است و سایر مطالعات داخلی به شاخص‌سازی در باب تعمیق مالی پرداختند.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳-۱. روش میمیک (شاخص چندگانه-علل چندگانه) با هدف برآورد اندازه نسبی فرار مالیاتی

روش‌های متعددی برای برآورد فرار مالیاتی مورد استفاده قرار می‌گیرد و محققان به‌دلیل در دسترس نبودن اطلاعات از پدیده فرار مالیاتی از روش‌های گوناگونی برای برآورد آن بهره جستند که به‌طور کلی به دو گروه مستقیم و غیر مستقیم تقسیم می‌شوند. در روش‌های غیرمستقیم از مجرای برآورد اقتصاد زیرزمینی، میزان فرار مالیاتی مورد محاسبه قرار می‌گیرد که از جمله این روش‌ها می‌توان روش‌های مبتنی بر علل و آثار از قبیل رهیافت تقاضا برای پول و روش شاخص‌های چندگانه-علل چندگانه را برشمرد (عرب‌مازار یزدی، ۱۳۸۰). روش مورد استفاده در مطالعه حاضر روش میمیک یا شاخص چندگانه-علل چندگانه است. روش یا الگوی معادلات ساختاری^۱ رابطه میان متغیر غیرقابل مشاهده و شاخص‌ها و علل مشاهده‌شده (MIMIC) را نشان می‌دهد. این الگو به‌صورت گسترده در بسیاری از علوم اجتماعی و اقتصاد کاربرد دارد. روش میمیک دو جزء اصلی دارد: یک معادله ساختاری و یک معادله اندازه‌گیری. معادله ساختاری با یک مجموعه از شاخص‌های قابل مشاهده متناظر است:

1. Structural Equation Model (SEM)

$$Y_i = \lambda_i \eta + u_i \quad (1)$$

Y_i نشان‌دهنده شاخص‌های قابل مشاهده فرار مالیاتی (رشد حجم نقدینگی و نرخ مشارکت نیروی کار در اقتصاد) می‌باشد. η متغیر پنهان (فرار مالیاتی)، u_i خطاهای تصادفی و λ پارامترهای ساختاری الگوی اندازه‌گیری هستند. معادله اندازه‌گیری مربوطه به صورت زیر است:

$$\eta = Y_1 X_1 + Y_2 X_2 + \dots + Y_p X_p + v \quad (2)$$

که در آن X_p نشانگر یک مجموعه از متغیرهای علی قابل مشاهده از قبیل بار مالیاتی مستقیم، درآمد سرانه حقیقی، مخارج یارانه‌ای دولت، نرخ ارز و درجه باز بودن تجارت می‌باشد. Y_p پارامترهای ساختاری الگو، v جز اخلال و η متغیر پنهان (فرار مالیاتی) است. معادلات فوق به صورت زیر قابل بازنویسی می‌باشد:

$$Y = \lambda \eta + u \quad (3)$$

$$\eta = YX + v \quad (4)$$

در این معادلات فرض می‌شود که بین جملات خطا همبستگی وجود ندارد، یعنی:

$$E(uv) = 0 \text{ و } E(v^2) = \sigma^2 \text{ و } E(u'u) = \theta^2 \quad (5)$$

برای به دست آوردن یک تابع از متغیرهای قابل مشاهده، می‌توان معادله (۴) را در معادله (۳) برای حل الگو جایگزین کرد:

$$Y = YX + u \quad (6)$$

درواقع معادله فوق شکل کاهش‌یافته الگوی میمیک می‌باشد. فرم نموداری الگوی پیشنهادی برای برآورد فرار مالیاتی در ایران به صورت زیر است. همچنین ماتریس دستگاه معادلات بالا به صورت زیر است:

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{pmatrix} (\eta) + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix} \quad (7)$$

برای انتخاب الگوی برتر از بین الگوهای پیشنهاد شده برای برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی در ایران، دو روش مورد استفاده قرار می‌گیرد. روش اول، روش فری و وک-هانمان^۱ است که براساس آن اولویت در انتخاب الگوی برتر، سازگاری علایم متغیرها با مبانی نظری و معناداری ضرایب از نظر آماری است. روش دوم، روش گیلز است که در آن

اولویت با شاخص‌های برآزش عمومی الگو است. رویکرد انتخاب الگوی نهایی در این پژوهش رویکرد دوگانه خواهد بود. براساس این رویکرد ابتدا الگوهای سازگار با مبانی نظری انتخاب شده‌اند و سپس از بین آن‌ها الگویی که از نظر معیارهای برآزش عمومی در وضعیت بهتری قرار دارد، به‌عنوان الگوی برتر انتخاب شد. در نهایت فرار مالیاتی در ایران مورد برآورد قرار گرفت و سپس با استفاده از روش کالیبراسیون اندازه نسبی آن برحسب درصدی از تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود. بدین توضیح که یک سال را به‌عنوان سال مبنا انتخاب نموده و از میانگین چند مطالعه پیشین به‌عنوان معیار در تبدیلات استفاده می‌شود. در مطالعه حاضر از پنج مطالعه که با روش‌های متنوع، اندازه نسبی فرار مالیاتی را در ایران مورد برآورد قرار دادند استفاده شده و با توجه به اینکه در تمامی مطالعات منتخب، سال ۱۳۷۵ را پوشش داده‌اند، سال مذکور به‌عنوان سال مبنا انتخاب می‌شود. در جدول ۱، مطالعات منتخب پیشین و اندازه نسبی فرار مالیاتی برآورد شده آنان در سال مبنا (۱۳۷۵) نوشتار شده است.

جدول ۱. برآورد اندازه نسبی فرار مالیاتی در سال ۱۳۷۵ در مطالعات منتخب

نام پژوهشگر	روش برآورد	مقدار برآوردی در سال ۱۳۷۵ (درصدی)
خاناندانی و صامتی (۱۳۹۶)	میمیک	۱
صمدی و تابنده (۱۳۹۲)	میمیک	۱۱/۹۵
عبدالله‌میلانی و اکبرپور (۱۳۹۱)	تابع تقاضای پول	۷/۱۲
صادقی و شکیبایی (۱۳۸۰)	روش فازی	۱۳/۰۱
میانگین		۸/۲۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

میانگین به‌دست آمده برای اندازه نسبی فرار مالیاتی در سال مبنای مذکور (۱۳۷۵) ۸/۲۷ درصد بوده است که از این عدد به‌عنوان معیاری جهت تبدیل شاخص اولیه به شاخص نسبی فرار مالیاتی استفاده می‌شود.

۲-۳. ارائه الگوی پژوهش

همان‌طور که در مقدمه بدان اشاره شد هدف اصلی پژوهش حاضر، تحلیل و بررسی اثر تعمیق نهادها و بازارهای مالی بر اندازه نسبی فرار مالیاتی در ایران است. با توجه به درجه

انباشت متفاوت متغیرها، به‌ویژه متغیر وابسته که دارای درجه انباشت یک است و نیز امکان وجود تأخیر در تأثیرگذاری متغیرهای توضیحی بر فرار مالیاتی و همچنین مدنظر قرار دادن تأثیر سایر متغیرهای اثرگذار بر فرار مالیاتی، از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده می‌شود.

۳-۲-۱. تصریح الگوی پژوهش

در تصریح الگوی پژوهش، $TaxEva$ ^۱ به‌عنوان متغیر وابسته بیانگر اندازه فرار مالیاتی می‌باشد که به صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی است. FID و FMD به‌ترتیب بیانگر شاخص‌های تعمیق نهادها و بازارهای مالی^۲ هستند که مستخرج از درگاه صندوق بین‌المللی پول هستند. لازم به ذکر است مطالعاتی نظیر احمدی و بوشهری (۱۴۰۲)، بودا^۳ (۲۰۲۴)، ایلگین^۴ (۲۰۲۴)، فیسل و همکاران^۵ (۲۰۲۳)، تیری و امانوئل^۶ (۲۰۲۳) و سیتیناک و همکاران^۷ (۲۰۲۳) از این شاخص در مطالعه خود بهره برده‌اند. براساس درگاه داده‌های صندوق بین‌المللی پول، تعمیق نهادهای مالی به‌صورت میانگین مجموع سالانه نسبت اعتبارات بانکی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی، دارایی‌های صندوق بازنشستگی به تولید ناخالص داخلی، دارایی‌های صندوق سرمایه‌گذاری مشترک به تولید ناخالص داخلی و حق بیمه عمر و غیرزندگی به تولید ناخالص ضربدر ۱۰۰ محاسبه شده است. همچنین شاخص تعمیق بازارهای مالی به‌صورت میانگین مجموع سالانه ارزش بازار سهام به تولید ناخالص داخلی، سهام معامله شده به تولید ناخالص داخلی، اوراق بدهی بین‌المللی دولت به تولید ناخالص داخلی و کل اوراق بدهی شرکت‌های مالی و غیرمالی به تولید ناخالص داخلی ضربدر ۱۰۰ محاسبه گشته است. $OilRR$ ^۸ بیانگر رانت نفت به‌صورت درصدی از تولید است که برابر با تفاوت بین ارزش تولید نفت خام به قیمت جهانی و کل هزینه‌های تولید می‌باشد. همچنین $TaxB$ بار مالیاتی

1. Tax Evasion

۲. جهت تبیین بهتر دو شاخص مذکور به مطالعه اسویریزنکا (۲۰۱۶) از طریق لینک زیر رجوع شود:

<https://www.imf.org/external/pubs/ft/sdn/2015/sdn1508.pdf>

3. Bod'a, M.

4. Ilgin, K.S.

5. Faisal, F., et al.

6. Thierry, M.A. & Emmanuel, O.N.B.

7. Çetenak, E.H., et al.

8. Oil Rent Rate

کل یا نسبت مجموع مالیات مستقیم و غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی است که مجذور آن نیز در الگو لحاظ شده است. در ادامه الگوی پژوهش براساس متغیرهای مذکور تبیین شده است.

$$\Delta TaxEva_t = \varphi TaxEva_{t-1} + \gamma FID_{t-1} + \omega FMD_{t-1} + \delta TaxB_{t-1} + \theta TaxB_{t-1}^2 + \beta OilRR_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta TaxEva_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \gamma_i \Delta FID_{t-i} + \sum_{i=0}^{r-1} \omega_i \Delta FMD_{t-i} + \sum_{i=0}^{s-1} \delta_i \Delta TaxB_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \theta_i \Delta TaxB_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^{r-1} \beta_i \Delta OilRR_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

۳-۳. توصیف داده‌های پژوهش

جهت تبیین داده‌ها، میانگین متغیرهای اصلی پژوهش در کل دوره و ۷ زیر دوره به‌همراه انحراف معیار، کشیدگی و چولگی نوشتار شده که به شرح جدول ۲ است. اندازه فرار مالیاتی بر مبنای روابط یاد شده در بخش روش‌شناسی (با استفاده از روش میمیک) محاسبه شده است. مطابق جدول ۲، میانگین اندازه فرار مالیاتی از زیردوره ۱۳۵۹-۱۳۶۷ تا برنامه چهارم روندی نسبتاً صعودی داشته و پس از آن روندی نوسانی را طی کرده است. البته لازم به ذکر است نمودار روند حرکتی فرار مالیاتی (مطابق نمودار ۲) حکایت از روندی افزایشی همراه با نوسانات متعدد در بازه زمانی پژوهش داشته است. بیشترین و کمترین اندازه نسبی فرار مالیاتی به‌ترتیب مربوط به سال‌های ۱۴۰۰ و ۱۳۵۹ به ترتیب با رقم‌های ۱۱/۳۹ و ۲/۰۲ درصد بوده است و میانگین فرار مالیاتی در بازه زمانی پژوهش حاضر ۸/۱ درصد برآورد شده است. در رابطه با محاسبه اندازه فرار مالیاتی، مطالعات بسیاری برای اقتصاد ایران با روش‌های متنوعی انجام شده است. برای نمونه میانگین اندازه فرار مالیاتی در مطالعه ایزدی و همکاران (۱۳۹۹) رقم ۱۰/۹۹ درصد با روش میمیک در دوره ۱۳۵۵-۱۳۹۹، زروکی و همکاران (۱۴۰۱) رقم ۶/۵ درصد با روش تانزی در دوره ۱۳۵۸-۱۳۹۸ و صمدی و تنابنده (۱۳۹۲) رقم ۱۳/۱۳ درصد با روش میمیک در دوره ۱۳۴۹-۱۳۸۶ برآورد شده است.

براساس جدول ۲، بار مالیاتی روندی نوسانی داشته است. لازم به ذکر است از برنامه چهارم تا ششم میانگین بار مالیاتی از میانگین کل دوره مورد بررسی بیشتر بوده است. میانگین رانت نفتی نیز در زیردوره‌های پژوهش روندی کاملاً نوسانی را به خود اختصاص داده است.

جدول ۲. توصیف آماری متغیرهای پژوهش

زیر دوره	فرار مالیاتی (درصد)	تعمیق نهادهای مالی (درصد)	تعمیق بازارهای مالی (درصد)	بار مالیاتی (درصد)	رانت نفتی (درصد)
۱۳۵۹ تا پایان جنگ	۳/۴	۵/۷	۱/۱	۳/۳	۱۷
برنامه اول	۷/۷	۵/۷	۱/۳	۲/۸	۲۳/۹
برنامه دوم	۶/۶	۵/۲	۴/۴	۳/۶	۱۷/۱
برنامه سوم	۱۰	۹/۲	۷/۴	۳/۱	۲۴
برنامه چهارم	۱۰/۳	۱۳/۱	۷/۳	۴/۶	۲۶/۳
برنامه پنجم	۱۰/۲	۱۵/۸	۹/۵	۳/۸	۱۷/۷
برنامه ششم	۱۰/۷	۱۹/۴	۳۵/۱	۳/۲	۱۸/۹
میانگین کل دوره	۸/۱	۱۰/۴	۹	۳/۵	۲۰/۴
انحراف معیار	۲/۹	۵/۴	۱۳/۳	۰/۷	۶/۶
چولگی ^۱	-۰/۷۸	۰/۵۴	۲/۴۳	۰/۷۱	۰/۰۸
کشیدگی ^۲	۲/۲۳	۱/۸۱	۷/۷۸	۳/۹۲	۲/۵۵

منابع آماری

یافته پژوهش

صندوق بین‌المللی پول

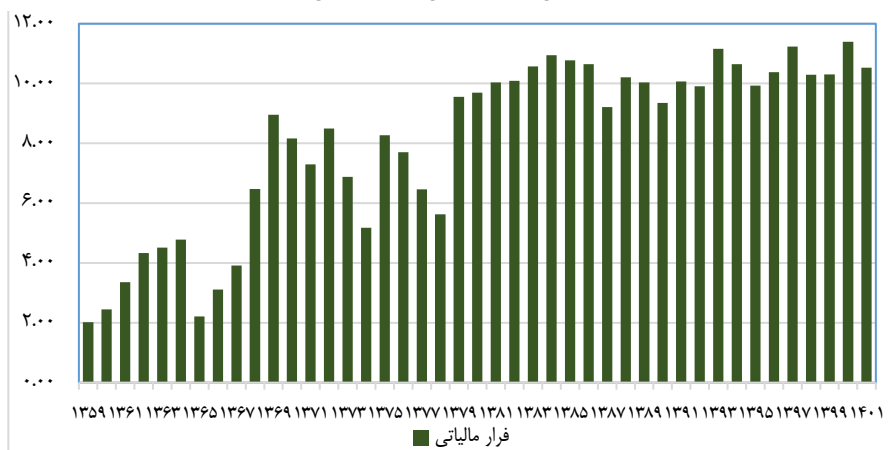
صندوق بین‌المللی پول

درگاه امور مالیاتی

بانک جهانی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲. روند حرکتی اندازه نسبی فرار مالیاتی در ایران (درصد)

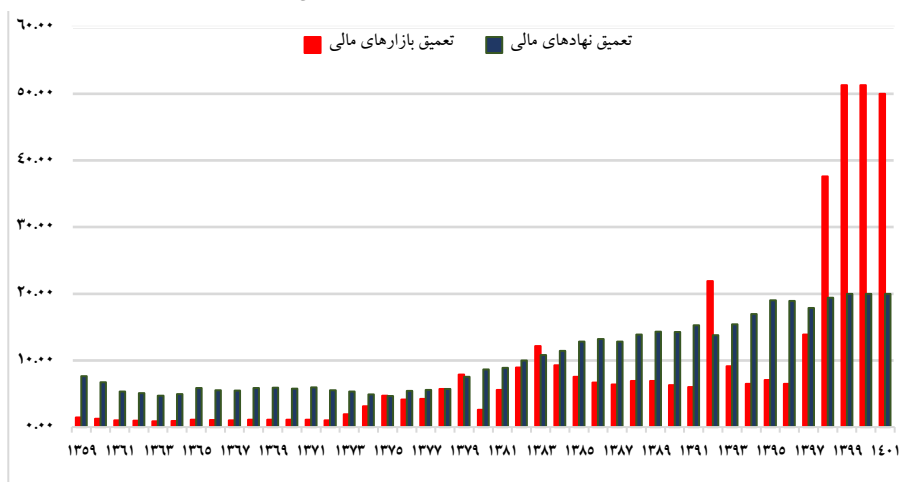


مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Skewness
2. Kurtosis

براساس جدول ۲ و نمودار ۳، به‌طور کلی هر دو شاخص تعمیق نهادهای مالی و تعمیق بازارهای مالی روندی صعودی داشته‌اند. بدین توضیح که این روند صعودی برای تعمیق نهادهای مالی و بازارهای مالی به‌ترتیب از زیردوره‌های برنامه چهارم و پنجم به بعد تشدید شده است. بیشترین و کمترین میزان تعمیق نهادهای مالی مربوط به زیردوره‌های برنامه ششم و دوم بوده، ضمن آنکه بیشترین و کمترین میزان تعمیق بازارهای مالی در برنامه ششم و اول بوده است.

