



Allameh Tabataba'i University
Economic Research Institute

Iranian Journal of
ECONOMIC RESEARCH

*A Quarterly Journal of the Economic Research
Institute*

Allameh Tabataba'i University

Volume 29, Issue 99, Summer 2024

Iranian Journal of ECONOMIC RESEARCH

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

Volume 29, Issue 99, Summer 2024

Publisher: Allameh Tabataba'i University
Managing Director: Teymour Mohammadi
Professor, Allameh Tabataba'i University (ATU)
Editor in Chief: Ali Asghar Banouei
Professor, Allameh Tabataba'i University (ATU)
Associate Editor: Reza Taleblou
Associate Professor, Allameh Tabataba'i University (ATU)
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](http://ijer.atu.ac.ir)

Scientific Advisers

- | | |
|-------------------------|---------------------|
| ◆ Yadollah Dadgar | ◆ Ali Nasiri Aghdam |
| ◆ Mohammadhassan Fotros | ◆ Mohsen Renani |
| ◆ Esfandiar Jahangard | ◆ Aliasghar Salem |
| ◆ Hojjatollah Mirzaee | ◆ Javad Taherpour |
| ◆ Parisa Mohajeri | ◆ Reza Taleblou |
| ◆ Teimour Mohammadi | ◆ Reza Zamani |
| ◆ Mirhossein Mousavi | |

Scientific Editor: Teymour Mohammadi

English Editor: Parviz Rasooli

Literary editor & Layout Designer: Javad Gianloo

Contents:

Evaluating Contemporary Thinkers' Perspectives on the Causes of Underdevelopment in Iran: The Case of Property Rights Within Political Economy Approaches	5
<i>Farshad Momeni, Hojjatollah Mirzaei & Ali Jafari Shahrestani</i>	
Sentiment as a Risk Factor in Capital Markets: An Analysis of the Tehran Stock Exchange Within the Stochastic Discount Factor (SDF) Framework	49
<i>Reza Taleblou & Mohammad Mehdi Bagheri Todeshki</i>	
Dividend Policy and Stock Price Volatility: Evidence from Tehran Stock Exchange.....	90
<i>Masood Baghbani, GholamReza Keshavarz Haddad & Hossein Abdoh Tabrizi</i>	
Investigating the Performance of Iran's Monetary Policy Transmission Mechanisms Under Uncertainty Conditions	127
<i>Reza Alaei & Ahmad Salahmanesh</i>	
A Study on Multidimensional Poverty and Contribution of Dimensions in the Provinces of Iran	166
<i>Hamidreza Navvabpour & Parya Torabi Kahlan</i>	
The Effect of Economic Sanctions and Natural Disasters on Iran's Per Capita Income	194
<i>Vahid Azizi, Bakhtiar Javaheri & Fateh Habibi</i>	
Catch-Up and Lagging Behind in MENA Countries.....	243
<i>Mohsen Namaei Ghasemi, Mehdi Fathabadi, Masood Soufi Majidpoor & Mahmood Mahmoodzade</i>	



Evaluating Contemporary Thinkers' Perspectives on the Causes of Underdevelopment in Iran: The Case of Property Rights Within Political Economy Approaches

Farshad Momeni* 

Professor, Department of Economics, Faculty of Planning and Economic Development, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Hojjatollah Mirzaei 

Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Planning and Economic Development, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Ali Jafari Shahrestani 

Ph.D. Candidate in Planning and Economic Development, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Abstract

Before the 1990s, political economy theories typically presumed the security of property rights. The significance of property rights as an underlying factor in economic growth and development was first recognized by new institutional economists and has since gained further attention. The current research examined Marxist and methodological individualism approaches within political economy that have been used by several scholars to explain the main causes of underdevelopment in Iran, with a particular focus on property rights. A common weakness of these approaches is their neglect of Iran's unique historical context and their failure to present an independent theory addressing the inefficiency of property rights in Iran's history. The present study suggested that the new institutional approach, which incorporates historical analysis and the study of societal institutions, could offer a more comprehensive understanding of the role of property rights in underdevelopment. Rather than simply analyzing a series of historical events and geographical features, the proposed approach emphasizes

* Corresponding Author: farshad.momeni@gmail.com

How to Cite: Momeni, F., Mirzaei, H. & Jafari Shahrestani, A. (2024). Evaluating Contemporary Thinkers' Perspectives on the Causes of Underdevelopment in Iran: The Case of Property Rights Within Political Economy Approaches. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(99), 5-48.

several specific aspects of Iran that must be considered. These include the country's unique climatic conditions, particularly the scarcity of water, which has led to significant tensions. Additionally, the impact of these climate conditions on political and economic systems (the theory of government) has shaped nomadic and tribal lifestyles and contributed to the formation of tribal governments. This, in turn, has influenced the underdevelopment of property rights (the theory of property rights) in Iran.

1. Introduction

Before the 1990s, political economy theories typically presumed the security of property rights. The significance of property rights as an underlying factor in economic growth and development was first recognized by new institutional economists and has since gained further attention. The current research examined Marxist and methodological individualism approaches within political economy that have been used by several scholars to explain the main causes of underdevelopment in Iran, with a particular focus on property rights.

2. Materials and Methods

Drawing on the institutional political economy framework, the present study employed a descriptive–qualitative method and library research to examine the theoretical models of Marxist political economy and the ideas grounded in methodological individualism. The former is represented through Iranian feudalism and the Asian mode of production, while the latter is expressed through the concept of unsuccessful libertarianism. These models have been used by several scholars to analyze the causes of Iran's underdevelopment, with a particular focus on property rights.

3. Results and Discussion

The analysis focused not only on the theoretical inconsistencies of the models, but also on their contradictions with the historical records of Iran's economy, as outlined in the following table:

Table 1. Characteristics of Political Economy Approaches Used to Explain Iran's Underdevelopment

Political economy approach	Theory	Thinker	Most important features	Position of property rights in theory	Criticisms
Marxism	Feudalism	Petrushkevsky Nomani Vali	The emergence of the autocratic government as the biggest owner The existence of the lord-serf system	At the disposal of the royal family, nobles and dependents	The absence of slavery in the history of Iran The existence of small ownership in the history of Iran The disproportion between the ownership of the state over the means of production and the ownership of the feudal lords over it The absence of stable legal relationship between different classes and the government in Iran The absence of aristocracy in Iran and the complete dependence of property on the monarchy
	The Asian mode of production	Ashraf Katouzian Seif	Emphasis on water scarcity and the unique role of the government to provide the needed resources Subjected ownership to the will of the autocratic government Lack of formation /independence of social classes Lack of market exchanges The slow growth rate of productive forces	At the disposal of the king	Failure to pay attention to the complexities and special conditions of each society Incompatibility of the hypothesis of self-sufficient villages with autocratic government The existence of other forms of ownership (private and endowment) in the history of Iran No historical record of government investment in water projects in Iran
	Methodological individualism	Unsuccessful liberalism Tabibian, Ghaninejad, Abbasi	Emphasis on individual freedoms as the basis of property rights and intellectuals' historical lack of attention to it Repeated emergence of tribal and patriarchal tyranny as the dominant model of all the events of contemporary Iranian history Harmony between individual desires or interests The emergence of interventionist state due to the continuity of traditional tribal values and its affinity with socialist collectivist ideals	Intellectuals' lack of attention to the importance of the issue and repression by the interventionist government	Neglect of the role of history and institutions on the decision-making of agents Limited rationality, incomplete information and uncertainty about the future Existence of transaction costs Failure to establish the assumption of a neutral contractual government and the history of the tribal government in form and content until the early Qajar period (the plundering government) The lack of application of neoclassical models in non-competitive conditions that form the major part of economic history

Source: Research results

Based on the theoretical models reviewed in the table above, several key theoretical flaws were identified in the theories. First, given the existence of private ownership and endowment, state ownership has not been dominant throughout Iran's history. Second, the models failed to consider the impact of Iran's dry, water-scarce climate, which played a crucial role in shaping tribal life, collective agricultural cooperation, and the subsequent underdevelopment of private property. Third, these models overlooked the persistently tribal nature of government in Iran, which has influenced the political and economic landscape. Another significant flaw is the predatory nature of the government in Iran, which has historically focused on maximizing rents and self-preservation rather than investing in productive inputs. Finally, the models failed to address the lack of a stable and consistent relationship between different social classes and the government, as well as the absence of secure property rights for all classes.

Table 2. A Comparison of Political Economy Theories Concerning Iran's Underdevelopment

Theory	Water scarcity and the dispersion of villages	Supremacy of collective/state ownership	The use of lands for rent distribution	The existence of private property and endowment	Tyranny and irregular relations between the government and social strata	Failure to secure property rights	Shareholding system in agriculture	Tribal structure of the political power
Feudalism			*				*	
The Asian mode of production	*	*			*	*		
Unsuccessful libertarianism		*			*	*		*

Source: Research results

4. Conclusion

A key weakness of these approaches is their failure to account for Iran's unique historical context and their inability to present an independent theory explaining the inefficiency of property rights in Iran's history. To address this gap, the new institutional approach, which emphasizes historical analysis and the study of societal institutions, can provide a more comprehensive understanding of the role of property rights in underdevelopment by going beyond simply examining a series of historical events and geographical features. The present analysis suggests focusing on specific aspects of Iran, such as its unique climatic conditions, particularly the scarcity of water, which has been a major source of tension. Additionally, the impact of these climatic conditions

on the political and economic systems (the theory of government) has shaped nomadic and tribal lifestyles, as well as tribal governments. Finally, the influence of these political and economic structures on the underdevelopment of property rights (the theory of property rights) should also be considered.

Keywords: Political Economy, Property Rights, Asian Society, Methodological Individualism, Institutionalism

JEL Classification: B13, B14, B15, B25, O53

ارزیابی نظریات متفکرین معاصر در رابطه با علل توسعه نیافتگی ایران با تأکید بر حقوق مالکیت در چارچوب رهیافت‌های اقتصاد

سیاسی

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

فرشاد مؤمنی * 

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

حجت‌الله میرزایی 

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

علی جعفری شهرستانی 

چکیده

تا پیش از دهه ۱۹۹۰ نظریات اقتصاد سیاسی، امنیت حقوق مالکیت را مفروض پنداشته و به آن نپرداخته‌اند. اهمیت حقوق مالکیت به عنوان موتور محرکه رشد و توسعه اقتصادی، ابتدا توسط اقتصاددانان نهادگرا مورد توجه قرار گرفت و سپس بسط داده شد. در این مقاله که در چارچوب الگوی اقتصاد سیاسی نهادگرایی به روش کیفی توصیفی و با استفاده از داده‌های کتابخانه‌ای انجام شده، الگوهای نظری اقتصاد سیاسی مارکسیستی (فئودالیسم ایرانی و شیوه تولید آسیایی) و ایده مبتنی بر فردگرایی روش‌شناختی (آزادی‌خواهی نافرجام) که مورد استفاده محققین در تحلیل علل عدم توسعه نیافتگی ایران بوده با تأکید بر حقوق مالکیت مورد بررسی قرار گرفته است. نقطه ضعف این نظریات، عدم انطباق با سیر تحولات تاریخی ایران و عدم ارائه نظریه‌ای مستقل در رابطه با ناکارآمدی حقوق مالکیت در تاریخ ایران است. لذا استفاده از دستگاه نظری نهادگرایی که اصول آن بر شناخت تاریخ و نهادهای هر جامعه استوار است و توسعه نیافتگی حقوق مالکیت را بر مبنای توزیع قدرت و تحولات آن - و نه صرف تضاد طبقاتی - بررسی می‌کند، می‌تواند راهگشا باشد. برای ارائه تبیینی از اقتصاد سیاسی توسعه نیافتگی با استفاده از دستگاه نظری نهادگرایی لازم است در دو سطح نظریه پردازی شود: نظریه دولت و نظریه حقوق مالکیت. لذا پیشنهاد می‌شود با توجه به ویژگی‌های خاص ایران، بر موارد ذیل تمرکز شود: (۱) تأثیر عوامل اقلیمی (کم‌آبی) بر شکل‌گیری زندگی کوچ‌نشینانه و دولت‌های قبیله‌ای و آثار آن بر نظامات اجتماعی و سیاسی ایران (نظریه دولت) (۲) آثار شکل‌گیری این نظامات اجتماعی و سیاسی بر عدم توسعه نیافتگی حقوق مالکیت (نظریه حقوق مالکیت).

کلیدواژه‌ها: اقتصاد سیاسی، حقوق مالکیت، فئودالیسم، جامعه آسیایی، نهادگرایی

طبقه‌بندی JEL: B13, B14, B15, B25, O53

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

* نویسنده مسئول: farshad.momeni@gmail.com

۱. مقدمه

تا دهه ۱۹۹۰ در نظریه مرسوم اقتصادی، حقوق مالکیت تضمین شده مفروض پنداشته و انباشت سرمایه‌های فیزیکی و انسانی و پیشرفت فنی، مهم‌ترین عوامل رشد اقتصادی محسوب می‌شد. از دهه ۱۹۹۰ به بعد، الگوهایی بسط داده شدند که در آنها این فرض کنار گذاشته شد. در این الگوهای جدید، اقتصاد مجموعه‌ای از خانوارها و بنگاه‌ها با تصمیمات متعدد محسوب می‌شود که هر کدام از این تصمیمات شامل تعداد زیادی مبادله است. هر مبادله نیز خود دادوستد بسته‌ای از حقوق مالکیت است (رنانی، ۱۳۸۴). لذا در رویکردهای جدید به توسعه، امنیت حقوق مالکیت و به تبع آن توسعه بخش خصوصی از اصلی‌ترین زیرساخت‌های رشد و توسعه اقتصادی محسوب می‌شود. این عوامل از طریق کاهش هزینه مبادله و در نتیجه، افزایش مبادلات و فعالیتهای اقتصادی اثر قابل توجهی بر رشد اقتصادی دارند (صامتی و همکاران، ۱۳۸۹).

بنابراین هرگاه محدودیت‌های ناشی از مبادله حقوق مالکیت رفع شود (که به معنای تعریف و تضمین کامل حقوق مالکیت است)، امکان افزایش فرصت‌های مبادله‌ای و افزایش توانایی افراد در استفاده از این منافع وجود داشته و انگیزه‌های سرمایه‌گذاری افراد، افزایش خواهد یافت (رنانی، ۱۳۸۴ و Basely, 1995).

در این چارچوب، دولت نقشی قابل توجه دارد زیرا دولت ساختار حقوق مالکیت را مشخص می‌کند و مسئولیت کارایی ساختار حقوق مالکیتی را که تعیین‌کننده رشد، رکود و یا افول اقتصادی است، برعهده دارد (نورث، ۱۹۸۱). اما با توجه به اینکه دولت نهادی سیاسی است، در تبیین چرایی رشد و یا افول اقتصادی کشورها، استفاده از رویکرد اقتصاد سیاسی ضرورت می‌یابد. پس نقطه برجسته هر رویکرد اقتصاد سیاسی تعریفی است که از دولت و نقش آن در تضمین حقوق مالکیت ارائه می‌شود.

متفکرین و پژوهندگان توسعه‌نیافتگی ایران، از رهیافت‌های اقتصاد سیاسی متفاوتی برای تبیین خود استفاده نموده و به تبع آن جایگاه‌های متفاوتی برای دولت قائل شده‌اند. به این اعتبار، مسئله حقوق مالکیت و عدم توسعه‌یافتگی آن نیز در این نظریات به گونه‌های متفاوتی مورد توجه قرار گرفته است. شایان ذکر است در بررسی نظریات ارائه شده در رابطه با توسعه‌نیافتگی ایران توسط متفکرین، عنصر «حقوق مالکیت» به عنوان یک امر مستقل تاکنون

مورد تأکید نبوده است و از این زاویه، این مطالعه، پژوهشی متفاوت تلقی می‌شود. لذا این مقاله با هدف تبارشناسی مطالعات صورت گرفته در ارتباط با توسعه‌نیافتگی ایران با تأکید بر جایگاه «حقوق مالکیت» در این نظریات و تبیین چرایی عدم توسعه‌یافتگی آن تدوین شده و پرسش‌های اصلی آن بدین شرح می‌باشد:

۱. این متفکرین در چارچوب کدام رهیافت‌ها به اقتصاد سیاسی، مسئله توسعه‌نیافتگی را مورد بررسی قرار داده‌اند؟
۲. جایگاه حقوق مالکیت در این بررسی‌ها چه بوده است؟
۳. کاستی‌های این نظریات چیست؟

۲. مبانی نظری: رهیافت‌ها به اقتصاد سیاسی و جایگاه حقوق مالکیت در آن

مفهوم «اقتصاد سیاسی»، پیوندی وثیق با شکل تعریف از امر سیاسی و امر اقتصادی داشته و به تبع تنوع تعاریف ارائه شده از این دو موضوع، رهیافت‌های متفاوتی نیز در اقتصاد سیاسی، ظهور نموده‌اند:

أ. رهیافت کلاسیک: اقتصاددانان کلاسیک از «اقتصاد سیاسی» برای اشاره کردن به یک نظام برآوردن نیازها با دو خصوصیت اول ساختار وابستگی متقابل فراتر از اعضای یک خانواده و دوم مبتنی بر بازار بودن از طریق مبادله قراردادهای میان صاحبان دارایی مستقل و قانونی، استفاده نموده‌اند. در این چارچوب، حدود از نظر نهادی تثبیت شده‌اند و دولت تعیین‌کننده عرصه‌ای است که درون آن معاملات اقتصادی روی می‌دهد (کاپوراسو و لوین، ۱۹۹۲). در این رهیافت، تضمین حقوق مالکیت مفروض پنداشته شده و گسترش مبادله در نظام بازار بر آن استوار گردیده است.

ب. رهیافت مارکسی: اقتصاد سیاسی مارکسیستی بر این فرض استوار است که جامعه مبتنی بر بازار به طبقات جداگانه‌ای تقسیم شده که دارای منافع عینی متفاوتی هستند. لذا نمی‌توان آنها را در یک خط مشی متمرکز کرد. مارکسیسم نقدی رادیکال به اصل سازمان‌دهنده جامعه سرمایه‌داری یعنی بازار خود تنظیم‌گر وارد می‌کند (کاپوراسو و لوین، ۱۹۹۲). در الگوی مارکسیستی، تغییرات فنی، باعث ایجاد فنونی تولیدی می‌شود که توان بالقوه‌اش در چارچوب سازمان اقتصادی

موجود قابل تحقق نیست. در نتیجه طبقه‌ای جدید به وجود می‌آید تا نظام موجود را از بین ببرد و مجموعه جدید حقوق مالکیتی را که به آن طبقه امکان تحقق بالقوه فنون جدید را خواهد داد، توسعه دهد. لذا این تغییرات فناورانه است که در نظام مارکسی تنش ایجاد می‌کند اما تغییرات از طریق برخورد طبقاتی تحقق می‌یابند (نورث، ۱۹۸۱). در این رهیافت، دولت عامل سرمایه‌داری است و اهداف آن از منافع طبقاتی نشأت می‌گیرد و می‌کوشد یک نظم اجتماعی مبتنی بر استثمار طبقه پرولتاریا به وسیله طبقه‌ای بورژوا را تضمین نماید (کاپوراسو و لوین، ۱۹۹۲).

ج. رهیافت‌های مبتنی بر فردگرایی روش‌شناختی (الگوهای نئوکلاسیک و اتریشی): در این چارچوب، دولت کارکردی حمایتی-نظارتی دارد. در الگوی اتریشی، دولت جز فراهم‌ساختن چتری امنیتی و چارچوبی حقوقی که تضمین‌کننده آزادی‌های خصوصی افراد باشد، وظیفه دیگری ندارد اما در الگوی نئوکلاسیکی، سیاست از طریق ناکارآمدی بازار وارد مدل می‌شود. در این چارچوب، اقتصاد سیاسی به تعمیم مفهوم منفعت‌جویی در قلمروهای نهادی غیر بازار، به‌خصوص دولت، مربوط می‌شود. دولت کالاهای عمومی را فراهم می‌کند، آثار خارجی را ترمیم می‌کند و از طریق اعمال قدرت مسائل کنش جمعی را حل و فصل می‌نماید (کاپوراسو و لوین، ۱۹۹۲). این مدل‌ها، دولت را دولت قراردادی بی‌طرف فرض می‌کنند که برای کارایی حقوق مالکیت تلاش می‌کند.

د. رهیافت نهادگرایی: نهادها به‌عنوان واحد تحلیل، قواعد بازی و الگوهای تعاملی هستند که بر روابط افراد حاکم بوده، آنها را مقید می‌سازند و ناطمینانی موجود در تعاملات اجتماعی افراد را کاهش می‌دهند. نورث^۱ عناصر سازنده نظریه نهادها را نظریه‌ای در باب حقوق مالکیت، دولت و ایدئولوژی می‌داند. از دیدگاه وی علت نیاز به چنین عناصری این است که حقوق مالکیت، انگیزش‌های فردی و گروهی در نظام را مشخص می‌سازد و دولت وظیفه تعریف و اجرای حقوق مالکیت را برعهده دارد. همچنین ایدئولوژی است که نحوه تأثیرگذاری ادراک متفاوت افراد از واقعیت بر عکس‌العمل آنها در برابر وضعیت عینی را مشخص می‌کند (نورث،

1. North

(۱۹۸۱). بنابراین، می‌توان استنباط کرد که مهم‌ترین بخش از عوامل تأثیرگذار بر حقوق مالکیت، نهاد دولت است و نحوه اعمال آن از طریق قانون می‌باشد (همان). همچنین براساس الگوی نهادگرایی (Acemoglu & Johnson, 2005) شکل توزیع قدرت در جامعه زیربنای نحوه تأمین مالکیت خواهد بود، به گونه‌ای که افزایش نیرو در بخش قدرت غیررسمی می‌تواند دولت را به عنوان مجری تأمین حقوق مالکیت وادار به برقراری این نظم کرده و در پاره‌ای از موارد نیز قدرت‌های غیررسمی قادرند با وارد کردن فشار به دولت، منجر به تضییع مالکیت در بخشی از جامعه شوند. لذا به‌طور خلاصه می‌توان گفت وجود یا نبود حقوق مالکیت حفاظت شده، ارتباط نزدیکی با میزان و نحوه توزیع قدرت‌های سیاسی در جامعه دارد.

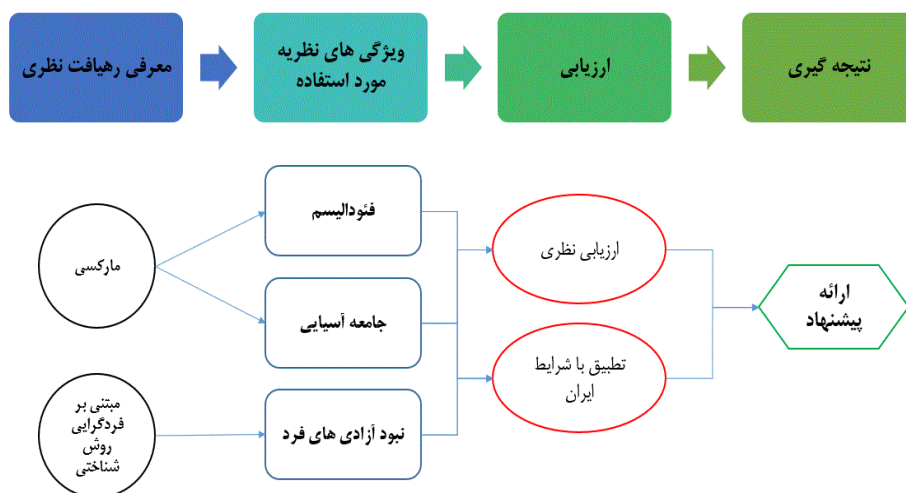
جدول ۱. رهیافت‌های اقتصاد سیاسی

رهیافت	دال مرکزی	جایگاه دولت	وضعیت حقوق مالکیت	مشهورترین متفکران
اقتصاد سیاسی کلاسیک	مبادله در بازار آزاد	تعیین‌کننده حدود و حافظ بازار	کاملاً تضمین شده با هزینه مبادلاتی صفر	ریکاردو اسمیت
اقتصاد سیاسی مارکسی	تغییرات فناورانه و تقابل طبقاتی	حافظ منافع بورژوازی در نظام سرمایه‌داری و حافظ منافع طبقه پرولتاریا در نظام مارکسیستی	در اختیار طبقه بورژوا برای تداوم استثمار در نظام سرمایه‌داری و دولت به‌عنوان یگانه مالک در نظام مارکسیستی	مارکس لنین
اقتصاد سیاسی مبتنی بر فردگرایی	اصالت فرد، نقش محوری بازار و نقش‌آفرینی حداقلی دولت برای پوشش شکست بازار/ تأمین امنیت	فراهم آوردن کالاهای عمومی (نظم، امنیت و...)	تا حدود زیادی تضمین شده	فریدمن هایک
اقتصاد سیاسی نهادی	نقش‌آفرینی نهادها به‌عنوان قواعد بازی	تعریف و اجرای حقوق مالکیت	متأثر از ساختار حاکم بر روابط قدرت سیاسی رسمی و غیررسمی	نورث عجم‌اوغلو

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه در چارچوب این رهیافت‌های اقتصاد سیاسی، الگوهای نظری مورد استفاده در تبیین اقتصاد سیاسی توسعه‌نیافتگی در ایران با تأکید بر مسئله حقوق مالکیت و عوامل مؤثر بر آن در چارچوب این نظریات معرفی و مورد نقد و بررسی قرار خواهند گرفت و در پایان جمع‌بندی و پیشنهادات مربوطه ارائه خواهد شد.

شکل ۱. مدل مفهومی تحقیق



مأخذ: یافته‌های پژوهش

۳. الگوهای نظری استفاده شده در تبیین اقتصاد سیاسی توسعه‌نیافتگی ایران

عمده مطالعات صورت گرفته پیرامون اقتصاد سیاسی توسعه‌نیافتگی ایران را می‌توان در قالب رهیافت‌های اقتصاد سیاسی مارکسیستی (الگوهای نظری فئودالیسم و جامعه آسیایی) سامان داد. از نظر تاریخی، نظریات مطرح شده در این چارچوب، به میزان قابل توجهی تحت تأثیر کنفرانس ۱۹۳۱ مورخین شوروی در لنینگراد بوده است. در این کنفرانس، استفاده از الگوی نظری شیوه تولید آسیایی کنار گذاشته شد و الگوی نظری فئودالیسم، شیوه مسلط در تفسیر اقتصاد سیاسی جوامع شرقی در چارچوب رهیافت مارکسیستی گردید. با افول قدرت اتحاد جماهیر شوروی سابق، استفاده از الگوی نظری جامعه آسیایی، مجدداً مورد توجه قرار گرفت و در دهه اخیر گفتارهایی در چارچوب اقتصاد سیاسی مبتنی بر رهیافت فردگرایی

روش‌شناختی در قالب الگوی اقتصاد سیاسی اتریشی - نئوکلاسیک نیز منتشر گردید و به صورت متأخرتر از رهیافت اقتصاد سیاسی نهادگرایی نیز برای تبیین این مهم استفاده شده است.

۳-۱. فئودالیسم

فئودالیسم، نظامی اقتصادی - اجتماعی است که پس از فروپاشی امپراتوری روم و نظام برده‌داری در قرون وسطای مسیحی در اروپا بر پایه رابطه لرد و واسال (ارباب و رعیت) حاکمیت داشت و تا انقلاب صنعتی برقرار بود. در این ساختار اقتصادی - اجتماعی، لرد که زمین متعلق به اوست برای اداره بهتر، زمین‌هایش را میان واسال‌ها تقسیم می‌کند تا با بهره‌کشی از رعیت از طریق تصاحب محصول اضافی کار آنان، عملیات تولید صورت پذیرد (سیف، ۱۳۸۰). در این چارچوب، دولت فئودالی دولتی است که در آن زمین‌داری منشأ قدرت سیاسی است. در مجموع، مهم‌ترین ویژگی‌های فئودالیسم را می‌توان این‌گونه صورت‌بندی نمود:

۱) برقراری مالکیت خصوصی بر زمین و تمرکز آن، هم در مکان و هم در گذر زمان با اعمال «قوانین» و رسوم غیرقابل انعطاف و سخت مانند ارثیه غیرقابل انتقال و ارث‌بری انحصاری پسر ارشد.

۲) استقرار نظام سرواژ که به اشکال گوناگون، دهقانان را به زمین وابسته می‌کرد و آنها را ملزم می‌ساخت تا اضافه تولید خود یعنی بیش از حداقل لازم برای گذران معیشت را به‌عنوان اجاره، عشریه، خراج و جز آن بپردازد.

۳) معمول شدن تعهدات گوناگون دهقانان نظیر خدمات مستقیم و غیرمستقیم به ارباب، پرداخت مبالغ معین برای کسب اجازه ازدواج و غیره.

۴) برقراری نظام اربابی (manorial system)، شامل حضور ارباب در قلمرو املاک خود.

۵) شکل‌گیری ساختار انعطاف‌ناپذیر طبقاتی و پدیدار شدن طبقه از لحاظ کمی، کوچک آریستوکرات و انحصاری شدن مالکیت زمین در زمان و مکان از طریق توارث و پیدایش حکومت موروثی اقلیتی از اشراف.

۶) تمرکز یافتن قدرت سیاسی و اقتصادی در روستاها که تولیدکننده تقریباً تمامی محصولات کشاورزی و صنعتی بودند.

۷) متقابل بودن حقوق و تعهدات قراردادی طبقات مختلف دولت و پایگاه فئودال اشرافی آن در نتیجه اعمال قدرت از طریق قرارداد، قوانین، سنت‌ها، رسوم و... که باعث می‌گردید قدرت خودکامه و خودسرانه، عمومیت نداشته است.

۸) کلیسا در سلسله‌مراتبی مشابه، به قشرهای مختلفی تقسیم می‌شد و اشراف خاص خودش، رهبریش را به عهده داشتند. کلیسای کاتولیک درست نسخه بدل دولت بود؛ دولتی که هم به آن خدمت و هم تعدیلش می‌کرد (کاتوزیان، ۱۳۸۶). در این چارچوب باید گفت حقوق مالکیت در فئودالیسم، امتیاز مشروط اجاره‌داری بود که در ازای ارائه خدمات اعطا می‌شد (نورث، ۱۹۸۱).

در میان محققان اقتصاد سیاسی ایران، پژوهشگران مارکسیست روس و همتایان ایرانی‌شان، بیش از دیگران بر این عقیده‌اند که در برهه‌هایی از تاریخ ایران به‌ویژه در دوره قاجار، دولت، دولتی فئودال تلقی می‌شود. در ادامه بحث، مهم‌ترین ادله و براهین آنان توضیح داده خواهد شد.

۳-۱-۱. ایلیا پتروشفسکی

پتروشفسکی مورخ و شرق‌شناس روسی، در کتاب معروف خود «کشاورزی و مناسبات ارضی در ایران عهد مغول»، سلطه مناسبات فئودالی بر ایران را مفروض پنداشته و در مقدمه کتاب خود چنین نگاشته است: «از آنجا که توجه خویش را صرفاً معطوف به یکی از مراحل تاریخ تکامل جامعه فئودالی در ایران کرده‌ایم، بحث در مسائل مربوط به ظهور دوران متقدم فئودالیسم در ایران- با اینکه این موضوع تقریباً مورد پژوهش هیچ‌یک از محققان در اتحاد شوروی و دیگر کشورها قرار نگرفته- جزو وظایف ما نبوده است» (پتروشفسکی، ۱۳۴۵). وی دوره مغول را فئودالیسم متکامل می‌خواند و در کتاب یادشده، به‌صورت مشخص دوره مغول را هدف قرار داده و چنین نتیجه می‌گیرد که فئودالیسم ایرانی با همراهی حاکمیت بیگانه مغولان موجبات شورش دهقانی را فراهم آورده است (جعفریان، ۱۳۸۷).

پتروشفسکی برای تفسیر تغییرات اقتصادی ایران در چارچوب نظریه فئودالیسم، با توجه به ناهمخوانی شواهد تاریخی با این تفسیر، مسئله اصلی فئودالیسم یعنی مالکیت زمین و مناسبات بین مالکان زمین و تولیدکنندگان مستقیم (سرف‌ها) را کنار می‌گذارد و چنین نتیجه می‌گیرد: «لازم نبوده حتماً یک فرد فئودال مستقیماً مالک زمین و آب باشد بلکه در ادوار

معینی به ویژه در دوران متقدم فتوایی، دولت، دولتی که توسط فتودال‌ها رهبری می‌شده، می‌توانست مالک اراضی و میاه باشد. در این مورد اراضی دولتی ملک و قلمرو مشترک طبقه حاکم بوده که بهره و مالیات را توسط دستگاه دولت از روستائیان وصول می‌کرده» (پطروشفسکی، ۱۳۴۵). وی در تفسیر خود وابستگی کشاورز روستایی به زمین را برخلاف الگوی نظری فتودالیسم به جای وابستگی کشاورز به فتودال می‌گذارد (پطروشفسکی، ۱۳۴۵)؛ وابستگی‌ای که در آن محدودیت جابه‌جایی برای کشاورز وجود نداشته و این شکل از روابط میان مالک و کشاورز در نقطه مقابل رابطه فتودالیسم اروپایی قرار دارد که در آن واسال‌ها اجازه جابه‌جایی نداشته و علاوه بر کشت و زرع، توسط فتودال‌ها به اشکال مستقیم در سایر امور به بیگاری گرفته می‌شده‌اند.

۳-۱-۲. فرهاد نعمانی

نعمانی بر این عقیده است که با وجود برخی تفاوت‌های صوری میان نظام زمین‌داری ایرانی و اروپایی، به لحاظ ماهوی هر دوی آنها فتودال هستند. از نظر وی حکومت‌های ایرانی در فاصله شاهنشاهی ساسانیان تا اواخر سده نوزدهم میلادی، ماهیتی فتودالی داشتند. وی بر این باور است که سه خصیصه اصلی فتودالیسم - یعنی ملوک‌الطوایفی بودن قدرت، تمایز میان زمین‌داری مشروط و غیرمشروط و انجام خدمات اداری یا نظامی معینی به وسیله واسال^۱ (رعیت) در ازای زمینی که فتودال بزرگ در اختیار وی قرار می‌دهد، کاملاً در ساختمان مناسبات فتودالی ایران نیز دیده می‌شود. وی حتی برای گسترش کمی و کیفی کوچ‌نشینی در سده‌های متأخر، نقش تعیین‌کننده‌ای قائل نمی‌شود و آنان را بر نظام اقتصادی - اجتماعی فتودالی ایران، اثرگذار نمی‌داند. به علاوه، از نظر او نحوه معیشتی شبانی خود از خصایص یک شیوه فتودالی برخوردار بوده، به‌ویژه که بر اثر ارتباط جامعه کوچ‌رو با نظام فتودالی جامعه یکجانشین، نهادهای اقتصادی و سیاسی فتودالی، مانند واگذاری یورت یا الکا و وابستگی خان‌ها به سلاطین و شاهان، کالبد جوامع کوچ‌نشین را تحت تأثیر قرار داده‌اند (نعمانی، ۱۳۵۸).