نمودار ۳. روند تعمیق نهادها و بازارهای مالی (درصد)



مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴. یافته‌های پژوهش

پیش از برآورد الگو لازم است تا آزمون مانایی متغیرها انجام شود. برای این منظور از آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون استفاده شده است. نتایج آزمون ریشه واحد (گزارش شده در جدول ۳) مؤید آن است که اولاً هیچ کدام از متغیرهای مورد بررسی انباشت از مرتبه دوم نیستند. دوماً برخی متغیرها در سطح مانا و تعدادی نیز با یکبار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. با توجه به نتیجه حاصل از آزمون ریشه واحد می‌توان از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی در برآورد الگوهای پژوهش حاضر بهره جست. شایان ذکر است در برآورد الگو، نتایج آزمون‌های تشخیصی حاکی از آن است که در آزمون‌های خودهمبستگی، نرمالیتی و

ناهمسانی واریانس فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی، نرمال بودن و همسانی واریانس در جملات پسماند رد نمی‌شود. همچنین به‌منظور اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها از آزمون کرانه‌ها^۱ استفاده شده است. در این آزمون فرضیه صفر، عدم وجود رابطه میان متغیرها است. مقدار آماره این آزمون در برآورد مطالعه حاضر از کرانه بالا و پایین در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد بزرگتر است که دال بر رد فرضیه صفر و یا تأییدی بر وجود رابطه بلندمدت است.

جدول ۳. خروجی آزمون ریشه واحد فیلیپس- پرون

فیلیپس پرون ^۲				متغیرها
در تفاضل مرتبه اول		در سطح		
سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	
۰/۰۰۰	-۹/۰۴	۰/۲۴۲	-۲/۱۱	فرار مالیاتی
۰/۰۰۰	-۴/۳۷	۰/۹۹۵	۰/۹۴	تعمیق نهادهای مالی
۰/۰۰۰	-۵/۰۱	۰/۹۷۶	۰/۳۲	تعمیق بازارهای مالی
-	-	۰/۰۰۴	-۳/۹۲	بار مالیاتی
-	-	۰/۰۰۷	-۳/۷۱	رانت نفتی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

➤ نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش

در رهیافت ARDL باتوجه به تعداد نمونه، از معیار اکائیک^۳ برای تعیین وقفه بهینه استفاده شد که با وقفه بهینه سه همراه بوده است. پس از تعیین وقفه بهینه، الگوی پژوهش برآورد و در جدول ۴ گزارش شده است. مطابق با جدول ۴ و بر مبنای آزمون والد، تعمیق نهادهای مالی اثری منفی بر فرار مالیاتی دارد. همچنین ضریب برآوردی تعمیق بازارهای مالی نیز در کوتاه‌مدت منفی است و نشان از اثر منفی تعمیق بازارهای مالی بر فرار مالیاتی دارد. مطابق جدول ۴ و براساس آزمون والد ضرایب بار مالیاتی و مجذور آن به ترتیب ۱۲/۸۰۷- و ۱/۵۲۳ برآورد شده است. بدین ترتیب رابطه میان بار مالیاتی و فرار مالیاتی در کوتاه‌مدت به‌صورت U شکل معکوس است. همچنین در کوتاه‌مدت رانت نفت به نحو مثبت بر فرار مالیاتی

1. F-Bounds Test
2. Phillips-Perron test
3. Akaike Info Criterion

اثرگذار است. ضریب متغیر مجازی پژوهش^۱ $D96_401$ ، $-۱/۲۷۶$ - برآورد شده که معنادار است و مؤید آن است که در دوران پسابرجام به‌طور میانگین $۱/۲۷۶$ درصد از اندازه فرار مالیاتی کاسته شده است.

جدول ۴. نتایج برآورد الگوی پژوهش در کوتاه‌مدت به‌همراه آزمون‌های تشخیصی

متغیرهای توضیحی	ضریب	خطای معیار	آماره t	سطح احتمال
$TaxEva_{-1}$	$۰/۰۴۲$	$۰/۰۹۷$	$۰/۴۳$	$۰/۶۶۸$
$TaxEva_{-2}$	$-۰/۳۲۱$	$۰/۱۰۰$	$-۳/۲۱$	$۰/۰۰۴$
$TaxEva_{-3}$	$-۰/۲۹۸$	$۰/۰۶۵$	$-۴/۵۹$	$۰/۰۰۰$
FID	$۰/۱۳۳$	$۰/۰۵۱$	$۲/۶۱$	$۰/۰۱۷$
FID_{-1}	$۰/۱۰۷$	$۰/۰۳۳$	$۳/۲۵$	$۰/۰۰۴$
FID_{-2}	$۰/۰۳۷$	$۰/۰۳۹$	$۰/۹۶$	$۰/۳۴۸$
FID_{-3}	$-۰/۴۰۳$	$۰/۰۹۸$	$-۴/۱۲$	$۰/۰۰۰$
FMD	$-۰/۰۵۸$	$۰/۰۰۹$	$-۶/۳۵$	$۰/۰۰۰$
$TaxB$	$-۵/۲۲۰$	$۱/۱۹۵$	$-۴/۳۷$	$۰/۰۰۰$
$TaxB_{-1}$	$-۴/۲۷۳$	$۱/۱۸۱$	$-۳/۶۲$	$۰/۰۰۲$
$TaxB_{-2}$	$-۰/۶۰۴$	$۱/۱۲۴$	$-۰/۵۴$	$۰/۵۹۷$
$TaxB_{-3}$	$-۲/۷۰۹$	$۱/۳۳۷$	$-۲/۰۳$	$۰/۰۵۶$
$TaxB^2$	$۰/۶۷۳$	$۰/۱۳۳$	$۵/۰۷$	$۰/۰۰۰$
$TaxB_{-1}^2$	$۰/۵۲۲$	$۰/۱۳۲$	$۳/۹۴$	$۰/۰۰۱$
$TaxB_{-2}^2$	$۰/۰۲۰$	$۰/۱۱۶$	$۰/۱۷$	$۰/۸۶۸$
$TaxB_{-3}^2$	$۰/۳۰۹$	$۰/۱۵۳$	$۲/۰۲$	$۰/۰۵۷$
$OilRR$	$۰/۱۴۷$	$۰/۰۱۸$	$۸/۰۶$	$۰/۰۰۰$
$D96_401$	$-۱/۲۷۶$	$۰/۳۱۲$	$-۴/۰۹$	$۰/۰۰۱$
جمله تصحیح خطا	$-۰/۳۳$	$۰/۰۸$	$-۴/۱۶$	$۰/۰۰۰$
$R^2 = 0.952 \quad adj_R^2 = 0.907 \quad \chi^2_{AIC} = 2.636 \quad SER^2 = 0.775$				

۱. در برآورد الگوهای مطالعه حاضر، برای متغیر مجازی ($D96_401$)، سال‌های ۱۴۰۱-۱۳۹۶ با عدد یک و سایر سال‌ها با عدد صفر کدگذاری شده است.

ادامه جدول ۴. نتایج برآورد الگوی پژوهش در کوتاه مدت به همراه آزمون های تشخیصی

آزمون والد ^۱ برای برآیند ضرایب			
اندازه مجموع ضرایب	سطح احتمال	مقدار آماره F	
-۰/۵۷۷	۰/۰۱۸	۶/۶۷	$TaxEva^2$
-۰/۱۲۵	۰/۰۲۸	۵/۵۷	FID^3
-۱۲/۸۰۷	۰/۰۰۰	۲۲/۰۱	$TaxB^4$
۱/۵۲۳	۰/۰۰۰	۲۰/۱۹	$TaxB^{2d}$
آزمون های تشخیصی			
۱/۹۹	مقدار آماره	نرمالیتی	
۰/۳۶۸	سطح احتمال		
۲/۹۹	مقدار آماره	خودهمبستگی سریالی ^۶	
۰/۱۲۱	سطح احتمال		
۱۶/۹۴	مقدار آماره	ناهمسانی واریانس ^۷	
۰/۵۹۴	سطح احتمال		

مأخذ: محاسبات پژوهش

ضریب جمله تصحیح خطا در ضمن قدر مطلق اندازه ضریب مذکور کمتر از واحد بوده و مؤید آن است که نخست، در هر دوره زمانی ۳۳ درصد از عدم تعادل فرار مالیاتی توسط متغیرهای توضیحی تصحیح گردیده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می شود و دوم نشان از ثبات و همگرایی به سوی تعادل دارد و می توان ضرایب برآورد شده در بلندمدت را غیر کاذب دانست. نتایج آزمون های تشخیصی در الگوی پژوهش نیز نشان می دهد که سطح احتمال تمامی آماره های برآوردی از ۱۰ درصد بیشتر بوده و فلذا فرض کلاسیک برقرار است.

1. Wald Test

۲. برآیند اثر فرار مالیاتی با وقفه: $Null\ Hypothesis: C(1) + C(2) + C(3) = 0$

۳. برآیند اثر تعمیق نهادهای مالی: $Null\ Hypothesis: C(4) + C(5) + C(6) + C(7) = 0$

۴. برآیند اثر بار مالیاتی: $Null\ Hypothesis: C(9) + C(10) + C(11) + C(12) = 0$

۵. برآیند اثر مجذور بار مالیاتی: $Null\ Hypothesis: C(13) + C(14) + C(15) + C(16) = 0$

6. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

7. Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

پس از برآورد مدل رگرسیونی و انجام آزمون‌های تشخیصی، نوبت ارائه آزمون‌های ثبات ساختاری است. در این راستا از آزمون‌های ثبات ساختاری پسماند تجمعی^۱ و مجذور پسماند تجمعی^۲ که منعکس‌کننده ثبات در ضرایب برآوردی در طول دوره مورد بررسی پژوهش می‌باشد، استفاده شده است. اگر نمودار پسماند تجمعی و یا نمودار مذکور پسماند تجمعی، بین دو مرز قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود تغییر ساختاری را نمی‌توان رد نمود. در غیر این صورت، فرضیه رقیب مبنی بر وجود تغییر ساختاری پذیرفته می‌شود. نتایج آزمون‌های مذکور در نمودار ۴ منعکس شده است. از آنجا که نمودارهای مجموع تجمعی پسماندها و مجموع مجذور تجمعی پسماندها در سطح معناداری ۵٪ میان دو مرز قرار دارند، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری و پایداری و ثبات ضرایب برآورد الگوها پذیرفته می‌شود.

نمودار ۴. آزمون ثبات ساختاری پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی



مأخذ: محاسبات پژوهش

1. Cumulative Sum of Residuals (CUSUM)
2. Cumulative Sum of Squared Residuals (CUSUMQ)

نتایج الگوی پژوهش در بلندمدت از حیث معناداری و علامت تأییدی بر نتایج کوتاه‌مدت بوده است. در بلندمدت مطابق جدول ۵، ضریب برآوردی تعمیق نهادهای مالی منفی (۰/۰۷۹-) می‌باشد. بدین توضیح که افزایش یک درصدی تعمیق نهادهای مالی، فرار مالیاتی را ۰/۰۷۹ درصد کاهش خواهد داد.

همچنین ضریب متغیر تعمیق بازارهای مالی ۰/۰۳۷- برآورد شد که نشان از آن دارد افزایش یک درصدی تعمیق بازارهای مالی، ۰/۰۳۷ درصد از فرار مالیاتی در بلندمدت می‌کاهد. در ارتباط با اثر منفی تعمیق نهادها و بازارهای مالی بر فرار مالیاتی، مطابق مبانی نظری، تعمیق نهادها و بازارهای مالی در هر کشور بیانگر توسعه بخش مالی آن کشور است که موجب کاهش فاصله میان وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان شده و از نامتقارنی اطلاعات یا به عبارت دیگر از الزامات مالی شرکت‌ها می‌کاهد که تمامی این موارد منجر به وقوع کمتر فرار مالیاتی می‌گردد (بک و همکاران، ۲۰۱۴).

همچون کوتاه‌مدت، در بلندمدت نیز ضرایب بار مالیاتی و مجذور آن به ترتیب منفی (۸/۱۲۰-) و مثبت (۰/۹۶۶) برآورد شده است که نشان از رابطه U شکل معکوس میان بار مالیاتی و فرار مالیاتی دارد. با توجه به رابطه زیر:

$$\frac{\partial TaxEva}{\partial TaxB} = -8.120 + 1.932 * TaxB = 0 \rightarrow TaxB^* = 4.203$$

با مشتق شدن فرار مالیاتی نسبت به بار مالیاتی و برابر صفر قرار دادن عبارت حاصل شده، مقدار ۴/۲۰۳ درصد حاصل می‌شود. این نشان می‌دهد که تا قبل از ۴/۲۰۳ درصد برای بار مالیاتی، افزایش در بار مالیاتی بر فرار مالیاتی می‌افزاید و پس از آن اثری معکوس از بار مالیاتی بر فرار مالیاتی قابل انتظار است.

بی‌شک یکی از دلایل فرار مالیاتی، بار مالیاتی بالا است. می‌توان گفت تا ۴/۲۰۳ درصد بار مالیاتی از طریق اثرگذاری بر چگونگی انتخاب کار- فراغت با کاهش درآمد خالص نیروی کار باعث می‌شود که کارگران فراغت را بر کار ترجیح دانسته و در نتیجه انگیزه‌ای برای گرایش نیروی کار به سوی فرار مالیاتی داشته باشند یا به بیان دیگر، افزایش بار مالیاتی تا ۴/۲۰۳ درصد سبب ایجاد محدودیت در انجام معاملات بازار رسمی گشته که در نتیجه انگیزه افراد را برای ورود به اقتصاد غیررسمی با هدف فرار از مقررات دولتی و پرداخت مالیات تقویت می‌کند (حیدرزادی و همکاران، ۱۴۰۱). اما پس از این رقم، در جانشینی میان

کار- فراغت، هزینه فرصت فراغت افزایش یافته و اثر درآمدی حاصل بر اثر جانشینی غلبه کرده که سبب افزایش عرضه کار و رشد اقتصادی شده و در نهایت از اندازه نسبی فرار مالیاتی کاسته می‌شود.

رانت نفت نیز مطابق جدول ۵ بر فرار مالیاتی می‌افزاید؛ به نحوی که با افزایش یک درصدی رانت نفت، فرار مالیاتی ۰/۰۹۳ درصد در بلندمدت افزایش می‌یابد. مطابق مبانی نظری و مطالعات پیشین، در تفسیر این اثر رانت نفت می‌توان اینگونه اذعان داشت که اتکای بیش از حد دولت به منابع حاصل از رانت نفت، باعث کم‌توجهی به مالیات‌ستانی و کاهش بار مالیاتی شده است (نظری، ۱۳۹۵) که این گزاره باعث فرار مالیاتی شده است. ضمن آنکه این اثر تأییدی بر فرضیه نفرین منابع طبیعی است که اذعان دارد درآمدهای حاصل از منابع، درآمدهای مالیاتی دولت را ضعیف یا به عبارتی دیگر، فرار مالیاتی را افزایش می‌دهد (Beblawi, 2015).

جدول ۵. نتایج برآورد الگوی پژوهش در بلندمدت به همراه آزمون کرانه‌ها

متغیرهای توضیحی	ضریب	خطای معیار	آماره t	سطح احتمال
<i>FID</i>	-۰/۰۷۹	۰/۰۳۳	-۲/۴۲	۰/۰۲۵
<i>FMD</i>	-۰/۰۳۷	۰/۰۰۷	-۵/۰۶	۰/۰۰۰
<i>TaxB</i>	-۸/۱۲۰	۱/۰۴۴	-۷/۷۷	۰/۰۰۰
<i>TaxB</i> ²	۰/۹۶۶	۰/۱۲۷	۷/۶۳	۰/۰۰۰
<i>OilIRR</i>	۰/۰۹۳	۰/۰۰۷	۱۲/۷۹	۰/۰۰۰
آزمون کرانه‌ها				
آماره آزمون	کرانه پایین	کرانه بالا	سطح خطا	
	۴/۸۸	۶/۵۵	۱ درصد	
۹/۷۰	۳/۵۸	۴/۹۲	۵ درصد	
	۳/۰۳	۴/۲۱	۱۰ درصد	

مأخذ: محاسبات پژوهش

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در پژوهش حاضر، به بررسی و آزمون تأثیر تعمیق مالی بر فرار مالیاتی در ایران با تمرکز و تأکید بر نقش مجزای هر یک از نهادها و بازارهای مالی پرداخته شده است. برای بررسی تأثیر تعمیق مالی بر فرار مالیاتی در ایران، نخست اندازه فرار مالیاتی با استفاده از روش

شاخص چندگانه- علل چندگانه (میمیک) طی بازه زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۴۰۱ محاسبه شده است. نتایج محاسبه مؤید آن است که در طی ۴۳ سال مدنظر پژوهش حاضر، اندازه نسبی فرار مالیاتی در ایران به طور میانگین برابر با ۸/۱ درصد تولید ناخالص داخلی بوده است. طبق توصیف داده‌ها، فرار مالیاتی روندی افزایشی همراه با نوسانات متعدد در بازه زمانی پژوهش داشته است. بیشترین و کمترین اندازه نسبی فرار مالیاتی به ترتیب مربوط به سال‌های ۱۴۰۰ و ۱۳۵۹ به ترتیب با رقم‌های ۱۱/۳۹ و ۲/۰۲ درصد بوده است؛ ضمن آنکه هر دو شاخص تعمیق نهادهای مالی و تعمیق بازارهای مالی روندی صعودی داشته‌اند؛ بدین توضیح که این روند صعودی برای تعمیق نهادهای مالی و بازارهای مالی به ترتیب از زیردوره‌های برنامه چهارم و پنجم به بعد تشدید شده است. جهت بررسی اثر تعمیق بازارها و نهادهای مالی بر فرار مالیاتی، از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده شد. یافته‌های پژوهش مبتنی بر برآورد الگوی پژوهش در بلندمدت مؤید آن بوده است که نخست، هم تعمیق نهادهای مالی و هم تعمیق بازارهای مالی بر فرار مالیاتی با اثری منفی همراه هستند. دوم، از حیث اندازه (قدرمطلق)، اثرگذاری معکوس تعمیق نهادهای مالی بر فرار مالیاتی بیش از تعمیق بازارهای مالی است. مطابق مبانی نظری، تعمیق نهادها و بازارهای مالی در هر کشور بیانگر توسعه بخش مالی آن کشور است که موجب کاهش فاصله میان وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان شده و از نامتقارنی اطلاعات می‌کاهد یا به عبارت دیگر از الزامات مالی شرکت‌ها می‌کاهد که تمامی این موارد منجر به وقوع کمتر فرار مالیاتی می‌شود.

یافته‌های دیگر نشان می‌دهد که بار مالیاتی به صورت U شکل معکوس بر فرار مالیاتی اثرگذار است؛ بدین نحو که تا قبل از ۴/۲۰۳ درصد برای بار مالیاتی، افزایش در بار مالیاتی بر فرار مالیاتی می‌افزاید و پس از آن اثری معکوس از بار مالیاتی بر فرار مالیاتی قابل تصور است. همچنین رانت نفتی به نحو مثبت بر فرار مالیاتی اثرگذار است که تأییدی بر فرضیه نفرین منابع است و اذعان دارد درآمدهای حاصل از منابع، درآمدهای مالیاتی دولت را تضعیف می‌کند. غالب نتایج پژوهش حاضر را می‌توان همسو با مطالعاتی نظیر رضاقلی‌زاده و عالمی (۱۳۹۸)، محسنی ملکی (۱۴۰۰)، شریفی و همکاران (۱۴۰۱)، احمدی و بوشهری

(۱۴۰۲)، لامپو^۱ (۲۰۲۴) و گیو و هانگ^۲ (۲۰۲۰) و در تضاد با مطالعه زروکی و همکاران (۱۴۰۱) و داین و همکاران^۳ (۲۰۱۸) دانست.

با توجه نتایج حاصله در این پژوهش پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران بر سیاست‌های در راستای افزایش تعمیق نهادها و بازارهای مالی کشور از جمله تنظیم و اصلاح قوانین مربوط به بازارها و نهادهای مالی به‌منظور افزایش شفافیت از طریق ایجاد سازوکارهای مناسب برای نظارت و پایش بازارها و نهادهای مالی، توسعه زیرساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات برای افزایش دسترسی به خدمات مالی در سراسر کشور اهتمام ورزند. همچنین براساس اثر نامطلوب رانت نفت بر فرار مالیاتی پیشنهاد می‌شود سیاست‌هایی در جهت کاهش وابستگی بودجه دولت به رانت نفت و اتکای بیشتر به مالیات‌ستانی در پیش گرفته شود. لازم به ذکر است محدودیت‌های این مطالعه سادگی مدل، محدودیت داده‌ها از منظر زمانی و روش تخمینی الگوی پژوهش می‌باشد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Ahmadreza Ahmadi
Mohammad Boushehri



<https://orcid.org/0009-0005-0288-0560>
<https://orcid.org/0009-0005-0552-721X>

منابع

- احمدی، احمدرضا و بوشهری، محمد. (۱۴۰۲). تحلیل تأثیر تعمیق مالی بر اقتصاد سایه در ایران طی ۴ دهه: با تأکید بر بازارهای مالی و مؤسسات مالی. *مطالعات اقتصاد بخش عمومی*، ۲(۴)، ۴۰۷-۴۸۷. doi: 10.22126/pse.2024.9947.1072.۳۸۷
- ایزدی، افسانه، صامتی، مجید و اکبری، نعمت‌الله. (۱۳۹۹). برآورد میزان فرار مالیاتی در ایران با استفاده از روش MIMIC طی دوره (۱۳۹۹-۱۳۵۵). *پروژه‌نامه مالیات*، ۲۸(۴۸)، ۷-۳۲. <http://taxjournal.ir/article-1-1923-fa.html>

1. Lompo, A.A.B.
2. Guo, J.T. & Hung, F.S.
3. Din, B.H., et al.

- چمن، طیه، مهاجری، پریسا و عرب‌مازار یزدی، علی اکبر (۱۳۹۶). بررسی تاثیر توسعه مالی بر فرار مالیاتی در ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه علامه طباطبائی.
- حیدرزادی، حسین، خداپناه، مسعود و منتظر حجت، امیرحسین. (۱۴۰۱). بررسی عوامل تعیین‌کننده فرار مالیاتی در اقتصاد ایران با رویکرد اقتصادسنجی بیزین. *پژوهشنامه مالیات*، ۳۰ (۵۳)، ۹۷-۱۲۲. <http://taxjournal.ir/article-1-2133-en.html>
- خاندانی رفسنجانی، حسین و صامتی، مجید. (۱۳۹۶). برآورد سهم وقفه‌های جمع‌آوری و فرار مالیاتی در ایجاد شکاف مالیاتی. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۵ (۸۴)، ۶۵-۹۷. <http://qjerp.ir/article-1-1403-fa.html>
- رضاقلی‌زاده، مهدیه و عالمی، امیرحسین. (۱۴۰۲). کیفیت نهادی و فرار مالیاتی در ایران. *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*، ۲۰ (۴)، ۳۸-۸۶. doi: 10.22054/ijer.2019.11114
- زروکی، شهریار، یوسفی بارفروشی، آرمان، توسلی‌نیا، علی و حدیدی، مروارید. (۱۴۰۱). برآورد فرار مالیاتی با روش تانزی و تحلیل اثر ابزارهای مالی دولت. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران (مطالعات اقتصادی کاربردی)*، ۱۱ (۴۲)، ۸۳-۱۰۸. doi: 10.22084/aes.2021.25012.3355
- شریفی، سیدمحمد رضا، حقیقت، علی، ابراهیمی، مهرزاد و امینی‌فرد، عباس. (۱۴۰۱). بررسی اثر توسعه مالی و مالیات بر اقتصاد زیرزمینی؛ مطالعه موردی ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصاد*، ۱۲ (۴۶)، ۶۷-۸۸. doi: 10.30473/egdr.2019.49749.5516
- صادقی، حسین و شکیبایی، علیرضا. (۱۳۸۰). فرار مالیاتی و اندازه اقتصاد زیر زمینی ایران (با روش اقتصادسنجی فازی). *نامه مفید*، ۷ (۲۷ (اقتصاد))، ۵۵-۷۶.
- صمدی، علی حسین و تابنده، رضیه. (۱۳۹۲). فرار مالیاتی در ایران (بررسی علل و آثار و برآورد میزان آن). *پژوهشنامه مالیات*، ۲۱ (۱۹)، ۷۷-۱۰۶.
- عبداله‌میلانی، مهنوش و اکبرپورروشن، نرگس. (۱۳۹۱). فرار مالیاتی ناشی از اقتصاد غیررسمی در ایران. *پژوهشنامه مالیات*، ۲۰ (۱۳)، ۱۴۱-۱۶۷. <http://taxjournal.ir/article-1-71-fa.html>
- عرب‌مازار یزدی، علی. (۱۳۸۰). اقتصاد سیاه در ایران: اندازه، علل و آثار آن در سه دهه اخیر، *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۶۲ و ۶۳، ۳-۶۰.
- مطلبی، معصومه، علیزاده، محمد و فرجی دیزجی، سجاد. (۱۳۹۷). برآورد اقتصاد سایه و فرار مالیاتی با در نظر گرفتن عوامل رفتاری. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۷ (۲۷)، ۱۴۱-۱۶۷. doi: 10.22084/aes.2018.16132.2633.۱۶۷

نظری، فاطمه. (۱۳۹۵). بررسی اثر درآمد نفتی بر درآمد مالیاتی کشورهای صادرکننده نفت. *اقتصاد کاربردی*، ۶، ۶۷-۷۶.

نظری‌پور، محمد و حیدری، امیرمحمد. (۱۴۰۲). شناسایی آثار و پیامدهای فرار مالیاتی با رویکرد کل‌نگر: تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی. *حسابداری و بودجه‌ریزی بخش عمومی*، ۴(۱)، ۲۷-۱. doi: 10.22034/psab.2023.192685

هادیان، ابراهیم و تحویلی، علی. (۱۳۹۲). شناسایی عوامل موثر بر فرار مالیاتی در اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصاد و برنامه‌ریزی*، ۱۸(۲)، ۳۹-۵۸. <http://jpbud.ir/article-1-982-fa.html>

Reference

- Ahamed, M.M. (2016). Does inclusive financial development matter for firms' tax evasion? Evidence from developing countries. *Economics Letters*, 149, 15-19. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2016.10.003>
- Ahmadi, A. & Boushehri, M. (2024). Analysis of the impact of financial deepening on the shadow economy in Iran during 4 decades: emphasizing financial markets and financial institutions. *Public Sector Economics Studies*, 2(4), 387-408. doi: 10.22126/pse.2024.9947.1072 [In Persian]
- Allam, A., Abou-El-Sood, H., Elmarzouky, M. & Yamen, A. (2023). Financial development and tax evasion: International evidence from OECD and non-OECD countries. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*. <https://doi.org/10.1016/j.intaccudtax.2024.100653>
- Allingham, M.G. & Sandmo, A. (1972). Income tax evasion: a theoretical analysis. *Journal of Public Economics*, 1(3-4), 323-338. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(72\)90010-2](https://doi.org/10.1016/0047-2727(72)90010-2)
- Beblawi, H. (2015). The rentier state in the Arab world. In *The Arab State* (pp. 85-98). Routledge. <https://www.jstor.org/stable/41857943>
- Beck, T., Lin, C. & Ma, Y. (2014). Why do firms evade taxes? The role of information sharing and financial sector outreach. *The Journal of Finance*, 69(2), 763-817. <http://www.jstor.org/stable/43611167>
- Becker, G.S. (1968). Crime and punishment: an economic approach. *Journal of Political Economy*, 76(2), 169-217. <https://www.jstor.org/stable/1830482>
- Bittencourt, M., Gupta, R. & Stander, L. (2014). Tax evasion, financial development and inflation: theory and empirical evidence. *Journal of Banking & Finance*, 41, 194-208. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2014.01.009>
- Blackburn, K., Bose, N. & Capasso, S. (2012). Tax evasion, the underground economy and financial development. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 83(2), 243-253. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2012.05.019>
- Bod'a, M. (2024). Financial depth versus more comprehensive metrics of financial development in tests of the finance-growth nexus. *Economic Systems*, 48(1), 101173. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2023.101173>
- Bose, N., Capasso, S. & Andreas Wurm, M. (2012). The impact of banking development on the size of shadow economies. *Journal of Economic Studies*, 39(6), 620-638. <https://doi.org/10.1108/01443581211274584>

- Buehn, A. & Schneider, F. (2012). Size and development of tax evasion in 38 OECD countries: What do we (not) know? <https://dx.doi.org/10.1453/jepe.v3i1.634>
- Cerqueti, R. & Coppiet, R. (2011). Economic growth, corruption and tax evasion. *Economic Modelling*, 28(1-2), 489-500. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2010.07.006>
- Çetenak, E.H., Haykır, Ö. & Çetenak, Ö.Ö. (2023). Does financial development enhance economic growth? the case of turkic countries. *Bilig*, 106, 55-76. <https://doi.org/10.12995/bilig.10603>
- Čihák, M., Demirgüç-Kunt, A., Feyen, E. & Levine, R. (2012). Benchmarking financial systems around the world. *World Bank Policy Research*, working paper, (6175). <http://documents.worldbank.org/curated/en/868131468326381955/Benchmarking-financial-systems-around-the-world>
- Din, B.H., Habibullah, M.S. & Baharom, A.H. (2018). Tax evasion, tax burden and economic development in Asean-5 economies: a Mimic model analysis. *Indian Journal of Public Health Research & Development*, 9(11). <http://dx.doi.org/10.5958/0976-5506.2018.01638.8>
- Faisal, F., Amin, M.Y., Haq, Z.U., Rahman, S.U. & Ali, A. (2023). Natural resources revenues, shadow economy and financial institutions depth: the way forward. *Resources Policy*, 85, 103849. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103849>
- Franzoni, L.A. (1998). Tax evasion and tax compliance. Available at SSRN 137430. <https://reference.findlaw.com/lawandeconomics/6020-tax-evasion-and-tax-compliance.pdf>
- Gatti, R. & Honorati, M. (2007). Informality among formal firms: firm-level, cross-country evidence on tax compliance and access to credit. *World Bank Publications*, (Vol. 6597). <http://documents.worldbank.org/curated/en/790871468138273351/Informality-among-formal-firms-firm-level-cross-country-evidence-on-tax-compliance-and-access-to-credit>
- Gordon, R. & Li, W. (2009). Tax structures in developing countries: many puzzles and a possible explanation. *Journal of Public Economics*, 93(7-8), 855-866. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2009.04.001>
- Guo, J.T. & Hung, F.S. (2020). Tax evasion and financial development under asymmetric information in credit markets. *Journal of Development Economics*, 145, 102463. <https://doi.org/10.1016/j.jdevco.2020.102463>
- Habibullah, M.S., Baharom, A.H., Din, B. & Ibrahim, M.H. (2017). Tax evasion and financial development in ASEAN-5. *Journal of Contemporary Issues and Thought*, 7, 20-32. <http://dx.doi.org/10.37134/jcit.vol7.3.2017>
- Hadian, E. & Tahvili, A. (2013). Tax evasion and its determinants in the Iranian economy (1971-2007). *JPBUD*. 18(2), 39-58. URL: <http://jpbud.ir/article-1-982-fa.html> [In Persian]
- Heidarzadi, H., Khodapanah, M. & Montazer Hojat, A.H. (2022). Investigating the tax fraud determining factors in the Iran's economy by examining Bayesian econometrics. *Journal of Tax Research*, 30(53), 97-122. URL: <http://taxjournal.ir/article-1-2133-en.html> [In Persian]

- Ilgin, K.S. (2024). The effects of IMF financial soundness indicators of Turkish commercial banks on the financial development index. *International Journal of Public Finance*, 9(1), 105-124.
<http://dx.doi.org/10.30927/ijpf.1428422>
- Islam, A., Rashid, M.H.U., Hossain, S.Z. & Hashmi, R. (2020). Public policies and tax evasion: evidence from SAARC countries. *Heliyon*, 6(11).
<https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2020.e05449>
- Jappelli, T. & Pagano, M. (2002). Information sharing, lending and defaults: Cross-country evidence. *Journal of Banking & Finance*, 26(10), 2017-2045. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(01\)00185-6](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(01)00185-6)
- Johnson, S., Kaufmann, D., McMillan, J. & Woodruff, C. (2000). Why do firms hide? bribes and unofficial activity after communism. *Journal of Public Economics*, 76(3), 495-520.
[https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(99\)00094-8](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(99)00094-8)
- Lompo, A.A.B. (2024). How does financial sector development improve tax revenue mobilization for developing countries? *Comparative Economic Studies*, 66(1), 91-125. doi: 10.1057/s41294-023-00207-9
- Lopez, J.J. (2017). A quantitative theory of tax evasion. *Journal of Macroeconomics*, 53, 107-126.
<https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2017.06.005>
- Mohseni Maleki, B. (2021). Factors Affecting tax evasion using structural equation techniques - the role of tax knowledge as a moderator. *Macroeconomics Research Letter*, 16(31), 13-36.
 doi: 10.22080/iejm.2021.20136.1810 [In Persian]
- Motallebi, M., Alizadeh, M. & Faraji, S. (2018). Estimating shadow economy and tax evasion by considering behavioral factors. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 7(27), 141-167.
 doi: 10.22084/aes.2018.16132.2633 [In Persian]
- Nazaripour, M. & Heidari, A. (2023). Identifying the consequences of tax evasion with a holistic approach: exploratory and confirmatory factor analysis. *Public Sector Accounting and Budgeting*, 4(1), 1-27.
 doi: 10.22034/psab.2023.192685 [In Persian]
- Nnanna, O.J. & Dogo, M. (1998). Structural reform, monetary policy and financial deepening: the Nigerian experience. *Economic and Financial Review*, 36(2), 1-29. <https://dc.cbn.gov.ng/efr/vol36/iss2/1/>
- Petrescu, I. (2016). The effects of economic sanctions on the informal economy. *Management Dynamics in the Knowledge Economy*, 4(4), 623-648. <https://www.jstor.org/stable/45223005>
- Popiel, P.A. (1990). Developing financial markets international finance corporation, Washington.
<http://documents1.worldbank.org/curated/en/655921468009604729/pdf/multi-page.pdf>
- Quintin, E. (2008). Contract enforcement and the size of the informal economy. *Economic Theory*, 37(3), 395-416.
<https://www.jstor.org/stable/40282935>
- Rezagholizadeh, M. & Alami, A. (2019). The effect of financial development on tax evasion in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 24(80), 105-150. doi: 10.22054/ijer.2019.11114 [In Persian]