1. Vassal

۳-۱-۳. عباس ولی

از نظر وی، نظام اقطاع که شکل مسلط مالکیت ارضی در ایران دوره میانه بود، خصوصیات ویژه مناسبات دولت فئودالی را تا دوره مشروطیت نشان می‌داد. این نظام به واسطه ضرورت تعمیم قدرت دولت به سراسر قلمرو حکومتی در یک صورت‌بندی اجتماعی، عمدتاً زمین‌داری قوام یافت. عقب‌ماندگی اقتصاد کشاورزی، همواره با عملکرد تمرکزگرای دولت در ستیز بود و شکاف موجود میان خصوصیت مرکزیت‌گرایی قدرت سیاسی و مبنای قلمروی گسترش‌یافته‌اش را عمیق‌تر می‌کرد. در چنین وضعیتی دولت به قدرت نظامی، یعنی جامع‌ترین و مؤثرترین مکانیسم یکپارچگی سیاسی، متوسل می‌شد. نیازهای سوق‌الجیشی قدرت نظامی مستلزم پیوند اقتدار سیاسی با زمین بود و تسلط نیروی نظامی را در سلسله‌مراتب سلطه و تبعیت که سازمان رسمی مبادله عواید زمین در ازای خدمت نظامی نیز بود، تضمین می‌کرد. از سوی دیگر، جایگاه مُقطع در ساختار سازمانی دولت، غالباً تابع خاستگاه قبیله‌ای و زمینه قومی او بود که شکل و حدود تعهدات نظامی، اداری و مالی او را در برابر شاه تعیین می‌کرد. این تعهدات رسماً با اقطاع همراه بود و تفاوت و تنوع شکلی آن را نشان می‌داد. عباس ولی برای اثبات این امر که پیامد سیاسی صورت‌بندی خاص نظام مالکیت بر زمین در ایران پیشاسرمایه‌داری، تأسیس دولت فئودال ایرانی را در پی خواهد داشت، چنین استدلال می‌کند: «واگذاری و اعطای زمین منجر به پاره‌پاره شدن قلمرو حکومتی به صورت واحدهای سیاسی- نظامی نیمه خودمختار با اختیارات قضایی محلی خاص خود شد که پایه‌های استقلال عملی دولت را از لحاظ سیاسی و قانونی سست می‌کرد» (ولی، ۱۹۹۳). بدین ترتیب عملاً «حاکمیت محدودی» برای دولت باقی می‌ماند که از طریق امکان ضرب سکه واحد، اخذ مالیات بر اراضی و اعمال سیاسی خارجی تحقق می‌یافت.

نکته درخور اهمیت دیگر در نظریه عباس ولی، تفکیک میان دو مفهوم «حاکمیت مطلق» و «خودکامگی» در ارتباط با ایده سلطنت فئودال ایرانی است. منظور وی از حاکمیت مطلق، دولت متمرکز است که به عقیده او بنا به خصلت محدودیت‌های ناشی از ساختار اقتصاد فئودالی، هیچ‌گاه در ایران دوره قرون وسطی، از جمله در دوره اول قاجاریه، تحقق عینی نیافت. از نظر عباس ولی آنچه تحت عنوان «دولت متمرکز» در این دوران صورت‌بندی حقوقی شده است، مؤید صورت ایده‌آلی دولت است و نه لزوماً شکل عینی و تحقق‌یافته‌اش.

از این رو تصریح می‌کند: «هرچند دولت پیش از مشروطیت، بدون شک خودکامه بود اما فاقد شرایط اساسی اقتصادی، نظامی و نهادی حاکمیت مطلق بود» (ولی، ۱۹۹۳).

۳-۱-۴. ارزیابی نظریه فئودالیسم ایرانی

یکی از مهم‌ترین ابهامات در این نظریه، عدم ارائه تعریفی مشخص از فئودالیسم است. استفاده از اصطلاحاتی مانند «فئودالیسم دولتی»^۱، «فئودالیسم مبتنی بر چادرنشینی»^۲، «فئودالیسم متمرکز/ غیرمتمرکز»^۳ در این پژوهش‌ها عمدتاً بر محور روابطی غیر از روابط انسان و زمین (اساس الگوی نظری فئودالیسم) استوار است. در این چارچوب سیف معتقد است: «در پژوهش‌هایی که از فئودالیسم ایران در دسترس ماست، تعریف ضمنی‌شان از فئودالیسم به عنوان یک مرحله مشخص در تکامل تاریخی جامعه هیچ‌گونه حد و حدودی ندارد و چون فاقد این حد و مرز است، در نتیجه به شناخت بهتر ما نه فقط از تاریخ تکامل ایران بلکه حتی مقوله‌های اقتصادی، اجتماعی و سیاسی منجر نمی‌شود (سیف، ۱۳۸۰).

علاوه بر این، نظریه «فئودالیسم ایرانی» با توجه به اینکه در ایران اصولاً نظام برده‌داری وجود نداشته است تا در سلسله‌مراتب تکامل تاریخی خود، فئودالیسم حاکم شود، عملاً فاقد خاستگاه تاریخی است. معنای واژه «رعیت» نیز برخلاف دوران قرون وسطی، در طول تاریخ ایران «فرمانبردار» حاکم یا ارباب بود (یک شخص) و نه قانون و نه حتی یک هیأت حاکمه و تا انقلاب مشروطه، عموماً به همه اعضای جامعه (به جز شخص شاه) اطلاق می‌شد. نکته مهم دیگر اینکه، فئودالیسم مبتنی بر وجود مالکیت خصوصی است که عملاً در تاریخ ایران به عنوان شکل مسلط مالکیت زمین، وجود نداشته و مالکان به اشکال گوناگون در طول تاریخ ایران، تنها حق بهره‌برداری از زمین را به اعتبار فرمان شاه به عنوان بزرگ مالک در اختیار داشته‌اند.

همچنین در ایران، ارباب معمولاً در مراکز شهری ساکن بود و از این حیث کاربرد اصطلاح «ارباب غایب» توسط برخی از پژوهشگران غربی نادرست به نظر می‌رسد. در فئودالیسم اروپایی، این اصطلاح در مورد اقلیت کوچکی از اربابان به کار می‌رفته است که

۱. روابط شخص با دولت

۲. شیوه تولید غیرمبتنی بر زمین

۳. در دوران آشوب تا استقرار دولت متمرکز و مبتنی بر استقرار یا عدم استقرار دولت مرکزی

به علت غیبت از املاک خود در انجام دادن تعهدات و مسئولیت‌هایشان کوتاهی می‌کردند لیکن این به اصطلاح «تعهدات» و «حقوق» با تعهدات و حقوق اربابان ایرانی کاملاً تفاوت داشت و عموماً سکونت در محل نیز نظارت بر کار و زندگی در دهات را دربر نمی‌گرفت. همچنین، برخلاف فئودالیسم اروپایی که ساختار طبقاتی انعطاف‌ناپذیری داشت، در ایران اصولاً هیچ‌گونه رابطه حقوقی و تعهدات قراردادی پایدار- یعنی قانون- بین طبقات مختلف دولت و مردم حاکم نبود و کلیه مردم در مقابل قدرت عریان، برابر بودند. شخص صدراعظم و دارایی‌اش همان قدر دستخوش امیال شاه بود که سرنوشت بزرگان کم‌اهمیت‌تر دستخوش خواست‌های صدراعظم و سرنوشت مردم عادی نیز، بر همین منوال، دستخوش بزرگان کم‌اهمیت‌تر بود. به علاوه زندگی و دارایی همه آنها تابع اراده داوری یگانه و برتر یعنی شاه بود.^۱ نکته حائز اهمیت دیگر اینکه در ایران برخلاف اروپا، هیچ سازمان مذهبی وجود نداشت که نقش و اهمیت کلیسای کاتولیک را داشته باشد (کاتوزیان، ۱۳۸۶).

در کنار موارد یادشده، نظریه فئودالیسم ایرانی، روابط بین فئودال‌ها و روستائیان و روابط آنها با شرایط اساسی تولید و زمین را نادیده گرفته است. در این زمینه سیف (۱۳۸۰) معتقد است ماهیت و ترکیب طبقاتی حاکمیت سیاسی «دولت» را باید از ترکیب طبقاتی جامعه استخراج نمود؛ درحالی‌که در چارچوب این نظریات، پیش از ایجاد طبقه فئودالی، دولت فئودالی در ایران وجود داشته است.

۳-۱-۵. مسئله حقوق مالکیت

در اندیشه‌های متفکرین نظریه «فئودالیسم ایرانی» اگرچه در رابطه با مسئله حقوق مالکیت، نظریه مستقلی ارائه نشده و عمده تمرکز بر روابط تولیدی ارباب- رعیت قرار داشته است اما به‌طور ضمنی بر این نکته تصریح شده است که حقوق مالکیت در تاریخ ایران، اگرچه به‌صورت قانونی وجود نداشته است اما برای خاندان سلطنتی، اشراف و خوانین وابسته تا حدودی زیادی تضمین شده بوده و در راستای استثمار اقشار فرودست مورد بهره‌برداری قرار می‌گرفته است. این در حالی است که شواهد تاریخی فراوانی در دست است که در ایران هیچ‌یک از افراد حتی در طبقه فرادستان حاکم از امنیت حقوق مالکیت برخوردار نبوده و

۱. احمد اشرف در کتاب «استبداد، مسئله مالکیت و انباشت سرمایه در ایران» (رسانش، ۱۳۸۰)، نمونه‌های متعددی از تعدی به حقوق زیردستان توسط شاه و سایرین را نشان می‌دهد.

اموال‌شان حتی در زمان حیات دستخوش چپاول شاه و سایرین قرار گرفته است؛ تصرف بخش قابل توجهی از اموال میرزا حسین خان سپهسالار، مشیرالملک شیرازی و... توسط ناصرالدین شاه و ظل‌السلطان و... با جزئیات فراوان در تاریخ ثبت شده است.^۱ بخشی از گرایش تاریخی فرادستان حاکم به موقوفه‌سازی اموال خود نیز در همین چارچوب، قابل توضیح است.

جدول ۲. جایگاه حقوق مالکیت نظریه فئودالیسم ایرانی

رهیافت اقتصاد سیاسی	جایگاه حقوق مالکیت در رهیافت	جایگاه حقوق مالکیت در نظریه	ارزیابی انتقادی
اقتصاد سیاسی مارکسی	در اختیار طبقه بورژوا برای تداوم استثمار	در اختیار خانواده سلطنتی، اشراف و خوانین وابسته	نبود امنیت حقوق مالکیت برای هیچ‌یک از طبقات اجتماعی به جز شاه

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۳-۲. شیوه تولید آسیایی

بر مبنای این نظریه، در شرق برخلاف مغرب زمین، به واسطه شرایط خاص اقلیمی، بدون دگرگونی در طول تاریخ، مالکیت جمعی و دولتی بر ابزار تولید حاکم بوده و به دلیل عدم وجود مالکیت خصوصی، سیر تکاملی برده‌داری، فئودالیسم و سرمایه‌داری شکل نگرفته است (ولی، ۱۳۷۵) و در این امر باعث رکود و ایستایی این جوامع شده است. متفکران این نظریه، این تعبیر را درباره طیف وسیعی از جوامع از مناطق خشک صحرای آسیا تا سرزمین‌های عربستان، ایران، هندوستان و تاتار قابل اطلاق می‌دانستند (باتامور، ۱۹۶۸). لذا شیوه تولید آسیائی، شیوه تولیدی پیشاسرمایه‌سالاری است که به اختصار، با مختصات زیر مشخص می‌شود (سیف، ۱۳۸۰):

۱. وجه عمده مناسبات تولیدی، عدم امنیت مالکیت خصوصی عوامل اصلی تولید (زمین) است. آنچه که وجود دارد نه «مالکیت» غیرمشروط بلکه «تصرف» مشروط زمین است که در آن، همه چیز به میل و اراده حاکم، بستگی دارد.

۱. اعتمادالسلطنه، روزنامه خاطرات

۲. شرایط اقلیمی و مختصات جغرافیائی از جمله وجود صحرای گسترده و کمبود منابع آبی که آبیاری مصنوعی را برای تداوم ضروری می‌سازد.

۳. وحدت کشاورزی و صنایع دستی، منجر به ایجاد «جماعات روستائی خودکفا» می‌گردد. برخی از دلایل این وحدت عبارتند از: تقسیم بدوی کار در جامعه و نیروهای مولده تکامل نیافته و پراکندگی این جماعات از یکدیگر که موجب می‌شود امکانات ارتباطی، جاده و راه توسعه پیدا نکند و این خود موجب تداوم پراکندگی است.

۴. سرعت رشد نیروهای مولده در نظام آسیائی بسیار آرام و کند و به نظر ایستاست.

۵. در نتیجه وحدت کشاورزی و صنعت دستی، شهر در نظام آسیائی، محصول ساختگی دولت و صرفاً «اردوگاهی امیرنشین»، غیرمولد و همچنان تابع کشاورزی و روستا است که بر ساختار اقتصادی جامعه تحمیل شده است؛ درحالی که در فئودالیسم اروپایی، وجود شهرهای مستقل به مثابه مکان‌هایی برای رشد تولید ارزش‌های مبادله اهمیت مبرمی در تکوین طبقه بورژوازی و سرمایه‌داری صنعتی داشت (ولی، ۱۳۷۵).

با توجه به اینکه بخش عمده تولید در این جوامع برای مصرف است و مازاد تولید امری تصادفی است، زیرساخت‌های لازم برای تسهیل مبادله، راه و جاده، به صورت بدوی و تکامل نیافته باقی می‌مانند. مبادله بسیار ناچیز است و انباشت ثروت هم قابل توجه نیست. در نتیجه نبود امنیت اجتماعی و سیاسی، همان مازاد ناچیز نیز عمدتاً به صورت دفینه درمی‌آید و از فرایند تولید و بازتولید برکنار می‌ماند (سیف، ۱۳۸۰).

نظریه شیوه تولید آسیایی در چارچوب مارکسیسم مبین نگرش چندخطی در مقابل نگرش تک خطی به دترمینیسم تاریخی بود اما پس از کنفرانس لنین‌گرا با پشتیبانی استالین در سال ۱۹۳۱ مطرود شد تا جهان‌شمولی نظریه تکامل تک خطی، حاکم بلامنازع چارچوب تحلیلی مارکسیسم شود (سیف، ۱۳۸۰ و ولی، ۱۳۷۵). مرگ استالین در دهه ۱۹۶۰، تجدید حیات شیوه تولید آسیایی را در پی داشت و پس از جنگ جهانی دوم، بحث بر سر جامعه آسیایی با کتاب استبداد شرقی ویتفوگل از سر گرفته شد. براساس نظر ویتفوگل، شرایط اقلیمی ویژه از جمله خشکسالی و کم‌آبی در جوامع آسیایی به گونه‌ای است که تنها دولت قادر به تأمین آب مورد نیاز برای کشاورزی به‌عنوان مهم‌ترین رکن اقتصادی بوده است و

دولت آب‌سالار به‌عنوان مدیر ساخت‌وسازهای آب‌سالارانه و ساخت‌وسازهای عظیم دیگر، اجازه نمی‌دهد نیروهای غیردولتی جامعه به گروه‌های مستقل تبدیل شوند و آن اندازه نیرومند شوند که بتوانند بر دستگاه دولت نظارت کنند (ویتفوگل، ۱۹۵۷). از نظریه ویتفوگل چنین استنباط می‌شود که استبداد شرقی مانع بزرگی برای مالکیت خصوصی است و این خود از شکل‌گیری نیروهای اجتماعی مستقلی همچون طبقه فئودال جلوگیری به عمل آورده است. نظریه شیوه تولید آسیایی از دهه ۱۳۴۰ مورد توجه بسیاری از متفکرین و نظریه‌پردازان اقتصاد ایران قرار گرفت که در ادامه به اختصار به مهم‌ترین موارد آن پرداخته می‌شود.

۳-۲-۱. محمدعلی همایون کاتوزیان

در چارچوب نظریه وی، کم‌آبی به ایجاد واحدهای روستایی خودمختار انجامیده که اگرچه مازاد تولید هر یک از این واحدها قابل توجه نیست اما مازاد جمعی کل این واحدها به حدی بوده که با تسلط ایلات و عشایر بر آن به‌عنوان یک نیروی سازمان‌یافته بیرونی، منابع اقتصادی لازم برای تأسیس یک قدرت استبدادی تأمین می‌شده و این دستگاه استبدادی قادر بوده، اراده خودکامه‌اش را بر تمامی طبقات جامعه تحمیل کند (کاتوزیان، ۱۹۹۸). نتیجه چنین شرایطی از نظر وی، ضعف و ناپایداری مالکیت خصوصی و غلبه مالکیت جمعی و دولتی در ایران بوده که تفاوت‌های اساسی میان ساختار جامعه و دولت در ایران با جامعه و دولت در غرب را منجر شده است (کاتوزیان، ۱۹۸۱):

- ایران در طول تاریخ همواره دولت و جامعه‌ای استبدادی داشته است که در آن دولت، طبقات اجتماعی، قانون، سیاست و... صورتی متفاوت با آنچه در تاریخ اروپا مشاهده می‌شود، داشته‌اند.
- در ایران هرگز فئودالیسم اروپایی پدید نیامد زیرا مالکیت در ایران نه حق، بلکه امتیازی بوده که دولت به اشخاص می‌داده است و هر زمان که می‌خواسته می‌توانسته آن را پس بگیرد.
- در ایران، طبقه اشرافی (آریستوکرات- مالک) که مانند اروپا نسل اندر نسل، صاحب ملک خود بود پدید نیامد و دولت، نماینده و مقید به رضایت چنین طبقه‌ای نبود. برعکس در ایران قدرت اقتصادی و سیاسی طبقه زمین‌دار، منوط به اجازه و اراده دولت بود.

- در ایران نقش کارکردی را دولت ایفا می کرد، درحالی که در اروپا دولت متکی به طبقات بود و هر چه طبقه بالاتر بود، دولت بیشتر به آن اتکا داشت و این درست نقطه مقابل ایران بود که طبقات اجتماعی بر ساخته و زائده دولت ها بوده اند و با تغییر سلسله حاکم، جایگاه طبقاتی اشخاص نیز بر حسب دوری و نزدیکی به عشیره ای که قدرت تازه از درون آن سر بر کشیده به سرعت تغییر می کرد.
- قانون، در معنای ضوابطی که حد و مرزی برای اعمال قدرت دولتی باشد و آن را قابل پیش بینی کند، در ایران وجود نداشت اما در اروپا حتی در دوران باستان و قرون وسطا نیز رسوم ریشه دار و قوانین نوشته یا نانوشته ای حاکم بر رابطه دولت و جامعه بوده است. هر چند که از حیث دامنه و محدودیت های قدرت دولت، بین دولت شهرهای یونانی و دموکراسی های امروزی تفاوت زیادی وجود دارد اما در اروپا نوعی از قانون همواره وجود داشته است در حالی که جامعه ایران جامعه ای پیشا قانون بوده است. چون در جامعه ایران قانون وجود نداشت پس از سیاست هم خبری نبود؛ زیرا سیاست بدون قانون نمی تواند وجود داشته باشد.
- جامعه ایران برخلاف جوامع اروپایی دچار «فقدان تداوم» بوده است زیرا نهادها و طبقات اجتماعی به شکلی دائمی در معرض فروپاشی بوده اند، بنابراین می توان جامعه ایران را جامعه «کلنگی» یا «کوتاه مدت» دانست؛ در حالی که جوامع اروپایی به دلیل استقلال طبقات اجتماعی جوامع بلند مدت بوده اند.
- دولت های اروپایی چون نماینده طبقات اجتماعی معینی بوده اند، پس همواره از میزانی از مشروعیت بهره می برده اند اما در ایران، دولت در خارج از خود مشروعیت مستمر و مداومی نداشت و «مشروعیت» دولت اساساً ناشی از واقعیت قدرت آن بود.
- سقوط یک دولت استبدادی در ایران سبب تغییر نظام استبدادی نمی شد چون بدیلی برای آن متصور نبود، لذا سقوط دولت استبدادی سبب هرج و مرج، قتل و غارت می شد و کار به جایی می رسید که مردم آرزوی بازگشت استبداد را داشتند و بدین ترتیب در تاریخ ایران چرخه استبداد- آشوب- استبداد به شکل منظم بازتولید می شده است.

■ چون در ایران به دلیل «فقدان تداوم» و عدم استقلال طبقات اجتماعی از دولت امکان انباشت سرمایه وجود نداشته است، پیدایش کاپیتالیسم و صنعت جدید امکان‌پذیر نبود، چنانکه حتی فنودالیسم اروپایی نیز در ایران هرگز به وجود نیامد. کاتوزیان معتقد است در دوران جدید تاریخ ایران، نفت جایگزین آب شد؛ به این معنا که دولت با اتکا به درآمدهای نفتی، منابع مالی مستقل از جامعه به دست آورد و «شیوه تولید آسیایی» که متکی بر استبداد آبی بود، جای خود را به «استبداد نفتی» داد. بنابراین ایران در دوران پهلوی با توجه به ساخت اقتصاد سیاسی نتوانست مدرن شود بلکه «حاکمیت شبه‌مدرنیسم مطلقه» را تجربه کرد (کاتوزیان، ۱۹۸۱).

۳-۲-۲. احمد اشرف

وی در عین استفاده از مضامین شیوه تولید آسیایی مارکس و پاتریمونیالیسم و نظریه شهر وبر، مفهوم سومی را موسوم به نظام «ملوک‌الطوایفی» مطرح می‌کند (صدوقی، ۱۳۹۷). به عقیده وی، جامعه ایرانی به لحاظ ساختاری فقط به شهر و روستا محدود نبوده و همواره در کنار آن، دارای بعد سومی بوده که همان اجتماعات ایلی است (اشرف، ۱۳۴۶) و پیدایش آن در تاریخ ایران ناشی از زوال حکومت مقتدر مرکزی و سلطه ایلات و خاندان‌های محلی بر عرصه سیاسی است (اشرف، ۱۳۴۷). به دلیل چنین دیدگاهی، او به این نتیجه می‌رسد که در ایران برای تحلیل تحولات اجتماعی و سیاسی باید از سه الگوی نظام آسیایی، فنودالی و ملوک‌الطوایفی استفاده کرد. جامعه ایران در طول تاریخ همواره میان این سه نظام در نوسان بوده است (اشرف، ۱۳۴۶).

وی معتقد است در ایران، نظام اجتماعی و اقتصادی رایج در شهر و روستا، برخلاف فنودالیسم اروپایی، به جای توسعه تقسیم کار اجتماعی و تفکیک تولید و تمایز و تضاد اقتصاد کشاورزی و پیشه‌وری، به سمت پیوستگی و وحدت اجتماعی و اقتصادی و در نتیجه عدم رشد تقسیم کار اجتماعی پیش رفته است. همچنان که رواج «شیوه تولید عشایری»، به لحاظ اقتصادی منجر به ایجاد موانع جدی در مقابل رشد شیوه‌های تولید فنودالی و سرمایه‌داری و تقسیم کار در عرصه‌های اقتصادی شده و راه رشد سرمایه‌داری در جامعه شهری را مانع شده است (صدوقی، ۱۳۹۷ به نقل از: اشرف، ۱۳۵۳ و اشرف، ۱۳۵۹). از نظر وی عدم شکل‌گیری اشرافیت موروثی و نظام طبقاتی فنودالی و سرمایه‌داری، عدم پیدایش

اصناف مستقل در بازارهای شهری، محدودیت‌های قضایی و نبود نهادهای حقوقی مستقل در سطح جامعه، برابری همگانی و بی‌قدرتی عمومی در مقابل نظام سیاسی حاکم، از پیامدهای حاکم بودن نظام آسیایی و نظام شه‌پدري در تاريخ ايران بوده است (اشرف، ۱۳۵۳). به عقیده او، هر چند در طول تاريخ ايران، با تسلط حكومت‌های مقتدر مركزي، امنيت لازم برای رونق كشاورزي، مبادله تجاري، رشد صنعت و گسترش شهرها حاصل می‌شد اما این روند با سلطه دستگاه ديواني بر بخش كشاورزي و اصناف و بازرگانان همراه و موجب شكل‌گيري و استمرار نظام «زمین‌داری بوروکراتیک» و «سرمایه‌داری دولتی» شد که در نهایت، مانع «تکامل شبه‌بورژوازی» گردید. شرایطی که تا دوره قاجار در تاريخ ايران استمرار داشت و با تسليم شدن دولت استبدادی به حاکمیت استعمار خارجی، دامنه‌های آن تشدید شد. بدین گونه به زعم اشرف، تا دوره مشروطه، سرمایه‌داری نوین که متضمن پیدایش طبقه‌ای متنفذ و مقتدر از تجار و کارگزاران صنایع جدید است، در تاريخ ايران با موانع اساسی روبه‌رو بود (ولی، ۱۹۹۳).

اشرف نیز همچون کاتوزیان ناپایداری و وابستگی مالکیت خصوصی را در ايران به قدرت سیاسی متذکر می‌شود: «قدرت سیاسی و منزلت اجتماعی برای افراد طبقات مسلط ابزار لازم را برای مالکیت و اداره زمین‌های بزرگ فراهم می‌کرد. افراد والارته تیولدار قادر بودند در ناحیه‌ای که تیول آنها قرار داشت یا در عین تصدی شغل دولتی در ایالات صاحب میزان قابل توجهی زمین شوند (اشرف و بنوعیزی، ۱۳۸۷).

۳-۲-۳. احمد سیف

از نظر وی، در جوامعی مانند ايران به واسطه شرایط اقلیمی نامساعد، از ابتدا بر سر راه پیدایش مالکیت خصوصی عوامل تولید، موانعی بروز می‌کند. همچنین ضرورت اینکه یک فرد، باید برای بهره‌مندی از زمین عضو جماعتی باشد، در عرصه فرهنگی باعث پدیدار شدن فرهنگ قبیله‌ای می‌گردد. در جماعات اشتراکی غیر آسیایی، فروپاشی مالکیت اشتراکی و فرارویدن مالکیت خصوصی با مشکل اساسی روبرو نیست ولی وضع در جماعت اشتراکی آسیایی مانند ايران به گونه‌ای دیگر است. به اعتقاد وی عمده‌ترین مشخصه یک جامعه آسیایی این است که اشرافیت جا افتاده ندارد. در این جوامع، خودکامگی و مطلق بودن قدرت «مالک اعظم» کنترل و محدود نمی‌شود و سیر تحولات تنها منجر به بازتولید ساختارهای قبلی و

جایگزینی خودکامه‌ای با خودکامه دیگر و بازتوزیع امتیازات می‌شود. فقدان اشرافیت جافتاده به این ساختار تدوام می‌بخشد و در عین حال، در حوزه فرهنگ اجتماعی باعث تعمیق فرهنگی غارتی، ناباوری به آینده و مصرف‌گرایی می‌گردد. در این شرایط، از سویی مازاد تولید ناچیز است و از سوی دیگر، مازاد تولید هم در فرایند تولید به کار نمی‌افتد که نتیجه آن، کُندی سیر تحولات و دگرسانی‌های اقتصادی است. در این وضعیت، پیدایش و حتی گسترش شهرها علت و انگیزه اقتصادی نداشته و برخلاف جوامع غربی، ماحصل پیدایش و گسترش تقسیم کار میان صنعت و تولید کشاورزی نیست (سیف، ۱۳۸۰). از نظر

- وی مهم‌ترین ویژگی‌های ایران، به‌عنوان یک جامعه آسیایی از این قرار است:
- صنایع دستی در شهرها امکان ناچیزی برای رشد و توسعه داشته است.
- سرمایه موجودیتی مستقل از زمین نداشته است.
- در ارتباط تنگاتنگ با عدم استقلال سرمایه از زمین، طبقه مستقلی از تجار شکل نگرفته است.
- با بدوی بودن تقسیم کار، مبادله و به‌ویژه مبادله کالایی توسعه نیافته و در کلیت خود به حالت تصادفی، در صورت وجود مازاد، باقی مانده است.
- عدم رشد مبادله کالایی، تقسیم کار تولید و تجارت را به تعویق انداخته و نتیجه آن کندی فعالیت‌های تولیدی غیرکشاورزی و تجارتنی بوده است.
- نتیجه کندی رشد مبادله و نازل بودن سطح تجارت، ناچیز بودن سرمایه تجاری بوده که به دلیل ناچیز بودن به سرمایه صنعتی دگرسان نشده است.
- به دلیل سطح اندک مبادله، نیازی به ابزار و امکانات تسهیل مبادله (راه و راه آهن و...) وجود نداشته است (سیف، ۱۳۸۰).

بنا به تحلیل وی، تجدید توزیع عامل اصلی تولید ضرورتاً به تغییر در توزیع مازاد تولید نیز منجر می‌شود و کل چارچوب اجتماعی-اقتصادی جامعه را دگرگون می‌کند ولی وقتی تحولات فقط محدود به توزیع و تجدید توزیع مازاد تولید باشد، حل و فصل تناقضات درون طبقاتی در چارچوب اقتصادی-اجتماعی موجود امکان‌پذیر خواهد شد، بدون اینکه جامعه دستخوش تحولات و دگرگونی‌های غیرقابل بازگشت بشود. سخت‌جانی ساختاری جامعه ایران در مقابل تغییر و تحول و ایستایی نسبی (تحولات بسیار کند) آن را تا اواسط قرن بیستم می‌توان ناشی از این پدیده دانست. تا نزدیکی نهضت مشروطه‌خواهی و سال‌های اولیه قرن

بیستم، ایران فاقد یک اشرافیت جاافتاده و مستحکم است که بتواند متعاقباً به صورت یک طبقه زمین‌دار- یعنی زمین‌داری مستقل از قدرت سیاسی مرکزی- متحول شود (سیف، ۱۳۸۰).

۳-۲-۴. ارزیابی نظریه شیوه تولید آسیایی

طرح الگوی شیوه تولید آسیایی اغلب بدین سبب که بیش از اندازه عام و مبهم است تا تنوع و پیچیدگی تجربی جوامع را دربر گیرد، مورد انتقاد قرار گرفته است؛ مثلاً ویتفوگل انواع گوناگونی از جوامع را که از حیث تکامل و سازماندهی اجتماعی بسیار متنوع بودند -روسیه تزاری، چین، مصر، ایران، هاوایی و...- تحت عنوان «جامعه آبی (هیدرولیک)» قرار می‌دهد. به همین ترتیب مارکس هم اصطلاح جامعه آسیایی را برای توصیف نه تنها چین و هند که اسپانیا و خاورمیانه و چاو و آمریکای پیش از کشف توسط کریستف کلمب به کار می‌برد. درواقع، این مفهوم به گونه‌ای آشفته برای توصیف هر جامعه‌ای به کار رفته است که روابط سرمایه‌دارانه بازار در آن حضور نداشته است.

در همین راستا ولی (۱۳۷۵) معتقد است حاکم کردن الگوی شیوه تولید آسیایی به جای الگوی فنودالیسم، گرچه اغلب از سوی کسانی صورت گرفته است که مدعی پرهیز و اجتناب از کلی‌گویی و توجه به ویژگی‌های معرف شرایط خاص تاریخی هر کشور بوده‌اند اما در عمل حرکتی در جهت کلیشه‌زدایی در مطالعه تاریخ نبوده است؛ شاید بتوان آن را گذار از یک تفکر قالبی به تفکر قالبی دیگر دانست.

صاحب‌نظران پارادایم آسیایی، حاکمیت یک دوره تاریخی طولانی که صورت‌بندی اجتماعی نسبتاً مشابهی در آن تکرار می‌شود را با مفاهیم مختلف یادآور می‌شوند؛ استبداد موروثی آسیایی اشرف، جامعه خشک و منزوی کاتوزیان و دولت استبدادی غارتگر سیف هر سه مفاهیمی هستند که برای تبیین این رابطه یک‌جانبه میان دولت استبدادی و اقتصاد در ایران آسیایی در دوره‌ای بالغ بر چند ده سده طراحی شده‌اند.

همچنین نظریه «شیوه تولید آسیایی» صرفاً بر عوامل اقلیمی و شیوه‌های تولید مادی تکیه دارد و از نقش اندیشه‌ها و عوامل فرهنگی- دینی و تعامل این موارد با واقعیت‌های مادی در آن اثری نیست و لذا گرفتار نوعی جبر جغرافیایی و تقلیل‌گرایی اقتصادی است که نمی‌توان با تکیه صرف بر آن واقعیت‌های پیچیده تاریخی را توضیح داد. این نظریه در کنار نواقص

تجربی، آکنده از معضلات نظری از جمله مشکل سازگاری روستاهای خودبسنده و مستقل با دولتی متمرکز و مداخله کننده در اقتصاد روستا، عدم سنخیت مفروضات این نظریه در زمینه دترمینیسم فن شناختی با ماتریالیسم تاریخی که در آن روابط تولید، تعیین کننده نیروهای تولید است، مشکل تبیین منشأ دولت در جوامع آسیایی در غیاب مبارزه طبقاتی و... است (ولی، ۱۳۷۵).

مفاهیم «استبداد موروثی آسیایی» اشرف و «جامعه کم آب و پراکنده» کاتوزیان هر دو مدعی استقلال کامل ساخت‌های سیاسی و اقتصادی‌اند و در هر دو، دولت یک واحد متمرکز سیاسی است که از بیرون و با فتح نظامی بر ساختار اجتماعی کشاورزی تحمیل شده است و با تصاحب «مازاد اقتصاد جمعی» کشاورزان تحت سلطه ایران، حکومت مستبدانه‌اش را بر جمعیت داخلی تحمیل می‌کند و مانع پیدایش خودمختاری فئودالی و شهروندی بورژوازی در جامعه ایران می‌شود. اما در مدل کاتوزیان، مالکیت دولت بر زمین کشاورزی و خودبستگی و استقلال کامل منسوب به جوامع روستایی همخوانی ندارد. کاتوزیان بر محوری بودن نقش بنه در ایران کم آب و پراکنده تأکید می‌کند اما در غیاب مالکیت اشتراکی بر زمین، مفهوم بنه نزد وی، به صورت یک شیوه تولید بدون روابط مالکیت درمی‌آید. این در حالی است که یک مدل اقتصادی برای تحلیل روابط و ساختارهای کشاورزی باید با تحقیق در زمینه شکل‌های رایج روابط مالکیت در روستاها آغاز شود (ولی، ۱۳۷۵).