- Rezagholizadeh, M. & Alami, A. (2024). Institutional quality and tax evasion in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 20(4), 38-86. doi: 10.22055/jqe.2021.35404.2283 [In Persian]
- Schneider, F. & Enste, D.H. (2000). Shadow economies: Size, causes, and consequences. *Journal of Economic Literature*, 38(1), 77-114. doi: 10.1257/jel.38.1.77
- Schneider, F. (2005). Shadow economies around the world: what do we really know? *European Journal of Political Economy*, 21(3), 598-642. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2004.10.002>
- Sharifi, S.M.R., Haghighat, A., Ebrahimi, M. & Aminifard, A. (2022). Investigating the effect of financial development and tax on the underground economy; evidence from Iran's economy. *Economic Growth and Development Research*, 12(46), 88-67. doi: 10.30473/egdr.2019.49749.5516 [In Persian]
- Svirydzenka, K. (2016). Introducing a new broad-based index of financial development. *International Monetary Fund*. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2016/wp1605.pdf>
- The Tax Justice Network. (2011). The cost of tax abuse: A briefing paper on the cost of tax evasion worldwide. The Tax Justice Network.
- Thierry, M.A. & Emmanuel, O.N.B. (2023). Does financial development increase education level? empirical evidence from sub-Saharan Africa. *Journal of the Knowledge Economy*, 14(4), 3878-3903. <http://dx.doi.org/10.1007/s13132-022-01020-y>
- Wiafe, P.A., Armah, M., Ahiakpor, F. & Tuffour, K.A. (2024). The underground economy and tax evasion in Ghana: Implications for economic growth. *Cogent Economics & Finance*, 12(1), 2292918. <https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2292918>
- Zaroki, S., Yousefi barfurushi, A., Tavassoly Nia, A. & Hadidi, M. (2022). An estimation of the tax evasion by Tanzi method and analysis the effect of fiscal instruments. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 11(42), 83-108. doi: 10.22084/aes.2021.25012.3355 [In Persian]

استناد به این مقاله: احمدی، احمدرضا و بوشهری، محمد. (۱۴۰۴). تحلیل اثر تعمیق نهادها و بازارهای مالی بر فرار مالیاتی در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۰ (۱۰۲)، ۲۴۱-۲۰۹.



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

A Spatio-Temporal Assessment of Regional Development in the Counties of Khuzestan Province Using Numerical Taxonomy

Seyed Amin Mansouri* 

Associate Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran

Seyed Morteza Afghah 

Associate Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran

Masood Khodapanah 

Associate Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran

Fatemeh Mombeini 

M.Sc. in Economics, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran

Abstract

Measuring the level of economic development in the counties of Khuzestan Province is essential due to the region's cultural, economic, and environmental significance. Such an evaluation can aid policymakers, researchers, and local communities in making informed decisions about policy design, resource management, and planning. It also helps identify the underlying causes of economic disparities and promotes efforts to enhance the region's economic resilience and sustainability. By identifying underperforming sectors, measuring economic development guides the formulation of targeted policies aimed at fostering a more diversified and resilient economy. The present research used the numerical taxonomy method and urban economic components in order to measure and compare the levels of development across the counties of Khuzestan Province in 2017 and 2020. A total of 65 indices were used, spanning a wide range of development dimensions, including agriculture, housing and welfare services, industry, education, health and medical services, macroeconomic performance, infrastructure and physical assets, and

* Corresponding Author: Sa.mansouri@scu.ac.ir

How to Cite: Mansouri, S.A., Afghah, S.M., Khodapanah, M. & Mombeini, F. (2025). A Spatio-Temporal Assessment of Regional Development in the Counties of Khuzestan Province Using Numerical Taxonomy. *Iranian Journal of Economic Research*, 30(102), 242-272.

urban economy metrics. In 2017, Abadan, Ahvaz, and Shushtar ranked as the most developed counties, while Andika, Shadegan, and Haftkel ranked lowest. By 2020, Ahvaz and Abadan maintained their economic leadership; Behbahan and Dezful excelled in education; Mahshahr led in industry; and Dezful stood out in agriculture. Abadan was also the pioneer in healthcare services. These findings highlighted both progress in certain counties and the need for increased attention and support in others.

1. Introduction

The Human Development Report on Iran highlights significant regional disparities among provinces in terms of human development levels. Contrary to the convergence theory-which predicts a reduction in regional imbalances-these disparities have not diminished. In fact, the coefficient of dispersion among the studied units has increased. Measuring the level of economic development in the counties of Khuzestan Province is a critical scholarly endeavor with far-reaching implications for regional policy, resource allocation, and the overall well-being of its population. Located in southwestern Iran, Khuzestan Province is notable for its rich cultural heritage, economic significance, and environmental diversity. As such, a comprehensive assessment of the province's economic development is essential for various stakeholders, including policymakers, researchers, and local communities. First, measuring economic development in Khuzestan provides a foundation for informed policymaking and effective resource management. By systematically collecting data on key economic indicators (e.g., employment rates and industrial growth), local and national governments can more effectively prioritize and implement development plans. This enables them to address inequalities and allocate resources to areas most in need. Moreover, assessing the economic development of Khuzestan's counties is crucial for identifying the causes of deep economic disparities. It also plays a pivotal role in improving the resilience and sustainability of the region's economy. Khuzestan Province faces specific challenges, including dependency on the oil industry, water resource management, and industrial diversification. Assessing economic development helps pinpoint vulnerable sectors and informs the formulation of targeted policies aimed at creating a more diverse and resilient economy. In general, measuring the economic development of Khuzestan's counties is a multifaceted and essential task that can help informed decision-making, equitable economic growth, sustainability, and enhances the overall well-being of the population. In this respect, the current research

aimed to assess the development levels of Khuzestan's counties in 2017 and 2020.

2. Materials and Methods

This study used the numerical taxonomy method and urban economic components in order to conduct a comparative assessment of the levels of development across the counties of Khuzestan Province in 2017 and 2020.

3. Results and Discussion

The ranking results from 2017 indicated that Ahvaz was the most developed county in terms of education, healthcare, urban economy, and infrastructure. Mahshahr ranked highest in industry and economy, while Dezful was the most developed in agriculture. Other counties such as Behbahan, Abadan, Ramhormoz, Masjed Soleyman, and Shushtar also showed significant development in some specific indicators. By 2020, there were notable changes in the development rankings. Ahvaz and Abadan emerged as leaders in economic development, while Behbahan and Dezful led in education. Mahshahr maintained its leading position in the industrial sector, and Dezful continued to be the top county in agriculture. In terms of housing, welfare services, and infrastructure, Abadan, Behbahan, Dezful, Mahshahr, and Ahvaz ranked highest. Abadan took the lead in healthcare development. Regarding urban economy, Dezful, Ahvaz, Abadan, Shushtar, Ramhormoz, and Behbahan were among the leading counties. Furthermore, Shushtar, Ramhormoz, Ahvaz, Behbahan, Abadan, Khorramshahr, Izeh, Dezful, Omidieh, Mahshahr, and Masjed Soleyman showed notable development in infrastructure and physical indices. This analysis reflects the shifts, progress, and in some cases, regression in development indicators across the counties between 2017 and 2020.

4. Conclusion

Counties such as Ahvaz and Abadan, which have performed well in the economic and healthcare sectors, can capitalize on these strengths to promote development in other areas. Infrastructure development plays a key role in regional development; counties that are already developed in this regard can serve as examples for those that are less developed. Strategic investments in infrastructure can lead to improvements across other development indicators as well. Education is another critical area where improvement can yield significant benefits. In counties that are underperforming educationally, implementing educational programs and expanding access to educational resources can be beneficial.

Similarly, enhancing healthcare services in counties with poor performance in this sector can directly contribute to a better quality of life and improved public welfare. Supporting agriculture and local industries is also essential. Counties with agricultural or industrial potential can boost their productivity and development outcomes through financial aid and technical support. Finally, achieving balanced development is crucial. Addressing existing inequalities and planning for balanced development across all counties can reduce disparities and improve the overall regional development.

Acknowledgements

We hereby express our gratitude to the Vice-Chancellor for Research Affairs at Shahid Chamran University of Ahvaz, who assisted the authors in conducting this research.

Conflict of interest

The authors of the article declare that there is no conflict of interest in publishing the presented article.

Funding

This article is part of Fatemeh Mombeini's master's thesis in economics, conducted under the supervision of Dr. Seyed Amin Mansouri and Dr. Seyed Morteza Afghah at Shahid Chamran University of Ahvaz. It was sponsored by the Vice-Chancellor for Research Affairs at Shahid Chamran University of Ahvaz under Grant No. SCU.EE1403.30460.

Keywords: Development, Regional Inequality, Urban Disparities, Taxonomy, Khuzestan

JEL Classification: I25, R58.

بررسی توسعه منطقه‌ای- زمانی شهرستان‌های استان خوزستان با رویکرد تاکسونومی عددی

سیدامین منصوری * | دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

سیدمرتضی افقه  | دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

مسعود خداپناه  | دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

فاطمه ممبیینی  | کارشناس ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

چکیده

اندازه‌گیری سطح توسعه اقتصادی در شهرهای استان خوزستان به دلیل اهمیت فرهنگی، اقتصادی و زیست‌محیطی آن، امری ضروری برای سیاست‌گذاران، محققان و جوامع محلی است. این ارزیابی به تصمیم‌گیری‌های آگاهانه در سیاست‌ها و مدیریت منابع و شناسایی علل اختلافات اقتصادی و افزایش انعطاف و پایداری اقتصاد منطقه کمک می‌کند. اندازه‌گیری توسعه اقتصادی به شناسایی بخش‌های نیازمند حمایت و تدوین سیاست‌های هدفمند برای تحقق اقتصاد متنوع‌تر و مقاوم‌تر کمک می‌کند. این تحقیق به سنجش و مقایسه تطبیقی سطح توسعه‌یافتگی شهرستان‌های استان خوزستان در سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۹ با تکیه بر مؤلفه‌های اقتصاد شهری می‌پردازد. در سال ۱۳۹۶، آبادان، اهواز و شوشتر توسعه‌یافته‌ترین شهرستان‌ها بودند درحالی‌که اندیکا، شادگان و هفتکل کم‌ترین رتبه‌ها را داشتند. در سال ۱۳۹۹، اهواز و آبادان از نظر اقتصادی پیشرو بودند. بهبهان و دزفول در زمینه آموزشی، ماهشهر در صنعت و دزفول در کشاورزی رتبه اول را داشتند و آبادان از نظر بهداشتی برتر بود. این نتایج نشان می‌دهد که برخی شهرستان‌ها پیشرفت کرده‌اند و برخی نیاز به توجه بیشتری دارند.

کلیدواژه‌ها: نابرابری منطقه‌ای، شهری، تاکسونومی، خوزستان

طبقه‌بندی JEL: R58، I25

این مطالعه بخشی از پایان‌نامه کارشناسی ارشد خانم ممبیینی در رشته اقتصاد به راهنمایی دکتر سیدامین منصوری و دکتر سیدمرتضی افقه در دانشگاه شهید چمران اهواز است که توسط معاونت پژوهشی دانشگاه شهید چمران اهواز با شماره گرنت SCU.EE1403.30460 حمایت مالی شده است.

* نویسنده مسئول: sa.mansouri@scu.ac.ir

۱. مقدمه

شهرها به عنوان بازتابی از فرهنگ انسانی، دارای ویژگی‌های متنوع و در حال تحولی هستند که نیازهای انسان و تغییرات محلی را منعکس می‌کنند. مورفولوژی شهری^۱ با روش‌های کیفی به شناسایی هویت فضایی مناطق کمک کرده اما ماهیت دستی این روش‌ها مانع ایجاد توصیف‌های مقیاس‌پذیر و داده‌محور از فرم شهری شده است. هرچند پیشرفت در داده‌های جغرافیایی و نقشه‌های دیجیتال امکان‌هایی جدید فراهم کرده اما تحلیل سیستماتیک و مقیاس‌پذیر ناهمگونی فضایی هنوز با محدودیت‌هایی مواجه است (Fleishman, et al., 2023). رشد و توسعه از مفاهیم مهم اقتصادی و اجتماعی هستند که مورد توجه اقتصاددانان و جامعه‌شناسان قرار گرفته‌اند. چالش اصلی در این حوزه، تمایز دقیق بین این دو مفهوم است. رشد اقتصادی صرفاً به افزایش تولید ناخالص ملی (GNP) محدود می‌شود اما توسعه مفهومی گسترده‌تر و چندبعدی است که تغییرات ساختاری، نهادی، اجتماعی و فرهنگی را شامل می‌شود و بر کاهش نابرابری و فقر مطلق تمرکز دارد (Muis, et al., 2015). توسعه فرایندی تدریجی، پویا و چندبعدی است که با هدف بهبود شرایط زندگی بشر از طریق رشد مادی و تکامل اجتماعی انجام می‌شود (ویسی ناب و همکاران، ۱۳۹۵). موفقیت توسعه در گرو طراحی برنامه‌هایی قوی و سازگار با شرایط محیطی توسط برنامه‌ریزان است (Todaro & Smith, 2020). از عوامل اقتصادی کلیدی توسعه شهر به طور مثال می‌توان اشتغال و بازار کار (Hall & Krueger, 2018)، رشد کسب و کار و صنعت (Sarkodie, et al., 2020)، سطح درآمد (Dewi, 2019)، بازار مسکن (Mou & Xu, 2017) و آموزش و توسعه نیروی کار (Hang, 2021) را نام برد.

توسعه شهرستان‌ها با هدف بهبود رفاه اقتصادی و اجتماعی، یکی از چالش‌های اصلی در سطح منطقه‌ای و ملی است که تغییراتی در توزیع جمعیت، درآمد و زیرساخت‌ها ایجاد می‌کند. این توسعه میان دو هدف رفاه مردم و رفاه مکان‌ها تعادل برقرار می‌کند مانند ایجاد اشتغال در محل زندگی برای کاهش مهاجرت. تحولات توسعه منطقه‌ای شامل چهار مرحله است: تمرکز بر منابع طبیعی و محیط زیست، تعادل اقتصادی، تأثیر دیدگاه‌های نئولیبرالی از دهه ۱۹۸۰ و تأکید بر پیوند نظریه و عمل با نقش جغرافی‌دانان. توسعه منطقه‌ای ابزاری

1. Urban morphology

استراتژیک برای دستیابی به عدالت اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی است (صائبی، ۱۳۹۱). توسعه شهرستان‌ها به عنوان یک فرایند چندبعدی و پویا، شامل جنبه‌های اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی است (Alderete, 2020; Das & Misra, 2017). رشد سریع شهری با افزایش جمعیت و مهاجرت، فرصت‌ها و چالش‌های متعددی را برای کشورها و مناطق مختلف به همراه دارد (Bhattarai & Budd, 2019). از منظر اقتصادی، شهرها به عنوان موتورهای رشد و نوآوری عمل کرده و به ایجاد فرصت‌های شغلی، تقویت کارآفرینی و تسهیل نوآوری و تبادل دانش کمک می‌کنند (Wolniak & Jonek-Kowalska, 2021). از منظر اجتماعی، تنوع جمعیتی در شهرها زندگی شهری را غنی‌تر کرده اما نابرابری‌ها و دسترسی ناعادلانه به خدمات ضروری مانند مسکن، مراقبت‌های بهداشتی و آموزش، چالش‌هایی را ایجاد می‌کند که مدیریت آن‌ها برای توسعه عادلانه ضروری است (Beissinger, et al., 2023; Ikeda, et al., 2020). هنری، میراث فرهنگی و صنایع خلاق شناخته می‌شوند که کیفیت زندگی را بهبود می‌بخشند، گردشگران را جذب کرده و اقتصاد را تحریک می‌کنند (Quinn, 2020). حفظ تنوع فرهنگی برای حفظ هویت و شخصیت منحصربه‌فرد هر شهر اهمیت دارد.

برای ارزیابی و سنجش توسعه شهرها، محققان و سیاست‌گذاران از چارچوب‌ها و روش‌های نظری مختلفی استفاده می‌کنند. از مهمترین این تئوری‌ها می‌توان به «شاخص‌های توسعه»، «مدل‌های توسعه پایدار»، «نظریه‌های توسعه منطقه‌ای» و «نظریه‌های مکان‌محور و مکان‌خنثی» اشاره کرد. این مدل‌ها به تحلیل عوامل اقتصادی، اجتماعی، محیطی و فرهنگی در توسعه شهرها می‌پردازند. این تئوری‌ها مبنای مهمی برای مقایسه تطبیقی سطح توسعه شهرستان‌ها ارائه می‌دهند (Raszkowski & Bartniczak, 2018). شاخص‌های توسعه مانند تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ بیکاری و دسترسی به خدمات اساسی، معیارهای کمی را برای ارزیابی پیشرفت اقتصادی و اجتماعی شهرها فراهم می‌کنند. مدل‌های توسعه پایدار بر توازن رشد اقتصادی با حفاظت از محیط زیست و برابری اجتماعی تأکید و تضمین می‌کنند که شهرها نیازهای نسل حاضر و آینده را بدون به خطر انداختن منابع فعلی برآورده می‌کنند (Przywojska & Podgórnian-Krzykacz, 2020). نظریه مکان‌محور (فضاپذیر) بر این باور است که ویژگی‌های فیزیکی و جغرافیایی مکان‌ها و مناطق نقش اصلی در فرایند توسعه دارند. از منظر این نظریه، توسعه یک منطقه وابسته به ویژگی‌های جغرافیایی خاص آن است.

در اینجا، عواملی چون دسترسی به منابع طبیعی، موقعیت جغرافیایی و زیرساخت‌های موجود به شدت بر توسعه اقتصادی و اجتماعی تأثیر می‌گذارند. این دیدگاه بر این اساس است که مکان‌ها و شهرستان‌ها به دلیل ویژگی‌های خاص فضایی و منابع موجود، می‌توانند از مزایای بیشتری برخوردار باشند (Storper, 1997). نظریه مکان‌خشی (فضاگریز) در مقابل نظریه مکان‌محور، معتقد است که ویژگی‌های اقتصادی، اجتماعی و سیاست‌های مدیریتی می‌توانند تأثیرات بیشتری از ویژگی‌های جغرافیایی داشته باشند. براساس این نظریه، به جای تمرکز بر ویژگی‌های فیزیکی مکان، بر مدیریت منابع، سیاست‌های اقتصادی و اجتماعی و ابتکار عمل‌های مدیریتی تأکید می‌شود. در این دیدگاه، مکان به عنوان یک عنصر خشی در نظر گرفته می‌شود و عوامل غیرمکانی مانند سیاست‌های اقتصادی و برنامه‌های توسعه‌ای می‌توانند نقش کلیدی در فرایند توسعه ایفا کنند (Markusen, 2017).

توسعه اقتصادی و اجتماعی شهرستان‌ها در استان خوزستان با توجه به ویژگی‌های فرهنگی، اقتصادی و زیست‌محیطی خاص این منطقه، یکی از مسائل مهم برای سیاست‌گذاران و محققان منطقه‌ای است. با وجود اهمیت این استان به دلیل منابع طبیعی، صنایع نفتی و چالش‌های محیطی، عدم تعادل در سطح توسعه شهرستان‌ها همچنان مشهود است. این نابرابری‌ها موجب عدم دسترسی برابر به منابع، خدمات و فرصت‌های اقتصادی در شهرستان‌های مختلف استان شده است. در این راستا، اندازه‌گیری و ارزیابی سطح توسعه شهرستان‌های استان خوزستان با استفاده از روش‌هایی مانند تاکسونومی^۱ می‌تواند به شناسایی علل اصلی اختلافات اقتصادی و نابرابری‌های منطقه‌ای کمک کند. از این‌رو، این تحقیق به سنجش و مقایسه سطح توسعه یافتگی شهرستان‌های استان خوزستان در دو مقطع زمانی ۱۳۹۶ و ۱۳۹۹ پرداخته و به دنبال ارائه راهکارهایی برای تدوین سیاست‌های هدفمند جهت تحقق توسعه متوازن، پایدار و عادلانه‌تر در این استان است. ساختار مقاله شامل شش بخش است: مبانی نظری و پیشینه (بخش دوم)، معرفی داده‌ها و متغیرها (بخش سوم)، روش تحقیق و مدل‌سازی (بخش چهارم)، بررسی نتایج (بخش پنجم)، و نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی (بخش ششم).

۲. مبانی نظری

ساج^۱ (۱۹۸۸) توسعه را به عنوان رشد به اضافه تغییرات در ابعاد اجتماعی و فرهنگی تعریف می‌کند که موضوع اصلی آن بهبود کیفیت زندگی مردم است. از سوی دیگر، استرلین^۲ (۱۹۷۸) توسعه را به عنوان رشد سریع و مداوم سرانه واقعی در ابعاد تکنولوژیکی، اقتصادی و جمعیتی مطرح می‌کند. میسرا^۳ (۱۹۸۵) توسعه را فعالیتی انسانی و ایدئولوژیکی می‌داند که جهت‌گیری فرهنگی دارد و نشان‌دهنده تغییرات عمیق درونی است. اسمیت و تودارو^۴ (۲۰۲۰) توسعه را جریانی چندبعدی می‌دانند که نیازمند تغییرات بنیادی در ساختار اجتماعی، نهادها و اقتصاد است و به کاهش نابرابری و فقر می‌پردازد. سیرز^۵ (۱۹۸۰) نیز تأکید می‌کند که توسعه شامل تغییرات در ساختارهای نهادی، اجتماعی و اداری است و عادات، رسوم و عقاید مردم را تحت تأثیر قرار می‌دهد. کارل دویچ^۶ توسعه را مفهومی دربرگیرنده آموزش، بهداشت، اشتغال، صنعت، زیرساخت‌ها و حق رأی می‌داند (Smith, 1969). گلدین و وینتر^۷ (۱۹۹۵) توسعه را پدیده‌ای جدید در قرن بیستم معرفی می‌کنند که با برنامه‌ریزی آگاهانه و نهادی همراه است.

راغفر و فلدوی اردکانی (۱۳۹۳) توسعه را فرایندی می‌دانند که به واسطه آن توانایی‌های بالقوه موجودات به شکل طبیعی و کامل خود دست می‌یابند. ریپرو^۸ (۲۰۰۵) نیز توسعه را شامل پیشرفت علمی، اجتماعی و اقتصادی، تعادل اکولوژیکی و تحقق ارزش‌ها می‌داند. در مبحث توسعه، عدالت اجتماعی، مشارکت زنان، آزادی‌های مدنی، حق انتخاب در سرنوشت فردی و توجه به محیط زیست و منابع طبیعی از جمله مفاهیمی هستند که باید مورد توجه قرار گیرند (Cowen & Shenton, 1998). هانتینگتون^۹ (۱۹۶۵) توسعه اقتصادی را پایه سایر ساختارهای توسعه می‌داند. لوئیس^{۱۰} (۱۹۵۴) توسعه اقتصادی را در دو قالب «اقتصاد سنتی» و «اقتصاد پیشرفته» تعریف می‌کند که از جذب نیروی کار ارزان بخش سنتی به بخش پیشرفته

-
1. Sachs, J.
 2. Easterlin, R.A.
 3. Misra, R.P.
 4. Todaro, M.P. & Smith, S.C.
 5. Seers, D.
 6. Karl Duich
 7. Goldin, I. & Winters, L.A.
 8. Ribeiro, L.R.D.C.
 9. Huntington, S.P.
 10. Lewis, W.A.

رشد می‌کند. روستو^۱ (۱۹۵۹) توسعه اقتصادی را بر پایه فرایندهای تاریخی می‌داند که در سه مرحله انجام می‌شود: فراهم کردن شرایط برای خیزش اقتصادی، مرحله خیزش که جامعه را از حالت راکد به پیشرفته سوق می‌دهد و مرحله بعد از خیزش که با افزایش سرمایه سرانه و تغییرات در ساختار اقتصادی، اقتصاد جایگاه بین‌المللی پیدا می‌کند.

نظریه‌های توسعه منطقه‌ای به بررسی رشد و توزیع فضایی شهرها و مناطق پیرامونی می‌پردازند. این نظریه‌ها به سیاست‌گذاران کمک می‌کنند تا نابرابری‌های منطقه‌ای را شناسایی و مداخلات مؤثری برای توسعه متوازن و پایدار طراحی کنند (Zhao, et al., 2021). درک تعاملات این نظریه‌های اقتصادی با دینامیک‌های اجتماعی، زیست‌محیطی و فرهنگی برای ارزیابی جامع سطوح توسعه شهری بسیار مهم است. عوامل اجتماعی مانند آموزش، بهداشت، انسجام اجتماعی و سرمایه اجتماعی نیز به شدت بر توسعه شهری تأثیر می‌گذارند. نظریه‌هایی مانند نظریه سرمایه اجتماعی و عوامل اجتماعی تعیین‌کننده چهارچوب سلامت دیدگاه‌هایی را در مورد تأثیر عوامل اجتماعی بر رفاه و تاب‌آوری جوامع شهری ارائه می‌دهند (Aldrich & Meyer, 2015). ملاحظات زیست‌محیطی نیز به‌طور فزاینده‌ای در بحث توسعه شهری اهمیت پیدا کرده‌اند. با توجه به چالش‌های تغییرات اقلیمی، آلودگی و کاهش منابع، تئوری‌های شهرسازی بوم‌شناختی و توسعه پایدار بر اهمیت ایجاد شهرهایی که از نظر زیست‌محیطی انعطاف‌پذیر، کارآمد و متعادل باشند، تأکید می‌کنند (Hagan, 2014). به‌طور کلی، بررسی دقیق‌تر عوامل خاصی که مسیرهای توسعه شهری را تحت تأثیر قرار می‌دهند، ضروری است. عوامل اقتصادی نقش حیاتی در شکل‌گیری رشد و پیشرفت شهرها دارند. نظریه‌های اقتصاد شهری، مانند اقتصادهای تراکم، نظریه سرمایه انسانی و نظریه پایه اقتصادی، دیدگاه‌های مهمی را در مورد پویایی توسعه اقتصادی شهری ارائه می‌دهند (McCann & Van Oort, 2019). در نهایت، توسعه شهری نیازمند توجه همه‌جانبه به ابعاد اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و زیست‌محیطی است تا به توسعه فراگیر و پایدار منجر شود. این نیازمند هماهنگی بین سیاست‌گذاران، محققان و جوامع محلی است تا راهکارهایی عملی و بلندمدت برای بهبود کیفیت زندگی ارائه شود.

1. Rostow, W.W.

نظریه‌های مربوط به دستیابی به توسعه را می‌توان به دو دسته کلی تقسیم کرد: نظریه رشد نامتعادل و نظریه رشد متعادل.

الف) پروا، هیرشمن^۲، سینگر^۳ و رستو^۴ از پیروان نظریه رشد نامتعادل هستند که در آن نظریه قطب رشد توضیح داده می‌شود. این نظریه بر دو اثر تمرکز دارد: اثرات تمرکز و اثرات پخش. طبق این نظریه، رشد همزمان در همه جا رخ نمی‌دهد بلکه در نقاط یا قطب‌های توسعه‌ای با جاذبه بالا (اثرات تمرکز) اتفاق می‌افتد. پیروان نظریه قطب رشد معتقدند که گسترش شهرها منجر به توسعه اجتماعی و اقتصادی روستاها می‌شود و بنابراین باید بر گسترش و رشد صنایع در شهرهای بزرگ تمرکز کرد.

ب) میردال^۵، هاریسن^۶ و میسرا بیان می‌کنند که نظریه قطب رشد نتوانسته است نابرابری و عقب‌ماندگی بین مناطق مختلف را در کشورهای توسعه‌نیافته از بین ببرد بلکه باعث تشدید نابرابری منطقه‌ای شده است و بنابراین الگویی مناسب برای کشورهای توسعه‌نیافته نیست. امروزه اقتصاددانان نظریه رشد متوازن در مناطق مختلف، بر ضرورت برنامه‌ریزی منطقه‌ای صحیح برای رسیدن به توسعه متوازن تأکید می‌کنند و معتقدند که توسعه متعادل ناحیه‌ای می‌تواند بهترین شرایط و امکانات را برای توسعه جامع همه نواحی فراهم آورد، تفاوت‌های کیفیت زندگی بین ناحیه‌ای و درون ناحیه‌ای را به حداقل برساند و نهایتاً از بین ببرد. نابرابری‌های ناحیه‌ای از چالش‌های جدی توسعه در بسیاری از کشورها هستند که به تفاوت در دسترسی به منابع، خدمات و فرصت‌های اقتصادی منجر می‌شوند. این نابرابری‌ها می‌توانند ریشه در مشکلات ساختاری توسعه اقتصادی و اجتماعی داشته باشند (Dupont, 2007). برای کاهش آن‌ها، دولت‌ها سیاست‌هایی مانند بهبود زیرساخت‌ها، آموزش، بهداشت و تقویت اقتصاد محلی را اجرا می‌کنند. اجرای برنامه‌های توسعه متوازن و فراگیر، راهکاری برای کاهش این نابرابری‌ها و تقویت عدالت اجتماعی است (Shankar & Shah, 2003).

-
1. Perroux Francioc
 2. Hirschman
 3. Singer
 4. Rosto
 5. Myrdal
 6. Harrison

۳. پیشینه مطالعات

۳-۱. مطالعات داخلی

ابراهیمی و همکاران (۱۴۰۳) در بررسی تأثیر زیرساخت‌های حمل‌ونقل جاده‌ای بر توسعه فضایی-زمانی شهرستان‌های استان خوزستان نشان دادند که زیرساخت‌های حمل‌ونقل جاده‌ای تأثیر مثبتی بر توسعه این شهرستان‌ها داشته‌اند و متغیر پتانسیل بازار تأثیر بیشتری از شاخص قطب داشته است.

منصوری و همکاران (۱۴۰۳) در بررسی نقش دولت و شرکت‌های بزرگ صنعتی در توزیع درآمد نشان دادند که هزینه‌های جاری و عمرانی دولت، نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد در حالی که ارزش افزوده شرکت‌های بزرگ صنعتی این نابرابری را افزایش می‌دهد. منصوری و همکاران (۱۴۰۳) به بررسی تأثیر وقوع جرایم در تهران بر رشد اقتصادی استان‌های همجوار با استفاده از رویکرد هسته-پیرامون پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که جرایم خشن در تهران اثر مثبت بر رشد اقتصادی استان‌های همجوار و سرقت‌های عادی (مانند سرقت از مغازه‌ها و مراکز تجاری) اثر منفی بر رشد اقتصادی استان‌های همجوار داشته‌اند. منصوری و همکاران (۱۴۰۳) به بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم زیرساخت‌های حمل‌ونقل جاده‌ای بر رشد اقتصادی شهرستان‌های استان خوزستان طی دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که زیرساخت‌های حمل‌ونقل جاده‌ای تأثیر قابل توجهی بر رشد اقتصادی شهرستان‌های استان خوزستان دارند. شاخص‌های قطب و پتانسیل بازار اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی شهرستان‌ها داشته‌اند. بهبود زیرساخت‌های جاده‌ای می‌تواند به افزایش کارایی اقتصادی و بهره‌وری شهرستان‌ها منجر شود.

باتمانی و زراعت کیش (۱۴۰۰) به بررسی میزان توسعه یافتگی روستاهای استان کرمانشاه با استفاده از روش تاکسونومی عددی پرداخته‌اند. نتایج نشان داد توسعه به عنوان یک جریان چندبعدی شامل تغییرات اجتماعی، فرهنگی، اقتصادی و کاهش نابرابری تعریف شده است. برنامه‌ریزی و شناسایی منابع بالفعل و بالقوه برای رفع عدم تعادل‌های اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی ضروری است.

افقه و همکاران (۱۳۹۹) با بررسی شاخص توسعه انسانی استان‌های ایران به این نتیجه دست یافتند که استان تهران بالاترین و استان سیستان و بلوچستان پایین‌ترین شاخص توسعه انسانی را داشتند. همچنین تأکید بر سرمایه‌گذاری در آموزش و بهداشت شد. اسماعیل‌زاده و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی سطح توسعه‌یافتگی مناطق روستایی شهرستان‌های استان کرمانشاه با استفاده از روش‌های تصمیم‌گیری چندمعیاره^۱ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که شهرستان کرمانشاه در بالاترین سطح توسعه‌یافتگی قرار دارد. اسماعیل‌زاده و همکاران (۱۳۹۵) به تحلیل سطح توسعه‌یافتگی شهرستان‌های استان البرز پرداخته‌اند. از ۴۳ شاخص در چهار بُعد مختلف و مدل‌های SAW، VIKOR و TOPSIS استفاده شده است. نتایج نشان داد که شهرستان‌های اشتهارد و طالقان در بالاترین سطح توسعه‌یافتگی و شهرستان‌های کرج، ساوجبلاغ و نظرآباد در پایین‌ترین سطح توسعه‌یافتگی قرار دارند. جمعیت به عنوان مهم‌ترین عامل در توزیع خدمات عمومی شناسایی شده است.