در مفهوم شیوه تولید آسیایی مارکس، رابطه بین ساختارهای سیاسی و اقتصادی در شرایط متفاوت متأثر از مالیات‌گذاری و طرح‌های آبی (هیدرولیک) است اما در هیچ یک از این دو شکل، تجارت و بازرگانی به عنوان جایگاه اصلی روابط اجتماعی در نظر گرفته نشده است. در مفهوم استبداد موروثی آسیایی اشرف، نه مالیات‌گذاری و نه طرح‌های آبی، هیچ یک نقش مهمی ندارد بلکه مالیات به طور گذرا بررسی می‌شود و طرح‌های آبی با جامعه ایران نامربوط شمرده می‌شود و از این رو کاربرد تز ویتفوگل در تاریخ ایران رد می‌شود.

اشرف موروثی‌گرایی را یک شکل مستقل اجتماعی و یک کلیت خودمتمکی با ساختار اقتصادی و سیاسی مشخص (استبداد مبتنی بر زمین‌داری دیوان‌سالارانه و سرمایه‌داری دولتی) است. بنابراین استبداد هم علت و هم معلول روابط اقتصادی است و درواقع، هیچ گونه توضیح اقتصادی برای علل رواج زمین‌داری دیوان‌سالاری و سرمایه‌داری دولتی وجود ندارد. از این

گذشته، مقوله‌های جامعه‌شناختی کنش اقتصادی وبر بر مبنای مفهومی از عقلانیت و کنش‌های اقتصادی عقلانی تکوین یافته‌اند که لازمه آن فراگرد تاریخی کالا شدن نیروی کار است و لذا نمی‌توان مقوله‌های وبر را برای تحلیل‌های مفهومی روابط اقتصادی در جامعه پیش از سرمایه‌داری به کار گرفت (ولی، ۱۳۷۵).

۳-۲-۵. مسئله حقوق مالکیت

در چارچوب نظریه «شیوه تولید آسیایی»، دولت مالک مطلق زمین و سایر عوامل تولید بوده و سایر گروه‌های اجتماعی فاقد امنیت حقوق مالکیت هستند. اما از منظر تاریخی در ایران، مالکیت دولتی زمین تنها شکل مالکیت ارضی و در برخی مقاطع تاریخی نوع فراگیر آن نبوده و همراه این گونه مالکیت، انواع دیگر مالکیت ارضی و اراضی موقوفه نیز وجود داشته و اندازه و تناسب آنها در دوره‌های مختلف متفاوت بوده است. در همین راستا جان فوران (۱۳۹۵) در نظریه خود که با روش مقایسه‌ای- تطبیقی «از پنج نگرش محوری: الگوی وابستگی، نظریه نظام جهانی، میزان وابستگی دولت به قدرت خارجی، شیوه‌های تولید رایج، ماهیت دولت و فرهنگ‌های سیاسی مشروعیت» (فوران، ۱۳۹۵) به‌دست آمده، معتقد است به دلیل اینکه در تاریخ ایران تنها یک شیوه وجود نداشته و در دوره‌های مختلف به‌طور همزمان شیوه‌های تولید متعددی وجود دارند، کاربرد شیوه تولید آسیایی صحیح نیست. از این گذشته، برخلاف تأکید شارحین این نظریه که با توجه به اینکه خشکسالی، کم‌آبی ناشی از بارش اندک و به تبع آن محدودیت شدید منابع آبی و نیز تشکیل شدن جغرافیای ایران از صحراهای بزرگ از ویژگی‌های اصلی جغرافیای طبیعی و اقلیمی ایران بوده و هدایت منابع آبی به مراکز سکونت و حیات اجتماعی ضرورت داشته است اما با توجه به اینکه ایجاد کانال‌ها، بندها و سدها و انتقال آب نیازمند هزینه زیادی بوده که گروه‌های اجتماعی توان تأمین و مدیریت این کارها را نداشته‌اند و فقط حکومت‌ها می‌توانستند در اثر تجمع منابع قدرت و ثروت در دست خود به تأمین امنیت و توزیع آب، مدیریت آن از طریق میرآب‌ها و نیز انتقال و توسعه آن بپردازند و همین امر نیز منجر به مدیریت انحصاری دولت‌ها بر منابع آبی و زمین‌های حاصلخیز و کنترل و نظارت بر شبکه تولید کشاورزی و مالکیت اراضی می‌گردید، در تاریخ ایران، طرح آبرسانی بزرگ و پراهمیتی نیز وجود نداشته که بتواند نقش اقتصادی را که در این تعریف به دستگاه دولتی داده می‌شود، توجیه کند.

جدول ۳. جایگاه حقوق مالکیت نظریه دولت آسیایی

ارزیابی انتقادی	جایگاه حقوق مالکیت در نظریه	جایگاه حقوق مالکیت در رهیافت	رهیافت اقتصاد سیاسی
شواهد گسترده تاریخی مبنی بر وجود خرده‌مالکی، مالکیت وقفی و...	تنها در اختیار شاه	در اختیار طبقه بورژوا برای تداوم استثمار	اقتصاد سیاسی مارکسی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۳-۳. نبود آزادی‌های فردی

از اوایل دهه ۱۸۷۰ میلادی که مکتب اقتصادی نهائون شکل گرفت، زمینه‌های اقتصاد سیاسی بازارگرایی (نئوکلاسیکی و اتریشی) فراهم شد. در این چارچوب، دغدغه علم اقتصاد از تولید و بازتولید به سوی منطق عمل انسانی سوق داده شد. در این قالب، انسان به‌عنوان انتخاب‌گر به دنبال حداکثر کردن نفع شخصی است و لذا انتخاب عقلانی به معنای رفتار حداکثرگرا است و لذا برای توضیح و تبیین پدیده‌های اجتماعی و در رأس آنها موقعیت‌های اقتصادی، باید تا سطح کنشگران خرد عقب رفت و کنش‌ها، تصمیم‌ها و انتخاب‌های آنها را مبنا قرار داد (مقصودی و امیری تهرانی، ۱۳۹۶). قابل توجه است که اگرچه در ابتدا تفاوت زیادی بین نظریات این دو مکتب وجود نداشت و هر دو بر مکانیزم بازار تأکید داشتند اما تمایزها کم‌کم آشکار گشت؛ در اقتصاد نئوکلاسیک منظور از مکانیزم بازار، عرضه و تقاضا و تغییرات قیمتی است اما در رویکرد اتریشی بر نوآوری و کارآفرینی در بازار تأکید می‌شود (متوسلی و همکاران، ۱۳۹۵). اختلاف دیگر مکتب اتریش و نئوکلاسیک در زمینه مسئله اطلاعات است. اندیشمندان نئوکلاسیک اطلاعات را موجودیتی عینی می‌دانند که در بازار به مثابه نتیجه تصمیم حداکثرکننده سود خرید و فروش می‌شود. در مقابل، اندیشمندان مکتب اتریش اطلاعات را امری ذهنی می‌دانند که کنشگران آن را به‌طور ذهنی تفسیر می‌کنند، می‌شناسند و در متن کنش‌های گوناگون از آن استفاده می‌کنند (de Soto, 2008).

اگرچه هر دو مکتب فکری به بازار به‌عنوان نظم خودجوش ساماندهی به مبادلات و فعالیت‌های بشری اعتقاد داشتند اما نئوکلاسیک‌ها با پذیرش «شکست بازار» به ایفای نقش فعالانه دولت در مهار ناکارآمدی‌های بازار باور داشته و اتریشی‌ها معتقدند هر شکلی از مداخله‌گرایی در سازوکارهای خودتنظیم بازار در درازمدت کار را بدتر می‌کند. قابل توجه

است که سطح تحلیل اقتصاد نئوکلاسیک، سطح توسعه نیست و تنها بر سؤالات کوتاه‌مدت متمرکز می‌شود زیرا فرض می‌کند که توسعه در بلندمدت، تضمین شده است (میرجلیلی، ۱۳۹۶). اقتصاد مکتب اتریش نیز با تأکید بر عدم دخالت دولت در اقتصاد، با اقتصاد کلان مخالف است و لذا مطلبی نیز در رابطه با توسعه ارائه نمی‌دهد.

تضمین حقوق مالکیت برای تحقق یک مبادله مبتنی بر نفع شخصی در اقتصاد سیاسی بازارگرایی ضروری و از وظایف دولت است. در عین حال جالب توجه است که نئوکلاسیک‌ها حقوق مالکیت را خارج از ساختار مدل‌های اقتصادی دانسته و قواعد مالکیت را در کوتاه‌مدت، ثابت در نظر می‌گیرند (Rhoads, 1985). این در حالی است که از منظر اتریشی‌ها، نهادهای رقابت در بازار شامل حق مالکیت و حاکمیت قانون است که در فرآیندی تجربی و به‌شکلی غیرمصنوع حاصل شده است.

۳-۳-۱. محمد طیبیان، موسی غنی‌نژاد و حسین عباسی

نویسندگان کتاب «آزادی‌خواهی نافرجام» با تأکید بر اهمیت و جایگاه «اقتصاد آزاد» در توسعه و خردورزی دنیای مدرن، ریشه بی‌اعتنایی و تلقی منفی نسبت به اقتصاد آزاد و در نتیجه عدم موفقیت ایرانیان در تحقق توسعه را در مهجور ماندن مفهوم «آزادی فردی» به‌عنوان «مهم‌ترین مبنای فکری تمدن جدید» در اندیشه‌ورزی ایرانیان دانسته‌اند چرا که «تحدید آزادی و مداخله دولت در حوزه مبادلات آزادانه فردی، با هر عذر و بهانه‌ای، نتیجه‌ای جز لگدمال شدن کرامت انسانی و ناکارآمدی و فقر اقتصادی ندارد» (طیبیان و همکاران، ۱۳۸۰).

آنها ضمن بررسی مجمل تلاش‌های اصلاحی، الگوی مسلط همه حوادث تاریخ معاصر ایران را «ظهور مکرر استبداد قبیله‌ای و پدرسالارانه» که منجر به «تداوم تفکر و ارزش‌های جمع‌گرایانه سنتی (قبیله‌ای) کهن و طرح آن‌ها در قالب مفاهیمی مانند ملی‌گرایی، سوسیالیسم، عدالت اجتماعی و نظایر آن» می‌دانند. همچنین مبانی نظری و تجربه حکومت‌های سوسیالیستی را بر مبنای رهیافت فردگرایی روش‌شناختی مورد نقد و بررسی قرار داده و اندیشه جمع‌گرایی را مغایر حکومت قانون و تجربه تاریخی توسعه در کشورهای غربی دانسته‌اند.

بر مبنای نظر نویسندگان، غفلت از مفهوم «آزادی فردی»، در تاریخ ایران توسط متفکران و روشنفکران، منجر به عدم توجه به اهمیت تأمین تضمین حقوق مالکیت و مبادله آزاد آن و لذا عدم افزایش ثروت و رفاه جامعه و در یک کلام «توسعه‌نیافتگی» ایران شده است چراکه «هماهنگی میان خواسته‌ها یا منافع فردی و جمعی» به عنوان یکی از مفاهیم بنیادی «پارادایم اصلی حاکم بر اندیشه سیاسی و اجتماعی مدرن» عامل اصلی توسعه است. نویسندگان چنین اظهار می‌دارند: «بسیاری از متفکران جامعه ما در یکصد سال اخیر یک دستاورد مهم اندیشه مدرن را مشاهده نکرده‌اند یا مورد توجه قرار نداده‌اند. آن دستاورد نیز این کشف است که توجه به فرد انسانی و حقوق و آزادی فردی تجزیه جامعه به ذرات کم‌اهمیت و از دست دادن انسجام اجتماعی و رها کردن منافع و مصالح جمعی نیست» (طیبیان و همکاران، ۱۳۸۰). از دیدگاه آنها، تداوم تفکر و ارزش‌های جمع‌گرایانه سنتی (قبیله‌ای) کهن و طرح آن‌ها در قالب مفاهیمی مانند ملی‌گرایی، سوسیالیسم، عدالت اجتماعی، مصلح عمومی و نظایر آن، علت این غفلت بوده است. به‌زعم نویسندگان، اندیشه سیاسی و روشنفکری ایران معاصر نتوانسته درک کند که آزادی انتخاب فردی می‌تواند نظامی کارآمدتر از نظم اداری و دستوری ایجاد کند. لذا در چارچوب رهیافت اقتصاد سیاسی حاکم بر این اندیشه، زمینه شکل‌گیری «دولت مداخله‌گر»، «تداوم ارزش‌های سنتی قبیله‌ای و قرابت آن با آرمان‌های جمع‌گرایانه سوسیالیستی و سیاست‌های ناظر بر عدالت اجتماعی مبهم» است اما دولت مداخله‌گر به این علت که در آن «انگیزه پیشرفت، ابتکار و رقابت جای خود را به بی‌تفاوتی و حتی رقابت منفی می‌دهد» و همچنین به علت فقر اطلاعاتی نمی‌تواند موفق باشد. البته با توجه به وجود «شکست بازار»، دخالت محدود دولت با اولویت تنظیم‌گری تجویز می‌شود.

۳-۲-۳. ارزیابی ایده آزادی‌خواهی نافرجام

استفاده از رهیافت اقتصاد سیاسی بازارگرایی در تحلیل مسئله توسعه‌نیافتگی از دو منظر قابل نقد است؛ نخست نقد مبانی و مفروضات مربوطه و دوم استفاده از آن در تحلیل اقتصاد ایران. در بخش نخست، فردگرایی روش‌شناختی به‌واسطه اینکه نظریه‌ای تقلیل‌گراست، انسان را به‌عنوان یک موجود اجتماعی و فرهنگ، تاریخ، اخلاق و سنت را نادیده می‌گیرد و

کنش‌های انسانی را نیز مستقل و خود کفا می‌داند (مشهدی احمد و همکاران، ۱۳۹۰ و سیف، بی تا).

اما نکته دیگر اینکه علی‌رغم تأکید مکتب اتریش بر ضرورت وجود مالکیت خصوصی از یک سو و نیاز به فقدان قهر از سوی دیگر، واقعیت این است که مالکیت خصوصی با قهر حفظ شده و از آن دفاع می‌شود. لذا وجود دولت با سطحی از مداخله‌گری واجب خواهد بود (سیف، بی تا). البته اقتصاد سیاسی نئوکلاسیک دولت را به عنوان ابزاری برای تصحیح بازار (در قالب کارآیی پارتویی) در نظر می‌گیرد اما نقش‌های اساسی تر دولت مانند تحقق عدالت را در نظر نمی‌گیرند (دادگر، ۱۳۸۴).

یکی از جدی‌ترین انتقادات وارد شده رهیافت‌های بازارگرایی، غفلت از نقش نهادها بر تصمیم‌گیری کارگزاران اقتصادی در اندیشه نئوکلاسیک است. نهادگرایان عقیده دارند که امور روند تکاملی دارد و تعمیم‌های اقتصادی، مربوط به زمان‌ها و مکان‌های خاص است و بنابراین اندیشه لسفر و جهانشمولی تئوری اقتصاد سیاسی مربوطه (چه در مکتب نئوکلاسیک و چه مکتب اتریشی) را زیر سؤال می‌برند. در چارچوب رهیافت بازارگرایی، فرض می‌شود حقوق مالکیت کاملاً تعریف شده است و اجرای آن هزینه‌ای در بر ندارد، درحالی که این شرط هرگز برقرار نمی‌شود و امروزه، همانند تمامی طول تاریخ، منابع، بیشتر در مالکیت مشترک‌اند تا مالکیت خصوصی. شایان ذکر است هرچند تعریف، تضمین و اجرای حقوق مالکیت توسط دولت‌ها صورت می‌گیرد اما چنین شکلی از ساختار حقوق مالکیت به ندرت کارا خواهد بود، چراکه تنشی دائمی میان ساختار مالکیتی که رانت حاکمان را حداکثر می‌کند و نظام کارایی که هزینه‌های معاملاتی را کاهش داده و رشد اقتصادی را تشویق می‌نماید، وجود دارد (نورث، ۱۹۸۱). در این چارچوب، تضاد منافع به جای هماهنگی منافع چهره واقعی اقتصاد است (Dorfman, J. & et al. 1963). کینزین‌ها نیز خودگردانی بازار را قابل دفاع ندانسته و خواهان حضور فعال دولت در اقتصاد هستند. از نظر آنها عدم تعادل‌های اقتصادی موقتی نبوده و در طبیعت بازار وجود دارد (Keynse, 1936). همچنین الگوهای مبتنی بر بازارگرایی در شرایط رقابت انحصاری، رقابت ناقص، انحصار چندجانبه و انحصار کامل که بخش عمده تاریخ اقتصادی را شکل می‌دهند، بی‌معنا است و قابلیت کاربرد ندارد.

در حوزه اقتصاد ایران، برخلاف مفروضات اقتصاد سیاسی این رهیافت که دولت را دولت قراردادی بی طرف فرض می کند که برای کارایی حقوق مالکیت تلاش می کند، سابقه تاریخی ایران حاکی از دولت قبیله‌ای است که خود را مالک دانسته، مداخله گر است و به دنبال افزایش سود دستگاه آمران می باشد. لذا حقوق مالکیت را به شدت ناکارآمد نموده، رانت دستگاه حاکمیت و هزینه‌های معاملاتی را تا آنجا افزایش می دهد که عرصه قراردادها را فوق العاده ناامن می کند (رضاقلی، ۱۳۸۵). شایان توجه است که مسئله تسلط سیاسی و نظامی جوامع ایلی بر اجتماعات شهری و روستایی از موجبات سکون اقتصادی در جامعه ایرانی بوده است؛ زیرا از یکسو مانع رشد تولیدات کشاورزی و سبب کندی جریان آن به اجتماعات شهری می شده و از سوی دیگر محدودیت‌هایی برای رشد و توسعه درون‌زای سرمایه‌داری از بطن بازارها فراهم می ساخته است (اشرف، ۱۳۵۹).

دیدگاه حاکم بر «آزادی‌خواهی نافرجام» بدون توجه به بنیادهای نهادی اقتصاد ایران، از جمله اقلیم خشک و کم آب و پراکندگی جمعیت که زندگی قبیله‌ای را به عنوان راهکاری برای بقا تداوم می بخشیده، همچنین شیوه تولید سهم‌بری در کشاورزی و تداوم آن در طول تاریخ، ساختار مالکیت دولتی و...، تنها بر پیوند میان تفکرات جمع‌گرایانه و سوسیالیستی و ارزش‌های زندگی قبیله‌ای تأکید می کند و از علل و عوامل شکل‌گیری و تداوم این ارزش‌ها و آثار آن بر مسئله حقوق مالکیت غفلت نموده است. مطالعات تاریخی نشان می دهد، ساختار زندگی قبیله‌ای و حاکمیت ارزش‌های جمع‌گرایانه بر زندگی اجتماعی بر تمام جوامع انسانی حاکم بوده و تنها مختص به ایران نبوده است. اما پرسش محوری این است که گذار از مالکیت جمعی به مالکیت فردی در جوامع غربی به عنوان تحولی تعیین کننده در چه شرایطی و چگونه رخ داده و چرا در ایران پیش از انقلاب مشروطه به وقوع نپیوسته است؟ در واقع این دیدگاه، نظریه‌ای در رابطه با شکل‌گیری و تداوم حقوق مالکیت ناکارآمد در تاریخ ایران ارائه نمی دهد و تحلیل خود را تنها به عدم توجه روشنفکران به مسئله آزادی‌های فردی به عنوان عاملی اساسی در شکل‌گیری دور تسلسل دولت‌های مداخله گر فرو می کاهد.

۳-۳-۳. مسئله حقوق مالکیت

ایده آزادی‌خواهی نافرجام به ریشه‌های تاریخی و نهادی توسعه نیافتگی حقوق مالکیت در ایران توجه نمی کند. عدم توجه به مسئله آزادی‌های فردی توسط روشنفکران خود معلول

شرایط خاص ماتریس نهادی ایران و بازدهی صعودی آن در طول تاریخ است. از منظر نهادی توزیع بالقوه خشونت همراه با فناوری و محدودیت‌های جغرافیایی بر حقوق مالکیت اثر می‌گذارند و حقوق مالکیت بر سازمان‌های اقتصادی. لذا باتوجه به اینکه توان بالقوه خشونت همواره در تاریخ ایران در اختیار ایلات بوده است، متناسب با نهادهای زندگی ایلاتی، ساختار حقوق مالکیت نیز مبتنی بر مالکیت جمعی شکل گرفته و لذا مالکیت خصوصی کمتر تکامل یافته است.^۱ توزیع خشونت نیز عامل تعیین‌کننده نهادهای سیاسی رسمی و غیررسمی و همچنین نهادهای اقتصادی است. لذا کارایی بازار اقتصادی نهفته در بازار سیاسی است و این کارایی بازار سیاسی است که منجر به حقوق مالکیت کارا می‌شود (نورث، ۱۹۸۱).

جدول ۴. جایگاه حقوق مالکیت در ایده آزادی‌خواهی نافرجام

رهیافت اقتصاد سیاسی	جایگاه حقوق مالکیت در نظریه	ارزیابی انتقادی
مبتنی بر فردگرایی روش‌شناختی (اتریشی / نئوکلاسیک)	جایگاه حقوق مالکیت در نظریه	ارزیابی انتقادی
عدم توجه به ساختارهای تاریخی، اجتماعی و سیاسی	عدم توجه روشنفکران به اهمیت مسئله و سرکوب توسط دولت مداخله‌گر	عدم توجه به ساختارهای تاریخی، اجتماعی و سیاسی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴. جمع‌بندی و پیشنهاد

در کنار ناسازگاری‌های تئوریک، وجه مشترک نظریات ارائه شده درباره توسعه‌نیافتگی در ایران در قالب رهیافت‌های اقتصاد سیاسی مارکسی و رهیافت‌های مبتنی بر فردگرایی روش‌شناختی، عدم توجه به تاریخ ایران (شرایط خاص زمانی و مکانی) و سیر تحولات آن در تدوین الگوهای نظری است. درواقع، در تحلیل‌های صورت گرفته به جای آنکه استفاده از اصول علمی، ابتدا مشاهده را مبنا قرار داده و سپس از بررسی مشاهدات الگوهای نظری تدوین شود، تحلیل‌گر ابتدا الگوی نظری را بدون توجه به مفروضات نهادی آن مبنا قرار داده و سپس با واکاوی تاریخ در پی جمع‌آوری مشاهدات همخوان با الگوی مورد استناد

۱. نورث در مجموع معتقد است ساختار حقوق مالکیت سه مرحله را طی نموده است: ۱. حقوق مالکیت مشاع، ۲. حقوق مالکیت اجتماعی انحصاری، ۳. حقوق مالکیت فردی.

خویش بوده است. در بررسی صورت گرفته در این مقاله، علاوه بر ناسازگاری‌های تئوریک این الگوهای نظری، عدم سازگاری‌های آن با سوابق تاریخی اقتصاد ایران نیز به شرح جدول ۵ مورد بررسی قرار گرفت:

جدول ۵. ویژگی‌های رهیافت‌های اقتصاد سیاسی مورد استفاده برای تبیین توسعه‌نیافتگی ایران

رهیافت اقتصاد سیاسی	نظریه	نظریه پردازان	مهم‌ترین ویژگی‌ها	جایگاه حقوق مالکیت در نظریه	انتقادات
فئودالیسم	پطروشفسکی، نعمانی و عباس ولی	ظهور دولت خودکامه به عنوان بزرگ‌ترین مالک وجود نظام ارباب-رعیتی	عدم وجود برده‌داری در تاریخ ایران به عنوان مقدمه فئودالیسم وجود سابقه تاریخی خرده مالکی در ایران	در اختیار خانواده سلطنتی، اشراف و خوانین وابسته	عدم تناسب مالکیت دولت بر ابزار تولید با مالکیت فئودال‌ها بر آن عدم وجود رابطه قانونی پایدار بین طبقات مختلف و دولت در ایران عدم وجود اشرافیت در ایران و وابستگی کامل مالکیت به دربار
شیوه تولید آسیایی	اشرف، کاتوزیان، سیف	تأکید بر کم‌آبی و نقش بی‌همتای دولت برای تأمین منابع مورد نیاز مشروط بودن مالکیت به اراده دولت خودکامه عدم شکل‌گیری/ استقلال طبقات اجتماعی عدم رشد مبادلات بازاری کند بودن سرعت رشد نیروهای مولده	عدم توجه به پیچیدگی‌ها و شرایط خاص هر جامعه عدم سازگاری فرضیه روستاهای خودبسند با دولت خودکامه وجود سایر اشکال مالکیت (خصوصی و اوقاف) در تاریخ ایران عدم وجود سابقه تاریخی سرمایه-گذاری دولت در طرح‌های آبی در ایران	تنها در اختیار شاه	مارکسی

ادامه جدول ۵. ویژگی‌های رهیافت‌های اقتصاد سیاسی مورد استفاده برای تبیین توسعه‌نیافتگی ایران

رهیافت اقتصاد سیاسی	نظریه	نظریه پردازان	مهم‌ترین ویژگی‌ها	جایگاه حقوق مالکیت در نظریه	انتقادات
مبتنی بر فردگرایی روش‌شناختی	آزادی‌خواهی نافرجام	طبیعیان، غنی‌نژاد و عباسی	تأکید بر آزادی‌های فردی به‌عنوان زیربنای حقوق مالکیت و عدم توجه تاریخی روشنفکران به آن «ظهور مکرر استبداد قبیلگی و پدرسالارانه» به‌عنوان الگوی مسلط همه حوادث تاریخ معاصر ایران هماهنگی میان خواسته‌ها یا منافع فردی و جمعی شکل‌گیری «دولت مداخله‌گر» به‌واسطه تداوم ارزش‌های سنتی قبیله‌ای و قرابت آن با آرمان‌های جمع‌گرایانه سوسیالیستی	عدم توجه روشنفکران به اهمیت مسئله و سرکوب توسط دولت مداخله‌گر	غفلت از نقش تاریخ و نهادها بر تصمیم‌گیری کارگزاران عقلانیت محدود، اطلاعات ناقص و عدم اطمینان درباره آینده وجود هزینه‌های معاملاتی عدم برقراری فرض دولت قراردادی بی‌طرف و سابقه تاریخی دولت قبیله‌ای در شکل و محتوا تا اوایل قاجاریه (دولت غارتی) عدم کاربرد الگوهای نئوکلاسیک در شرایط غیررقابتی که بخش عمده تاریخ اقتصادی را شکل می‌دهند

مأخذ: یافته‌های پژوهش

باتقابل الگوهای نظری بررسی در جدول ۵، کاستی‌های نظری رهیافت‌های ارائه شده، به شرح ذیل قابل حصول خواهد بود:

۱. وجود مالکیت خصوصی و وقفی در کنار مالکیت دولتی در طول تاریخ، شکلی غالب نداشته است.
۲. عدم توجه به آثار ویژگی‌های اقلیم خشک و کم‌آب و آثار آن بر شکل‌گیری زندگی قبیله‌ای، همیاری جمعی برای کشاورزی و اثر متعاقب آن بر عدم تکامل مالکیت خصوصی.
۳. ماهیت قبیله‌ای و ایلاتی دولت در طول تاریخ ایران.

۴. ماهیت غارتگر دولت در اقتصاد ایران که بدون سرمایه‌گذاری در نهاده‌های تولید، تنها به دنبال حداکثرسازی رانت و منافع خود بوده است.
۵. عدم وجود رابطه قاعده‌مند و پایدار بین طبقات مختلف و دولت در ایران و عدم وجود امنیت حقوق مالکیت برای عموم اقشار اجتماعی.

جدول ۶. تقابل نظریات اقتصاد سیاسی توسعه نیافتگی ایران

نظریه اقتصادی	کم‌آبی و پراکندگی روستاها	تفوق مالکیت جمعی / دولتی	استفاده از زمین برای توزیع رانت	وجود مالکیت خرد و وقفی	بی‌قاعدگی روابط دولت و اقشار اجتماعی	عدم تأمین امنیت حقوق مالکیت	نظام سهم‌بری در کشاورزی	ساختار قبیله‌ای و غارتگر قدرت
فئودالیسم	•	•	•	•	•	•	•	•
جامعه آسبایی	•	•	•	•	•	•	•	•
آزادی‌خواهی نافر جام	•	•	•	•	•	•	•	•

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول ۶، استفاده از دستگاهی نظری که بتواند تمامی ویژگی‌های تاریخی اقتصاد ایران که در نظریات بررسی شده کاملاً مورد پوشش قرار نگرفته، را دربر گرفته و بر مبنای آن به تحلیل عدم امنیت حقوق مالکیت و نقش آن در توسعه‌نیافتگی ایران بپردازد، راهگشا خواهد بود. در همین چارچوب استفاده از دستگاه نظری نهادگرایی جدید که اصول آن مبتنی بر شناخت تاریخ و نهادهای هر جامعه است، پیشنهاد می‌گردد.

یک ویژگی حائز اهمیت دستگاه نظری نهادگرایی جدید، ارائه نظریه حقوق مالکیت به‌عنوان بخشی از ساختار نظری مورد نیاز برای تحلیل است، برخلاف دستگاه‌های نظری پیشین که در چارچوب آنها، مسئله حقوق مالکیت در قالب یک ساختار نظری و به‌عنوان امری حاشیه‌ای مورد تحلیل قرار می‌گرفت. نهادگرایی جدید، دو مؤلفه ضروری برای فهم ساختارهای اقتصادی را نظریه دولت و نظریه حقوق مالکیت می‌داند؛ در این دیدگاه، نظریه دولت ضروری است زیرا دولت ساختار حقوق مالکیت را مشخص می‌کند و مسئولیت کارایی ساختار حقوق مالکیتی را که تعیین‌کننده رشد، رکود و یا افول اقتصادی است،

برعهده دارد (نورث، ۱۹۸۱). از این منظر تمرکز تحلیل اقتصاد سیاسی نهادگرایی، از یک سو مبتنی بر توزیع قدرت و ارتباط آن با حقوق مالکیت است و این خصوصیت با توجه به ویژگی قبیله‌ای ساختار قدرت در تاریخ ایران که مانع از شکل‌گیری نظام طبقاتی قاعده‌مند بر مبنای حقوق مالکیت مشخص گردیده (برخلاف نظریات مارکسیستی)، سودمند است. از سوی دیگر، باتوجه به اهمیتی که تاریخ در نظریه اقتصاد سیاسی نهادگرایی جدید پیدا می‌کند، سیر شکل‌گیری و تحول نهادها را مهم شمرده و لذا به فهم عمیق‌تر دلایل تداوم نهادهای ناکارآمد از جمله ناکارآمدی نهاد حقوق مالکیت کمک می‌نماید. اهمیت این مسئله از آنجا ناشی می‌شود که نهادهایی که امروز عاملین اقتصادی در تعامل با آنها هستند، در گذر تاریخ شکل گرفته‌اند و از همین روست که نهادگرایی جدید با ارائه مفاهیمی همچون وابستگی به مسیر طی شده و بازدهی فزاینده ماتریس نهادی تلاش دارد تا نشان دهد که بی‌شناخت گذشته اقتصادی، امکان بهبود عملکرد اقتصادی وجود ندارد؛ لذا از آنجا که اقتصادها در شرایط تاریخی متفاوتی بوده‌اند، ماتریس نهادی متفاوتی نیز ایجاد کرده‌اند و بدیهی است که ماهیت هزینه‌های مالکیت بر دارایی متفاوتی نیز داشته‌اند و از این رو، در حال تجربه حقوق مالکیت متفاوتی نیز هستند (نایب، ۱۳۸۸).

با عنایت به این نکته و با توجه به اینکه «در عمل ساختار حقوق مالکیتی که رانت‌های فرمانروا (یا طبقه حاکم) را به حد بیشتر می‌رساند، با ساختاری که رشد اقتصادی را ایجاد می‌کند، تعارض دارد... و تاریخ نشان داده است که حقوق مالکیت غیرکارا قاعده است نه استثناء» (نورث، ۱۹۸۱)، نظریه دولت باید بتواند گرایش‌های ذاتی واحدهای اقتصادی و سیاسی را در ایجاد حقوق مالکیت ناکارآمد و بی‌ثباتی دولت در تاریخ را تبیین کند. نهاد دولت از طریق اعمال خدمات خود، میزان هزینه‌های اندازه‌گیری و هزینه‌های مبادله و نیز حفظ قدرت انحصاری قبل از مبادله را برای گروه‌های مختلف جامعه تعیین می‌کند. این بدان معنی است که هزینه‌های مبادله برای همه افراد یکسان نیست و برحسب دسترسی به میزان قدرت (به تعبیر نورث خشونت)، این هزینه‌های مبادله کاهش خواهد یافت. لذا براساس نظریات این مکتب، برای توضیح اشکال سازمان‌های اقتصادی که انسان‌ها به منظور کاهش هزینه‌های معاملات و سازماندهی مبادله طراحی می‌کنند، به نظریه‌ای در باب حقوق مالکیت نیاز است (نورث، ۱۹۸۱).

نورث (۱۹۹۰ و ۱۹۸۱) حقوق مالکیت را منشأ انقلاب‌های اقتصادی اول و دوم دانسته و سطوح متفاوت توسعه در کشورها را به عملکرد متفاوت نظام‌های حقوق مالکیت آنها مرتبط می‌داند. بنا به اعتقاد وی، حقوق مالکیت توسط نهادهای سیاسی در جامعه شناسایی شده و اعمال می‌شود، بنابراین بی‌ثباتی‌ها و تغییرات نهادهای سیاسی و اجتماعی می‌تواند بر نحوه تضمین حقوق مالکیت در جامعه مؤثر باشد و با توجه به اینکه بازارهای سیاسی عموماً کارا نیستند، هزینه‌های مبادله در چنین بازارهایی راه را برای حقوق مالکیت ناکارآمد هموار می‌کند (نورث، ۱۹۹۰).

عجم‌اوغلو و جانسون^۱ (۲۰۰۵) بر این باورند که در جامعه دو دسته قدرت وجود دارد که فعل و انفعالات میان این دو دسته قدرت می‌تواند باعث تبیین ساختار سیاسی اقتصادی جامعه شود؛ یکی قدرت سیاسی رسمی و دیگری قدرت سیاسی غیررسمی. قدرت سیاسی رسمی، قدرتی است که از نهادهای سیاسی جامعه نشأت می‌گیرد. قدرت سیاسی غیررسمی دارای دو منبع است: اول وابستگی به توانایی گروه‌ها در حل مسئله کنش جمعی یعنی توانایی آنها در متقاعد کردن مردم برای انجام کنش جمعی و دوم برخورداری از منابع اقتصادی. بنابراین براساس الگوی نهادگرایی عجم‌اوغلو می‌توان گفت میزان توزیع قدرت در جامعه زیربنای نحوه تأمین مالکیت خواهد بود. لذا با توجه به اینکه در طول تاریخ ایران، قدرت عموماً در اختیار قبایل، ایلات و عشایر بوده، دولت‌ها در طول تاریخ ایران نیز توسط قبایل، ایلات و عشایر تشکیل شده و لذا ساختار حقوق مالکیت نیز متأثر از این شکل توزیع قدرت بوده است و این امر باید در نظریه‌پردازی در رابطه با عدم توسعه‌نیافتگی ایران در قانون توجه قرار گیرد.

در مجموع براساس آنچه گفته شد، برای تبیین نظریه‌ای در رابطه با توسعه‌نیافتگی ایران لازم است در دو سطح نظریه‌پردازی صورت گیرد؛ نخست نظریه‌ای در رابطه با دولت، نحوه شکل‌گیری، توزیع رانت و آثار تحولات آن بر نهادهای رسمی و غیررسمی بر مبنای ویژگی‌های تاریخی و جغرافیایی ایران و دیگر نظریه‌ای در رابطه با حقوق مالکیت بر مبنای نظریه دولت، با تمرکز بر نحوه دستکاری سیاسی بازارهای اقتصادی برای تأمین اقتدار و آثار

1. Acemoglu, D. & Johnson, S.

آن بر امنیت حقوق مالکیت. در این راستا پیشنهاد می‌شود با توجه به ویژگی‌های خاص و جغرافیایی ایران، بر موارد ذیل تمرکز شود:

(۱) وضعیت خاص اقلیمی ایران: که به گونه‌ای بوده که برخلاف غرب، آب را عامل مسلط و منبع اصلی تنش نموده است. این عنصر کلیدی که مورد تأکید الگوی جامعه آسیایی در رهیافت اقتصاد سیاسی مارکسی نیز بوده، تبعات قابل توجهی بر وضعیت اجتماعی و اقتصادی کشور و به ویژه شکل‌گیری دولت‌ها داشته است که در چارچوب الگوی گفته شده، تبعات خاص آن بر شکل‌گیری ساختار حقوق مالکیت اجتماعی انحصاری و عدم تکامل آن به مالکیت خصوصی مورد بررسی قرار نگرفته و در سایر الگوهای نظری نیز به آن توجهی نشده است.

(۲) تأثیر این عامل اقلیمی بر نظامات اجتماعی و سیاسی ایران (نظریه دولت): به اعتقاد رضاقلی (۱۳۸۵) این شرایط اقلیمی، زندگی کوچ‌نشینانه و ایلی را ترغیب می‌نموده است و با توجه به اینکه فناوری نظامی تا پیش از ورود اسلحه گرم تغییر چندانی نکرد، از این رو ساختار تفوق ایلی برقرار بوده و در ساحت سیاست نیز دولت‌های قبیله‌ای تأسیس می‌شده است.

(۳) آثار شکل‌گیری این نظامات اجتماعی و سیاسی بر امنیت حقوق مالکیت (نظریه حقوق مالکیت): در این چارچوب، توزیع خشونت در اختیار ایلات بوده است و با توجه به این نظر نورث که توزیع بالقوه خشونت همراه فناوری و محدودیت‌های جغرافیایی بر حقوق مالکیت تأثیر می‌گذارد، از یک سو بخش قابل توجهی از ساختار حقوق مالکیت در ایران متأثر از شرایط زندگی ایلی، به صورت مشاع بوده و از سوی دیگر توانایی بالای ایلات در خشونت از طریق راهزنی و غارت موجب ناامنی حقوق مالکیت شده و با از بین بردن انگیزه کار و تلاش و نوآوری، اقتصاد را به صورت معیشتی نگه می‌داشته است. در این چارچوب، با توجه به اینکه در زندگی ایلی هزینه پیروی از قوانین از منافع آن بیشتر است، قوانین وضع نمی‌شده و تعیین حدود مالکیت به صرفه نبوده است لذا مالکیت مشاع گردیده و سواری مجانی موجب تخریب منابع می‌شده است. در این وضعیت، چارچوب نهادی اساسی، مشوق توزیع مجدد درآمد (مانند انواع رانت‌خواری، غارت، دزدی، رشوه‌خواری و...) به عنوان مرجع‌ترین فرصت اقتصادی بوده و تولید، تکنولوژی، ذخیره دانش و... را تشویق نمی‌نموده است.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Farshad Momeni  <http://orcid.org/0000-0002-9772-3971>

Hojjatollah Mirzaei  <http://orcid.org/0000-0002-3132-6068>

Ali Jafari Shahrestani  <http://orcid.org/0000-0003-3415-342X>

منابع

- اشرف، احمد (۱۳۴۶). نظام فئودالی یا نظام آسیایی، جهان نو، شماره ۵ و ۷، صص ۲۳-۱۳ و ۱۵۷-۱۶۳.
- اشرف، احمد (۱۳۴۷). نقد تاریخ ایران از دوران باستان تا سده هجده (تألیف پیگولوسکایا؛ آ.یو. یاکوبسکی و ای. پ. پطروشفسکی). مجله مطالعات جامعه‌شناختی، دوره قدیم، ۱، ۱۸۱-۱۸۹.
- اشرف، احمد (۱۳۵۳). تحقیق در مسائل ایران: ویژگی‌های تاریخی شهرنشینی در ایران-دوره اسلامی. نامه علوم اجتماعی، دوره قدیم، ۴، ۷-۴۹.
- اشرف، احمد (۱۳۵۹). موانع تاریخی رشد سرمایه‌داری در ایران. چاپ اول. تهران: زمینه.
- اشرف، احمد و بنوعیزی، علی (۱۳۸۷). طبقات اجتماعی، دولت و انقلاب در ایران، ترجمه سهیلا ترابی فارسانی، تهران: نیلوفر.
- باتامور، تی. بی (۱۹۶۸). جامعه‌شناسی. ترجمه سیدحسن منصور و سیدحسن حسینی کلجاهی. چاپ چهارم. تهران: امیرکبیر.
- جعفریان، رسول (۱۳۸۷). پطروشفسکی در میان ایرانیان؛ گزارشی از کتاب نهضت سرداران خراسان. آئینه پژوهش، ۱۰ (۶۰)، ۵۷-۶۵.
- دادگر، یدالله (۱۳۸۴). تکثری بودن اقتصاد سیاسی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۵ (۱۵)، ۱-۲۴.
- رضاقلی، علی (۱۳۸۵). نهادهای غارتی در اقتصاد ایران (اگر نورث ایرانی بود). اقتصاد و جامعه، ۲ (۷)، ۹۶-۱۶۷.
- رنانی، محسن (۱۳۸۴). بازار یا نابازار؟ بررسی موانع نهادی کارایی نظام اقتصادی بازار در اقتصاد ایران. چاپ اول. تهران: سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور.

سیف، احمد (۱۳۸۰). *استبداد، مسئله مالکیت و انباشت سرمایه در ایران*. چاپ اول. تهران: نشر رسانش.

سیف، احمد (بی تا). *اقتصاد مکتب اتریشی*. منتشر شده در وبسایت نقد اقتصاد سیاسی به آدرس: <https://pecritique.com>

صامتی، مجید، شهنازی، روح الله و دهقان شبانی، زهرا (۱۳۸۹). امنیت حقوق مالکیت، قوانین و مقررات و رشد اقتصادی. *فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران*، ۱۴ (۴۴)، ۸۵-۱۰۴.

صدقی، ناصر (۱۳۹۷). رویکرد جامعه شناختی احمد اشرف به تاریخ ایران از خلال مسئله توسعه یافتگی، *فصلنامه مطالعات میان رشته ای در علوم انسانی*، ۱۰ (۳)، ۵۷-۷۷. Doi: 10.22035/ISIH.2018.295

طیبیان، محمد، غنی نژاد، موسی و عباسی، حسین (۱۳۸۰). *آزادی خواهی نافرجام*. چاپ اول. تهران: نشر گام نو.

فوران، جان (۱۳۹۵). *مقاومت شکننده؛ تاریخ تحولات اجتماعی ایران*. ترجمه احمد تدین، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

کاپوراسو، جیمز ای. و پی. لوین، دیوید (۱۹۹۲). *نظریه های اقتصاد سیاسی*. ترجمه محمود عبدالله زاده. چاپ چهارم. تهران: نشر ثالث.

کاتوزیان، محمدعلی همایون (۱۹۹۸). *نه مقاله در جامعه شناسی تاریخی ایران، نفت و توسعه اقتصادی*. ترجمه علیرضا طیب. چاپ اول. تهران: مرکز.

کاتوزیان، محمدعلی همایون (۱۹۸۱). *اقتصاد سیاسی ایران (از مشروطه تا پایان سلسله پهلوی)*. ترجمه محمدرضا نفیسی و کامبیز عزیزی. چاپ بیست و دوم. تهران: نشر مرکز.

مشهدی احمد، محمود، متوسلی، محمود و طیب نیا، علی (۱۳۹۰). *نقدی بر روش شناسی اقتصاد مرسوم*. برنامه ریزی و بودجه، ۱۶ (۱۱۳)، ۹-۳۰.

مقصودی، حمیدرضا و امیری تهرانی زاده، محمدرضا (۱۳۹۶). نقش فردگرایی روش شناختی در ساخت نظریه در دانش اقتصاد. *روش شناسی علوم انسانی*، ۲۳ (۹۰)، ۵۷-۷۳.

میرجلیلی، سیدحسین (۱۳۹۶). بررسی و نقد کتاب «نظریه های اقتصادی توسعه؛ تحلیلی از پارادایم های رقیب». *پژوهش نامه انتقادی متون و برنامه های علوم انسانی*، ۱۷ (۳)، ۸۱-۱۰۲.

نایب، سعید (۱۳۸۸). یک ارزیابی تاریخی از وضعیت حقوق مالکیت در ایران با رویکرد نونهادگرایی، *اقتصاد و جامعه*، ۶ (۲۱ و ۲۲)، ۲۵۳-۲۷۴.

نعمانی، فرهاد (۱۳۵۸). *تکامل فنودالیزم در ایران*. چاپ اول. تهران: انتشارات خوارزمی.

نورث، داگلاس (۱۹۸۱). *ساختار و دگرگونی در تاریخ اقتصادی*. ترجمه غلامرضا آزاد. چاپ اول. تهران: نشر نی.

- نورث، داگلاس (۱۹۹۰). *نهادها، تغییرات نهادی و عملکرد اقتصادی*. ترجمه محمدرضا معینی. چاپ دوم. تهران: سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور.
- ولی، عباس (۱۳۷۵). *تناقض‌های مفهوم شیوه تولید آسیایی. اطلاعات سیاسی-اقتصادی*، ۱۱ (۱۱۲)-۱۸۰-۱۹۷.
- ولی، عباس (۱۹۹۳). *ایران پیش از سرمایه‌داری*. ترجمه حسن شمی‌آوری. چاپ اول. تهران: نشر مرکز.
- ویتفولگل، کارل (۱۹۵۷). *استبداد شرقی*. ترجمه محسن ثلاثی. چاپ دوم. تهران: ثالث.

References

- Acemoglu, D. & Johnson, S. (2005). Unbundling institutions. *Journal of Political Economy*, 113(5), 949-995. Doi:10.1086/432166
- Alamdari, K. (1381). *Why did iran lag behind the west's development?* (7th ed.). Tehran: Tose'e.
- Ashraf, A. (1967). Feudal system or Asian system, *Jahane No*, 5, 7, 13-23, 157-163 [In Persian]
- Ashraf, A. (1968). Iranian history from ancient times to the 18th century (by Pigoloskaya; A.Y. Yakubsky and A.P. Petroshevsky). *Journal of Sociological Studies*, Old Period (1), 181-189. [In Persian]
- Ashraf, A. (1974). Research in Iranian issues: Historical features of urbanization in Iran-Islamic period. *Social Sciences Letter*, Old Period (4), 49-7. [In Persian]
- Ashraf, A. (1980). *Historical obstacles to the growth of capitalism in Iran*. (First ed.). Zamineh. [In Persian]
- Ashraf, A. & Banu Azizi, A. (2009). *Social classes, state and the revolution in Iran* (S.T. Farsani, Trans.). Niloofar Publications, Tehran. [In Persian]
- Azimi, M. & Abdulahian, O. (1393). Report on ways to increase property rights guarantees in Iran; A case study of a car pre-purchase contract, *Islamic council research center*, serial number: 13960.
- Basely, T. (1995). Property rights and investment incentives: Theory and evidence from Ghana. *The Journal of Political Economy*, 103(5), 937-903. Doi:10.1086/262008
- Bottomore, T.B. (1968). *Sociology: A guide to problems and literature*. Translated by Mansour, S.H & Hoseini Kaljahi, S.H. (4th ed.). Amir Kabir.
- Caporaso, J.A. & Levine, P.D. (1992). *Theories of political economy*. Translated by Abdollahzadeh, M. (4th ed.). Sales.
- Dadgar, Y. (2005). Pluralism of political economy. *The Economic research*, 15(5), 1-24.
- De Soto, J.H. (2008). *The Austrian school: Market order and entrepreneurial creativity*. (First ed.). Cheltenham: Edward Elgar.

- Deliri, H. (1390). An introduction to the conceptual framework of property rights from an economic perspective. *Islamic council research center*, serial number: 12025.
- Dorfman, J., et al. (1963). *Institutional economics*. (First ed.). Berkley.
- Foran, F.J. (1993). *Fragile resistance: Social transformation in Iran from 1500 to the revolution* (A. Tadayyon, Trans), Rasa Publication. [In Persian]
- Hafeznia, M.R (1392). *Political geography of Iran*. (First ed.). Samt.
- Jafarian, R. (2008). Petroshevsky among Iranians; A report from the book of the Sarbadaran movement of Khorasan. *Ayeneh-ye-Pajooheh*, 60(10), 57-65.
- Katouzian, M.H. (1981). *The political economy of modern Iran*. (22th ed.). Markaz. [In Persian]
- Katouzian, M.H. (1998). *Nine essays on Iran`s historical sociology oil and economic development*. (first ed.). Markaz. [In Persian]
- Keynse, J. (1936). *General theory of employment, interest, and money*. (First ed.). NY, Harcourt.
- Maqsoodi, H.R. & Amiri Tehranizadeh, M.R. (2017). The role of methodological individualism in the construction of theory in economics. *Methodology of Social Science and Humanity*, 90(22), 57-73. [In Persian]
- Mashhadi Ahmad, A., Motevaseli, M. & Tayebnia, A. (2011). A critique of conventional economic methodology. *Planning and Budgeting*, 113(16), 9-30.
- Mehrara, N. & Parvini, M. (1396). The political economy of the state criminality in a totalitarianism system. *Legal Research Quarterly*, 80(20), 55-73. [In Persian]
- Mirjalili, S.H. (2017). Book review of economic theories of development: An analysis of competing paradigms. *Critical Studies in Texts & Programs of Human Sciences and Council for the Study of Texts and books*, 3(17), 81-102. [In Persian]
- Motevaseli, M., Khodabandelou, S., Nikonsebati, A. & Rostamian, A. (1395). A reflection on the Austrian school: Its emergence and evolution. *Journal of Entrepreneurship Development*, 3(9), 453-472.
- Nayeb, S. (2009). A historical assessment of property rights in Iran with a neo-institutional approach. *Economy and Society*, 21-22(6), 274-253. [In Persian]
- Nomani, F. (1979). *The evolution of feudalism in Iran*. (First ed.). Kharazmi. [In Persian]
- North, D.C. (1981). *Structure and change in economic history*. Translated by Azad, G. R. (First ed.). Ney.
- North, D.C. (1990). *Institutions, institutional changes, and economic performance*. Translated by Moeini, M. R. (2nd ed.). Organization of Management and Planning.
- Renani, M. (2005). *Market or non-market?* (First ed.). Organization of Management and Planning. [In Persian]

- Rezaqoli, A. (2006). If north was Iranian. *Economy and Society*, 7(2), 96-167. [In Persian]
- Rhoads, S.E. (1985). *The economist's view of the world*. (First ed.). Cambridge University Press.
- Samti, M., Shahnazi, R. & Dehghan Shabani, Z. (2010). property right, regulation and economic growth. *Iranian Journal of Economic Research*, 44(14), 85-104. [In Persian]
- Sedghi, N. (2018). Sociological thoughts of Ahmad Ashraf about the underdevelopment of Iran. *Interdisciplinary Studies in the Humanities*, 3(10), 57-77. [In Persian]
- Seif, A. (2001). *Dictatorship, the problem of ownership and capital accumulation in Iran*. (First ed.). Rasanesh. [In Persian]
- Seif, A (?). Economics of the Austrian school. Published on the political economy critique website at: <https://pecritique.com>
- Tabibian, M., Ghaninejad, M. & Abbasi, H. (2001). *Unsuccessful libertarianism*. (First ed.). Game No. [In Persian]
- Vali, A. (1996). Contradictions of the concept of the Asian production method. *Political-Economic Information*, 111-112(11), 180-197. [In Persian]
- Vali, A. (1993). *Pre-capitalist Iran*. Translated by Shami Avari, H. (First ed.). Tehran: Markaz. [In Persian]
- Wittfogel, K.A. (1957). *Oriental despotism: A comparative study of total power*. Translated by Solasi, M. (2nd ed.). Sales.

استناد به این مقاله: مومنی، فرشاد، میرزایی، حجت‌الله و جعفری شهرستانی، علی. (۱۴۰۳). ارزیابی نظریات متفکرین معاصر در رابطه با علل توسعه‌نیافتگی ایران با تأکید بر حقوق مالکیت در چارچوب رهیافت‌های اقتصاد سیاسی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹(۹۹)، ۴۸-۵.



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

Sentiment as a Risk Factor in Capital Markets: An Analysis of the Tehran Stock Exchange Within the Stochastic Discount Factor (SDF) Framework

Reza Taleblou 

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

Mohammad Mehdi Bagheri Todeshki* 

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

Abstract

The current study examined the influence of sentiment as a key risk factor in capital markets, which contributes to behavioral deviations in the pricing of financial assets. The stochastic discount factor (SDF) framework was used to propose an estimation of the asset pricing model, incorporating both traditional and behavioral approaches. An attempt was made to extend the consumption-based capital asset pricing model (CCAPM) and incorporate sentiment into the utility function through Euler equations and the generalized method of moments (GMM). To measure sentiment, the analysis utilized the market turnover sentiment index as a reliable indicator. The data covered 18 stock exchange groups, including 63 companies listed on the Tehran Stock Exchange, over the years 2011 to 2020. The results showed that the behavioral SDF model demonstrates higher consistency and efficiency than the traditional model, aligning more closely with observed market dynamics in the Tehran Stock Exchange. Furthermore, the sentiment coefficient was found to be statistically significant. In terms of risk, the behavioral model demonstrated higher coefficients than the traditional model. Notably, both models indicated that market participants exhibit a high time preference factor and display patience in their investment behavior.

* Corresponding Author: Bagherimm6@gmail.com

How to Cite: Taleblou, R. & Bagheri Todeshki, M. M. (2024). Sentiment as a Risk Factor in Capital Markets: An Analysis of the Tehran Stock Exchange Within the Stochastic Discount Factor (SDF) Framework. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(99), 49-89.

1. Introduction

One of the most important approaches to asset pricing is the asset pricing model based on the stochastic discount factor (SDF), from which most asset pricing models can be derived within a general framework combining macroeconomics, finance, and mathematics. The model is based on the concept of a random discount factor (Cochrane, 2000; Foldes, 2000). Shefrin (2008) derived the behavioral SDF model by introducing market sentiment as a random discount factor. A key premise of the behavioral SDF model is that, despite investor sentiment, mistakes are made. As long as sentiment remains in the market, stock prices will not reflect their true value; they may be either inflated or deflated. This has a significant impact on asset pricing and leads to fluctuations in the SDF, as investors exhibit mass behavior, such as excessive optimism or pessimism toward the market (Shefrin, 2008). The primary objective of this study was to address the following questions: Is the experimental SDF in the Tehran Stock Exchange traditional or behavioral? Does sentiment influence asset pricing? Which model better explains investor behavior, asset market fluctuations, market bubbles, and inflated or deflated stock values?

2. Materials and Methods

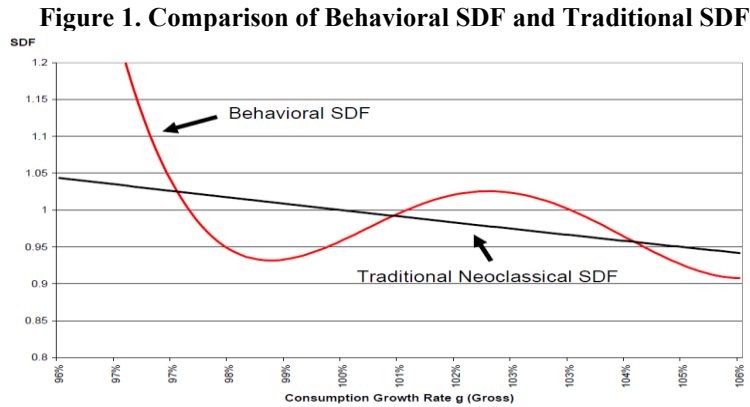
In general, the pricing patterns of capital assets can be analyzed using two approaches: Behavioral and traditional. In recent years, economists have introduced new traditional asset pricing models based on the SDF framework. However, these models often fail to align with real-world outcomes, primarily due to their reliance on rational assumptions and the lack of consideration for behavioral factors. Using Shefrin's Log-SDF theorem and incorporating sentiment into the utility function, the present study estimated the empirical SDF through moment equations and the GMM with both traditional and behavioral approaches.

Shefrin's approach involves estimating the log-SDF as the sum of fundamental components and emotions (Λ). The fundamental variables included in the SDF are total consumption growth (g), the market's relative risk aversion coefficient (γ_M) and the market's time discount factor (δ_M). The formal equation relating to the Log-SDF and market behavior is as follows:

$$\ln(m) = \ln(\delta_M) - \gamma_M \ln(g) + \Lambda$$

In the framework of the traditional classical model, market sentiment is assumed to be zero and $\ln(m)$ is equal to $\ln(\delta_M) - \gamma_M \ln(g)$ (Shefrin, 2008). In the present article, both the traditional and Shefrin's behavioral models are estimated and compared. Shefrin presents the

following figure, comparing the behavioral SDF with the traditional SDF:



Source: Shefrin (2008)

The analysis relied on the seasonal data from 2011 to 2020. The macroeconomic data included private sector consumption, money supply, exchange rates in the free market, the volume of demand deposits in banks and credit institutions, and the gold price per ounce. Initially, the capital market data sample consisted of 18 stock groups, totaling 130 shares. However, due to missing data for some stocks during the timeframe, the final sample was reduced to 63 stocks, as shown in the table below. An attempt was made to include a diverse selection of stocks, representing both high and low volatility, as well as winner and loser stocks from each group. The stock prices were obtained from the TSE website based on the daily closing prices, and the average quarterly returns were calculated for all the stocks in the sample. For the sentiment data across the 18 stock groups, the market turnover sentiment index was calculated for each group. Finally, the average sentiment index of stock market turnover and the average sentiment index of stock price fluctuations across the groups in the sample were estimated.

3. Results and Discussion

The results of the behavioral SDF model with the assumption of the market turnover sentiment index by different stock market groups are as follows:

Table 1. The Results of the Estimation of the Behavioral SDF Model of the Stock Groups in the Tehran Stock Exchange

The probability of test statistic J	The statistic J	of the The results estimation			Stock group
P-VALUE		β	γ	ϵ	
0.67	4.02	0.99	0.039	0.020	Metallic minerals
0.73	3.6	0.99	0.034	0.018	Sugar
0.41	6.04	0.99	0.055	0.011	Ceramic Tile
0.51	5.23	0.99	0.083	0.005	Rubber and plastic
0.54	4.04	0.99	0.047	0.031	Financial intermediation
0.35	5.52	0.99	0.031	0.013	Investment
0.33	5.75	0.99	0.030	0.019	Metals
0.22	5.64	0.99	0.091	0.049	Bank
0.90	1.5	0.99	0.059	0.021	Transportation
0.36	5.39	0.99	0.063	0.030	Car
0.49	4.35	0.99	0.079	0.011	Metal products
0.53	5.06	0.99	0.031	0.003	Equipment and machinery
0.37	6.49	0.99	0.021	0.003	Non-metallic minerals
0.48	5.48	0.99	0.055	0.020	Electrical devices
0.23	8.01	0.99	0.061	0.006	Oil products
0.59	4.63	0.99	0.031	0.001	Paper
0.45	5.69	0.99	0.035	0.006	Cement
0.32	6.99	0.99	0.061	0.004	Chemical products

Source: Shefrin (2008)

The general tools used in the behavioral SDF test for all groups are as follows: GSKS (-1), Gexch (-1), Gm (-1), Ghesab (-1), Ggold (-1)

The results and estimations indicated several key points. First, the time preference factor (β) is close to one in three cases, indicating that people in the society are patient and have a strong desire to save. Second, the risk tolerance coefficient (γ) in both behavioral SDF models is higher than in the traditional SDF model. This difference arises from

the inclusion of the emotion variable in the behavioral model, which aligns with the theoretical expectations that investors do not always behave rationally and are often risk-seeking. Third, the ϵ coefficient, which represents the share of sentiment in the utility function (indicating optimism and pessimism), varies between 0.04 and 0.001 for different stock market groups in the sample when the turnover sentiment index is considered. Fourth, the results showed that the risk-reward ratio of the behavioral SDF model is higher than that of the traditional SDF model in the TSE. Fifth, when considering the average quarterly returns of the stock sample as a proxy for risky assets, the risk premium compared to short-term and one-year deposits is 0.039. The behavioral SDF model, assuming the turnover sentiment index, yields a risk premium of 0.035, suggesting that the behavioral SDF model's risk-reward results are close to real-world observations. Sixth, the Hansen-Jonathan (HJ) distance criterion, used to compare the performance of non-linear models based on the GMM method, indicated that the SDF model performs better and more efficiently. Moreover, the coefficients of the model were calculated and placed into the LOG-SDF equation, and the two models were compared graphically.

4. Conclusion

According to the results, the behavioral SDF model aligns more closely with the realities of the TSE than the traditional model, with the sentiment coefficient being statistically significant. The risk tolerance factor in the behavioral model is higher than the traditional model, and in both models, individuals exhibit a high time preference and a degree of patience. When the charts of the behavioral and traditional SDF models intersect, it signifies a market where sentiment is zero, and stock prices are efficient. However, when the behavioral SDF exceeds the traditional SDF, it suggests that investors are overly optimistic, pushing prices above their true value. This scenario can lead to market overvaluation, potentially resulting in sales queues or a shift to negative sentiment after a large volume of transactions. For instance, in 2019 and early 2020, the market was inefficient, with prices falling below their intrinsic value. During this period, the behavioral SDF was lower than the traditional SDF, reflecting pessimism in the market. The two charts converged, signaling that prices were undervalued. As we approached the end of 2020, the gap between the behavioral and traditional SDF charts widened, indicating that investors became overly optimistic, thus driving prices beyond their intrinsic value. This reinforces the importance of considering emotional factors, which are absent in

traditional models, and demonstrates how the behavioral model can help in asset pricing. Similar to Barbaris (2018), the findings of the present study suggest that by incorporating transaction volume as a sentiment indicator, we can better understand market fluctuations and identify market bubbles, in line with deviations from the inherent value of shares. Furthermore, like the results of Lu et al. (2000), this research showed that the experimental SDF in the TSE is behavioral and volatile.

Keywords: Capital Asset Pricing, CCAPM Model, GMM Method, Behavioral SDF, Traditional SDF, Sentiment Index

JEL Classification: G02, G12, E13, E03, C52



احساسات به عنوان یک عامل ریسک در بازار سرمایه: تحلیلی از بورس اوراق بهادار تهران در چارچوب عامل تنزیل تصادفی (SDF)

رضا طالبلو

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

محمد مهدی باقری تودشکی *

دکتری، اقتصاد مالی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

این مقاله به بررسی تأثیر احساسات به عنوان یک عامل ریسک بحرانی در بازار سرمایه می‌پردازد که منجر به انحرافات رفتاری در قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی می‌شود. ما تخمینی از مدل قیمت‌گذاری دارایی را براساس چارچوب عامل تنزیل تصادفی (SDF) پیشنهاد می‌کنیم که هر دو رویکرد سنتی و رفتاری را دربرمی‌گیرد. با بسط مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف (CCAPM) و وارد کردن احساسات به تابع مطلوبیت از طریق معادلات اوایلر و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، بورس اوراق بهادار تهران را تحلیل می‌کنیم. برای تعیین کمیت احساسات، از شاخص گردش مالی بازار به عنوان یک شاخص قابل اعتماد استفاده می‌کنیم. مطالعه ما دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ و ۱۸ گروه بورسی شامل ۶۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را دربرمی‌گیرد. نتایج حاکی از آن است که مدل (SDF) رفتاری سازگاری و کارایی بالاتری نسبت به مدل سنتی ارائه می‌دهد که نزدیک به پویایی مشاهده شده در بورس اوراق بهادار تهران است. علاوه بر این، ضریب احساسات از نظر آماری معنادار است. از نظر ریسک، مدل رفتاری ضرایب بالاتری نسبت به مدل سنتی نشان می‌دهد. جالب توجه است که هر دو مدل نشان می‌دهند که فعالان بازار عامل ترجیح زمانی بالایی و در رفتار سرمایه‌گذاری خود صبر و حوصله نشان می‌دهند.

کلیدواژه‌ها: قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل CCAPM، روش GMM، عامل تنزیل تصادفی، مدل SDF رفتاری و سنتی (کلاسیک)، شاخص احساسات
طبقه‌بندی JEL: G02, G12, E13, E03, C52

مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رشته اقتصاد (مالی - سنجی) دانشگاه علامه طباطبائی است.

* نویسنده مسئول: Bagherimm6@gmail.com

۱. مقدمه

مدل‌های متفاوتی برای قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی مانند مدل قیمت‌گذاری اختیار بلک شولز^۱، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای^۲، مدل چند عامله فاما- فرنچ^۳ و ... وجود دارند. در مورد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سنتی بحث‌های زیادی صورت گرفته است که این مدل‌ها نمی‌توانند به صورت کامل الگوهای مربوط به بازدهی سهام را به دلیل وجود شکاف بزرگ در تئوری و عمل توضیح دهند. اساساً این مدل‌ها بر مبنای چندین فرض غیرواقعی بنا نهاده شده‌اند. این فروض عبارت‌اند از:

۱- بازارهای مالی کارا هستند.

۲- سرمایه‌گذاران عقلایی رفتار می‌کنند.

۳- سرمایه‌گذاران انتظارات همگنی دارند (Markowitz, 1959).

با این اوصاف نتایج تجربی برای مدل‌هایی که به صورت گسترده از منظر تئوریک مورد پذیرش واقع شده‌اند، خیلی امیدوارکننده نیست. برخی از محققان بحث می‌کنند که مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای یک عامله استاندارد (CAPM) در توضیح تغییرات مقطعی در بازدهی انتظاری سهام ناکافی است (Michailidis, et al., 2006; Novak & Peter, 2011; Strugnell, et al., 2011 & Ward & Muller, 2013).

شکست تجربی این مدل‌ها بیشتر به دلیل فرض سرمایه‌گذاران عقلایی و غیراحساسی است. در دنیای واقعی، سرمایه‌گذاران به دلیل تعصبات احساسی خود تصمیمات غیرعقلایی می‌گیرند. طرفداران نظریه مالی سنتی قادر نیستند سقوط‌ها و حباب‌ها را در بازارهای مالی و قیمت سهام‌ها در چارچوب مدل‌های سنتی توضیح دهند؛ بنابراین مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی کلاسیک و سنتی اغلب به منظور توضیح یا پیش‌بینی انحرافات قیمتی با شکست مواجه می‌شوند. برای مثال دوشنبه سیاه در ۱۹۸۷، سقوط حباب فن‌آوری در سال ۲۰۰۰ و بحران مالی جهانی ۲۰۰۷-۲۰۰۸ اعتبار تجربی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی استاندارد، فرضیه بازار کارا و ... را مورد تردید قرار داد. بنابراین همان‌گونه که توسط شیلر^۴ بیان شد،

1. Black-Scholes Option Pricing Formula
2. Capital Asset Pricing Model
3. Fama-French Multi-Factor Model
4. Shiller, R.J.

یکی از دلایل بزرگ نوسان قیمت سهام تصمیم‌گیری غیرعقلایی در سرمایه‌گذاری به جای تغییر در ارزش بنیادی شرکت‌ها است (Shiller, 1987).

اخیراً موضوع احساس به مرکز توجه بسیاری از تحقیقات مرتبط با قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی بدل شده است. تحقیقات نشان می‌دهد که تغییر در احساسات می‌تواند حرکات کوتاه‌مدت در قیمت دارایی‌ها و سهم‌ها را بهتر از هر عامل بنیادی دیگر توضیح دهد. برخی از مطالعات اخیر نشان داده‌اند که با استفاده از اطلاعاتی در مورد احساس سرمایه‌گذار می‌توان بازدهی سهام را پیش‌بینی کرد (Cohen & Frazzini, 2008; Lutz, 2009 & Rashid, et al., 2015). طرفداران قیمت‌گذاری دارایی رفتاری تأکید می‌کنند که قیمت دارایی، احساسات را منعکس می‌کند و به این به معنای باورهای غلط در مورد جریان نقدی آتی و ریسک‌های سرمایه‌گذاری است (Baker & Wurgler, 2007).