۳-۲. مطالعات خارجی

در تحقیق کوت و همکاران^۲ (۲۰۲۲) عملکرد ۳۵ شهر هوشمند اروپایی در زمینه‌های پایداری، تاب‌آوری و زیست‌پذیری با استفاده از مدل تصمیم‌گیری چندمعیاره بررسی شد. نتایج نشان داد که لندن برترین شهر در این زمینه‌ها است و شهرهایی مانند دوسلدورف و زوریخ نیز عملکرد بالایی دارند.

فلیشمن و همکاران^۳ (۲۰۲۲) مورفولوژی شهری و طبقه‌بندی عددی فرم شهرها را با استفاده از روش‌های جدید سیستماتیک بیولوژیکی مورد بررسی قرار دادند. این روش در شهرهایی مانند پراگ و آمستردام آزمایش شد و به تحلیل دقیق‌تر الگوهای شهری کمک می‌کند.

چن و وانگ^۴ (۲۰۲۲) به بررسی تأثیر پیچیدگی فناوری در واردات بر توسعه اقتصادی با کیفیت بالا در ۲۳۳ شهر چین طی دوره ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۶ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که افزایش پیچیدگی فناوری در واردات، توسعه اقتصادی با کیفیت بالا را تقویت می‌کند به‌ویژه در

1. TOPSIS, SAW, KOPRAS, Numerical Taxonomy

2. Kutty, A.A., et al.

3. Fleischmann, M., et al.

4. Chen, L. & Wang, K.

مناطق با سطح توسعه اقتصادی بالا و در محصولات وارداتی میانی و نهایی. این مقاله اهمیت ارتقای توسعه اقتصادی با کیفیت بالا از طریق تجارت واردات را به خوبی نشان می‌دهد.

پاپاژورگیو و همکاران^۱ (۲۰۲۱) به بررسی ۱۵ چارچوب مبتنی بر شاخص برای اندازه‌گیری اقتصاد دایره‌ای در سطح شهر پرداخته‌اند. چهارچوب‌ها براساس هشت معیار شامل شفافیت، مشارکت سازمانی و افراد، ارتباط مؤثر، توانایی پیگیری تغییرات زمانی، اجرایی بودن، تطابق با اصول اقتصاد دایره‌ای، اعتبار و اهمیت در توسعه پایدار ارزیابی شده‌اند. نتایج نشان داد که هیچ یک از چهارچوب‌ها تمامی این معیارها را پوشش نمی‌دهند و بیشتر آن‌ها به شاخص‌های محیطی محدود می‌شوند. تنها سه چهارچوب به جنبه‌های مرتبط با چهار ستون توسعه پایدار (زیست‌محیطی، اجتماعی، اقتصادی و حکومتی) اشاره می‌کنند. تحقیقات بیشتر می‌تواند به توسعه یک چهارچوب استاندارد برای اندازه‌گیری اقتصاد دایره‌ای در سطح شهر کمک کند.

آرتمان و همکاران^۲ (۲۰۱۹) به بررسی الگوهای فضایی شهری، توسعه شهری فشرده و نقش فضاهای سبز شهری پرداخته‌اند. وضعیت فعلی توسعه، آزمایش و اجرای شاخص‌های چندبعدی اکولوژیکی، اقتصادی، اجتماعی و چندمقیاسی منطقه‌ای، شهری و محله‌ای بررسی شده است. نتایج نشان داد که توسعه شهری فشرده به عنوان راهکاری برای مدیریت پراکندگی شهری و پیامدهای نامطلوب آن مطرح شده است. تضمین کیفیت بالای زندگی برای شهرنشینان نیازمند رویکردهای یکپارچه‌ای است که به فضاهای سبز شهری توجه داشته باشند. پراکندگی شهری و شهرهای سبز فشرده به شاخص‌های فضایی چندبعدی نیاز دارند تا برنامه‌ریزان شهری و سیاست‌گذاران را پشتیبانی کنند.

یانگ و همکاران^۳ (۲۰۱۷) به بررسی توسعه پایدار در ۲۸۷ شهر چین در مناطق شرقی، مرکزی و غربی پرداخته‌اند. آنها در مطالعه خود از یک سیستم مختصات بدون بعد خطی برای ارزیابی عوامل اصلی تأثیرگذار بر توسعه پایدار استفاده کرده‌اند. نتایج نشان داد که اکثر شهرهای چین در حال توسعه پایدار هستند و سطح توسعه پایدار در شهرها در حال افزایش است. شهرهای منطقه شرق زودتر به توسعه پایدار دست یافته‌اند و سطح آن خوب

1. Papageorgiou, A., et al.

2. Artmann, M., et al.

3. Yang, B., et al.

است درحالی‌که توسعه پایدار در شهرهای منطقه غرب دیرتر شروع شده و وضعیت آن ضعیف‌تر است.

این تحقیق از چند منظر دارای نوآوری است. نوآوری اصلی این پژوهش در ارائه تحلیل تطبیقی شاخص‌های توسعه در سطح شهرستان‌های استان خوزستان طی دو مقطع زمانی (۱۳۹۶ و ۱۳۹۹) با رویکردی چندبعدی و تمرکز بر عدالت فضایی و توسعه متوازن است. این پژوهش با بهره‌گیری از شاخص‌های جامع و دسته‌بندی‌شده در حوزه‌های کشاورزی، صنعت، مسکن، آموزش، بهداشت و اقتصاد کلان، می‌کوشد تصویری دقیق و تحلیلی از وضعیت موجود و تغییرات فضایی در سطح شهرستانی ارائه دهد که می‌تواند مبنای سیاست‌گذاری‌های ناحیه‌ای و بازتوزیع منابع باشد.

۴. مراحل سنجش سطوح توسعه نواحی شهرستان‌ها

۴-۱. تعیین هدف مطالعه و تدوین چارچوب

این مطالعه به ارزیابی و رتبه‌بندی توسعه شهرستان‌های استان خوزستان می‌پردازد و هدف آن تحلیل جامع شرایط توسعه و ارائه راهکارهایی برای بهبود وضعیت است. شهرستان‌ها به دلیل کمبود تحقیقات پیشین و دسترسی به اطلاعات آماری انتخاب شده‌اند. در این تحقیق، ۶۷ شاخص توسعه در هشت دسته مختلف شامل امکانات، آموزشی و فرهنگی، بهداشتی و پزشکی، اقتصادی و اجتماعی جمعیتی، اداری، بازرگانی، کشاورزی و ارتباطی به کار رفته‌اند. این شاخص‌ها با دقت انتخاب شده‌اند تا از همپوشانی یا تناقض بین آنها جلوگیری شود و به سرانه‌ها یا نسبت‌هایی تبدیل گردند تا مفهوم دقیق‌تری از توسعه ارائه دهند. شاخص‌های خام به صورت معکوس شده یا به مفاهیم مثبت تبدیل شده‌اند تا ارزیابی بهتری از توسعه در سطح شهرستان‌ها انجام شود. آمار و اطلاعات این تحقیق از سایت‌های آماری ملی و منطقه‌ای جمع‌آوری شده است. شاخص‌های منطقه‌ای از سالنامه‌های آماری استان خوزستان و سایت سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان خوزستان جمع‌آوری شده است. برخی آمارهای ملی نیز از سایت مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است.

مراحل تحقیق شامل جمع‌آوری داده‌ها برای سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۹ در هشت بخش مختلف شامل کشاورزی، آموزش، صنعت، زیربنایی، اقتصادی، اقتصاد شهری، کالبدی- زیرساختی و بهداشت بوده است. این داده‌ها پس از استانداردسازی در محیط Excel برای

همگن سازی و حذف تفاوت های مقیاس ها تجزیه و تحلیل شدند. در این فرایند، مراحل زیر به ترتیب انجام شد:

- جمع آوری داده ها: داده های مربوط به شاخص ها در دو سال ۱۳۹۶ و ۱۳۹۹ برای شهرستان های استان خوزستان جمع آوری و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.
 - استاندارد سازی داده ها: برای امکان مقایسه دقیق تر، داده ها در محیط Excel استاندارد شدند.
 - محاسبه فاصله ها: بردار فاصله هر شهرستان از دیگر شهرستان ها محاسبه و حدود بالا و پایین فاصله همگنی تعیین شد. این مرحله نشان داد که شهرستان ها در فاصله همگنی قرار دارند.
 - شناسایی مقادیر ماکزیمم: مقادیر ماکزیمم هر شاخص شناسایی و فاصله هر شهرستان از این مقادیر به صورت بردار محاسبه شد.
 - محاسبه فاصله از مقدار ایدئال: فاصله هر شهرستان از مقدار ایدئال با استفاده از انحراف معیار محاسبه شده و برای تعیین درجه توسعه نیافتگی هر شهرستان، مقادیر از ۱ کم شدند.
 - تجزیه و تحلیل داده ها: تجزیه و تحلیل داده ها برای سال ۱۳۹۶ در محیط Excel انجام شد.
 - رتبه بندی شهرستان ها: شهرستان ها براساس امتیاز هایی که در شاخص های مختلف کسب کردند، رتبه بندی و مرتب سازی شدند.
- نتایج نهایی این تحقیق تصویری واضح از وضعیت توسعه شهرستان های استان خوزستان در سال های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۹ ارائه داده و به شناسایی تفاوت ها و نقاط قوت و ضعف در هر بخش و شهرستان کمک کرده است. شاخص های آماری به شرح زیر است:

نسبت اراضی زیر کشت به کل مساحت منطقه	شاخص های کشاورزی
درصد اراضی آبی از کل سطح زیر کشت	
عملکرد در هکتار جو دیم	
عملکرد در هکتار جو آبی	
عملکرد در هکتار گندم دیم	
عملکرد در هکتار گندم آبی	
عملکرد در هکتار دانه های روغنی	

درصد مصرف برق در کشاورزی از کل مصرف برق	
سرانه دام به‌ازای هر نفر جمعیت	
ظرفیت گاوداری‌های صنعتی به‌ازای هر ۱۰۰۰۰ رأس گاو	
سرانه علوفه تولیدی به‌ازای هر دام	
درصد خانوارهای دارای برق	شاخص‌های مسکن و خدمات رفاهی و زیربنایی
سرانه مصرف برق خانگی هر خانوار	
درصد جمعیت دارای تلفن همراه	
طول راه‌های درون شهری به‌ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت	
تعداد دفاتر و نمایندگی‌های پستی به‌ازای هر ۱۰۰ کیلومتر مربع مساحت	
تعداد زمین‌های ورزشی به‌ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت	
تعداد وسایل نقلیه عمومی درون شهری به‌ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت	
درصد آبادی‌های دارای راه	
درصد آبادی‌های برخوردار از برق	
درصد آبادی‌های دارای گاز شهری	
درصد مصرف برق صنعتی از کل مصرف برق	شاخص‌های صنعتی
درصد هنرجویان فنی و حرفه‌ای از کل دانش‌آموزان متوسطه	
متوسط شاغلان واحدهای صنعتی	
تعداد واحدهای صنعتی به‌ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت	
تعداد مشترکین برق صنعتی به‌ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت	
نسبت ثبت نام در دوره ابتدایی	شاخص‌های آموزش
نسبت ثبت نام در دوره راهنمایی	
نسبت ثبت نام در دوره متوسطه	
تعداد معلم به‌ازای هر ۳۰ نفر دانش‌آموز دوره ابتدایی	
تعداد کلاس به‌ازای هر ۳۰ نفر دانش‌آموز دوره راهنمایی	
تعداد دانشجویان دانشگاه‌های دولتی به‌ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت	
تعداد دانشجویان دانشگاه‌های غیردولتی به‌ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت	
تعداد اعضای کتابخانه‌های عمومی به‌ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت	
تعداد کتابخانه‌های عمومی به‌ازای هر ۱۰۰۰ کیلومتر مربع مساحت.	
معکوس درصد مرگ و میر	شاخص‌های بهداشتی و درمانی
معکوس درصد مرگ و میر نوزادان	
درصد جمعیت واکسینه شده	
تعداد تخت‌های بیمارستانی به‌ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت	
تعداد پزشک متخصص به‌ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت	

تعداد پزشک عمومی به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت	
تعداد مراکز بهداشتی درمانی به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت	
تعداد داروخانه به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت	
معکوس درصد باروری	
درصد خانوارهای دارای آب آشامیدنی سالم	
درصد شاغلان بخش کشاورزی	شاخص‌های اقتصاد کلان
درصد شاغلان بخش خدمات	
درصد شاغلان بخش صنعت	
درصد شاغلان بخش عمومی	
درصد شاغلان بخش خصوصی	
درصد شاغلان دارای تحصیلات عالیه نسبت به کل شاغلان	
ضریب فعالیت	
ضریب اشتغال	
سهم جمعیت منطقه از استان	
تورم در شهرستان‌ها	
تولید ناخالص داخلی شهرستان‌ها	
وجود شبکه آب لوله‌کشی مناسب از لحاظ کیفیت و بهداشت در شهرستان‌ها	شاخص‌های زیرساختی و کالبدی
وجود شبکه برق سراسری در شهرستان‌ها	
وجود شبکه گاز سراسری	
وجود راه آسفالت	
شاخص فقر به صورت مخارج کل ناخالص خانوارها	شاخص‌های اقتصاد شهری
حاشیه نشینی	
تراکم به صورت نسبت تعداد جمعیت به میزان معینی از زمین	
هزینه‌های حمل و نقل	
آلودگی	

۵. روش تجزیه و تحلیل اطلاعات

۵-۱. روش تاکسونومی عددی

روش تاکسونومی عددی یک ابزار کارآمد برای رتبه‌بندی کشورها، مناطق یا فعالیت‌ها براساس سطح توسعه آنها است. این روش با ترکیب چندین شاخص مرتبط، گزینه‌ها را

اولویت‌بندی می‌کند اما محدودیت‌هایی از جمله همبستگی میان شاخص‌ها و فرض اهمیت یکسان شاخص‌ها دارد. برای رفع این محدودیت‌ها از تحلیل عاملی استفاده می‌شود که:

- عواملی با کمترین همبستگی را شناسایی می‌کند.
 - محدودیتی در تعداد متغیرها ندارد.
 - اهمیت شاخص‌ها را با بارهای عاملی تنظیم می‌کند.
- پس از تحلیل عاملی، اطلاعات به روش تاکسونومی عددی آماده می‌شوند. در این فرایند:
- (۱) ماتریس داده‌های اولیه تهیه و استانداردسازی می‌شود.
 - (۲) بزرگترین مقدار هر شاخص به عنوان ایدئال انتخاب می‌شود.
 - (۳) فاصله مرکب هر منطقه از حالت ایدئال محاسبه می‌شود.
- این رویکرد به رتبه‌بندی مناطق و تعیین ضریب پراکندگی آنها کمک می‌کند (ساروخانی و همکاران، ۱۳۹۱).

$$C_{io} = \sqrt{\sum_{j=1}^m (Z_{ij} - Z_{oj})^2} \quad (1)$$

C_{io} = فاصله مرکب منطقه i از منطقه ایدئال

Z_{ij} = شاخص استاندارد شده j در منطقه i

Z_{oj} = مقدار ایدئال شاخص j (بیشترین مقدار هر ستون در ماتریس استاندارد)

در نهایت درجه توسعه هر منطقه با استفاده از رابطه (۲) به دست می‌آید:

$$D_i = C_{io} / C_o \quad (2)$$

D_i = درجه توسعه منطقه i

C_{io} = فاصله مرکب منطقه i از منطقه ایدئال

C_o = میانگین C_{io} به اضافه دو برابر انحراف معیار آن است که بر طبق فرمول‌های زیر

به دست می‌آید (همان منبع).

$$C_o = c_{io}^- + 2 S_{io} \quad (3)$$

$$c_{io}^- = \sqrt{\sum_{i=1}^n C_{io}} / n \quad (4)$$

$$S_{io} = \sqrt{\sum_{i=1}^n (C_{io} - c_{io}^-)^2} \quad (5)$$

شاخص D_i : بین ۰ و ۱ است و بیانگر توسعه‌یافتگی یا عدم توسعه‌یافتگی نسبی یک منطقه است. ۰ به معنی توسعه‌یافتگی نسبی و نزدیک به ۱ نشان‌دهنده عقب‌ماندگی است.

محاسبه ضریب نابرابری: با استفاده از میانگین درجه توسعه شهرستان‌ها و انحراف معیار آن می‌توان ضریب نابرابری را تعیین کرد. هر چه این ضریب بیشتر باشد، نشان‌دهنده نابرابری بیشتر است. مراحل تاکسونومی عددی به شرح زیر است:

(۱) تشکیل جدول ماتریس اطلاعات اولیه: این مرحله شامل جمع‌آوری داده‌ها بر مبنای شاخص‌های مورد استفاده است تا ماتریس اطلاعاتی برای مقایسه و تحلیل فراهم شود.

(۲) حذف مقیاس شاخص‌ها: در این مرحله، مقیاس‌های مختلف شاخص‌ها که ممکن است باعث عدم تجانس شوند، حذف می‌شود تا داده‌ها قابل مقایسه و هماهنگ شوند.

(۳) محاسبه فواصل بین بخش‌ها: با مقایسه داده‌ها و شاخص‌ها، فاصله بین هر بخش محاسبه می‌شود تا تفاوت‌های موجود شناسایی شود.

(۴) محاسبه فاصله هر بخش از بخش دیگر: فاصله هر بخش از دیگر بخش‌ها محاسبه می‌شود که براساس مجموع شاخص‌های به کار گرفته شده است.

(۵) مشخص کردن بخش‌های همگن: این مرحله شامل شناسایی بخش‌هایی است که دارای ویژگی‌های مشابه هستند، با استفاده از حد بالا و پایین کوتاه‌ترین فواصل.

(۶) محاسبه فاصله مرکب هر منطقه از ایدئال: این مرحله برای درجه‌بندی مناطق یا بخش‌ها براساس فاصله آن‌ها از وضعیت ایدئال صورت می‌گیرد.

(۷) محاسبه سطح توسعه بخش‌ها: سطح توسعه هر بخش براساس معیارهای مختلف محاسبه و تحلیل می‌شود.

(۸) مرتب کردن بخش‌ها براساس سطح نسبی توسعه: بخش‌ها به ترتیب سطح توسعه مرتب می‌شوند تا وضعیت آن‌ها در مقایسه با دیگر بخش‌ها مشخص شود.

(۹) تجزیه و تحلیل یافته‌ها: این مرحله شامل تحلیل نتایج با توجه به واقعیت‌های موجود در مناطق و استفاده از برنامه‌های توسعه دولتی و برنامه‌های پنج ساله است تا راهکارهایی برای بهبود شرایط ارائه شود (ساروخانی و همکاران، ۱۳۹۱).

۶. نتایج تحقیق

برای هر یک از سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۹، داده‌های مربوط به هر یک از شاخص‌ها در قالب ۸ بخش مختلف جمع‌آوری و تحلیل شدند. این شاخص‌ها شامل کشاورزی، آموزش، صنعت، زیربنایی، اقتصادی، اقتصاد شهری، کالبدی-زیرساختی و بهداشت است. پس از استانداردسازی داده‌ها در محیط Excel، بردار فاصله هر شهرستان از دیگر شهرستان‌ها و حدود بالا و پایین فاصله همگنی محاسبه شده است. نتیجه نهایی نشان می‌دهد که کلیه شهرستان‌ها در فاصله همگنی تعیین شده قرار داشتند و این نشان‌دهنده همگن بودن شهرستان‌های مورد مطالعه است. در مرحله بعد، ماکزیمم هر یک از این شاخص‌ها شناسایی و فاصله هر شهرستان از این مقادیر به صورت بردار حاصل شد. سپس فاصله هر شهرستان از مقدار ایدئال، بر ۲ برابر انحراف معیار بردار فوق (بردار فاصله شهرستان‌ها از ایدئال) تقسیم و برای به‌دست آوردن درجه توسعه‌یافتگی هر شهرستان این ارقام از ۱ کم شود. ابتدا جهت رتبه‌بندی شهرستان‌ها نسبت به تعیین شاخص‌ها و جمع‌آوری داده‌های مرتبط با آن برای سال ۱۳۹۶ اقدام نموده و سپس اقدام به تجزیه و تحلیل داده‌ها پرداخته شده است. در این روش شاخص‌های جمع‌آوری شده طی سال ۱۳۹۶ براساس عوامل مختلف برای کلیه شهرستان‌های مشمول طرح با استفاده از Excel مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. شایان ذکر است رتبه‌بندی و مرتب‌سازی شهرستان‌ها براساس امتیازی که آورده‌اند مطابق آنچه که در بالا ذکر شد، رتبه‌بندی گردید.

شهرستان‌ها براساس درجه توسعه‌یافتگی شان و با استفاده از شاخص‌های مربوطه برای سال ۱۳۹۶ رتبه‌بندی شده‌اند.

- رتبه‌های بالاتر توسعه‌یافتگی: آبادان (رتبه ۱، امتیاز ۰/۸۴)، اهواز (رتبه ۲، امتیاز ۰/۸۵)، ماهشهر (رتبه ۳، امتیاز ۰/۸۵)

- رتبه‌های میانه: شوشتر و رامهرمز (مشترکاً رتبه ۶، امتیاز ۰/۸۶)، اندیمشک (رتبه ۱۳، امتیاز ۰/۹۰)

- رتبه‌های پایین‌تر: هویزه (رتبه ۲۰، امتیاز ۰/۹۴) و باغملک (رتبه ۲۲، امتیاز ۰/۹۶)

حال جهت مشخص نمودن رتبه هر یک از عوامل در این سال بر روی رتبه کلی شهرستان‌ها، برای نمونه ۳ شهر از شهرهای برتر که رتبه نخست را در این سال کسب کرده‌اند

به همراه رتبه کل و عوامل دخیل در این رتبه در سال ۱۳۹۶ بررسی می‌شود. ۳ شهرستان برتر استان خوزستان (آبادان، اهواز و ماهشهر) در سال ۱۳۹۶ رتبه‌های مختلفی در شاخص‌های گوناگون داشته‌اند اما در مجموع، به ترتیب رتبه‌های دوم، اول و چهارم را کسب کرده‌اند. تحلیل این رتبه‌ها به شناسایی نقاط قوت و ضعف هر شهرستان کمک می‌کند.

- آبادان: رتبه کل ۲. بهترین عملکرد در شاخص‌های بهداشت (رتبه ۱) و زیربنایی (رتبه ۱) اما عملکرد پایین‌تر در کشاورزی (رتبه ۹) و صنعت (رتبه ۱۰).

- اهواز: رتبه کل ۱. بهترین عملکرد در زیرساختی، زیربنایی و اقتصاد شهری (همگی با رتبه ۱) اما رتبه پایین در کشاورزی (رتبه ۲۱).

- ماهشهر: رتبه کل ۴. بهترین عملکرد در شاخص اقتصادی (رتبه ۱) و زیرساختی (رتبه ۱) اما عملکرد ضعیف‌تر در آموزش (رتبه ۵) و اقتصاد شهری (رتبه ۶).

این داده‌ها نشان می‌دهند که هر شهرستان در برخی حوزه‌ها پیشرو است اما چالش‌هایی نیز در برخی شاخص‌های دیگر دارد. همچنین شهرستان‌ها براساس درجه توسعه‌یافتگی شان و با استفاده از شاخص‌های مربوطه برای سال ۱۳۹۹ رتبه‌بندی شده‌اند.

- شهرستان‌های برتر: آبادان (رتبه ۱، امتیاز ۰/۸۵)، اهواز (رتبه ۲، امتیاز ۰/۸۶) و شوشتر (رتبه ۳، امتیاز ۰/۸۷).

- شهرستان‌های میانی: اندیمشک و امیدیه (مشترکاً رتبه ۱۰ و ۱۱، امتیاز ۰/۹۰) و مسجدسلیمان (رتبه ۱۲، امتیاز ۰/۹۱).

- شهرستان‌های دارای رتبه‌های پایین‌تر: شادگان (رتبه ۲۲، امتیاز ۰/۹۸) و هفتکل (رتبه ۲۳، امتیاز ۰/۹۹).

اختلاف امتیاز بین توسعه‌یافته‌ترین شهرستان (آبادان با رتبه ۱ و امتیاز ۰/۸۴) و کم‌توسعه‌یافته‌ترین شهرستان (شادگان با رتبه ۲۲ و امتیاز ۰/۹۶) برابر با ۰/۱۳ امتیاز است که می‌تواند بیانگر میزان فاصله توسعه میان شهرستان‌ها باشد. مقایسه این فاصله در بازه‌های زمانی مختلف نشان‌دهنده تغییر در درجه توسعه‌یافتگی مناطق است. در جدول ۷ نیز عوامل مؤثر بر رتبه کلی سه شهرستان برتر (آبادان، اهواز و ماهشهر) مشخص شده‌اند.

- آبادان: رتبه کلی ۲. بهترین عملکرد در شاخص‌های آموزش، زیربنایی و بهداشت (رتبه ۱) و عملکرد ضعیف‌تر در صنعت (رتبه ۸) و کشاورزی (رتبه ۹).

- اهواز: رتبه کلی ۱. بهترین عملکرد در شاخص‌های اقتصاد شهری، زیرساختی و زیربنایی (رتبه ۱) اما پایین‌ترین عملکرد در کشاورزی (رتبه ۲۰).
 - شوشتر: رتبه کلی ۳. بهترین عملکرد در شاخص‌های صنعت، زیربنایی و زیرساختی (رتبه ۱) اما عملکرد ضعیف‌تر در کشاورزی (رتبه ۱۳).
- این تحلیل به شناخت نقاط قوت و ضعف هر شهرستان در ابعاد مختلف توسعه کمک می‌کند.

۷. نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

اندازه‌گیری سطح توسعه اقتصادی در شهرهای استان خوزستان موضوعی چندجانبه و حیاتی برای تصمیم‌گیری آگاهانه، اقتصادی منصفانه، پایداری و رفاه کلی منطقه است. بنابراین سنجش سطح توسعه‌یافتگی شهرستان‌های استان خوزستان و مقایسه تطبیقی آنها طی دو مقطع زمانی ۱۳۹۶ و ۱۳۹۹ با استفاده از روش تاکسونومی با تکیه بر مؤلفه‌های اقتصاد شهری از اهمیت بالایی برخوردار است که در این تحقیق به این مهم پرداخته می‌شود. برای این منظور با استفاده از شاخص‌های کشاورزی، شاخص‌های مسکن و خدمات رفاهی و زیربنایی، شاخص‌های صنعتی، شاخص‌های آموزش، شاخص‌های بهداشتی و درمانی، شاخص‌های اقتصاد کلان، شاخص‌های زیرساختی و کالبدی، شاخص‌های اقتصاد شهری مجموعاً ۶۵ شاخص سطح توسعه‌یافتگی شهرستان‌های استان خوزستان ارزیابی شد. نتایج تحقیق به شرح زیر است:

نتایج رتبه‌بندی سال ۱۳۹۶

- اهواز: توسعه‌یافته‌ترین شهرستان در زمینه‌های آموزشی، بهداشتی، اقتصاد شهری، و زیرساختی.
- ماهشهر: رتبه برتر در صنعت و اقتصاد.
- دزفول: توسعه‌یافته‌ترین در کشاورزی.
- سایر شهرستان‌ها مثل بهبهان، آبادان، رامهرمز، مسجدسلیمان و شوشتر نیز در برخی شاخص‌ها توسعه‌یافته هستند.

نتایج رتبه‌بندی سال ۱۳۹۹

- اهواز و آبادان: در زمینه اقتصادی در رتبه اول.
 - بهبهان و دزفول: در زمینه آموزشی در صدر.
 - ماهشهر: همچنان در صنعت پیشتاز.
 - دزفول: در کشاورزی همچنان پیشرو.
 - شهرستان‌های آبادان، بهبهان، دزفول، ماهشهر و اهواز در زمینه‌های مسکن، خدمات رفاهی، و زیربنایی رتبه‌های برتر را دارند.
 - در زمینه بهداشتی و درمانی، آبادان در رتبه اول قرار دارد.
 - دزفول، اهواز، آبادان، شوشتر، رامهرمز و بهبهان در اقتصاد شهری پیشتازند.
 - شهرستان‌های شوشتر، رامهرمز، اهواز، بهبهان، آبادان، خرمشهر، ایذه، دزفول، امیدیه، ماهشهر و مسجدسلیمان در زمینه زیرساختی و کالبدی توسعه یافته هستند.
- این تحلیل نشان‌دهنده تغییرات و پیشرفت یا عقب‌ماندگی شهرستان‌ها در شاخص‌های مختلف توسعه بین دو سال ۱۳۹۶ و ۱۳۹۹ است.
- با توجه به نتایج تجزیه و تحلیل شاخص‌های توسعه یافتگی در سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۹، می‌توان برخی توصیه‌ها را ارائه داد:
- (۱) تمرکز بر روی نقاط قوت: شهرستان‌هایی مانند اهواز و آبادان که در زمینه‌های اقتصادی و بهداشتی عملکرد خوبی داشته‌اند، می‌توانند از این نقاط قوت بهره‌برداری کرده و سایر زمینه‌ها را نیز تقویت کنند.
 - (۲) توسعه زیرساخت‌ها: مناطق توسعه یافته در زمینه زیرساختی می‌توانند به عنوان نمونه‌هایی برای شهرستان‌های کمتر توسعه یافته عمل کنند. سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها می‌تواند به بهبود کلی شاخص‌های توسعه منجر شود.
 - (۳) آموزش و پرورش: افزایش سطح آموزش و پرورش در شهرستان‌هایی که در این زمینه عقب‌مانده‌اند، می‌تواند تأثیر مستقیمی بر توسعه یافتگی کلی آن‌ها داشته باشد. برگزاری برنامه‌های آموزشی و افزایش دسترسی به منابع آموزشی از جمله اقداماتی است که می‌تواند در این زمینه مفید باشد.

۴) بهبود خدمات بهداشتی و درمانی: تقویت خدمات بهداشتی و درمانی در شهرستان‌هایی که در این زمینه عملکرد ضعیفی داشته‌اند، می‌تواند به افزایش سطح زندگی و رفاه عمومی کمک کند.

۵) حمایت از کشاورزی و صنایع محلی: شهرستان‌هایی که در زمینه کشاورزی و صنایع محلی پتانسیل دارند، می‌توانند با حمایت‌های مالی و فنی، بهره‌وری و توسعه خود را افزایش دهند.

۶) همگن‌سازی توسعه: توجه به نابرابری‌های موجود و برنامه‌ریزی برای همگن‌سازی توسعه در تمامی شهرستان‌ها می‌تواند به کاهش تفاوت‌ها و افزایش توسعه‌یافتگی کلی منطقه کمک کند.

براساس این نتایج، شهرستان‌های استان خوزستان که در دسترسی به منابع طبیعی (مثل آبادان، اهواز و شوشتر که در بخش‌های نفتی و صنعتی قرار دارند) مزیت دارند، از نظر توسعه اقتصادی و اجتماعی بیشتر رشد کرده‌اند. به عبارت دیگر، در این دیدگاه، به نظر می‌رسد که شهرستان‌هایی که از پتانسیل‌های مکانی بهره‌مندند، سریع‌تر و بهتر توسعه می‌یابند. بنابراین، در این تحقیق، نتیجه گرفته می‌شود که ویژگی‌های خاص هر شهرستان، مانند دسترسی به صنعت، منابع طبیعی، موقعیت جغرافیایی و زیرساخت‌های حمل و نقل می‌تواند عامل اصلی توسعه آن شهرستان باشد. با توجه به این دیدگاه، شهرستان‌هایی مانند اندیکا، شادگان و هفتکل که از نظر منابع طبیعی یا موقعیت جغرافیایی شرایط مساعدی ندارند، می‌توانند از سیاست‌های اقتصادی و اجتماعی مناسب و برنامه‌های حمایتی برخوردار شوند و رشد و توسعه داشته باشند. در این صورت، حتی اگر این مناطق از امکانات مکانی محدودی برخوردار باشند، می‌توان با ایجاد اشتغال، حمایت از صنایع محلی، بهبود زیرساخت‌ها و سرمایه‌گذاری در آموزش توسعه را در آن‌ها محقق کرد.

سپاسگزاری

بدین وسیله از معاونت پژوهشی دانشگاه شهید چمران اهواز که در انجام این تحقیق مؤلف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.

تعارض منافع

نویسنده مقاله اعلام می کند که در انتشار مقاله ارائه شده تعارض منافی وجود ندارد.