یکی از مهم‌ترین رویکردهای قیمت‌گذاری دارایی، الگوی قیمت‌گذاری دارایی براساس عامل تنزیل تصادفی^۱ است که در یک چارچوب کلی و ترکیبی از مباحث اقتصاد کلان، مالی و ریاضیات می‌توان اکثر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی را از آن استخراج کرد. این الگوی قیمت‌گذاری دارایی براساس یک مفهوم عامل تنزیل تصادفی ایجاد شده است (Cochrane, 2000). این مفهوم بسیار حائز اهمیت است و براساس آن عامل تنزیل تصادفی، مدل‌های قیمت‌گذاری متفاوتی از جمله مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف^۲ و مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف تعدیل شده از جمله CCAPM، HCCAPM، ICCAPM و... ایجاد شده است. به عنوان مثال اگر عامل تنزیل تصادفی به صورت یک ارتباط خطی با بازده بازار در نظر گرفته شود، می‌توان در این الگو، مدل قیمت‌گذاری دارایی^۳ را استخراج نمود؛ حال اگر عامل تنزیل تصادفی به عنوان نرخ نهایی جانشینی مصرف در نظر گرفته شود، می‌توان مدل CCAPM را استخراج کرد. شفرین با وارد کردن احساس بازار به عنوان عامل تنزیل تصادفی، توانسته است مدل SDF رفتاری را استخراج نماید. مهم‌ترین بحثی که در SDF رفتاری وجود دارد این است که با وجود

1. Stochastic Discount Factor (SDF)

2. Consumption Capital Asset Pricing Model (CCAPM)

3. CAPM

احساس، سرمایه‌گذاران دچار خطا می‌شوند و تا زمانی که در بازار احساس وجود دارد، قیمت سهم‌ها برابر با قیمت ذاتی‌شان نیست و یا قیمت‌ها فراتر از ارزش ذاتی‌شان هست و یا کمتر و این تأثیر زیادی روی قیمت‌گذاری دارایی داشته و سبب می‌شود که نمودار SDF رفتاری نوسانی باشد و دلیل آن این است که افراد سرمایه‌گذار رفتار توده‌وار یا بیش‌ازحد خوش‌بینی و بدبینی به بازار دارند (Shefrin, 2008).

هدف اصلی این مقاله، پاسخ به این پرسش است که SDF تجربی در بورس اوراق بهادر ایران سنتی یا رفتاری است، همچنان که برآوردهای تجربی از SDF در دنیا نشان می‌دهد که نوسانی است (Sahalia & Lo, 2000). همچنین شرایطی را در نتایج مدل‌های قیمت‌گذاری و استخراج نمودارها مهیا نماییم که بتوانیم حقایق مهمی را با اضافه کردن عامل حجم معاملات و احساس، در مورد نوسانات بازار دارایی و شناسایی حباب‌های بازار بدست آوریم و اینکه چه زمانی قیمت سهم‌ها فراتر یا کمتر از ارزش ذاتی‌شان هست، بدست آوریم که با کنترل احساس اقتصاد ایران کمتر دچار بحران‌های مالی همچون سقوط بورس در مرداد ۱۳۹۹ شود و اینکه کدام مدل، تبیین بهتری از رفتار سرمایه‌گذاران ارائه می‌کند.

به منظور انجام تحلیل تجربی، از معادلات اولر استخراجی، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته^۱ و داده‌های بازدهی فصلی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۹۹-۱۳۹۰ استفاده شده است.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سنتی نیازمند داشتن بازارهای سهام کارا و انتظارات همگن درخصوص کارگزاران اقتصادی است، بنابراین دقت مدل CAPM در پیش‌بینی بازدهی مورد تردید است (Berk & Van Binsbergen, 2016). به دلیل اثر احساسات، سرمایه‌گذاران نرمال همیشه در موقعیتی نیستند که از استراتژی‌های عقلایی حداکثرسازی سود پیروی کنند. کوپر و پریستلی^۲ (۲۰۱۳) به نقش عوامل رفتاری در قیمت‌گذاری دارایی‌ها اشاره می‌کنند. آنها بحث می‌کنند که عامل احساس به صورت معناداری قدرت پیش‌بینی

1. Generalized Method of Moments (GMM)

2. Cooper, I. & Priestley, R.

دارد. با این اوصاف مطابق با استاتمن^۱ (۲۰۱۴)، مدل قیمت گذاری دارایی رفتاری^۲ سه عامل ریسک را به عنوان انعکاسی از تعصبات انسانی در برمی گیرد. سرمایه گذاران در مورد سهامی که ارزش جاری (بازاری) بالایی دارند بیش از حد خوش بین و مطمئن می شوند (Finter, et al., 2012).

سرمایه گذاران اعتقادات و باورهای خود را در مورد بازدهی آتی سهام با برون یابی بازدهی های گذشته، مدل سازی می کنند (Barberis, et al., 2015). بنابراین سهامی که بیش از حد ارزش گذاری می شوند بازدهی کمتری در مقایسه با سهامی که کمتر از حد ارزش گذاری می شوند بدست می آورند (Statman, 2014). هر چه عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران بیشتر باشد، واکنش های محتاطانه در مورد اطلاعات جدید بیشتر و در نتیجه مکانیسم تعدیل قیمت دچار تأخیر می شود (Chen, et al., 2016).

بوندت و ثالر^۳ برگشت های بلندمدت را در حمایت از فرضیه واکنش بیش از حد^۴ مورد بررسی قرار دادند (Bondt & Thaler, 1985). آنها بیان کردند که سرمایه گذاران احتمالاً به رخدادهای غیرمنتظره و بد واکنش بیش از حد نشان خواهند داد. این موضوع می تواند به عنوان دلیلی از اثر حرکت^۵ در بازدهی های سهامی باشد که واکنش بیش از حد نشان می دهند (Byun, et al., 2016). سهام برنده همچنان بازدهی بیشتری نسبت به سهام بازنده دارد (Jegadeesh & Titman, 2001). استراتژی حرکت فرصتی را برای سرمایه گذار مطلع به منظور تجمع و انباشت بازدهی های اضافی با اتخاذ موقعیت خرید بر روی سهام برنده فراهم می کند. اثر حرکت به دلیل اعتماد به نفس بیش از حد افراد وجود دارد (Barberis, et al., 1998; Daniel, et al., 1998). نقدینگی بیشتر بازار یا مبادله بالاتر نشان دهنده شیوع انحرافات رفتاری سرمایه گذاران در بازار است (Chan, et al., 2000).

برخی از محققان دارای این دیدگاه هستند که احساس سرمایه گذار نه تنها وجود دیگر عوامل ریسک مانند اندازه، ارزش و حرکت را توضیح می دهد بلکه همچنین به صورت مستقیم بر بازدهی های سهام مؤثر است و یکی از تعیین کننده های اصلی در توضیح رابطه

1. Statman, M.
2. Behavioral Asset Pricing Model (BAPM)
3. Bondt, W. & Thaler, R.
4. Overreaction Hypothesis
5. Momentum Effect

ریسک - بازدهی است. استاتمن بیان کرد که سرمایه‌گذاران، سهام را به صورت سهام شرکت‌های خوب (بزرگ) و بد (کوچک) طبقه‌بندی می‌کنند (Statman, 2014). آنها از قیمت بازاری سهام بد ناامید می‌شوند و از دنبال‌روی اجتماعی پیروی می‌کنند (Statman, 2008). او هل^۱ بیان کرد که انحرافات رفتاری می‌تواند فرآیند تعدیل بازار را تغییر دهد. همچنین موج احساس می‌تواند سهام را در بازارها کم‌ارزش جلوه دهد (Uhl, 2014). بنابراین سهام‌ها لزوماً همیشه و به صورت هم‌زمان و کامل همه اطلاعات را به صورت عمومی منعکس نمی‌کنند (Shefrin, 2015). همراه با عقلانیت محدود، سرمایه‌گذاران از مشکل اعتماد به نفس بیش از حد رنج می‌برند (Zhang, 2008).

وراردو^۲ بررسی کرد که اعتقادات و باورهای ناهمگن سرمایه‌گذاران منجر به اثر حرکتی اشتباه می‌شود (Verardo, 2009). به منظور شناسایی فرصت‌های ایجاد پول، لازم است مکانیسم قیمت‌گذاری وجود داشته باشد که دربرگیرنده احساس سرمایه‌گذار است (Schaul, 2013). نوسانات در احساس می‌تواند قیمت‌گذاری را منحرف کند و اثر معکوسی بر روی بازدهی در دوره‌های بعدی برجای گذارد. رابطه بازدهی - احساس در مورد سهام‌های ریسکی و امن متفاوت است. بازدهی‌های سهام، برای سهام ریسکی احتمالاً بیشتر وابسته به شوک‌های احساسی است.

رویکرد رفتاری یکپارچه برای قیمت‌گذاری دارایی نیازمند تعریفی عمومی از احساس است که کاملاً مشخص و قابل اندازه‌گیری باشد و همچنین اثرات آن بر روی قیمت‌های بازار و صرف ریسک قابل شناسایی باشد. در زیر برخی از معیارهای اندازه‌گیری شاخص احساس آورده شده است.

فیشر و استاتمن^۳ و چاروئن راک^۴ از شاخص اعتماد مصرف‌کننده برای اندازه‌گیری شاخص احساس در کل اقتصاد استفاده کردند (Fisher & Statman, 2003; Charoenrook, 2003). همچنین در بازار سرمایه دنیس و مای هیو^۵ از نسبت اختیار فروش

1. Uhl, M.W.
2. Verardo, M.
3. Fisher, K.L. & Statman, M.
4. Charoenrook, A.
5. Dennis, P. & Mayhew, S.

به خرید،^۱ گپ،^۲ راندال و همکاران^۳ از موقعیت‌های نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بازخرید صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، لشگری^۴ از شاخص اعتماد بارون^۵ استفاده کردند (Dennis & Mayhew, 2002; Lashgari, 2000). بیکر و وارگلر (۲۰۰۶) از شاخص‌های صرف نوسانات^۶ و گردش مالی بازار^۷ استفاده کردند. به همین ترتیب بیکر و استین^۸ از نقدینگی بازار به عنوان شاخص احساس استفاده کردند (Baker & Stein, 2004). انگل و روزنبرگ^۹ به تخمین کرنل قیمت‌گذاری^{۱۰} پرداخته و یک مدل نوسانی تصادفی برای روند بازدهی S&P 500 بدست می‌آورند (Rosenberg & Engle, 2002). اندرسون و همکاران^{۱۱} به بررسی رابطه باورهای ناهمگن بر بازده پرداخته و این کار را در قالب الگوی SDF انجام داده‌اند و الگوی CCAPM را با فرض وجود احساسات تعدیل می‌کنند (Anderson, et al., 2006).

بارباریس^{۱۲} رویکردهای مالی رفتاری را برای درک قیمت‌دارایی و حجم معاملات، با تأکید ویژه بر سه نوع مدل تشریح می‌کند:

۱. مدل‌های مبتنی بر برون‌یابی^{۱۳}

۲. مدل‌های باورهای بیش از حد اعتماد به نفس^{۱۴}

۳. مدل‌های مطلوبیت سود و زیان گرفته شده از نظریه چشم‌انداز^{۱۵}.

از دید وی تحقیقات تا به امروز نشان می‌دهد که با چند فرض ساده در مورد روانشناسی سرمایه‌گذار می‌توان طیف گسترده‌ای از حقایق را در مورد قیمت‌ها و حجم‌دارایی‌ها به تصویر کشاند (Barberis, 2018).

-
1. Put/Call
 2. Gup
 3. Randall
 4. Lashgari, M.
 5. Barron
 6. Volatility Premium
 7. Market Turnover
 8. Baker, M. & Stein, J.
 9. Rosenberg, J. & Engle, R.
 10. Empirical Pricing Kernels (EPK)
 11. Anderson
 12. Barberis, N.
 13. Extrapolation
 14. Overconfident Beliefs
 15. Prospect Theory

شفرین بیان می‌کند که قیمت‌های دارایی، احساس را منعکس و تفاوت بین مالی رفتاری و سنتی را در قالب یک قضیه و الگوی SDF تشریح می‌کند (Shefrin, 2007). کیم و همکاران^۱ چندین تخمین‌زننده بزرگ نمونه را در قالب الگوی SDF برای قیمت‌گذاری دارایی‌های ریسکی پیشنهاد داده‌اند (Kim, et al., 2017). مایو و سیلوا^۲ نقش متغیرهای پولی کلان اقتصادی در مدل CCAPM تعدیل شده را بررسی کردند و از طریق تخمین معادلات اولر در قالب الگوی SDF به تخمین ضرایب نتیجه می‌گیرند که چنین مدلی اساساً خطاهای قیمت‌گذاری کمتری نسبت به CCAPM دارد (Maio & Silva, 2020).

طالبلو و شیخی (۱۳۹۶) آزمون الگوی قیمت‌گذاری دارایی CAPM و APT را برای شرکت‌های بخش شیمیایی و پتروشیمی انجام داده‌اند و همچنین طالبلو و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از آزمون GRS به اعتبارسنجی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و مدل سه عامله فاما و فرنچ پرداخته‌اند. طلاکش نایینی و همکاران (۱۴۰۱) نشان می‌دهند در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، روش عامل تنزیل تصادفی، کارایی بیشتر و پایداری کمتری نسبت به روش بتا دارد.

در ایران تا به حال تحقیقی روی موضوع SDF رفتاری انجام نشده است و فقط چند مطالعه با رویکرد مدل‌های SDF سنتی انجام شده است و از این جهت این موضوع جدید است. همچنین از آنجا که احساسات نقش بسیار مهمی را در این بازار ایفا می‌کند، می‌توان با در نظر گرفتن احساسات، تبیین بهتری از رفتار سرمایه‌گذاران، قیمت ذاتی دارایی‌ها و شناسایی دقیقی از حباب‌ها در بازار سرمایه داشت.

۳. روش و تصریح مدل

۳-۱. الگوی سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

طبق بیان کوکران^۳، هر مدل قیمت‌گذاری دارایی به صورت رابطه $P = E(Mx)$ قابل بیان است (Cochrane, 2000). در این رابطه، P نشان‌دهنده قیمت دارایی، M عامل تنزیل تصادفی^۴ و x بازدهی دارایی است. تمایز میان مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها نیز به تفاوت

1. Kim

2. Maio, P. & Silva, A.

3. Cochrane, J.

4. SDF

در عامل تنزیل تصادفی برمی گردد. حال با توجه به نوع تابع ترجیحات می توان تغییراتی در عامل تنزیل تصادفی ایجاد کرد که این تغییرات منجر به تعدیلاتی در مدل قیمت گذاری دارایی ها خواهد شد. ما در اینجا مدل CCAPM را به عنوان نماینده مدل سنتی قیمت گذاری دارایی سرمایه ای در نظر می گیریم. طبق مدل CCAPM، هرچند بازدهی انتظاری می تواند در طول زمان و بین دارایی ها تغییر کند اما بازده های تنزیلی باید همیشه برای هر دارایی یکسان و برابر یک باشد و این مطلب به صورت زیر قابل بیان است:^۱

$$1 = E_t(M_{t+1}R_{i,t+1}) \quad (1)$$

در رابطه فوق، $R_{i,t+1}$ بازده دارایی نام و M_{t+1} عامل تنزیل تصادفی است که با عنوان کرنل قیمت گذاری شناخته می شود. در این مدل، عامل تنزیل تصادفی برابر با نرخ نهایی جانشینی مصرف بین دوره ای (I) است.^۲ هر مدل قیمت گذاری دارایی یک کرنل قیمت گذاری یا عامل تنزیل تصادفی منحصر به فرد دارد و عملکرد مدل های مذکور را می توان با ایجاد معادلات ایولر مربوطه با توجه به این عامل تنزیل با هم مقایسه کرد. برای استخراج عامل تنزیل تصادفی در مدل CCAPM پایه، ابتدا تابع مطلوبیت نمایی جمع پذیر به صورت زیر تعریف می شود:

$$U(C, \eta) = \frac{C^{1-\eta}}{1-\eta}, \quad 0 < \eta < \infty \quad (2)$$

در تابع مطلوبیت فوق (رابطه ۲)، پارامتر η ، انحنای تابع مطلوبیت را اندازه گیری می کند. اگر η برابر یک باشد، تابع مطلوبیت به صورت لگاریتمی درخواهد آمد. علاوه بر این η ضریب ریسک گریزی نسبی و عکس کشش جانشینی بین دوره ای است. مصرف کننده مطلوبیت کل دوره را طبق رابطه زیر به حداکثر می رساند:

$$E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t U(C_t) \right\} \quad 0 < \delta < 1 \quad (3)$$

با توجه به تابع مطلوبیت در رابطه (۲) می توان نتیجه گرفت مصرف کننده حل مسئله زیر را پیش رو خواهد داشت:

$$Max_{C_t} E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j \left(\frac{C_{t+j}^{1-\eta}}{1-\eta} \right) \right\} \quad 0 < \delta < 1 \quad (4)$$

۱. اثبات جبری کامل این قسمت در کتاب قیمت گذاری دارایی ها نوشته کوکران (۲۰۰۰) است.

2. Intemporal Marginal Rate of Substitution (IMRS)

در رابطه (۴)، C مصرف سرانه، δ عامل تنزیل ذهنی زمان (که تفاوت مطلوبیت حاصل از مصرف در زمان‌های مختلف برای افراد را تبیین می‌کند) و E عملگر انتظارات شرطی است. در مورد عامل تنزیل ذهنی زمان می‌توان گفت که اگر δ کوچک باشد، افراد بسیار ناشکیبا هستند و افراد مصرف کنونی را به مصرف آتی ترجیح می‌دهند. مطلوبیت از نوع تابع مطلوبیت با ریسک‌گریزی نسبی ثابت^۱ در نظر گرفته شده است و طبق تعریف، برای بدست آوردن عامل تنزیل تصادفی می‌توان از رابطه زیر کمک گرفت:

$$M = \delta \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \quad (5)$$

در رابطه فوق، $U'(C_{t+1})$ مشتق تابع مطلوبیت نسبت به مصرف دوره آتی و $U'(C_t)$ مشتق تابع مطلوبیت نسبت به مصرف دوره کنونی است. با دنبال کردن فرایند بهینه‌یابی، رفتار مصرف‌کنندگان در این حالت کرنل قیمت‌گذاری به صورت زیر خواهد بود:

$$M_{t+1} = \delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\eta} \quad (6)$$

با قرار دادن کرنل قیمت‌گذاری در رابطه اوایلر (۱)، می‌توان پارامترهای مدل را تخمین زد.

۲-۳. الگوی رفتاری قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

شفرین در سال (۲۰۰۸) با چاپ کتابی تحت عنوان «قیمت‌گذاری دارایی با رویکرد رفتاری»^۲ سه پیام مهم را در بحث مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی مطرح نمود.

پیام اول: به‌طور کلی مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی بر پایه رویکرد عقلایی هستند و فرض می‌کنند که سرمایه‌گذاران دچار خطا نمی‌شوند و همه افراد انتظارات همگن دارند. در این رویکرد سرمایه‌گذار نماینده به سرمایه‌گذاری تبدیل شود که هیچ شباهتی به سرمایه‌گذاران موجود در بازار نداشته باشد که در رویکرد وی این چنین نیست.

پیام دوم: نظریه‌پردازان قیمت‌گذاری دارایی رفتاری با هدف طراحی مدل‌هایی که نتایج آنها با الگوهای تجربی همخوان و سازگار است، ویژگی‌های رفتاری را دست‌چین و انتخاب می‌کنند و این رویکرد موجب شده یک نظریه عمومی قیمت‌گذاری دارایی ایجاد نشود؛ به

1. Constant Relative Risk Aversion (CRRA)
2. Behavioral Approach to Asset Pricing

همین دلیل وی یک رویکرد عمومی نسبت به قیمت گذاری دارایی در چارچوب الگوی SDF ارائه کرد.

پیام سوم: واژه احساس در سطح سرمایه گذار فردی و یا در سطح بازار به معنای خطا است. غالباً نظریه پردازان قیمت گذاری دارایی رفتاری احساس را به عنوان یک متغیر اسکالر تعریف می کنند که خروجی مدل های آنها این می شود که احساسات بازار فقط به عنوان یک خوش بینی افراطی یا فقط به عنوان یک بدبینی افراطی تلقی شود. در مجموع احساس را باید به عنوان توزیع و یک فرآیند تصادفی تلقی کرد که این موضوع در SDF نوسانی نمود یافته است که ترکیب خوش بینی و بدبینی در فواصل زمانی مختلف است. همچنین میزان تأثیر فرآیند خطای سرمایه گذار انفرادی بر احساسات بازار به عواملی نظیر حجم معاملات سرمایه گذار بستگی دارد که یکی از پژوهشگران به نام لینتنر^۱ این موضوع را مورد تأکید قرار داده است (Lintner, 1969).

هنگامی که احساس بازار صفر است قیمت ها کارا است البته عکس این حالت نیز صادق است. درواقع، یک SDF نوسانی بیانگر مؤلفه احساس است. همچنین رفتاری بودن SDF به معنای آن است که برای تعیین قیمت ها، نیروهای روان شناختی به همراه نیروهای بنیادین به کار گرفته می شوند. احساسات درجه بیش از حد خوش بینی و بدبینی را در میان سرمایه گذاران اندازه گیری می کنند. باورهای ناهمگن الگوهای ساده را ایجاد می کنند که این الگوها در شکل تابع احساسات نمود می یابند.

شفرین این کار را در قالب یک قضیه تجزیه از طریق log-SDF انجام می دهد. قضیه این است که log-SDF مجموع اجزای بنیادی و احساسات Λ است. متغیرهای بنیادین که در SDF وارد می شوند عبارتند از رشد مصرف کل (g)، ضریب ریسک گریزی نسبی بازار (γ_M) و عامل تنزیل زمانی بازار (δ_M). به طور رسمی، معادله مربوط به Log-SDF و رفتار بازار به صورت زیر است:

$$\text{LN}(M) = \text{LN}(\delta_M) - \gamma_M \text{LN}(g) + \Lambda \quad (V)$$

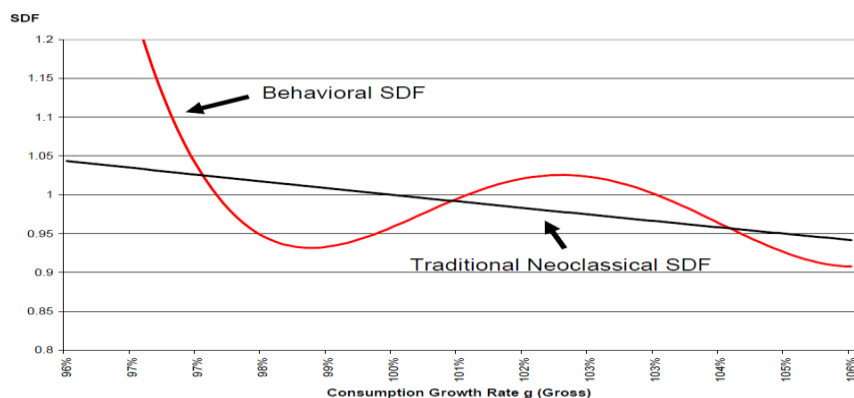
در چارچوب کلاسیک سنتی، احساسات بازار صفر است و $\text{LN}(m)$ برابر است با: $\ln(\delta_M) - \gamma_M \ln(g)$ (Shefrin, 2008).

1. Lintner

در شکل شماره (۱) تابع SDF سنتی براساس اصول بنیادی و تابع SDF رفتاری ترسیم شده است. تفاوت بین SDF سنتی و SDF رفتاری به‌طور مؤثر حالت قیمت‌گذاری نادرست بازار و احساس را منعکس می‌کند. هنگامی که SDF رفتاری با سطح SDF سنتی برخورد کند قیمت‌ها کارا و احساس برابر صفر است و اگر SDF رفتاری بالاتر از SDF سنتی باشد یعنی افراد به بازار خوش‌بین بودند و اگر پایین‌تر باشد یعنی در آن دوره افراد به بازار بدبین بودند.

با استفاده از داده‌های اختیارات، آتسالیها و لو^۱ و روزنبرگ و انگل SDF تجربی را تخمین زدند (Sahalia & Lo, 2000). در هر دو مقاله SDF تجربی شکل رفتاری مشابه نمودار (۱) را از خود به جای گذاشته است. مقاله روزنبرگ و انگل به این دلیل جالب است که یافته‌های تجربی آنها نشان می‌دهد که SDF رفتاری است^۲ و همانطور که از نمودار (۱) معلوم است، SDF رفتاری شمای تصویری از معادله (۷) است.

نمودار ۱. مقایسه SDF رفتاری و SDF سنتی



Source: Shefrin (2008)

1. Sahalia & Lo

۲. شفرین (۲۰۰۵) خوشه‌های خوش‌بینی و خوشه‌های بدبینی را در انتظارات سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌دهد. این گونه دسته‌بندی‌ها با توابع احساسات بازار و شواهد تجربی SDF هم‌خوانی دارد.

۳-۳. استخراج SDF رفتاری و سنتی (کلاسیک)

برای استخراج مدل قیمت گذاری دارایی SDF رفتاری و SDF سنتی از جمع بندی مدل های لوکاس^۱ (۱۹۷۸)، بریدن^۲ (۱۹۷۹)، شفرین^۳، وانگ^۴ (۲۰۱۳)، مایو و سیلوا... استفاده شده است که باید احساس را به تابع مطلوبیت اضافه کرد. فرض کنید که فردی دارای تابع مطلوبیت با ریسک گریزی نسبی ثابت باشد به طوری که تابع مطلوبیت وی از نوع تابع کاب داگلاس به صورت زیر تعریف شود:

$$U(C_{T+1} Se_{t+1}) = \frac{(C_t^{1-\epsilon} Se_t^\epsilon)^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (۸)$$

که C نشان دهنده مصرف، Se شاخص احساس و γ ضریب ریسک گریزی و ϵ سهم احساس در مطلوبیت (درجه خوش بینی و بدبینی) است. چنانچه ϵ را در معادله (۸) صفر در نظر بگیریم، به تابع مطلوبیت توانی استاندارد می رسیم که مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) برای تشریح معمای صرف سهام از آن استفاده کردند. ثروت مصرف کننده ترکیبی از دارایی های ریسکی و غیرریسکی هست و قید بودجه در طول زمان های مختلف به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$W_{t+1} = R_{\omega, T+1}(W_t - C_t) \quad (۹)$$

$$R_{\omega, t+1} = \sum_{i=1}^N \omega_{i,t} (R_{i,t+1} - R_{r,t+1}) + R_{r,t+1} \quad (۱۰)$$

W_{t+1} نشان دهنده کل ثروت واقعی در دوره $t+1$ ، $R_{\omega, T+1}$ بازدهی ناخالص واقعی کل ثروت، W_t وزن پرتفوی متناظر با دارایی ریسکی i ، $R_{i,t+1}$ بازده ناخالص دارایی واقعی دارایی i و $R_{r,t+1}$ نرخ بازدهی ناخالص واقعی بدون ریسک از زمان t تا $t+1$ است، از این رو، به منظور استخراج SDF، مسئله فوق را در قالب برنامه ریزی پویا به صورت زیر مطرح کرد:

$$\begin{cases} j(W_t) = \max_{C_t, Se_t, \{w_{i,t}\}_{i=1}^N} \{U(C_t, Se_t) + \delta E_t(jW_{t+1})\} \\ (9) + (10): \text{مقید} \end{cases} \quad (۱۱)$$

-
1. Lucas
 2. Breeden
 3. Shefrin. H.
 4. Wang

δ عامل تنزیل ذهنی زمانی است. شرط مرتبه اول نسبت به Se_t, C_t عبارت است از:

$$U_c(C_t, Se_t) = \delta E_t[j(W_{t+1})R_{w,t+1}] \quad (12)$$

$$U_{Se}(C_t, Se_t) = \delta E[j(W_{t+1})R_{w,t+1}] \quad (13)$$

$W_{i,t}$: عبارت است از شرط مرتبه اول نسبت به وزن پرتفوی دارایی یا

$$\delta E_t[J_W(W_{t+1})(W_t - C_t)(R_{i,t+1} - R_{r,t+1})] = 0 \quad (14)$$

با به کارگیری تئوری پوش روی معادله (۱۱) و استفاده از شرط مرتبه اول (۱۲) تا (۱۴)

می‌توان $J_W(W_t)$ را به صورت زیر نوشت:

$$J_W(W_t) = \delta E[J_W(W_{t+1})R_{w,t+1}] \quad (15)$$

$$J_W(W_t) = U_c(C_t, Se_t)$$

با به روزرسانی (۱۵) برای $t+1$ و جایگذاری نتایج در (۱۳)، معادله اولر برای بازدهی کل

به صورت زیر (۱۶) بدست می‌آید:

$$1 = E_t \left[\delta \frac{U_c(C_{t+1}, Se_{t+1})}{U_c(C_t, Se_t)} R_{w,t+1} \right] \quad (16)$$

که (۱۶) دلالت بر این دارد که SDF برابر است با:

$$M_{t+1} = \frac{U_c(C_{t+1}, Se_{t+1})}{U_c(C_t, Se_t)} \quad (17)$$

با در نظر گرفتن تابع مطلوبیت (۸) و رابطه (۱۷) به عامل تنزیل تصادفی SDF به صورت

(۱۸) می‌رسیم:

$$M_{t+1} = \delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{(1-\epsilon)(1-\gamma)-1} \left(\frac{Se_{t+1}}{Se_t} \right)^{\epsilon(1-\gamma)} \quad (18)$$

از این رو معادله گشتاوری برای بازدهی اضافی روی آموین دارایی ریسکی، به صورت زیر

خواهد بود:

$$E_t \left[\delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{(1-\epsilon)(1-\gamma)-1} \left(\frac{Se_{t+1}}{Se_t} \right)^{\epsilon(1-\gamma)} R_{i,t+1}^e \right] = 1 \quad (19)$$

اگر $\epsilon = 0$ باشد به مدل CCAPM می‌رسیم:

$$E_t \left[\delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{(-\gamma)} R_{i,t+1}^e \right] = 1 \quad (20)$$

بنابراین log-SDF رفتاری و سنتی به صورت زیر خواهد بود:

$$SDF: \ln m = \ln \delta + ((1-\epsilon)(1-\gamma)-1) \ln g + \epsilon(1-\gamma) \Lambda \quad (21)$$

$$g = \frac{C_{t+1}}{C_t} \quad \Lambda = \ln \frac{Se_{t+1}}{Se_t} \quad \text{SDF: } \ln \delta + (-\gamma) \ln g \quad (22)$$

۳-۴. متغیر جایگزین شاخص احساس (گردش مالی بازار)

در ادبیات مالی رفتاری، گردش مالی بازار به عنوان یکی از مهم‌ترین و بهترین روش‌ها برای اندازه‌گیری احساس در بازار سرمایه در نظر گرفته می‌شود (Baker & Stein, 2004; Baker, et al., 2012). بیکر و ورگلر فرض کردند که گردش مالی اختلاف نظر و عقیده را در بین سرمایه‌گذاران در زمان‌های متفاوت نشان می‌دهد. گردش مالی بالا (پایین) نشان‌دهنده مثبت (منفی) بودن رفتار سرمایه‌گذار است (Baker & Wurgler, 2007). رفتارهای خوش‌بینانه و بدبینانه سرمایه‌گذاران بر نقدینگی سهام مؤثر است. در ادبیات، نقدینگی بازاری یا حجم مبادله بالا به عنوان نمادی از ارزش بیش از حد سهام در نظر گرفته می‌شود (Baker & Stein, 2004). در بازاری با محدودیت فروش استقراضی، سرمایه‌گذاران جزئی و خرد تنها در صورتی حاضر به مشارکت در بازار هستند که نسبت به آینده خوشبین باشند. در نتیجه حجم مبادله افزایش می‌یابد. (Fintner, et al., 2012). گردش مالی می‌تواند به عنوان معیاری از غیرعقلایی بودن نیز در نظر گرفته شود. نقدینگی بالاتر واکنش بیش از حد سرمایه‌گذاران و در نتیجه ارزش گذاری بیش از حد را نشان می‌دهد (Baker & Wurgler, 2006). بیکر و همکاران از گردش مالی به عنوان یک متغیر جایگزین احساس استفاده کردند و با گرفتن لگاریتم طبیعی نسبت حجم به سرمایه، آن را کمی کردند (رابطه (۲۳)) (Baker et al., 2012).

$$TURN_{jt} = \ln \left[\frac{\sum_i^N Vol_{ijt}}{\sum_i^N Cap_{ijt}} \right] \quad (23)$$

در رابطه (۲۳)، Vol نشان‌دهنده حجم و Cap سرمایه است. همچنین i معرف تعداد بنگاه‌ها در صنعت jام و t نشان‌دهنده تعداد دوره‌ها است. Vol تعداد برگه‌های سهمی است که در بازار اوراق بهادار در طول یک دوره زمانی مشخص مبادله می‌شود. حجم مبادله بالا شاخصی از واکنش بیش از حد مبادله‌کنندگان است. هونگ و استین^۱ نشان دادند که حجم بالا به

1. Hong, H. & Stein, J.

عنوان یک علامت از وجود انحراف و تورش و در نتیجه احساس حکایت دارد که در تصمیمات سرمایه‌گذار به منظور مبادله مؤثر است (Hong & Stein, 2007). به طور کلی به دلایل زیر از این روش شاخص احساس گردش مالی برای اندازه‌گیری شاخص احساس استفاده شده است (طالب‌لو و همکاران، ۱۴۰۱):

۱- این روش تا حدودی جمع‌بندی تمامی روش‌های غیرمستقیم است. هر چقدر در بازار حجم معاملات افزایش یابد درجه خوش‌بینی بیشتر می‌شود و برعکس، هر چقدر اختلاف ارزش بازاری نسبت به ارزش دفتری و ذاتی افزایش یابد، افراد بیش از حد به بازار خوش‌بین هستند و برعکس.

۲- این روش به لحاظ نظری و علمی از اعتبار لازم برخوردار است که از مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به مقالات بیکر و استین (۲۰۰۴)، بیکر و روگلر (۲۰۰۶)، هانگ و استین (۲۰۰۷)، بیکر و روگلر (۲۰۰۷)، فینتر و همکاران^۱ (۲۰۱۲)، شفرین (۲۰۱۴) و... اشاره کرد.

۳- امکان تخمین این روش برای همه سهم‌ها و گروه‌های بازار وجود دارد.