ORCID

Seyed Amin Mansouri
Seyed Morteza Afghah
Masood Khodapanah
Fatemeh Mombeini



<https://orcid.org/0000-0003-1251-4028>
<https://orcid.org/0000-0001-8903-6998>
<https://orcid.org/0000-0003-2085-0590>
<https://orcid.org/0009-0008-6453-7364>

منابع

- ابراهیمی، معصومه، منصوری، سید امین، افقه، سیدمرتضی و محمدی ده چشمه، مصطفی. (۱۴۰۳). بررسی تأثیر زیرساخت های حمل و نقل جاده ای بر توسعه مکانی-زمانی شهرهای استان خوزستان براساس نظریه جغرافیای اقتصادی جدید. *نظریه های کاربردی اقتصاد*، ۱۱ (۳)، ۱-۳۴
doi: 10.22034/ecoj.2024.61884.3318.34
- اسماعیل زاده، حسن، صالح پور، شمسی و اسماعیل زاده، یعقوب. (۱۳۹۵). تحلیل سطح توسعه یافتگی شهرستان های استان البرز. *آمایش فضا و ژئوماتیک*، ۲۰ (۳)، ۱-۳۴.
- اسماعیل زاده، حسن، صفرخانی، رضوان و محمودی، حسین. (۱۳۹۷). تحلیلی بر سطح توسعه یافتگی مناطق روستایی شهرستان های استان کرمانشاه. *پژوهش های جغرافیای انسانی*، ۵۰ (۲)، ۳۵۵-۳۷۴
doi: 10.22059/jhgr.2017.60514.374
- افقه، سیدمرتضی، آهنگری، عبدالمجید و عسکری پور، حسین. (۱۳۹۹). برآورد شاخص توسعه انسانی استان های ایران و بررسی تأثیر آن بر رشد اقتصادی با استفاده از منطق فازی. *اقتصاد مقداری*، ۱۷ (۲)، ۸۹-۱۲۱
doi: 10.22055/jqe.2019.29152.2064
- باتمانی، الهام و زراعت کیش، سید یعقوب. (۱۴۰۰). درجه توسعه یافتگی روستاهای استان کرمانشاه (کاربرد روش تاکسونومی عددی). *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱۳ (۲)، ۱-۲۴
doi: 20.1001.1.20086407.1400.13.2.1.2
- راغفر، حسین و فدوی اردکانی، مرجان. (۱۳۹۳). چهارچوبی تحلیلی در نظریه توسعه: فرهنگ، قدرت و نابرابری. *بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۱ (۲)، ۹۱-۱۱۵.
- ساروخانی، باقر، توکلی والا، ژاله و رستم زاده، عباس. (۱۳۹۱). تاکسونومی عددی و کاربرد آن در تحقیقات اجتماعی. *جامعه شناسی تاریخی*، ۴ (۱)، ۱۷۱-۱۹۴.
- صائبی، محمدحسین. (۱۳۹۱). بررسی تطبیقی توسعه منطقه ای خراسان رضوی. *پژوهش های بوم شناسی*، ۱ (۵)، ۳۵-۵۰
doi: 20.1001.1.25383930.1391.3.5.3.9.50-35

- منصوری، سید امین، آرمن، سید عزیز و حسینی، فرهاد. (۱۴۰۳). تبیین الگوی اثرگذاری وقوع جرایم تهران بر رشد اقتصادی استان‌های همجوار (براساس رویکرد هسته-پیرامون). *اقتصاد مقلداری*، در حال انتشار. doi:10.22055/jqe.2024.45875.2604
- منصوری، سید امین، افقه، سیدمرتضی، صادقی عمروآبادی، بهروز، فرازمند، حسن، اندایش و یعقوب و بوداقلی، علی. (۱۴۰۳). نقش دولت و شرکت‌های بزرگ محلی در توزیع درآمد: مطالعه موردی مناطق شهری استان خوزستان. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹ (۹۸)، ۱۹۸-۲۳۳. doi:10.22054/ijer.2024.76813.1236
- منصوری، سید امین، افقه، سیدمرتضی، محمدی ده چشمه، مصطفی و ابراهیمی، معصومه. (۱۴۰۳). بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم زیرساخت حمل‌ونقل جاده‌ای بر رشد منطقه‌ای شهرستان‌های استان خوزستان. *اقتصاد مقلداری*، در حال انتشار. doi:10.22055/jqe.2024.46844.2625
- ویسی ناب، فتح‌الله، بابایی اقدم، فریدون، علی‌پور، خالد و نیازی، چیا. (۱۳۹۵). ارزیابی و رتبه‌بندی سطح توسعه‌یافتگی آموزشی استان‌های منطقه زاگرس با استفاده از مدل چندمعیاره وایکور. *مطالعات برنامه‌ریزی آموزشی*، ۵ (۹)، ۱۱-۲۹.

Reference

- Afghah, S.M., Ahangari, A. & Askaripour, H. (2020). Estimating Human Development Index of Iranian Provinces and investigating its impact on economic growth using Fuzzy logic. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 17(2), 89-121. doi:10.22055/jqe.2019.29152.2064 [in Persian]
- Alderete, M.V. (2020). Exploring the smart city indexes and the role of macro factors for measuring cities smartness. *Social Indicators Research*, 147, 567-589.
- Aldrich, D.P. & Meyer, M.A. (2015). Social capital and community resilience. *American Behavioral Scientist*, 59(2), 254-269.
- Artmann, M., Inostroza, L. & Fan, P. (2019). Urban sprawl, compact urban development and green cities. How much do we know, how much do we agree? In (Vol. 96, pp. 3-9): Elsevier.
- Batmani, E. & Zaraatkish, S.Y. (2021). The degree of development in Kermanshah province towns using numerical Taxonomy. *Agricultural Economics Research*, 13(2), 1-24. Retrieved from https://jae.marvdasht.iau.ir/article_4427.html?lang=en [in Persian]
- Beissinger, S.R., MacLean, S.A., Iknayan, K.J. & de Valpine, P. (2023). Concordant and opposing effects of climate and land-use change on avian assemblages in California's most transformed landscapes. *Science Advances*, 9(8), eabn0250.

- Bhattarai, K. & Budd, D. (2019). Effects of rapid urbanization on the quality of life. *Multidimensional Approach to Quality of Life Issues: A Spatial Analysis*, 327-341.
- Chen, L. & Wang, K. (2022). The spatial spillover effect of low-carbon city pilot scheme on green efficiency in China's cities: evidence from a quasi-natural experiment. *Energy Economics*, 110, 106018. doi:10.1016/j.eneco.2022.106018
- Cowen, M.P. & Shenton, R.W. (1998). Agrarian doctrines of development: Part I. *The Journal of Peasant Studies*, 25(2), 49-76.
- Das, R.K. & Misra, H. (2017). Smart city and E-Governance: Exploring the connect in the context of local development in India. Paper presented at the 2017 Fourth International Conference on eDemocracy & eGovernment (ICEDEG).
- Dewi, H.U. (2019). The analysis of factors that effect business development and income of MSMEs in Denpasar city. *International Research Journal of Management, IT and Social Sciences*, 6(4), 118-126.
- Dupont, V. (2007). Conflicting stakes and governance in the peripheries of large Indian metropolises—An introduction. *Cities*, 24(2), 89-94.
- Easterlin, R.A. (1978). What will 1984 be like? Socioeconomic implications of recent twists in age structure. *Demography*, 15, 397-432.
- Ebrahimi, M., Mansori, S., Afgah, S. & Mohammadi Dehchehshme, M. (2024). Investigating the impact of road transport infrastructure on the spatio-temporal development of the cities of Khuzestan province based on the new economic geography theory. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 11(3), 1-34. doi:10.22034/ecoj.2024.61884.3318 [in Persian]
- Esmailzadeh, H., Safarkhani, R. & Mahmoudi, H. (2018). Development level of rural areas in the counties of Kermanshah province, Iran. *Human Geography Research*, 50(2), 355-374. doi:10.22059/jhgr.2017.60514 [in Persian]
- Esmailzadeh, H., Salehpour, S. & Esmailzadeh, Y. (2016). Analyzing development level of Alborz province counties using combinatorial method. *The Journal of Spatial Planning and Geomatics*, 20(3), 1-34. Retrieved from <http://hsm.sp.modares.ac.ir/article-21-3856-en.html>
- Fleischmann, M., Feliciotti, A. & Kerr, W. (2022). Evolution of urban patterns: Urban morphology as an open reproducible data science. *Geographical Analysis*, 54(3), 536-558.
- Fleishman, S.M., Centinari, M., Bell, T.H. & Eissenstat, D.M. (2023). Assessing microbial communities across the fine root landscape. *Journal of Experimental Botany*, 74(6), 1751-1757.
- Goldin, I. & Winters, L.A. (1995). The economics of sustainable development. Cambridge university press.
- Hagan, S. (2014). Ecological urbanism: the nature of the city. Routledge.
- Hall, J.V. & Krueger, A.B. (2018). An analysis of the labor market for Uber's driver-partners in the United States. *Ilr Review*, 71(3), 705-732.

- Hang, N.T. (2021). Educating and training labor force under Covid 19: Impacts to meet market demand in Vietnam during globalization and integration era. *Journal for Educators, Teachers and Trainers*, 12(1), 179-184.
- Huntington, S.P. (1965). Political development and political decay. *World Politics*, 17(3), 386-430.
- Ikeda, K., Aizawa, H. & Gaspar, J.M. (2020). How and where satellite cities form around a large city: Bifurcation mechanism of a long narrow economy, MPRA Paper 104748, University Library of Munich, Germany.
- Kutty, A.A., Wakjira, T.G., Kucukvar, M., Abdella, G.M. & Onat, N.C. (2022). Urban resilience and livability performance of European smart cities: A novel machine learning approach. *Journal of Cleaner Production*, 378, 134203.
- Lewis, W.A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester School of Economic and Social*, 22, 139-191.
- Mansouri, S.A., Afghah, S.M., Mohammadi Dehcheshmeh, M. & Ebrahimi, M. (2024). Investigating the Direct and indirect effects of road transport infrastructure on the regional growth of the cities of Khuzestan province. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, Article in Press, doi:10.22055/jqe.2024.46844.2625 [in Persian]
- Mansouri, S.A., Afghah, S.M., Sadeghi Amroabadi, B., Farazmand, H., Andayesh, Y. & Boudaghi, A. (2024). The Role of the government and large local companies in income distribution: A case study of Urban areas of Khuzestan province. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(98), 198-233. doi:10.22054/ijer.2024.76813.1236 [in Persian]
- Mansouri, S.A., Arman, S.A. & Hoseini, F. (2024). Explaining the effect pattern of crimes in Tehran on the economic growth of neighboring provinces (based on the core-periphery approach). *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, Article in Press, doi:10.22055/jqe.2024.45875.2604 [in Persian]
- Markusen, A. (2017). Sticky places in slippery space: A typology of industrial districts. *In Economy*, 177-197, Routledge.
- McCann, P. & Van Oort, F. (2019). Theories of agglomeration and regional economic growth: A historical review. In *Handbook of regional growth and development theories* (6-23): Edward Elgar Publishing.
- Misra, R.P. (1985). *Development issues of our time*. Concept publishing company.
- Mou, Y. & Xu, K. (2017). The media inequality: Comparing the initial human-human and human-AI social interactions. *Computers in Human Behavior*, 72, 432-440.
- Muis, K.R., Ranellucci, J., Trevors, G. & Duffy, M.C. (2015). The effects of technology-mediated immediate feedback on kindergarten students' attitudes, emotions, engagement and learning outcomes during literacy skills development. *Learning and Instruction*, 38, 1-13.

- Papageorgiou, A., Henrysson, M., Nuur, C., Sinha, R., Sundberg, C. & Vanhuyse, F. (2021). Mapping and assessing indicator-based frameworks for monitoring circular economy development at the city-level. *Sustainable Cities and Society*, 75, 103378.
- Przywojska, J. & Podgórnjak-Krzykacz, A. (2020). A comprehensive approach: Inclusive, smart and green urban development. *Problemy Ekorożwoju*, 15(1), 149-160.
- Quinn, B. (2020). Arts festivals and the city. *Culture-led urban regeneration*, 42(5-6), 85-101.
- Raghfar, H. & Fadavi Ardakani, M. (2015). An Analytical framework in the theory of development: Culture, power and inequality. *Journal of Iranian Economic Issues*, 1(2), 91-115. Retrieved from https://economics.ihe.ac.ir/article_796_4d45b4548c4fce788eb9d8400ae0279b.pdf [in Persian]
- Raszkowski, A. & Bartniczak, B. (2018). Towards sustainable regional development: economy, society, environment, good governance based on the example of Polish regions. *Transformations in Business & Economics*, 17(2), 44.
- Ribeiro, L.R.D.C. (2005). A aprendizagem baseada em problemas (PBL): Uma implementação na educação em engenharia na voz dos atores.
- Rostow, W.W. (1959). The stages of economic growth. *The Economic History Review*, 12(1), 1-16.
- Sachs, J. (1988). Conditionality, debt relief and the developing country debt crisis. NBER Working Paper No. w2644.
- Saebi, M.H. (2012). Comparative comparison of region's development case study: region of Razavi Khorasan. *Journal of Urban Ecology Researches*, 3(5), 35-50. Retrieved from https://grup.journals.pnu.ac.ir/article_1058_4cc8620c09b065730a89f006f182f614.pdf [in Persian]
- Sarkodie, S.A., Owusu, P.A. & Leirvik, T. (2020). Global effect of urban sprawl, industrialization, trade and economic development on carbon dioxide emissions. *Environmental Research Letters*, 15(3), 034049.
- Saroukhani, B., Tavakoli Vala, J. & Rostamzadeh, A. (2012). Numerical Taxonomy and its application in social research. *Journal of Historical Sociology*, 4(1), 171-194. Retrieved from <http://jhs.modares.ac.ir/article-25-377-en.html> [in Persian]
- Seers, D. (1980). Theoretical aspects of unequal development at different spatial levels. In *Integration and unequal development: The experience of the EEC* (9-23): Springer.
- Shankar, R. & Shah, A. (2003). Bridging the economic divide within countries: A scorecard on the performance of regional policies in reducing regional income disparities. *World Development*, 31(8), 1421-1441.
- Smith, A.D. (1969). Theories and types of nationalism. *European Journal of Sociology/Archives Européennes de Sociologie*, 10(1), 119-132.

- Storper, M. (1997). The regional world: territorial development in a global economy. Guilford press.
- Todaro, M.P. & Smith, S.C. (2020). *Economic development*. Pearson UK.
- Visi Nab, F., Babaei Aghdam, F., Alipour, K. & Niazi, C. (2016). Evaluation and ranking of the educational development levels of the provinces in the Zagros region using the multi-criteria VIKOR model. *Educational Planning Studies*, 5(9), 11-29. Retrieved from https://eps.journals.umz.ac.ir/article_1383_42ba75e777049cbb127bbc4eff3d37ef.pdf [in Persian]
- Wolniak, R. & Jonek-Kowalska, I. (2021). The level of the quality of life in the city and its monitoring. *Innovation: The European Journal of Social Science Research*, 34(3), 376-398.
- Yang, B., Xu, T. & Shi, L. (2017). Analysis on sustainable urban development levels and trends in China's cities. *Journal of Cleaner Production*, 141, 868-880.
- Zhao, M., Cheng, C., Zhou, Y., Li, X., Shen, S. & Song, C. (2021). A global dataset of annual urban extents (1992–2020) from harmonized nighttime lights. *Earth System Science Data Discussions*, 1-25.

استناد به این مقاله: منصوری، سیدامین، افقه، سیدمرتضی، خداپناه، مسعود و ممبینی، فاطمه. (۱۴۰۴). بررسی توسعه منطقه‌ای- زمانی شهرستان‌های استان خوزستان با رویکرد تاکسونومی عددی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۰ (۱۰۲)، ۲۴۲-۲۷۲.



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

فهرست

مدل سازی کسری بودجه در صندوق های مختلف سازمان بیمه سلامت ایران و عوامل مؤثر بر آن..... ۱

سمیرا قنبری، حمید آماده، داود دانش جعفری و تیمور محمدی

برآورد مدل اتورگریو برداری با توزیع نرمال چوله چندمتغیره برای شوک ها و تحلیل عملکرد آن برای دو مجموعه داده واقعی..... ۳۸

منیژه محمودی و محمدرضا صالحی راد

سرریز بازدهی و نوسان در شرایط مختلف بازارهای خرسی و گاوی: مطالعه موردی بازار سهام و بازارهای رقیب آن در ایران..... ۶۴

مجید آقایی و امین رضی نتاج

ریشه های اقتصادی سیاست گذاری غیردموکراتیک نمونه بررسی: سیاست شوک درمانی و برنامه تعدیل ساختاری در اقتصاد ایران..... ۱۱۲

یاور احمد پور ترکمانی و پرویز محمدزاده

نقش پیشرفت تکنولوژی، ریسک بازارهای مالی و کیفیت نهادی در تأثیر گذاری درآمدهای منابع طبیعی بر توسعه مالی..... ۱۶۶

مهدیه رضاقلی زاده، حسین جعفری و نرگس کافی

تحلیل اثر تعمیق نهادها و بازارهای مالی بر فرار مالیاتی در ایران..... ۲۰۹

احمد رضا احمدی و محمد بوشهری

بررسی توسعه منطقه ای- زمانی شهرستان های استان خوزستان با رویکرد تاکسونومی عددی..... ۲۴۲

سید امین منصوری، سید مرتضی افقه، مسعود خدا پناه و فاطمه ممبیینی

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 ارایه 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 فاطمه بزازان	دکتر فرشاد مومنی
دکتر جواد طاهرپور	دکتر پریسا مهاجری
دکتر مهنوش عبدالله میلانی	دکتر محسن مهرآرا
دکتر علی عرب مازار یزدی	دکتر علی نصیری اقدام
دکتر فرهاد غفاری	دکتر محمد وصال
دکتر تیمور محمدی	دکتر مسعود یارمحمدی
دکتر میرحسین موسوی	

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 ۲- ۸۸۷۲۵۴۰۰

دورنگار: ۸۸۷۰۳۲۶۳

آدرس وبسایت: ijer.atu.ac.ir پست الکترونیکی: ijer@atu.ac.ir

فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصادی ایران

دانشگاه علامه طباطبائی - پژوهشکده اقتصاد

سال سی‌ام - شماره ۱۰۲ - بهار ۱۴۰۴

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 سی‌ام - شماره صد و دوم
بهار ۱۴۰۴

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.