۴. یافته‌ها

۴-۱. داده‌های پژوهش و بررسی مانایی متغیرها

بورس اوراق بهادار تهران بعد از بازگشایی در سال ۱۳۶۸ در دوره فعالیت خود دچار فراز و فرودهایی بوده است که نوسانات عموماً ذات بازار تلقی شده و نشان‌دهنده اتفاقات رخ داده در بازار است. اما گاهی در بازار واکنش‌های شدید خارج از انتظار بروز می‌دهد. شاید بتوان سقوط بازار سهام در سال‌های ۱۳۷۵، ۱۳۸۳، ۱۳۸۷، ۱۳۹۳ و ۱۳۹۹ را از این موارد نام برد. در این سال‌ها، قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران، بارها دچار حباب شده است. بخشی از حباب قیمت بورس اوراق بهادار تهران، ناشی از شوک‌های احساسی^۲ و رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران است. بنابراین اندازه‌گیری دقیق و بررسی میزان تأثیر احساسات به عنوان یک عامل ریسک بر روی قیمت سهام در بازار سرمایه از اهمیت خاصی در حرکت کلی بازار سرمایه برخوردار است.

1. Finter, P., et al.
2. Sentiment Shock

در این پژوهش باهدف کمی‌سازی علمی تأثیر احساسات بر قیمت سهام و تخمین معادلات اوایلر مربوطه، از داده‌های فصلی مربوط به دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ استفاده شده که از سایت بانک مرکزی و بورس اوراق بهادار تهران گرفته شده است. داده‌های کلان شامل هزینه مصرف بخش خصوصی، حجم پول، نرخ ارز بازار آزاد، حجم سپرده‌های دیداری نزد بانک‌ها و مؤسسات اعتباری و قیمت انس طلا است.

جدول ۱. گروه‌ها و نمادهای بورسی مورد استفاده در تحقیق

نماد سهام‌ها		گروه‌های بورسی
سهام با حساسیت بالا	سهام با حساسیت پایین	
قنات	قزوین، قصفهان	قند و شکر
کترام، کپارس	کلوند	کاشی و سرامیک
پتایر	پکرمان	لاستیک و پلاستیک
تکشا، تکمبا	تایرا	ماشین‌آلات و تجهیزات
بکاب، بکام	بترانس	دستگاه‌های برقی
شلعاب، شسینا، شیران	شیراز، شفن، زاگرس	محصولات شیمیایی
چکارن	چکاو	کاغذ
کخاک، کسرا، کرازی	کهمدا، کسپا	کانی‌های غیرفلزی
ولیز	ولسپا	واسطه‌گری‌های مالی
وبیمه	وسپه	سرمایه‌گذاری
سدور، سصفها	سهگمت، سپاها	سیمان
شپنا، شبریز	ونفت	فراورده‌های نفتی
وتوکا، فاسمین، فسرب	فولاد، فملی	فلزات
کاما، کبافق	ومعادن، کچاد، کگل	کانی‌های فلزی
دی، ونجارت	وبملت، وپست، وبصادر	بانک
حکشتی	حتاید	حمل‌ونقل
خودرو، خسپا، خپارس	خکار، خمهر، خشرق	خودرو
فاراکی	فاما	محصولات فلزی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در این نمونه داده‌های بورسی ابتدا ۱۸ گروه بورسی شامل ۱۳۰ سهم بود که در نهایت با توجه به نبود همه داده‌ها در دوره زمانی مورد نظر (به عنوان مثال شرکتی در سال ۱۳۹۵

عرضه شده است)، به ۱۸ گروه بورسی شامل ۶۳ نماد مختلف بورسی در قالب جدول زیر تبدیل شد. در این نمونه سعی شده است که از هر گروه بورسی نمادهای مختلفی با حساسیت (نوسان) بالا و حساسیت (نوسان) پایین و سهام برنده و سهام بازنده انتخاب شود. قیمت سهام به صورت روزانه و براساس قیمت پایانی آن روز از سایت بورس دریافت شده است و میانگین بازده فصلی برای تمامی نمادهای نمونه مورد نظر محاسبه شده است و در نهایت دو داده میانگین بازده فصلی شاخص کل بورس و میانگین بازده فصلی نمادهای بورسی این نمونه در نظر گرفته شده است.

جدول ۲. نتایج بررسی مانایی متغیرهای تحقیق

علامت	نام متغیر	وضعیت	آماره ADF	prob
Gcon	نسبت مصرف دو دوره متوالی	با عرض از مبدأ و روند	-۳/۵	۰/۰۰۰۰
Gexch	نسبت نرخ ارز دو دوره متوالی	با عرض از مبدأ و روند	-۹/۶	۰/۰۰۱۹
Ggold	نسبت انس طلا دو دوره متوالی	با عرض از مبدأ و روند	-۶/۳	۰/۰۰۰۰
Ghesab	نسبت حجم سپرده‌های دیداری نزد بانک‌ها و مؤسسات دو دوره متوالی	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۱۴	۰/۰۰۰۰
Gm	نسبت حجم پول دو دوره متوالی	با عرض از مبدأ و روند	-۱۵/۵	۰/۰۰۰۰
Gtnt	نسبت میانگین شاخص احساس گردش مالی بازار کل گروه‌های بورسی نمونه دو دوره متوالی	با عرض از مبدأ و روند	-۵/۲	۰/۰۳۰۸
Gvpt	نسبت میانگین شاخص احساس صرف نوسانات کل گروه‌های بورسی نمونه دو دوره متوالی	با عرض از مبدأ و روند	-۸/۲	۰/۰۰۰۰
Gsks	میانگین بازده فصلی شاخص کل بازار	با عرض از مبدأ و روند	-۷/۵	۰/۰۰۰۰
Grks	میانگین بازده فصلی کل سهام‌های نمونه	با عرض از مبدأ و روند	-۹/۸	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مقادیر بحرانی جدول در سطح ۰/۰۱، ۰/۰۵ و ۰/۱ به ترتیب عبارتند از -۴/۳، -۳/۵ و -۳/۲.

در مورد داده احساس برای ۱۸ گروه بورسی، شاخص احساس گردش مالی بازار برای تک تک گروه‌ها محاسبه شده است و در نهایت میانگین شاخص احساس گردش مالی بازار

گروه‌های بورسی نمونه و میانگین شاخص احساس صرف نوسانات گروه‌های بورسی نمونه به عنوان متغیر در تخمین استفاده شده است.

از آنجا که در این مقاله از روش گشتاورهای تعمیم یافته برای برآورد پارامترهای معادلات اولر استفاده می‌شود لازم است که مانایی متغیرهای مورد استفاده مورد بررسی قرار گیرد. از این رو نتایج بررسی مانایی متغیرها با استفاده از معیار دیکی-فولر تعمیم یافته در جدول زیر ارائه شده است.

همان‌طور که نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد کلیه متغیرهای پژوهش در سطح معنادار ۵ درصد مانا هستند به طوری که آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته مانایی متغیرها را تأیید می‌کند.

۴-۲. برآورد ضرایب مدل با روش GMM

در این قسمت با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته به برآورد پارامترهای معادله (۱۹) و (۲۰) پرداخته می‌شود. برای تخمین پارامترهای مدل، یک روش پذیرفته شده در ادبیات مصرف این است که از معادلات اوایلر لگاریتمی - خطی^۱ مصرف استفاده شده و پارامترها با استفاده از روش حداکثر راستنمایی (ML) برآورد شود. معمولاً دو مشکل در رابطه با استفاده از این روش وجود دارد. یکی از مشکلاتی که این روش دارد این است که فرایند تصادفی مربوط به متغیرها که اصطلاحاً به آن توزیع شرطی متغیرهای استفاده شده در مدل نیز می‌گویند، بایستی مشخص باشد که معمولاً برای آن توزیع نرمال لگاریتمی^۲ در نظر می‌گیرند. چنانچه این توزیع شرطی به درستی تصریح نشده باشد، پارامترهای تخمینی ممکن است ناسازگار و تورش دار باشند. دومین مسئله در مورد استفاده از این روش این است که در اغلب موارد لازم است که از یک تکنیک بهینه‌سازی مقید استفاده شود به طوری که تخمین راستنمایی احتیاج به انتگرال گیری عددی داشته باشد که محاسبه آن ممکن است کار مشکلی باشد. برای اجتناب از این مشکلات، هانسن (۱۹۸۲) نسخه‌ای از تکنیک تخمینی گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) ارائه داد که بتوان پارامترهای مدل را بدون هرگونه فرضی در مورد توزیع متغیرها برآورد کرد. یافته این روش برای تخمین مدل‌های قیمت گذاری سپس توسط هانسن و سینگلتون^۳ (۱۹۸۲) مورد استفاده قرار گرفت. از آنجا که در روش

1. Log-Linearized

2. Lognormal

3. Hansen & Singleton

مذکور، از متغیرهای ابزاری استفاده می‌شود لذا این امر باعث می‌شود از ایجاد همبستگی بین متغیرها و جزء اخلاص مدل جلوگیری به عمل آید و در نهایت اینکه این روش اجازه می‌دهد که خود همبستگی سریالی در اجزای اخلاص وجود داشته باشد. این موضوع برای پژوهش حاضر بسیار حائز اهمیت است زیرا اغلب سری‌های زمانی دارای خودهمبستگی قوی هستند.

جدول ۳. نتایج تخمین مدل SDF سستی گروه‌های بورسی بازار بورس اوراق بهادار تهران

گروه بورسی	نتایج تخمین β γ	آماره آزمون J	احتمال آماره آزمون J P-Value
کانی‌های فلزی	۰/۹۹ ۰/۰۲۳	۷/۱۰	۰/۱۳
قند و شکر	۰/۹۹ ۰/۰۳۹	۳/۳۶	۰/۴۹
کاشی و سرامیک	۰/۹۹ ۰/۰۷۴	۴/۸۹	۰/۲۹
لاستیک و پلاستیک	۰/۹۹ ۰/۰۹۵	۱/۴۰	۰/۸۴
واسطه‌گری‌های مالی	۰/۹۹ ۰/۰۵۳	۷/۳۲	۰/۱۱
سرمایه‌گذاری	۰/۹۹ ۰/۰۲۹	۷/۲۲	۰/۱۲
فلزات	۰/۹۹ ۰/۰۴۵	۸/۸۷	۰/۰۹۶
بانک	۰/۹۹ ۰/۰۲۷	۹/۶۹	۰/۰۵۳
حمل و نقل	۰/۹۹ ۰/۰۴۲	۳/۸۸	۰/۴۲
خودرو	۰/۹۹ ۰/۰۲۷	۷/۷۷	۰/۰۵۸
محصولات فلزی	۰/۹۹ ۰/۰۵۴	۸/۰۴	۰/۰۸۹
ماشین‌آلات و تجهیزات	۰/۹۹ ۰/۰۵۳	۷/۹۵	۰/۰۹۵
کانی‌های غیرفلزی	۰/۹۹ ۰/۰۵۷	۷/۳۷	۰/۱۱۷
دستگاه‌های برقی	۰/۹۹ ۰/۰۴۶	۸/۰۰	۰/۰۹
فراورده‌های نفتی	۰/۹۹ ۰/۰۲۳	۱۰/۵۲	۰/۰۳۲
کاغذ	۰/۹۹ ۰/۰۳۷	۴/۴۳	۰/۳۵
سیمان	۰/۹۹ ۰/۰۴۳	۵/۴۹	۰/۲۴
محصولات شیمیایی	۰/۹۹ ۰/۰۴۸	۶/۹۸	۰/۱۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در این قسمت ابتدا به تخمین ضرایب مدل SDF سنتی و سپس تخمین ضرایب مدل SDF رفتاری گروه‌های مختلف بورسی خواهیم پرداخت. برای تخمین ضرایب مدل SDF سنتی به روش GMM، نیاز به میانگین بازده فصلی هر گروه و نسبت مصرف دو دوره متوالی است، که نتایج آن در جدول ۳ آورده شده است.

ابزارهای مورد استفاده در آزمون SDF سنتی برای تمام گروه‌ها:

Gsks(-1), Gexch(-1), Gm(-1), Ghesab(-1), Ggold(-1)

مقادیر مربوط به آزمون t در سطح ۵ درصد برای همه ضرایب معنادار و ابزارهای مورد استفاده براساس آماره آزمون z از اعتبار لازم برخوردار است. نرخ ترجیح زمانی (r) هرچه به صفر نزدیکتر شود حاکی از مصرف کمتر منابع در حال حاضر و شکلیا بودن افراد جامعه به نفع آیندگان است و از آنجا که نرخ ترجیح زمانی با ضریب یا عامل ترجیح زمانی رابطه عکس دارد، بنابراین ضریب یا عامل ترجیح زمانی $0 < \beta < 1$ است که هر چقدر به یک نزدیکتر باشد حاکی از شکلیا بودن افراد جامعه است. ضریب یا عامل ترجیح زمانی مدل SDF سنتی، برای همه گروه‌های مختلف بورسی نمونه مقدار $0/99$ بدست آمده است که تقریباً نزدیک به هم و نشان‌دهنده شکلیا بودن افراد است. ضریب ریسک‌پذیری γ برای همه گروه‌های مختلف بورسی نمونه در این قسمت بین عدد $0/01$ تا $0/09$ است که می‌تواند تأییدی بر بحث معمای صرف سهام باشد.

از آنجا که نتایج مدل SDF رفتاری با فرض شاخص احساس گردش مالی بازار بهتر و کاراتر بود، به تخمین ضرایب مدل SDF رفتاری با فرض شاخص احساس گردش مالی بازار به تفکیک گروه‌های مختلف بورسی می‌پردازیم و از شاخص احساس صرف نوسانات هر گروه به عنوان ابزار در تخمین آن گروه به روش GMM استفاده شده است. جدول زیر نتایج تخمین مدل SDF رفتاری (با فرض شاخص احساس گردش مالی بازار)، به تفکیک گروه‌های مختلف بورسی است که برای تخمین آن نیاز به میانگین بازده فصلی هر گروه، نسبت شاخص احساس گردش مالی دو دوره متوالی هر گروه و نسبت مصرف دو دوره متوالی است.

جدول ۴. نتایج تخمین مدل SDF رفتاری گروه‌های بورسی بازار بورس اوراق بهادار تهران

احتمال آماره آزمون J	آماره آزمون J	نتایج تخمین			گروه بورسی
		ϵ	γ	β	
۰/۶۷	۴/۰۲	۰/۰۲۰	۰/۰۳۹	۰/۹۹	کانی‌های فلزی
۰/۷۳	۳/۶	۰/۰۱۸	۰/۰۳۴	۰/۹۹	قند و شکر
۰/۴۱	۶/۰۴	۰/۰۱۱	۰/۰۵۵	۰/۹۹	کاشی و سرامیک
۰/۵۱	۵/۲۳	۰/۰۰۵	۰/۰۸۳	۰/۹۹	لاستیک و پلاستیک
۰/۵۴	۴/۰۴	۰/۰۳۱	۰/۰۴۷	۰/۹۹	واسطه‌گری‌های مالی
۰/۳۵	۵/۵۲	۰/۰۱۳	۰/۰۳۱	۰/۹۹	سرمایه‌گذاری
۰/۳۳	۵/۷۵	۰/۰۱۹	۰/۰۳۰	۰/۹۹	فلزات
۰/۲۲	۵/۶۴	۰/۰۴۹	۰/۰۹۱	۰/۹۹	بانک
۰/۹۰	۱/۵	۰/۰۲۱	۰/۰۵۹	۰/۹۹	حمل و نقل
۰/۳۶	۵/۳۹	۰/۰۳۰	۰/۰۶۳	۰/۹۹	خودرو
۰/۴۹	۴/۳۵	۰/۰۱۱	۰/۰۷۹	۰/۹۹	محصولات فلزی
۰/۵۳	۵/۰۶	۰/۰۰۳	۰/۰۳۱	۰/۹۹	ماشین‌آلات و تجهیزات
۰/۳۷	۶/۴۹	۰/۰۰۳	۰/۰۲۱	۰/۹۹	کانی‌های غیرفلزی
۰/۴۸	۵/۴۸	۰/۰۲۰	۰/۰۵۵	۰/۹۹	دستگاه‌های برقی
۰/۲۳	۸/۰۱	۰/۰۰۶	۰/۰۱۶	۰/۹۹	فراورده‌های نفتی
۰/۵۹	۴/۶۳	۰/۰۰۱	۰/۰۳۱	۰/۹۹	کاغذ
۰/۴۵	۵/۶۹	۰/۰۰۶	۰/۰۳۵	۰/۹۹	سیمان
۰/۳۲	۶/۹۹	۰/۰۰۴	۰/۰۱۶	۰/۹۹	محصولات شیمیایی

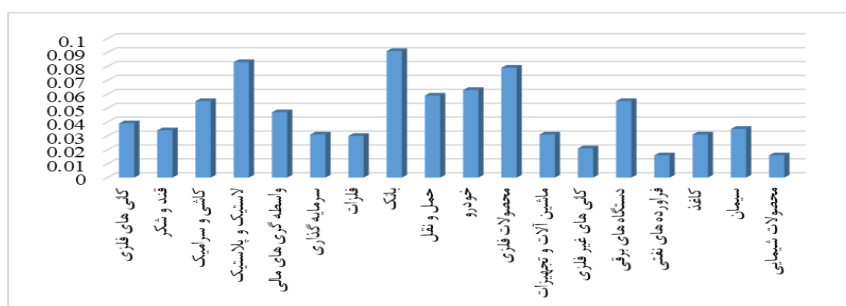
مأخذ: یافته‌های پژوهش

ابزارهای عمومی مورد استفاده در آزمون SDF رفتاری برای تمام گروه‌ها: GSks (-1), Gexch (-1), Gm (-1), Ghesab (-1), Ggold (-1)

ابزار خصوصی استفاده شده برای هر گروه بورسی، میانگین بازده فصلی آن گروه با وقفه دو، نسبت شاخص احساس گردش مالی دو دوره متوالی آن گروه با وقفه یک و نسبت شاخص احساس صرف نوسانات دو دوره متوالی آن گروه با وقفه یک است.

مقادیر مربوط به آزمون t در سطح ۵ درصد برای همه ضرایب به غیر از چند مورد معنادار و ابزارهای مورد استفاده براساس آماره آزمون Z از اعتبار لازم برخوردار است. ضریب یا عامل ترجیح زمانی $0 < \beta < 1$ است که هر چقدر به یک نزدیکتر باشد، حاکی از شکلی بودن افراد جامعه است. ضریب یا عامل ترجیح زمانی مدل SDF رفتاری (با فرض در نظر گرفتن شاخص احساس گردش مالی)، برای همه گروه‌های مختلف بورسی نمونه مقدار ۰/۹۹ بدست آمده که تقریباً نزدیک به هم و نشان‌دهنده شکلی بودن افراد است. ضریب ریسک‌پذیری γ برای همه گروه‌های مختلف بورسی نمونه در این قسمت بین عدد ۰/۰۱ تا ۰/۰۹ است که نسبت به مدل SDF سنتی نسبت به هر گروه یک مقدار جزئی بیشتر است. ضریب E ، سهم احساس در تابع مطلوبیت (درجه خوش‌بینی و بدبینی) را نشان می‌دهد که در مدل SDF رفتاری (با فرض در نظر گرفتن شاخص احساس گردش مالی) برای گروه‌های مختلف بورسی نمونه بین ۰/۰۴ و ۰/۰۰۱ بدست آمده است.

شکل ۲. مقایسه ضریب ریسک‌پذیری گروه‌های بورسی بازار بورس اوراق بهادار تهران در مدل SDF رفتاری

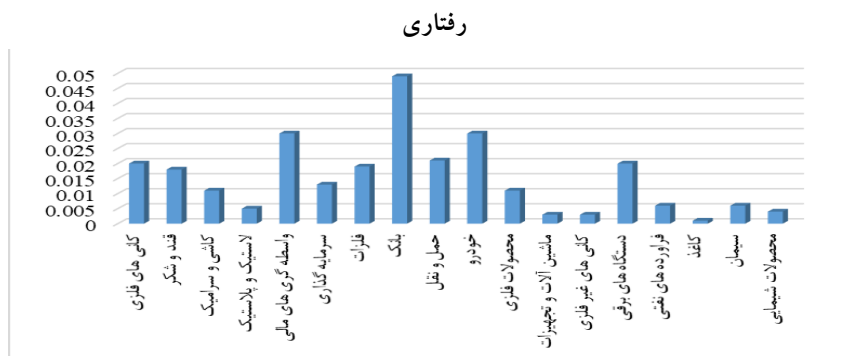


مأخذ: یافته‌های پژوهش

در شکل ۲ به مقایسه ضریب ریسک‌پذیری گروه‌های بورسی بازار بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده که نتایج حاکی از آن است که گروه بانک، لاستیک، محصولات فلزی

و خودرو بیشترین ضریب ریسک‌پذیری و گروه فرآورده‌های نفتی، محصولات شیمیایی، کانی‌های غیرفلزی و کاغذ کمترین ضریب ریسک‌پذیری را به خود اختصاص داده‌اند. در شکل ۳ به مقایسه ضریب احساس گروه‌های بورسی بازار بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده که نتایج حاکی از آن است که گروه بانک، خودرو و واسطه‌گری‌های مالی بیشترین ضریب احساس و گروه کاغذ، کانی‌های غیرفلزی و ماشین‌آلات کمترین ضریب احساس را به خود اختصاص داده‌اند.

شکل ۳. مقایسه ضریب احساس گروه‌های بورسی بازار بورس اوراق بهادار تهران در مدل SDF

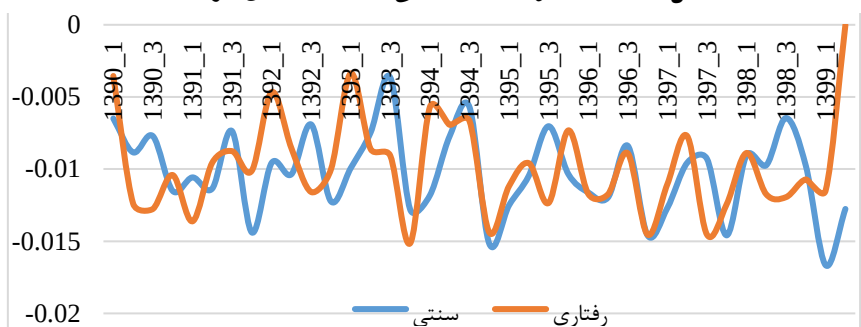


مأخذ: یافته‌های پژوهش

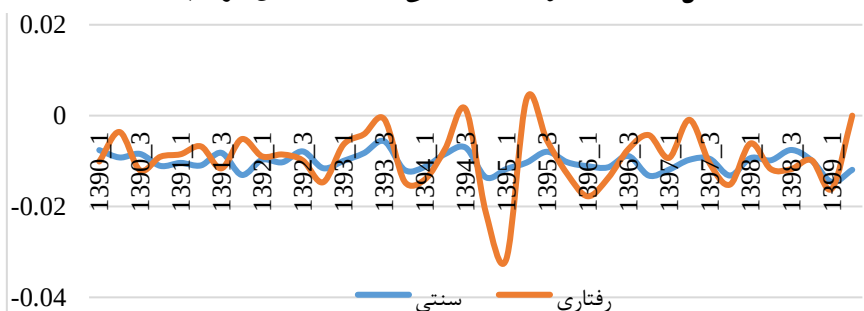
۳-۴. رسم SDF رفتاری و سنتی

پس از استخراج پارامترهای معادله (۱۹) و (۲۰) در قالب جدول (۳) که ضرائب مدل SDF سنتی و SDF رفتاری کل بدست آمده است، آنها را می‌توان در معادله (۲۱) و (۲۲) قرار داد و با استفاده از نسبت مصرف دو دوره متوالی و نسبت شاخص احساس گردش مالی دو دوره متوالی آن گروه بورسی، نمودار SDF سنتی و SDF رفتاری آن گروه خاص را در راستای مدل شفرین رسم کرد که در قسمت زیر برای نمونه برای چند گروه بورسی بازار بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است.

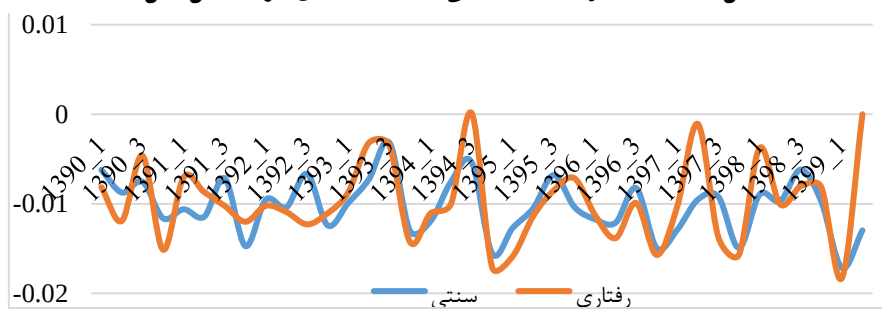
شکل ۴. مقایسه نمودار SDF سنتی و SDF رفتاری گروه قند



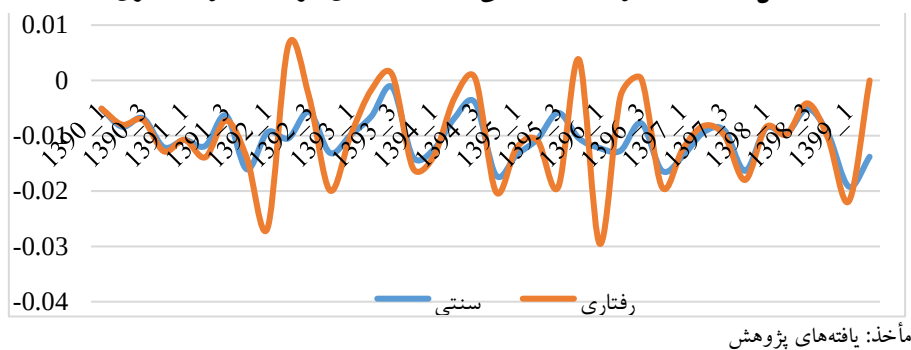
شکل ۵. مقایسه نمودار SDF سنتی و SDF رفتاری گروه بانک



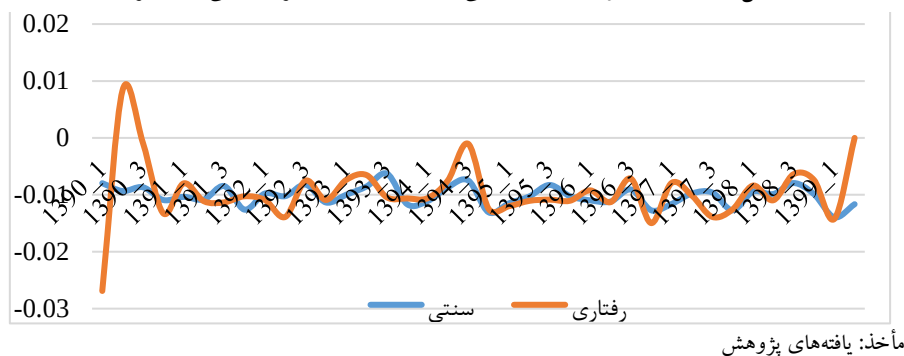
شکل ۶. مقایسه نمودار SDF سنتی و SDF رفتاری گروه حمل و نقل



شکل ۷. مقایسه نمودار SDF سنتی و SDF رفتاری گروه محصولات فلزی



شکل ۸. مقایسه نمودار SDF سنتی و SDF رفتاری گروه کانی‌های فلزی



همان‌طور که ملاحظه می‌کنید همه نمودارهای SDF رفتاری با فرض در نظر گرفتن میانگین شاخص احساس گردش مالی بازار گروه‌های مختلف بورسی، نسبت به SDF سنتی نوسانی‌تر است. همچنین در همه آنها در سال ۹۸ و ابتدای سال ۹۹ بازار ناکارا و قیمت‌های بازاری کمتر از ارزش ذاتی‌شان بود و نمودار SDF رفتاری آن گروه بورسی پایین‌تر از SDF سنتی آن قرار داشت و افراد به بازار بدبین بوده‌اند و در ادامه این دو نمودار با یکدیگر برخورد کرده‌اند که در این نقطه می‌توان بیان کرد قیمت‌ها کارا بوده است. هر چقدر به پایان سال ۹۹ نزدیکتر شدیم دو نمودار SDF رفتاری و سنتی با فرض شاخص احساس گردش مالی بازار از یکدیگر دورتر شده‌اند و افراد به بازار بیش از حد خوش‌بین شده‌اند و قیمت‌ها فراتر از ارزش ذاتی‌شان قیمت‌گذاری شده‌اند. بنابراین با توجه به اینکه در مدل‌های سنتی و تحلیل بنیادی نقش احساس در نظر گرفته نمی‌شود، این الگوی قیمت‌گذاری رفتاری می‌تواند در

قیمت گذاری دارایی، انتخاب سهام، ورود به موقع به آن سهم یا گروه بورسی و پیش‌بینی قیمت سهام از وضعیت حبابی بودن بازار به ما کمک کند.

۴-۴. بررسی پاداش ریسک مدل SDF سنتی و SDF رفتاری

برای محاسبه پاداش ریسک با توجه به مشاهدات واقعی در اقتصاد ایران طی سال‌های ۹۹-۱۳۹۰، می‌توان از جدول زیر استفاده کرد:

جدول ۵. نتایج حاصل از پاداش ریسک‌های مدل‌های مختلف

نام متغیر	علامت اختصاری	مقدار
میانگین بازده فصلی نرخ سود کوتاه‌مدت	R_f^1	۰/۰۲۲۳۶۸
میانگین بازده فصلی نرخ سود یکساله	R_f^2	۰/۰۴۶۰۵۳
میانگین بازده فصلی نمونه سهام	$E(R_e^1)$	۰/۰۶۲۲
میانگین بازده فصلی شاخص کل سهام	$E(R_e^2)$	۰/۱
میانگین پاداش ریسک ۱۱	$E(R_e^1) - R_f^1$	۰/۰۳۹۸۳۲
میانگین پاداش ریسک ۱۲	$E(R_e^1) - R_f^2$	۰/۰۱۶۱۴۷
میانگین پاداش ریسک ۲۱	$E(R_e^2) - R_f^1$	۰/۰۷۷۶۳۲
میانگین پاداش ریسک ۲۲	$E(R_e^2) - R_f^2$	۰/۰۵۳۹۴۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس مطالعات مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) می‌توان پاداش ریسک را با استفاده از پارامترهای β و γ استخراج شده از مدل‌های قیمت گذاری و با استفاده از روابط میانگین نرخ بازده بدون ریسک و میانگین نرخ بازده سهام، به صورت زیر بدست آورد:

$$\ln R_f = -\ln \beta + \gamma \mu_x - \frac{1}{2} \gamma^2 \sigma_x^2 \quad (24)$$

$$\ln E\{R_e\} = \ln R_f + \gamma \sigma_x^2 \quad (25)$$

که در رابطه فوق، R_e نرخ بازده سهام، $E\{R_e\}$ میانگین نرخ بازده سهام، R_f میانگین نرخ بازده بدون ریسک، β نرخ ترجیح زمانی، γ ضریب ریسک‌پذیری، μ_x میانگین نسبت مصرف دو دوره متوالی، σ_x انحراف معیار نسبت مصرف دو دوره متوالی و $\ln E\{R_e\} - \ln R_f$ پاداش ریسک مدل است.

در جدول زیر اطلاعات لازم برای محاسبه پاداش ریسک مدل SDF سنتی، SDF رفتاری (با فرض در نظر گرفتن شاخص احساس گردش مالی) آورده شده است.

جدول ۶. نتایج حاصل از تخمین مدل‌ها و آماره‌های توصیفی داده‌ها

۰/۹۹۹	μ_x میانگین نسبت مصرف دو دوره متوالی
۰/۰۷۴	μ_x میانگین نسبت مصرف دو دوره متوالی
۰/۸۹	β مدل SDF سنتی
۰/۸۴	β مدل SDF رفتاری (گردش مالی)
۰/۸۷	β مدل SDF رفتاری (صرف نوسانات)
۲/۲۲	γ مدل SDF سنتی
۶/۴۳	γ مدل SDF رفتاری (گردش مالی)
۲/۸۷	γ مدل SDF رفتاری (صرف نوسانات)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بعد از جایگذاری اعداد جدول فوق در رابطه (۲۴) و (۲۵)، مقدار پاداش ریسک مدل SDF سنتی، SDF رفتاری (با فرض در نظر گرفتن شاخص احساس گردش مالی) و SDF رفتاری (با فرض در نظر گرفتن شاخص احساس صرف نوسانات) در جدول زیر محاسبه شده است.

جدول ۷. نتایج حاصل از صرف سهام‌های مدل‌های مختلف

مدل	SDF سنتی	SDF رفتاری (صرف نوسانات)	SDF رفتاری (گردش مالی)
پاداش ریسک	۰/۰۱۲	۰/۰۱۵۴	۰/۰۳۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بنابراین پاداش ریسک مدل SDF سنتی ۱/۲ درصد، SDF رفتاری (با فرض در نظر گرفتن میانگین شاخص احساس گردش مالی) ۳/۵ درصد و SDF رفتاری (با فرض در نظر گرفتن میانگین شاخص احساس صرف نوسانات) ۱/۵۴ درصد است.

نتایج حاکی از آن است که پاداش ریسک الگوی SDF رفتاری نسبت به الگوی SDF سنتی در بورس اوراق بهادار تهران بیشتر است و مدل SDF رفتاری (با فرض در نظر گرفتن میانگین شاخص احساس گردش مالی) به نتایج پاداش ریسک (با استفاده از میانگین بازده فصلی نمونه سهام) براساس مشاهدات واقعی نزدیکتر است و همچنین با توجه به اختلاف

پاداش ریسک این سه مدل با پاداش ریسک براساس مشاهدات واقعی، می توان نتیجه گرفت این معما صرف سهام در ایران نیز وجود دارد.

۴-۵. مقایسه مدل SDF سنتی و SDF رفتاری با استفاده از معیار HJ

از آنجا که نتایج روش GMM، حاکی از معنادار بودن ضرایب مدل بود اما این روش نمی تواند تشخیص دهد که کدام مدل بهتر است. به منظور مقایسه این دو الگو با استفاده از معیار هنسن - جانانان به انتخاب مدل مناسب می پردازیم و اگر مدل مذکور، صحیح باشد معیار HJ برابر صفر بوده و خطای قیمت گذاری وجود ندارد. در جدول زیر می توان عملکرد و کارایی مدل ها را با معیار تابع فاصله HJ مشاهده کرد.

جدول ۸. نتایج مقایسه کارایی مدل ها با استفاده از معیار HJ

مدل	SDF سنتی	SDF رفتاری
رتبه مدل از نظر کارایی	۲	۱

مأخذ: یافته های پژوهش

۴-۶. بحث و نتیجه گیری

به طور کلی الگوهای قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای را می توان با دو رویکرد رفتاری و سنتی مورد بررسی قرار داد که هدف این مقاله بررسی رویکرد رفتاری الگوی قیمت گذاری دارایی مبتنی بر عامل تنزیل تصادفی (SDF) است.

در سال های اخیر اقتصاددانان مدل های سنتی قیمت گذاری دارایی متفاوتی با رویکرد الگوی (SDF) معرفی کرده اند اما نتایج آنها خیلی با واقعیت سازگار نبوده است و دلیل آن در نظر گرفتن فروض عقلایی و عدم لحاظ احساس در مدل های سنتی است. در این مقاله براساس قضیه LOG-SDF شفرین و ورود احساس به تابع مطلوبیت، (SDF) تجربی را از طریق معادلات گشتاوری و روش (GMM) با دو رویکرد سنتی و رفتاری برآورد نموده که نتایج آن به شرح زیر است:

- ضریب یا عامل ترجیح زمانی (β) در سه حالت نزدیک به یک است که نشان دهنده صبور بودن افراد جامعه است.

- ضریب ریسک‌پذیری (γ) در هر دو مدل SDF رفتاری، نسبت به مدل SDF سنتی بیشتر است و این بخاطر ورود متغیر احساسات به مدل رفتاری است و با مبانی نظری اینکه افراد سرمایه‌گذار خیلی در واقعیت عقلایی رفتار نمی‌کنند و طالب ریسک هستند مطابقت دارد.
 - پاداش ریسک‌الگوی SDF رفتاری نسبت به الگوی SDF سنتی در بورس اوراق بهادار تهران بیشتر است.
 - اگر میانگین بازده فصلی نمونه سهام را به عنوان نماینده‌ای برای دارایی ریسکی در نظر بگیریم، مقدار پاداش ریسک نسبت به سپرده کوتاه‌مدت و یکساله برابر با ۰/۰۳۹۸۳۲ خواهد بود. همچنین نتایج SDF رفتاری (با فرض در نظر گرفتن شاخص احساس گردش مالی) ۰/۰۳۵ است که نشان می‌دهد نتایج پاداش ریسک مدل SDF رفتاری به پاداش ریسک براساس مشاهدات دنیای واقعی نزدیکتر است.
 - معیار فاصله هانسن - جاناناتان (HJ) که برای مقایسه عملکرد مدل‌های غیرخطی و مبتنی بر روش GMM است، نشان می‌دهد که مدل SDF رفتاری بهتر و کاراتر است.
- و بعد از محاسبه ضرایب مدل، آنها را در معادله LOG-SDF قرار داده و در قالب نمودار این دو مدل را با یکدیگر مقایسه کردیم. برای این کار از شاخص احساس گردش مالی بازار برای تخمین احساس استفاده شده است. دوره زمانی تحقیق ۹۹-۱۳۹۰ و نمونه تحقیق دارای ۱۸ گروه بورسی شامل ۶۳ شرکت پذیرفته شده در بورس تهران است. نتایج حاکی از آن است که مدل (SDF) رفتاری نسبت به مدل سنتی با واقعیت‌های بورس تهران سازگارتر و ضریب احساس معنادار است. ضریب ریسک‌پذیری در حالت رفتاری نسبت به مدل سنتی بیشتر است و در هر دو حالت افراد ضریب یا عامل ترجیح زمانی بالایی دارند و شکیباهستند. زمانی که دو نمودار SDF رفتاری و سنتی با یکدیگر برخورد کرده‌اند، مقدار احساس برابر صفر است و قیمت آن سهم کارا بوده و زمانی که SDF رفتاری بالاتر از SDF سنتی بوده، افراد به بازار بیش از حد خوش‌بین بوده‌اند و قیمت‌ها فراتر از ارزش ذاتی‌شان است و این می‌تواند شروعی برای قفل شدن در صف‌های فروش یا منفی شدن بعد از خوردن حجم زیاد باشد. همچنین زمانی که SDF رفتاری پایین‌تر از SDF سنتی بوده افراد به بازار بیش از حد بدبین بوده‌اند و قیمت‌ها کمتر از ارزش ذاتی‌شان است و این می‌تواند آغازی برای قفل شدن در صف‌های خرید یا مثبت خوردن سهم بعد از خوردن حجم زیاد باشد.

به عنوان مثال در سال ۹۸ و ابتدای سال ۹۹ بازار ناکارا و قیمت‌های بازاری کمتر از ارزش ذاتی‌شان بود و نمودار SDF رفتاری پایین‌تر از SDF سنتی قرار داشت و افراد به بازار بدبین بوده‌اند و در ادامه این دو نمودار با یکدیگر برخورد کرده‌اند که در این نقطه می‌توان بیان کرد قیمت‌ها کارا بوده است. هر چقدر به پایان سال ۹۹ نزدیکتر شدیم دو نمودار SDF رفتاری و سنتی با فرض شاخص احساس گردش مالی بازار از یکدیگر دورتر شده‌اند و افراد به بازار بیش از حد خوش‌بین شده‌اند و قیمت‌ها فراتر از ارزش ذاتی‌شان قیمت‌گذاری شده‌اند. بنابراین با توجه به اینکه در مدل‌های سنتی نقش احساس در نظر گرفته نمی‌شود، این الگو رفتاری می‌تواند در قیمت‌گذاری دارایی به ما کمک کند. نتایج این تحقیق همانند مطالعات خارجی همچون مطالعه بارباریس (۲۰۱۸) نشان می‌دهد که از طریق عامل حجم معاملات در بروز خارجی احساس می‌توانیم حقایق مهمی در مورد نوسانات بازار دارایی و شناسایی حباب‌های بازار در راستای انحراف از قیمت ذاتی سهم‌ها توضیح دهیم و نتایج این تحقیق همانند نتایج لو و همکاران (۲۰۰۰) نشان می‌دهد که SDF تجربی در بورس اوراق بهادر ایران رفتاری و نوسانی است.

از جمله آثار رونق بورس بر اقتصاد می‌توان به قیمت‌گذاری واقعی دارایی‌ها اشاره کرد. در حال حاضر بازار سرمایه ایران بسیار بزرگ شده است و لذا نمی‌توان با روش‌ها و ابزارهای قبلی آن را مدیریت کرد. از آنجا که احساسات نقش بسیار مهمی را در این بازار ایفا می‌کند و وجود متغیر احساس بر قیمت‌گذاری دارایی‌ها در این پژوهش تأثیر معنی‌داری داشت، لذا بایستی تغییرات ساختاری در این زمینه اتفاق بیفتد تا بتوان تا آنجا که ممکن است احساسات این بازار را مدیریت نمود تا SDF سنتی با SDF رفتاری برخورد کند و قیمت‌گذاری دارایی‌ها به درستی و کارا انجام شود. از جمله راهکارهای مهم در این راستا عبارت است از: گسترش آموزش همگانی بورس، بازیابی و اصلاح قوانین بازار، لزوم کاهش دخالت‌ها در قیمت‌گذاری در بورس، افزایش شفافیت اطلاعات شرکت‌ها و ...

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Reza Taleblou



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

Mohammad Mehdi Bagheri



<https://orcid.org/0000-0001-6466-2861>

منابع

- طالب‌لو، رضا و شیخی، حسین. (۱۳۹۶). آزمون قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی در شرکت‌های بخش شیمیایی و پتروشیمی: مقایسه الگوهای عاملی، *پژوهشنامه اقتصاد/انرژی ایران*، ۷(۲۵)، ۶۱-۹۴. <https://doi.org/10.22054/jiee.2018.9048>
- طالب‌لو، رضا، طلاکش نایینی، حسین و مهاجری، پریسا. (۱۳۹۶). ارزیابی اعتبار تجربی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی در بازار سهام ایران: بکارگیری سطح بهینه معنی‌داری و آزمون برابری احتمال، *مدل‌سازی اقتصادسنجی*، ۳(۱)، ۱۳۵-۱۶۳. [10.22075/JEM.2018.15211.1182](https://doi.org/10.22075/JEM.2018.15211.1182)
- طالب‌لو، رضا، محمدی، تیمور، مروت، حبیب و باقری تودشکی، محمدمهدی. (۱۴۰۱). آزمون الگوی قیمت‌گذاری دارایی براساس عامل تنزیل تصادفی (SDF) رفتاری: (مطالعه بورس اوراق بهادار تهران)، *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۹(۲)، ۸۳-۱۱۲. <https://doi.org/10.22096/esp.2022.532379.1534>
- طلاکش نایینی، حسین، طالب‌لو، رضا، محمدی، تیمور و مهاجری، پریسا. (۱۴۰۱). ارزیابی کارایی و پایداری روش‌های بتا و عامل تنزیل تصادفی در بازار سهام ایران، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷(۹۳)، ۵۴-۹. <https://doi.org/10.22054/ijer.2022.59966.962>

References

- Baker, M. & Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *Journal of Finance*, 61(4), pp. 1645-1680.
- Baker, M. & Stein, J. C. (2004). Market liquidity as a sentiment indicator. *Journal of Financial Markets*, 7(3), 271-299. doi: 10.1016/j.finmar.2003.11.005.
- Baker, M. & Wurgler, J. (2007). Investor sentiment in the stock market. *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 129-152. doi:10.1257/jep.21.2.129.
- Baker, M., Wurgler, J. & Yuan, Y. (2012). Global, local, and contagious investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 104(2), 272-287. doi: 10.1016/j.jfineco.2011.11.002.
- Barberis, N., Greenwood, R., Jin, L. & Shleifer, A. (2015). X-CAPM: An extrapolative capital asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 115(1), 1-24. doi: 10.1016/j.jfineco.2014.
- Barberis, N., Shleifer, A. & Vishny, R. (1998). A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 49(3), 307-343.

- Barberis, N. (2018). Psychology-based models of asset prices and trading volume, *Yale School of Management*: 79-175.
<https://doi.org/10.1016/bs.hesbe.2018.07.001>.
- Berk, J.B. & Van Binsbergen, J.H. (2016). Assessing asset pricing models using revealed preference. *Journal of Financial Economics*, 119(1), 1–23. doi: 10.1016/j.jfineco.2015.08.010
- Byun, S.J., Lim, S.S. & Yun, S.H. (2016). Continuing overreaction and stock return predictability. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 51(6), 2015–2046. doi:10.1017.
- Chan, K., Hameed, A. & Tong, W. (2000). Profitability of momentum strategies in the international equity markets. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35(2), 153–172.
<https://doi.org/10.2307/2676188>
- Charoenrook, A. (2003). Change in consumer sentiment and aggregate stock market returns. The Owen Graduate School of Management, Vanderbilt University
- Chen, H.Y., Chou, P.H. & Hsieh, C.H. (2016). Persistency of the momentum effect. *European Financial Management*, 37(1), 1–20.
<https://doi.org/10.1111/eufm.12140>
- Cochrane, J. (2000). *Asset Pricing*, University of Chicago.
- Cohen, L. & Frazzini, A. (2008). Economic links and predictable returns. *The Journal of Finance*, 63(4), 1977-2011.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01379.x>
- Cooper, I. & Priestley, R. (2013). The world business cycle and expected returns. *Review of Finance*, 17(3), 1029-1064.
- Daniel, K., Hirshleifer, D. & Subrahmanyam, A. (1998). Investor psychology and security market under-and overreactions. *The Journal of Finance*, 53(6), 1839–1885. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00077>
- Dennis, P.J. & Mayhew, S. (2002). Risk-neutral skewness: Evidence from stock options. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 37(3), 471-493.
<http://dx.doi.org/10.2307/3594989>
- Engle, R. & Rosenberg, J. (2002). Empirical pricing kernels. *Journal of Financial Economics*, 64, 341–372. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(02\)00128-9](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(02)00128-9)
- Fama, E.F. (1965). The behavior of stock-market prices. *The Journal of Business*, 38(1), 34–105.
- Fama, E.F. & French, K.R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3–56.
doi:10.1016/0304-405X(93)90023-5.
- Finter, P., Niessen-Ruenzi, A., & Ruenzi, S. (2012). The impact of investor sentiment on the German stock market. *Zeitschrift Für Betriebswirtschaft*, 82(2), 133–163. doi:10.1007/s11573-011-0536-x.
- Fisher, K.L. & Statman, M. (2003). Consumer confidence and stock returns. *The Journal of Portfolio Management*, 30(1), 115-127.
doi: 10.3905/jpm.2003.319925

- Hong, H. & Stein, J.C. (2007). Disagreement and the stock market (digest summary). *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 109–128. doi:10.1257/jep.21.2.109.
- Jegadeesh, N. & Titman, S. (2001). Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations. *The Journal of Finance*, 56(2), 699–720. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00342>
- Lashgari, M. (2000). The role of Ted spread and confidence index in explaining the behavior of stock prices. *American Business Review*, 18(2), 9.
- Lutz, C. (2015). The asymmetric effects of investor sentiment. *Macroeconomic Dynamics*, 20(6), 1–27. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2050435>
- Maio, P. & Silva, A.C. (2020). Asset pricing implications of money: New evidence. *Journal of Banking & Finance*, forthcoming.
- Michailidis, G., Tsopoglou, S. & Papanastasiou, D. (2006). Testing the capital asset pricing model (CAPM): The case of the emerging Greek securities market. *International Research Journal of Finance and Economics*, 4(1), 78–82.
- Novak, J. & Peter, D. (2011). CAPM beta, size, book-to-market, and momentum in realized stock returns. *Finance a Uver: Czech Journal of Economics & Finance*, 61(1), 447–460.
- Rashid, A., Chughtai, S. & Fayyaz, M. (2017). The impact of investor sentiment on return of different industries in Pakistan. *NICE Research Journal of Social Science*, 11(2), 1–23. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2021.06.005>
- Sahalia, Y. & Lo, A. (2000). Nonparametric risk management and implied risk aversion. *Journal of Econometrics*, 94(1-2), 9–51. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(99\)00016-0](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(99)00016-0).
- Schaul, K. (2013). Investor sentiment. Tilburg: Master in Finance, Tilburg University.
- Schmeling, M. (2009). Investor sentiment and stock returns: Some international evidence. *Journal of Empirical Finance*, 16(3), 394–408. doi: 10.1016/j.jempfin.2009.01.002.
- Shefrin, H. (2008). *A behavioural approach to asset pricing*. Amsterdam, Elsevier Academic Press.
- Shefrin, H. (2015). Investors judgments, asset pricing factors and sentiment. *European Financial Management*, 21(2), 205–227. doi:10.1111/eufm.12059.
- Shiller, R.J. (1987). Investor behavior in the October 1987 stock market crash: Survey evidence (No. w2446). National Bureau of Economic Research.
- Statman, M. (2014). Behavioral finance: Finance with normal people. *Borsa Istanbul Review*, 14(2), 65–73. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2014.03.001>
- Statman, M., Fisher, K.L. & Anginer, D. (2008). Affect in a behavioral asset-pricing model. *Financial Analysts Journal*, 64(2), 20–29. doi:10.2469/faj.v64.n2.8.
- Strugnell, D., Gilbert, E. & Kruger, R. (2011). Beta, size and value effects on the JSE, 1994–2007. *Investment Analysts Journal*, 40(74), 1–17. <https://doi.org/10.1080/10293523.2011.11082537>

- Talakesh Naeini, H., Taleblou, R., Mohammadi, T. & Mohajeri, P. (2022). Evaluating the efficiency and robustness of beta and stochastic discount factor methods in Iranian stock market. *Iranian Journal of Economic Research*, 27(93), 9-54. <https://doi.org/10.22054/ijer.2022.59966.962>. [In Persian].
- Taleblou, R. & Sheikhi, H. (2017). Financial asset pricing test in chemical and petrochemical companies: Compare factor patterns. *Iranian Energy Economics*, 7(25), 61-94. <https://doi.org/10.22054/jiee.2018.9048>. [In Persian].
- Taleblou, R., Mohammadi, T., Morovvat, H. & Bagheri Toodeshki, M.M. (2022). Asset pricing modeling test based on behavioral stochastic discount factor (SDF): A case study of Tehran stock exchange. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 9(2), 83-112. <https://doi.org/10.22096/esp.2022.532379.1534>. [In Persian].
- Taleblou, R., Talakesh Naeini, H. & Mohajeri, P. (2018). Empirical validity of asset pricing models in Iran's stock market: Application of optimal significance level and equal probability test. *Journal of Econometric Modelling*, 3(1), 135-163. Doi:10.22075/jem.2018.15211.1182. [In Persian].
- Uhl, M.W. (2014). Reuter's sentiment and stock returns. *Journal of Behavioral Finance*, 15(4), 287-298. <https://doi.org/10.1080/15427560.2014.967852>
- Verardo, M. (2009). Heterogeneous beliefs and momentum profits. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(4), 795-822. <https://doi.org/10.1017/S0022109009990214>
- Zhang, C. (2008). Defining, modeling, and measuring investor sentiment. Working paper, Department of Economics. Berkeley: University of California.
- Zhu, B. & Niu, F. (2016). Investor Sentiment, Accounting Information and Stock price: Evidence from China.

استناد به این مقاله: طالبو، رضا و باقری تودشکی، محمدمهدی. (۱۴۰۳). احساسات به عنوان یک عامل ریسک در بازار سرمایه: تحلیلی از بورس اوراق بهادار تهران در چارچوب عامل تنزیل تصادفی (SDF). *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹(۹۹)، ۴۹-۸۹.



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



Dividend Policy and Stock Price Volatility: Evidence from Tehran Stock Exchange

Masood Baghbani 

M.Sc. in Economics. Sharif University of Technology, Tehran, Iran

GholamReza Keshavarz
Haddad* 

Associate Professor, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran

Hossein Abdoh Tabrizi 

Visiting Professor, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran

Abstract

This study examined the relationship between dividend policy (measured by dividend yield and dividend payout ratio) and stock price volatility in the Tehran Stock Exchange. Using fixed effects and random effects regression models developed by Baskin (1989) and Allen and Rachim (1996), the study analyzed the data of 200 public firms listed on the TSE that consistently paid dividends from 2010 to 2020. The results indicated a significantly negative relationship between dividend policy and stock price volatility. Additionally, firm size was negatively correlated with stock price volatility, with this relationship proving statistically significant. Consequently, managers can partly control the stock risk and influence investors' decisions through a firm's dividend policies. Stock price volatility in emerging markets, particularly the Tehran Stock Exchange, is substantially influenced by macroeconomic fluctuations, so considering these factors notably affects the coefficient sizes.

1. Introduction

Dividend policy has long been a central focus in financial research, especially concerning its impact on stock price volatility. As a form of

* Corresponding Author: g.k.haddad@sharif.edu

How to Cite: Baghbani, M., Keshavarz Haddad, G. & Abdoh Tabrizi, H. (2024). Dividend Policy and Stock Price Volatility: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(99), 90-126.

return to shareholders, dividend payments play a significant role in shaping investment decisions. In this respect, the present study aimed to investigate the effect of dividend policy—measured through the dividend payout ratio and dividend yield—on stock price volatility in the Tehran Stock Exchange (TSE), using the data of 200 firms over the period from 2010 to 2019. The research aimed to address the following questions: How does the dividend payout ratio affect stock price volatility in the TSE? What is the impact of dividend yield on stock price volatility in the TSE? How do seasoned offerings and macroeconomic factors influence the relationship between dividend policy (dividend payout ratio and dividend yield) and stock price volatility?

2. Materials and Methods

The research used a sample of 200 firms listed on the TSE from 2010 to 2020 in order to examine the effect of dividend policy on stock price volatility. Using panel regression analysis, the study evaluated the effects of the dividend payout ratio and dividend yield, with control variables such as firm size, earnings volatility, debt ratio, and growth. The data was sourced from Codal (www.codal.ir) and TSETMC (www.tsetmc.com). Stock price volatility was measured through the Parkinson estimator, which calculates volatility based on weekly high and low prices, thereby minimizing distortions from daily price limits on the exchange.

3. Results and Discussion

The empirical results revealed a statistically inverse relationship between dividend yield and stock price volatility, supporting the duration effect hypothesis. Higher dividend yields contribute to more stable prices, as stocks with larger dividends are less sensitive to changes in the discount rate. This finding is consistent with earlier studies by Baskin (1989), Hussainy (2011), and Mingli et al. (2016). The relationship remains robust across different model specifications. However, no significant relationship was found between the payout ratio and stock price volatility when both dividend yield and payout ratio were included, which is likely due to multicollinearity. When dividend yield was excluded, the payout ratio became significant at the 10% level, showing an inverse relationship with volatility (Table 1). Control variables such as firm size and growth significantly influenced volatility, with higher growth correlated with higher volatility. Debt levels, initially insignificant, became significant when total debt was considered. Adjusting for seasoned equity offerings reduced the effect

of dividend yield on volatility but still maintained its significance. Macroeconomic volatility, measured by TEDPIX fluctuations, had the largest impact on stock price volatility, highlighting the sensitivity of TSE to Iran's unstable macroeconomic environment.

Table 1. Multicollinearity of Payout Ratio and Dividend Yield, and Its Effect on Regression Results

Variable	(3)	(4)	(5)
DivYield	-0.088*** (0.034)	-0.094*** (0.032)	
PayoutRatio	0.0015- (0.0024)		-0.0046* (0.0028)
EarningVol	0.023 (0.070)	0.023 (0.071)	0.019 (0.070)
Size	-0.015*** (0.0061)	-0.015*** (0.0063)	-0.015** (0.0065)
Growth	0.021*** (0.0070)	0.021*** (0.0069)	0.020*** (0.0070)
DebtRatio	-0.026 (0.053)	-0.026 (0.053)	-0.035 (0.053)
Constant	0.526*** (0.083)	0.652*** (0.178)	0.650*** (0.178)
Time Fixed Effect	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes	Yes
Num of Observation	1801	1692	1692
R ²	1692	0.589	0.489

Source: Research results

Table 1 shows the results of assessing the effect of dividend policy on stock price volatility, taking into account the multicollinearity between dividend yield and payout ratio. In Specification (3), where all explanatory variables are included, a significant negative relationship is found between dividend yield and stock price volatility, while the payout ratio remains insignificant. Specification (4), which excludes the payout ratio, shows that the dividend yield remains significantly negative. In Specification (5), when dividend yield is excluded, the payout ratio becomes significant at the 10% level, suggesting the presence of multicollinearity between the two variables. The dependent variable is stock price volatility, measured using Parkinson's method, with the models controlling for firm size, growth, debt ratio, and fixed effects.

4. Conclusion

This research examined the effect of dividend policy on stock price volatility in the TSE, using dividend yield and payout ratio as key indicators. A sample of 200 public firms listed that consistently paid dividends from 2010 to 2020 was selected, and a panel regression

analysis was conducted to assess the effect of the indicators. The results revealed a significantly negative relationship between dividend yield and stock price volatility, while the payout ratio was not significant due to multicollinearity. However, when dividend yield was excluded, the payout ratio became significant at the 10% level, also showing a negative relationship with volatility. The findings support the duration, rate of return, and signaling effects, and are consistent with prior studies by Baskin (1989), Hussainy (2011), and Mingley et al. (2016). Among the control variables, firm size and growth were significant, and redefining the debt ratio to include total debt made it significant at the 10% level. The results from alternative specifications using net dividend yield and payout ratio were consistent, offering valuable insights for investors and managers in predicting and managing stock price volatility.

Keywords: Dividend Policy, Dividend Yield, Dividend Payout Ratio, Price Volatility

JEL Classification: G35, G12

اثر سیاست تقسیم سود بر نوسانات قیمت سهم: شواهدی از بازار سهام تهران

دانش آموخته کارشناسی ارشد دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران

مسعود باغبانی 

دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران

غلامرضا کشاورز حداد 

استاد مدعو دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران

حسین عبده تبریزی 

چکیده

سود تقسیمی پرداختی^۱ است که از سوی یک شرکت به سهام‌داران آن داده می‌شود و درواقع یکی از راه‌های انتقال بازده به سهام‌داران بنگاه است. هدف این تحقیق بررسی اثر سیاست تقسیم سود بر نوسانات قیمت سهم در بازار سهام و اوراق بهادار تهران است و سیاست تقسیم سود با دو شاخص درصد پرداخت سود تقسیمی و بازده سود تقسیمی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. برای این منظور ۲۰۰ شرکت بورسی انتخاب و در بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۹ با بکارگیری رگرسیون‌های پانل فرضیه اثرگذاری بازده سود تقسیمی و درصد پرداخت سود تقسیمی بر نوسانات قیمت سهم آزمون می‌شود. نتایج تجربی نشان می‌دهد که رابطه معنادار معکوسی بین بازده سود تقسیمی و نوسانات قیمت سهم وجود دارد. در تصریح رگرسیونی که هر دو متغیر بازده سود تقسیمی و درصد پرداخت سود تقسیمی وجود دارد ضریب متغیر درصد پرداخت سود تقسیمی به دلیل همخطی بالا با متغیر بازده سود تقسیمی از لحاظ آماری معنادار نیست ولی با کنار گذاشتن متغیر بازده سود تقسیمی این متغیر نیز در سطح اطمینان ۱۰٪ معنادار بوده و رابطه معکوسی با نوسانات قیمت سهم دارد. با توجه به اینکه بخش قابل توجهی از نوسانات بازارهای نوظهور به‌خصوص بازار سهام تهران تحت تأثیر نوسانات اقتصاد کلان است، با لحاظ کردن این امر اندازه ضرایب به‌طور قابل ملاحظه‌ای دستخوش تغییر می‌شود.

واژگان کلیدی: سیاست تقسیم سود، بازده سود تقسیمی، درصد پرداخت سود تقسیمی، نوسانات

قیمتی

طبقه‌بندی JEL: G35، G12

* نویسنده مسئول: g.k.haddad@sharif.edu

1. Payment

۱. مقدمه

سود تقسیمی پرداختی^۱ است که از سوی یک شرکت به سهام‌داران آن داده می‌شود و در واقع یکی از راه‌های انتقال بازده به سهام‌داران بنگاه است. میزان و روش توزیع سود در ادبیات علوم مالی و اقتصادی تحت عنوان سیاست تقسیم سود بحث و بررسی می‌شود. همچنین نوسانات قیمت سهم یکی از شاخص‌های اصلی ارزیابی ریسک سرمایه‌گذاری است و نقش تعیین‌کننده‌ای در تصمیمات سیاست‌گذاران، سرمایه‌گذاران و مدیران بنگاه‌ها دارد. در این پژوهش، ما رابطه بین سیاست تقسیم سود و نوسانات قیمت سهم را بررسی می‌کنیم.

سود تقسیمی نه تنها نقش مهمی در تحلیل عملکرد شرکت‌ها دارد بلکه یکی از کلیدی‌ترین متغیرها در ارزیابی‌های اقتصاد کلان است. تحقیقات انجام‌شده توسط کمپل و شیلر^۲ (۱۹۸۸) و کاکرن^۳ (۲۰۱۱) نشان می‌دهد که نسبت قیمت به سود تقسیمی یک شاخص مهم برای پیش‌بینی بازده آتی و ارزیابی ریسک‌های مرتبط با نوسانات قیمت سهام است. به بیان دیگر، این نسبت، بازتاب انتظارات بازار از سودهای آتی و تغییرات نرخ بهره واقعی است. این موضوع اهمیت زیادی برای اقتصاددانان دارد و نوسانات آن می‌تواند نشان‌دهنده ناپایداری در اقتصاد و بازارهای مالی باشد.

در دهه‌های اخیر سیاست تقسیم سود از جنبه‌های مختلفی مطالعه و بررسی شده است. فهم این سیاست برای بنگاه از منظر تأمین مالی و برای سهام‌داران از منظر تأخیر و تعجیل در دریافت سود بسیار حائز اهمیت است. به‌طور کلی شرکت‌ها جهت تأمین مالی هزینه‌های سرمایه‌ای یا باید از منابع داخلی شرکت (سود انباشته) و یا از منابع خارجی شامل قرض (از نظام بانکی و بازار سرمایه) و انتشار سهام استفاده کنند. امروزه با این وجود که در اغلب کشورهای توسعه‌یافته و بسیاری از کشورهای در حال توسعه، اصلی‌ترین منبع تأمین مالی شرکت‌ها، منابع داخلی و سود انباشته شرکت‌هاست، در ایران تمرکز اصلی سیاست‌گذاران و تحلیلگران اقتصادی برای رفع موانع تأمین مالی و رشد شرکت‌ها، راه‌حل‌های مبتنی بر روش‌های توسعه تأمین مالی از منابع خارج از بنگاه بوده است.

1. Payment

2. Campell, J. & Shiller, R.

3. Cochrane, J.

با توجه به مدل ارزشگذاری گردن^۱، قیمت سهم برابر با مجموع سودهای نقدی آتی تنزیل شده است. بنابراین این رابطه به صورت نظری توضیح‌دهنده ارتباط سود تقسیمی با نوسانات قیمت سهم است. پیشتر، پژوهش‌های مختلفی حول این موضوع انجام شده است. اولین بار باسکین^۲ (۱۹۸۹) با استفاده از یک مدل مقطعی این سؤال را در بورس نیویورک بررسی کرد. پس از آن، پژوهش‌های مشابهی در بورس لندن و کانادا انجام شد. با وجود اینکه اغلب این پژوهش‌ها در بازارهای توسعه‌یافته انجام شده است، نتایج به دست آمده همخوانی زیادی با هم ندارند. باسکین (۱۹۸۹) اشاره کرد که سهام با بازده سود تقسیمی بالاتر، کمتر در معرض نوسانات نرخ تنزیل است زیرا سهامداران، جریان‌های نقدی آتی را زودتر دریافت می‌کنند و این امر باعث پایداری بیشتر در ارزش سهام این شرکت‌ها می‌شود. از سوی دیگر، شرکت‌هایی که درصد پرداخت سود تقسیمی و بازده سود تقسیمی کمتری دارند، به دلیل فرصت‌های سرمایه‌گذاری آتی، ارزش بیشتری خواهند داشت و در بلندمدت حساسیت بیشتری به تغییرات نرخ بهره نشان می‌دهند که می‌تواند منجر به نوسانات بیشتری در قیمت سهام شود. با توجه به این دو اثر، می‌توان توجه بیشتری به ساختار متفاوت بازارهای توسعه‌یافته و نوظهور داشت و ناهمخوانی نتایج فوق را توضیح داد. یکی از ریشه‌های اصلی نوسانات اصلی قیمت سهم، شوک‌های اقتصاد کلان است که این امر در اغلب پژوهش‌های پیشین از جمله پژوهش باسکین (۱۹۸۹) مغفول مانده است. با توجه به اینکه بازارهای توسعه‌یافته از جمله بورس نیویورک کمتر در معرض شوک‌های اقتصاد کلان هستند، شاید در نظر نگرفتن این متغیر، تغییرات معناداری در نتایج رگرسیونی آن‌ها ایجاد نکند ولی در مورد بازارهای نوظهور به‌ویژه بازار سهام تهران که بخش قابل توجهی از نوسانات قیمت سهم ناشی از ریسک سیستماتیک است، این فرضیه باید آزمون شود که در این پژوهش به آن پرداخته‌ایم.

بورس تهران در سال ۱۹۶۷ تأسیس شده و بزرگترین بازار معامله سهام در ایران است. در حال حاضر تعداد ۳۵۰ شرکت در این بازار عرضه شده‌اند و ارزش بازار آن بیش از ۲۰۰ میلیارد دلار است. بورس تهران در دسته بازارهای نوظهور طبقه‌بندی می‌شود و ساختار و قوانین متفاوتی با بازارهای توسعه‌یافته دارد که به چند نمونه از آن‌ها اشاره می‌کنیم. با توجه

1. Gordon Growth Model

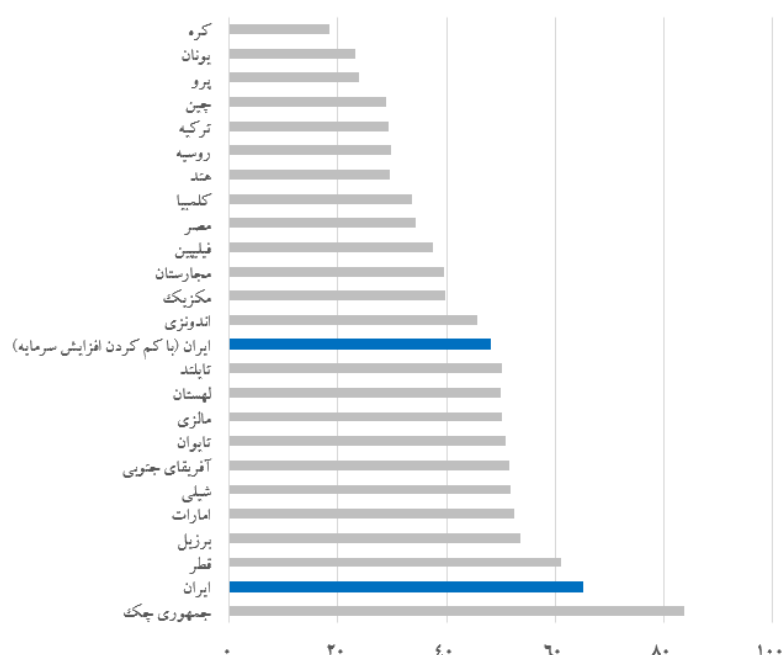
2. Baskin, J.

به شناوری پایین سهام شرکت‌های عرضه شده و عمق نسبتاً پایین معاملات، نوسانات قیمتی سهام شرکت‌ها به صورت روزانه مشمول دامنه نوسان بین ۵٪- و ۵٪+ است. این امر می‌تواند نتایج پژوهش ما را که بر نوسانات قیمتی متمرکز هستیم تحت تأثیر قرار دهد. تأمین مالی از طریق افزایش سرمایه از محل آورده نقدی سهام‌داران یکی دیگر از ویژگی‌های این بازار است. به این صورت که اگر شرکتی اقدام به افزایش سرمایه از محل آورده نقدی کند به سهامداران فعلی حق تقدم سهام تعلق می‌گیرد که با پرداخت مبلغ اسمی سهام می‌توانند حق تقدم خود را تبدیل به سهام کنند. با وجود مشکلات فراوان تأمین مالی شرکت‌های ایرانی و اهمیت منابع داخلی برای تأمین مالی پروژه‌ها، درصد پرداخت سود تقسیمی در دو دهه اخیر در شرکت‌های بورسی حدود ۶۳ درصد بوده است. با این حساب، همان گونه که نمودار ۱ نشان می‌دهد، درصد پرداخت سود تقسیمی در ایران یکی از بالاترین نسبت‌ها در بین کشورهای در حال توسعه بوده و به طور قابل ملاحظه‌ای بالاتر از اغلب کشورهای توسعه یافته است. البته، این نکته نیز حائز اهمیت است که چون هلدینگ‌های مادر، مایل هستند درصد مالکیت خود را بر شرکت‌های زیرمجموعه خود حفظ کنند، جهت شناسایی سود و ارائه عملکرد، شرکت‌های زیرمجموعه را وادار به توزیع سود حداکثری می‌کنند که بخشی از این سود در قالب افزایش سرمایه از محل آورده نقدی و مطالبات حاصل شده به شرکت برمی‌گردد. بنابراین با لحاظ کردن این امر خالص درصد پرداخت سود تقسیمی به اعداد کمتری می‌رسد که سازگاری بیشتری با سایر بازارهای نوظهور دارد. نوسانات اقتصاد کلان و نرخ تورم بالای مزمن در اقتصاد ایران از دیگر مشخصه‌های ویژه‌ای است که در نتایج این تحقیق تأثیرگذار است و ما سعی کرده‌ایم اثر آن را کنترل کنیم.

با توجه به اثر سیگنال‌دهی تغییرات سود تقسیمی، مدیران سیاست‌های هموارسازی مختلفی در این حوزه انجام می‌دهند. با وجود اینکه انتظار می‌رود مدیران مقدار سود تقسیمی را هموار کنند تا سرمایه‌گذاران با مقایسه بازدهی سهام شرکت‌ها با بازدهی اوراق، تصمیمات سرمایه‌گذاری بهتری بگیرند، نمودار ۲ نشان می‌دهد که در سال‌های گذشته مقدار سود تقسیمی هر سهم (DPS) رفتار همواری نداشته است؛ این در حالی است که نمودار ۳ نشان‌دهنده رفتار نسبتاً همواری در بازده سود تقسیمی است که این امر با توجه به شرایط تحریمی و تورمی کشور تا حدی قابل انتظار است زیرا درصد قابل توجهی از درآمد شرکت‌های بورسی متأثر از نوسانات ارز است که در شرایط تحریمی و تورمی نوسانات

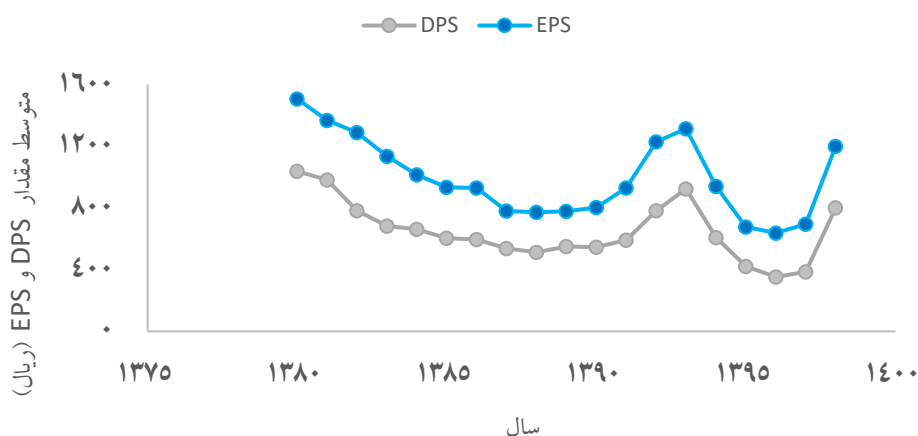
زیادی را متوجه درآمد بنگاه می‌کند ولی چون این نوسانات توأمان قیمت و سود شرکت را تحت تأثیر قرار می‌دهد، هموارسازی بازده سود تقسیمی می‌تواند به مراتب راحت‌تر از مقدار سود تقسیمی باشد و در نتیجه مدیران و سرمایه‌گذاران باید این شاخص را مورد توجه قرار دهند.

نمودار ۱. متوسط درصد پرداخت سود تقسیمی در بازارهای نوظهور



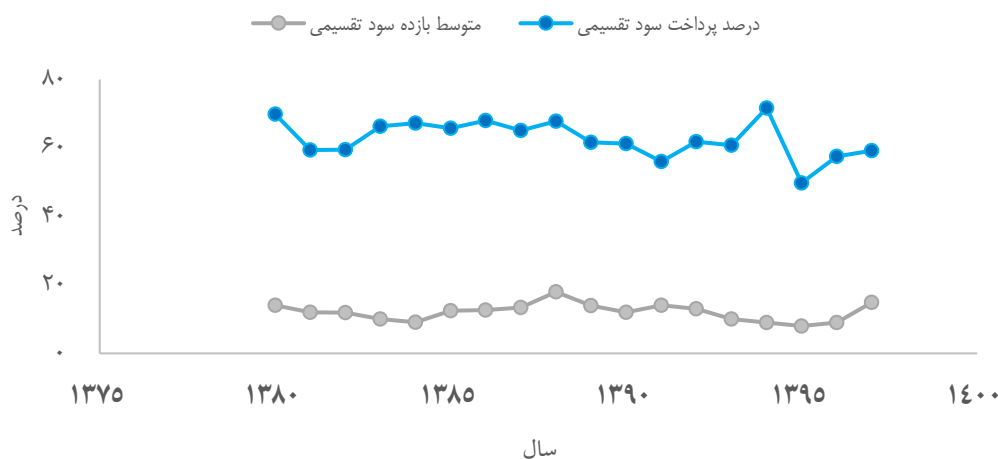
توضیحات: نمودار فوق متوسط درصد پرداخت سود کشورهای مختلف را نشان می‌دهد. طبق این نمودار ایران با ۶۳٪ متوسط درصد پرداخت سود تقسیمی رتبه دوم را در بین کشورهای فوق دارد. با لحاظ افزایش سرمایه از محل آورده نقدی، متوسط درصد پرداخت سود تقسیمی از ۶۳٪ به ۴۸٪ می‌رسد. منظور از درصد پرداخت سود تقسیمی (با کم کردن افزایش سرمایه) این است که در محاسبه سود هر سهم (DPS) مقدار افزایش سرمایه از محل آورده نقدی برای هر سهم کم شده است و شاخص‌های فوق با لحاظ این امر محاسبه شده‌اند (منبع: Factest, CLSA و شرکت مدیریت فناوری بورس تهران).

نمودار ۲. متوسط مقدار EPS و DPS در بورس تهران



توضیحات: نمودار فوق سری زمانی متوسط مقدار سود هر سهم و سود تقسیمی هر سهم را برای شرکت های بورس تهران بین سال های ۱۳۸۰-۱۳۹۷ نشان می دهد. همانطور که دیده می شود متوسط سود نقدی هر سهم رفتار همواری نداشته و از ۴۰۰ تومان تا ۱۰۰۰ تومان در حال تغییر بوده است (منبع: شرکت مدیریت فناوری بورس تهران).

نمودار ۳. متوسط درصد پرداخت سود تقسیمی و بازده سود تقسیمی در بورس تهران



توضیحات: نمودار فوق سری زمانی متوسط درصد پرداخت سود تقسیمی و بازده سود تقسیمی را برای شرکت های بورس تهران بین سال های ۱۳۸۰-۱۳۹۷ نشان می دهد. همانطور که دیده می شود رفتار نسبتاً همواری در درصد پرداخت سود تقسیمی و به ویژه متوسط بازده سود تقسیمی دیده می شود (منبع: شرکت مدیریت فناوری بورس تهران).

پژوهش‌های پیشین این حوزه عمدتاً در بازارهای توسعه یافته که ساختارهای قانونی تقریباً همگنی دارند انجام شده است. با توجه به نکات گفته شده در رابطه با قوانین بورس تهران و با کنترل و در نظر گرفتن آن‌ها، هدف ما بررسی این سؤال در یک بازار در حال توسعه است. در این پژوهش، ما با استفاده از داده‌های صورت‌های مالی سامانه اطلاع‌رسانی ناشران (کدال) و داده‌های قیمتی شرکت مدیریت فناوری بورس سهام تهران و به وسیله مدل رگرسیون پانل رابطه بین درصد پرداخت سود تقسیمی و بازده سود تقسیمی بر نوسانات قیمت سهم را در بورس اوراق بهادار تهران بررسی می‌کنیم؛ درواقع در این تحقیق به پاسخ سؤال‌های زیر می‌پردازیم:

سؤال ۱: درصد پرداخت سود تقسیمی چه تأثیری بر نوسانات قیمت سهم دارد؟

سؤال ۲: بازده سود تقسیمی چه تأثیری بر نوسانات قیمت سهم دارد؟

نتایج به دست آمده حاکی از آن است که رابطه معنادار معکوسی بین بازده سود تقسیمی و نوسانات قیمت سهم وجود دارد. در تصریح رگرسیونی که هر دو متغیر بازده سود تقسیمی و درصد پرداخت سود تقسیمی وجود داشتند، ضریب متغیر درصد پرداخت سود تقسیمی به دلیل همخطی بالا با متغیر بازده سود تقسیمی از لحاظ آماری معنادار نیست ولی با کنار گذاشتن متغیر بازده سود تقسیمی این متغیر نیز در سطح اطمینان ۱۰٪ معنادار بوده و رابطه معکوسی با نوسانات قیمت سهم دارد. این نتیجه از لحاظ نظری با نظریه‌های اثر دیرش^۱ و نرخ بازده سازگاری دارد.

با توجه به حساسیت نوسانات قیمت سهم به متغیرهایی که ذکر شد، سرمایه‌گذاران می‌توانند در مدیریت نوسانات قیمتی سبد دارایی خود به این عوامل توجه کنند. همچنین با توجه به این که متغیرهای مربوط به سیاست تقسیم سود نسبت به متغیرهایی مانند اندازه و بدهی شرکت در کوتاه‌مدت راحت‌تر قابل تغییر هستند، مدیران می‌توانند از این متغیرها جهت کنترل نوسانات قیمت سهم خود بهره ببرند. علاوه بر این، یافته‌های این تحقیق می‌توانند برای سیاست‌گذاران نیز بسیار مفید باشند زیرا درک اثر سود تقسیمی بر نوسانات قیمت سهم به آنها کمک می‌کند تا سهم متغیرهای سیستماتیک و غیرسیستماتیک را در

نوسانات بازار سهام تفکیک کنند و سیاست‌های بهینه‌ای جهت ثبات و پایداری بازار سهام اتخاذ کنند.

این پژوهش شامل پنج بخش است. در بخش اول به پیش‌زمینه و ضرورت تحقیق پرداختیم. در بخش بعد به مرور ادبیات می‌پردازیم و مقالات پیشین در حوزه سود تقسیمی و نوسانات قیمت سهم را بررسی می‌کنیم. معرفی داده‌ها و متغیرها در فصل سوم تکمیل و مدلسازی و بررسی نتایج در فصل چهار بررسی می‌شود. در نهایت در فصل پنج به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری می‌پردازیم.

۲. مرور ادبیات

در ادبیات علوم مالی و اقتصادی میزان و روش توزیع سود تحت عنوان سیاست تقسیم سود مورد بحث قرار می‌گیرد. به بیان دقیق‌تر، مدیریت بنگاه باید درخصوص سرمایه‌گذاری مجدد و یا توزیع همه یا بخشی از سود سهام بنگاه تصمیم بگیرد. میزان، روش و اثر توزیع سود موضوع پژوهش‌های مختلفی بوده است که در ادامه به آنها اشاره می‌کنیم.

نظریه مودیلیانی و میلر

مودیلیانی و میلر^۱ (۱۹۶۱) نشان دادند که در بازارهای کامل، با فرض ثابت ماندن سیاست سرمایه‌گذاری، سیاست پرداخت سود مستقل از ارزش شرکت است. نظریه اصلی آنان می‌گوید سیاست سرمایه‌گذاری است که ارزش شرکت را تعیین می‌کند؛ سود تقسیمی صرفاً باقی‌مانده درآمد شرکت از سرمایه‌گذاری است و سرمایه‌گذاران هر زمان می‌توانند با فروش بخشی از سهام خود به بازده نقدی برسند و به جای سود سهام شرکتی، سود سهام شخصی^۲ داشته باشند. بنابراین، سرمایه‌گذاران حاضر نخواهند بود به شرکت‌هایی که سیاست تقسیم سود خاصی دارند، صرفی^۳ دهند.

1. Modigliani and Miller
2. Homemade Dividends
3. Premium

نظریه‌های جایگزین

در نظریه‌های جایگزین، ادعا می‌شود که سیاست تقسیم سود از ارزش شرکت مستقل نیست. این مجموعه نظریه‌ها از زاویه‌های مختلفی مانند اثر دیرش، اثر اطلاعاتی، اثر هزینه نمایندگی و... به مسئله نگاه می‌کنند و اثرات متقابل این دو متغیر را بررسی می‌کنند.

سیاست تقسیم سود و نوسانات قیمت

باسکین (۱۹۸۹) در یک رگرسیون مقطعی با افزودن متغیرهای کنترلی نوسانات قیمت را روی بازده سود تقسیمی برازش کرد و رابطه بین سیاست تقسیم سود و ریسک را مورد ارزیابی قرار داد. او نشان داد که از لحاظ نظری سود تقسیمی از طریق مکانیزم‌های اثر دیرش و اثر نرخ بهره می‌تواند روی نوسانات قیمت تأثیرگذار باشد.

اثر دیرش

در این مقاله باسکین اشاره کرد که سهام با بازده سود تقسیمی بالاتر کمتر در معرض نوسانات نرخ تنزیل هستند. زیرا هرچه بازده سود تقسیمی بالاتر باشد سهام‌داران جریان‌های نقدی آتی را زودتر دریافت می‌کنند، در نتیجه انتظار می‌رود نوسانات قیمتی کمتری داشته باشند. باسکین این اثر را اثر دیرش نامید. باسکین این اثر را از طریق مدل رشد گردن^۱ توضیح داده است. طبق این مدل اگر فرض کنیم نرخ رشد سود تقسیمی و نرخ تنزیل سهام ثابت و به ترتیب برابر با g و K_e باشند. قیمت سهم طبق رابطه زیر تعیین می‌شود:

$$P_t = \frac{D_{t+1}}{K_e - g} \quad (1)$$

اگر از رابطه (۱) نسبت به K_e مشتق بگیریم خواهیم داشت:

$$\frac{dp_t}{dK_t} = -\frac{D_{t+1}}{(K_e - g)^2} \quad (2)$$

با یکسری عملیات جبری می‌توان کشش قیمت سهم نسبت به نرخ تنزیل^۲ را به صورت رابطه‌ای از نسبت نرخ تنزیل به بازده سود تقسیمی بیان کرد:

$$\frac{(-dp_t/dK_e)}{(p_t/K_e)} = \frac{K_e}{(D_{t+1}/p_t)} \quad (3)$$

1. Gordon Growth Model

2. Elasticity of Price with Respect to Discount Rate

رابطه (۳) نشان می‌دهد که سهام با بازده سود تقسیمی بالا حساسیت کمتری نسبت به نوسانات نرخ تنزیل خواهند داشت و با ثبات سایر متغیرها نوسانات قیمتی کمتری را تجربه خواهند کرد. باسکین در ادامه اشاره می‌کند که با اینکه ما فرض کردیم نرخ رشد سود تقسیمی ثابت است ولی طبق مقاله لیتنر (۱۹۵۶)^۱ اثر دیرش کلی تر بوده و بدون این فرض و صرفاً با فرض پایداری بازده سود تقسیمی نیز برقرار است.

اثر نرخ بهره

شرکتی که درصد پرداخت سود تقسیمی و بازده سود تقسیمی کمتری دارد از نظر فرصت‌های سرمایه‌گذاری آتی ارزش بیشتری خواهد داشت. از این رو در بلندمدت حساسیت بیشتری نسبت به تغییرات نرخ بهره خواهد داشت. اگر بازارها ناکامل باشند، با فرض برقرار بودن نظریه سلسه‌مراتب تأمین مالی^۲، تأمین مالی داخلی (تأمین مالی از طریق سود انباشته) بالاترین اولویت و تأمین مالی خارجی (انتشار سهام جدید) به علت هزینه‌بر بودن، پایین‌ترین اولویت را برای بنگاه‌ها خواهد داشت. بنابراین عقلایی است که بنگاه‌هایی که سرمایه قابل توجهی لازم دارند کمتر سود تقسیمی پرداخت کنند تا بیشتر بتوانند از کانال‌های داخلی تأمین مالی کنند.

بنابراین می‌توان گفت بازده سود تقسیمی و درصد پرداخت سود تقسیمی می‌توانند نماینده‌ای^۳ از فرصت‌های رشد بنگاه باشند. اگر عدم قطعیت فرصت سرمایه‌گذاری جدید بیشتر از عدم قطعیت بنگاه بدون سرمایه‌گذاری جدید^۴ باشد، شرکت‌هایی که کمتر سود تقسیمی توزیع می‌کنند نوسانات بیشتری خواهند داشت. در ادامه باسکین ادعای خود را تحت یک سری فروض به صورت تحلیلی بیان کرد. این فروض به صورت زیر است:

۱. درصد پرداخت سود تقسیمی شرکت (1-B) است.

۲. نرخ بازده داخلی سرمایه‌گذاری‌های جدید شرکت^۵ که از طریق سود انباشته

(داخلی) تأمین مالی می‌شود R است. در نتیجه نرخ رشد شرکت برابر می‌شود با

$$g=BR$$

1. Lintner, J.

2. Pecking Order Theory

3. Proxy

4. Uncertainty of Assets Already in Place

5. Internal Rate of Return on All Reinvested Equity Funds

۳. شرکت‌ها سهام جدید منتشر نکنند.

۴. نرخ تنزیل ثابت و برابر با K_e است.

با جایگذاری $g=BR$ در رابطه (۱) خواهیم داشت:

$$p_t = \frac{D_{t+1}}{K_e - BR} \quad (۴)$$

اگر از رابطه (۴) نسبت به R مشتق بگیریم خواهیم داشت:

$$\frac{dp_t}{dR} = \frac{BD_{t+1}}{(K_e - BR)^2} \quad (۵)$$

با یکسری عملیات جبری به معادله زیر می‌رسیم که کشش قیمت سهم نسبت به نرخ آتی تأمین مالی داخلی شرکت^۱ را به صورت رابطه‌ای از حاصل ضرب نسبت انباشت سود در نرخ بازده داخلی نسبت به بازده سود تقسیمی بیان می‌کند:

$$\frac{(-dp_t/dR)}{(p_t/R)} = \frac{BR}{(D_{t+1}/p_t)} \quad (۶)$$

رابطه (۶) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\frac{(-dp_t/dR)}{(p_t/R)} = \frac{(1 - (1 - B))R}{(D_{t+1}/p_t)} \quad (۷)$$

رابطه (۷) بیان می‌کند که حساسیت نسبت به نرخ بهره آتی، با درصد پرداخت سود تقسیمی $(1-B)$ و بازده سود تقسیمی (D/p) رابطه معکوس دارد.

با جمع‌بندی آثار فوق می‌توان گفت از نظر تئوریک، اثر دیرش صرفاً از طریق بازده سود تقسیمی حساسیت نسبت به سیاست تقسیم سود را توضیح می‌دهد ولی اثر نرخ بهره از هر دو شاخص سیاست تقسیم سود (بازده سود تقسیمی و درصد پرداخت سود تقسیمی) برای توضیح این حساسیت بهره می‌برد.

باسکین با بررسی ۲۰۰۰ شرکت آمریکایی در طول بازه زمانی ۱۹۶۷ تا ۱۹۸۶ مشاهده کرد که همبستگی منفی بین بازده سود تقسیمی و نوسانات قیمت وجود دارد. در نهایت او با برازندن رگرسیون‌های مقطعی چندگانه به این نتیجه رسید که با افزایش یک درصدی بازده سود تقسیمی نوسانات قیمت سهام ۲/۵ درصد کاهش می‌یابد. آلن و راجیم^۲ (۱۹۹۶) مشابه با باکسین، در یک رگرسیون مقطعی رابطه بین سیاست تقسیم سود و نوسانات قیمت

1. Future Internal Rate of Return

2. Allen, D.E. & Rachim, V.S.

را در بورس استرالیا بررسی کردند. آن‌ها ۱۷۳ شرکت استرالیایی را بین سال‌های ۱۹۷۲ تا ۱۹۸۵ مطالعه کردند. نتایج آن‌ها همبستگی منفی بین بازده سود تقسیمی و نوسانات قیمت را تأیید نمی‌کرد؛ از این رو با نتایج مقاله باسکین سازگار نبود. به بیان دقیق‌تر، آلن و راجیم نتوانستند رابطه علی معناداری بین بازده سود تقسیمی و نوسانات قیمت سهم به‌دست آورند. حوساینی و همکاران (۲۰۱۱)^۱ رابطه بین سیاست تقسیم سود و نوسانات قیمت سهم را در بورس لندن بررسی کردند. آن‌ها ۱۲۳ شرکت انگلیسی را در بازه زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۷ انتخاب کردند و با استفاده از روش رگرسیون مقطعی چندگانه به رابطه معنادار معکوسی بین نوسانات قیمت سهم و درصد پرداخت سود تقسیمی رسیدند. مینگلی و همکاران (۲۰۱۶)^۲ پژوهش مشابهی را در بورس شانگهای انجام دادند و به این نتیجه رسیدند که بازده سود تقسیمی رابطه معکوس معناداری با نوسانات قیمت سهم دارد. لشگری و احمدی (۲۰۱۴)^۳ رابطه بین درصد پرداخت سود تقسیمی و نوسانات قیمت سهم را در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۵ در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که درصد پرداخت سود تقسیمی تأثیر منفی معناداری بر نوسانات قیمت سهم دارد. دستگیر و همکاران (۱۳۹۵) این رابطه را برای ۵۳ شرکت بورسی آزمون کردند و نشان رابطه معناداری بین سود تقسیمی و نوسانات قیمت سهم وجود دارد. برزگرمروستی و بنی‌عامریان (۱۴۰۲) این رابطه را با در نظر گرفتن مالکیت نهادی مورد آزمون قرار دادند و نشان دادند مالکیت نهادی بر رابطه بین سیاست تقسیم سود و نوسانات قیمت سهام در سطح خطای ۵ درصد تأثیر منفی و معناداری دارد. ابونوری و مؤتمنی (۱۳۹۵) نیز با تجزیه و تحلیل نوسانات در بازار سهام تهران اثرات نوسانات بازدهی را بر بازده بازار سهام تهران مورد آزمون قرار دادند.

نتیجه‌ای که از بررسی مطالعات تجربی می‌توان به‌دست آورد، این است که تأثیر سیاست تقسیم سود بر نوسانات قیمت سهم شرکت‌ها در کشورهای مختلف، متفاوت بوده است. به‌طوری که سیاست تقسیم سود هم می‌تواند هیچ تأثیری نداشته باشد و هم به‌صورت منفی بر نوسانات قیمت سهام شرکت‌ها تأثیر بگذارد. همان‌طور که پیشتر اشاره شد، مدلی که عمده این تحقیقات برای ارزیابی این موضوع در نظر گرفته بودند مدل رگرسیون مقطعی بود. حال

1. Hussainey, K., et al.

2. Xu, M., et al.

3. Lashgari, Z. & Ahmadi, M.

هدف ما این است که این موضوع را با استفاده از مدل رگرسیون پانل اثر ثابت در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کنیم. در روش پانل چون تعداد مشاهدات بیشتر از سایر روش‌ها است می‌تواند نتایج بهتری داشته باشد همچنین چون داده‌ها در روش پانل حاصل ترکیب داده‌های مقطعی و سری زمانی هستند در نتیجه تغییرپذیری و درجه آزادی بالاتری دارند. همچنین ما در ادامه، اثر نوسانات اقتصاد کلان و افزایش سرمایه از محل آورده نقدی را نیز لحاظ می‌کنیم.

۳. داده‌ها

مجموعه داده‌های مورد نیاز برای این منظور، داده‌های مربوط به اطلاعات قیمتی دارایی‌ها و همچنین میزان سود تقسیمی توزیع شده آن‌ها در طول دوره مورد نظر است. به علاوه، داده‌های مربوط به ساختار سرمایه، اندازه بنگاه و عایدی بنگاه نیز مورد نیاز هستند. داده‌های مربوط به اطلاعات قیمتی سهام و اندازه بنگاه از سایت شرکت مدیریت فناوری بورس تهران قابل دسترس است و همچنین برای دسترسی به داده‌های بازده سود تقسیمی، درصد پرداخت سود تقسیمی، میزان بدهی و عایدی می‌توان به سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران (کدال) مراجعه می‌کنیم.

جامعه آماری این پژوهش شامل همه شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران (بازار اول و دوم) طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۹۸ می‌شود. شرکت‌های منتخب با در نظر گرفتن محدودیت‌های زیر انتخاب می‌شوند.

۱. اطلاعات شرکت مورد نظر باید در بازه مورد بررسی قابل دسترس بوده و فاقد نقصان اطلاعاتی باشد.

۲. سال مالی شرکت‌ها باید به ۲۹ اسفند ماه منتهی شود.

۳. شرکت مورد نظر نباید از صنعت واسطه‌گری مالی، هلدینگ، لیزینگ، سرمایه‌گذاری، تأمین سرمایه و بانک باشد.

۴. شرکت مورد نظر باید در طول بازه مورد بررسی حداقل یک بار سود تقسیمی توزیع کرده باشد.

سرانجام با در نظر گرفتن محدودیت‌های فوق تعداد ۲۰۰ شرکت بورسی برای نمونه مورد نظر انتخاب می‌شوند و در بازه زمانی ۱۳۸۹-۱۳۹۸ مورد بررسی قرار می‌گیرند. جهت

ممانعت از سوگیری بازماندگی^۱ شرکت‌هایی که در اواسط یا اواخر بازه مورد نظر (۱۳۹۸-۱۳۸۹) در بورس تهران عرضه شدند و یا در این دوره زمانی به بازار پایه سقوط کردند حذف نشده‌اند.

متغیرهای کنترلی مورد استفاده در این تحقیق شامل نوسانات عایدی^۲، اندازه شرکت، میزان بدهی و میزان رشد شرکت هستند. این متغیرها هم روی متغیر مستقل (بازده سود تقسیمی) و هم روی متغیر وابسته (نوسانات قیمت) تأثیرگذارند. به عنوان مثال نوسانات عایدی هم روی نوسانات قیمت تأثیرگذار است و هم در تعیین سیاست تقسیم سود نقش کلیدی دارد؛ همچنین با فرض ثبات ریسک عملیاتی، میزان بدهی شرکت تأثیر مستقیمی روی بازده سود تقسیمی دارد. در مورد اندازه شرکت هم می‌توان به این نکته اشاره کرد که شرکت‌های بزرگ عموماً متنوع‌تر هستند و در نتیجه از نوسانات کمتری برخوردارند. علاوه بر این شرکت‌های کوچک، هم اطلاعات محدودتری در اختیار عموم قرار می‌دهند و هم نسبت به شرکت‌های بزرگ کمتر مورد توجه تحلیلگران و مدیران دارایی هستند و از این رو اجماع کمتری در مورد عملکرد آن‌ها وجود دارد و بیشتر محتمل است که سرمایه‌گذاران در مورد آن‌ها رفتار غیرعقلایی داشته باشند. در ادامه نوسانات اقتصاد کلان نیز جهت کنترل ریسک سیستماتیک بازار به تصریح افزوده شده است.

تعریف متغیرها و خلاصه آماری داده‌ها

نوسانات قیمت سهم: برای محاسبه نوسانات قیمت سهم برای دامنه تغییرات سالانه، از شاخص نوسانات قیمتی پارکینسون^۳ (۱۹۸۰) استفاده می‌کنیم. در این شاخص بالاترین و پایین‌ترین قیمت سهم در یک دوره (روز، هفته، ماه و...) مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این تحقیق به جهت اینکه محدودیت دامنه نوسان روزانه نتواند در نتایج انحرافی ایجاد کند، کران‌های قیمتی هفتگی در نظر گرفته می‌شوند.

$$PriceVol_{it} = \sqrt{\frac{N}{4\ln 2} \sum_{n=1}^N \ln \left(\frac{H_{itn}}{L_{itn}} \right)^2 \frac{1}{N-1}} \quad (۸)$$

1. Survivorship Bias
2. Earning
3. Parkinson, M.

H_{it} : بالاترین قیمت سهم i در هفته n ام از سال t

L_{it} : پایین قیمت سهم i در هفته n ام از سال t

N : تعداد هفته‌هایی که سهم i در سال t معامله شده است.

درصد پرداخت سود تقسیمی: این نسبت نشان‌دهنده این است که هر شرکت در هر سال چه ميزانی از سود هر سهم را بین سهامدارانش توزیع کرده است و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$PayoutRatio_{it} = \frac{DPS_{it}}{EPS_{it}} \quad (9)$$

بازده سود تقسیمی: برای محاسبه این متغیر، نسبت سود تقسیمی هر سهم به قیمت سهم شرکت مورد نظر را محاسبه می‌کنیم:

$$DivYield_{it} = \frac{DPS_{it}}{P_{it}} \quad (10)$$

خالص بازده سود تقسیمی: با لحاظ کردن افزایش سرمایه از محل آورده نقدی، خالص درصد پرداخت سود تقسیمی به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$NetDivYield_{it} = \frac{DPS_{it} - ReInv_{i(t+1)} \times ParValue_{it}}{Price_{it}} \quad (11)$$

$ReInv_{i(t+1)}$: درصد افزایش سرمایه از محل آورده نقدی در سال $(t+1)$ برای سهم i ، داده‌های مربوط به افزایش سرمایه براساس تاریخ برگزاری مجمع عمومی فوق‌العاده گردآوری شده‌اند.

$ParValue_{it}$: ارزش اسمی هر سهم i که در بازار ایران عموماً ۱۰۰۰ ریال است.

خالص درصد پرداخت سود تقسیمی: با لحاظ کردن افزایش سرمایه از محل آورده نقدی، خالص بازده سود تقسیمی به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$NetPayoutRatio_{it} = \frac{DPS_{it} - ReInv_{i(t+1)} \times ParValue_{it}}{EPS_{it}} \quad (12)$$

نوسانات عایدی: این متغیر بدین صورت تعریف می‌شود که ابتدا برای هر فصل سود قبل از بهره و مالیات^۱ را بر کل دارایی‌های شرکت تقسیم می‌کنیم^۲، سپس برای هر سال متوسط

1. Earnings before Interest and Tax (EBIT)

2. Return on Total Asset (RoTA)

مربع انحرافات از میانگین آن را حساب می‌کنیم. در نهایت برای محاسبه انحراف معیار از آن جذر می‌گیریم.

$$EarningVol_{it} = \sqrt{\sum_{n=1}^N \frac{(R_{itn} - \bar{R}_{it})^2}{N-1}} \quad (13)$$

$EarningVol_{it}$: نوسانات سود سهم i در سال t

R_{itn} : نسبت درآمد قبل از بهره و مالیات به مجموع دارایی‌ها (RoTA) برای سهم i در فصل n از سال t

نسبت بدهی: برای اندازه‌گیری نسبت بدهی، بدهی‌های غیر جاری منهای ذخیره مزایای پایان خدمت کارکنان را تقسیم بر کل دارایی‌های شرکت می‌کنیم. این نسبت برای ابتدای هر سال محاسبه می‌شود.

$$DebtRatio_{it} = \frac{Long\ Term\ Loans_{it} - Pension\ Liabilities_{it}}{Assets_{it}} \quad (14)$$

اندازه شرکت: روش‌های مختلفی برای اندازه‌گیری اندازه بنگاه استفاده می‌شود. در اینجا از ارزش بازار بنگاه به عنوان شاخصی از اندازه بنگاه کمک می‌گیریم. به این صورت که ابتدا ارزش بازار بنگاه را در ابتدای هر سال محاسبه می‌کنیم، سپس یک تبدیل لگاریتمی روی آن اعمال می‌کنیم.

$$Size_{it} = \ln(MV_{it}) \quad (15)$$

رشد: در این تحقیق برای اندازه‌گیری فاکتور رشد از رشد دارایی‌ها استفاده شده است. به این صورت است که درصد رشد دارایی‌های هر شرکت را در طول سال محاسبه می‌کنیم:

$$Growth_{it} = \frac{\Delta Asset_{it}}{Assets_{it}} \quad (16)$$

نوسانات اقتصاد کلان

ما در این پژوهش از نوسانات شاخص قیمت و بازده نقدی (TEDPIX)¹ به عنوان شاخصی برای کنترل نوسانات کلان استفاده می‌کنیم. شاخص TEDPIX نشانگر بازده کل بورس است و از تغییرات قیمت و بازده نقدی متأثر می‌شود. برای محاسبه نوسانات اقتصاد کلان

1. Tehran Stock Exchange Dividend and Price Index

برای دامنه تغییرات سالانه انحراف معیار لگاریتم مقدار پایانی هفتگی شاخص قیمت و بازده نقدی را برای هر سال به صورت زیر محاسبه می‌کنیم:

$$MacroVol_t = \sqrt{N \sum_{n=1}^N \frac{(\frac{\ln V_{t(n+1)}}{\ln V_{tn}})^2}{N-1}} \quad (17)$$

V_{tn} : مقدار پایانی شاخص TEDPIX در هفته n از سال t

N : تعداد هفته‌های کاری در طول سال t

جدول ۱ خلاصه آماری متغیرها را نشان می‌دهد. همان‌طور که در بخش قبلی اشاره شد متغیرهای بازده سود تقسیمی و درصد پرداخت سود تقسیمی، متغیرهای مستقل و متغیر نوسانات قیمت سهم، متغیر وابسته در این پژوهش هستند. همچنین متغیرهای کنترلی اندازه بنگاه، نوسانات عایدی، نسبت بدهی و میزان رشد بنگاه، متغیرهای کنترلی هستند که به تصریح‌های رگرسیونی افزوده شده‌اند. ستون اول جدول متغیرهای مورد استفاده، ستون دوم تعداد مشاهدات هر متغیر، ستون سوم مقدار میانگین آن متغیر، ستون چهارم مقدار انحراف معیار و دو ستون آخر مقادیر کمینه و بیشینه متغیرهای مربوطه هستند. تغییرات بین بنگاه‌های مختلف و همچنین داخل هر بنگاه در طول زمان، در فاصله بین متغیرها آمده است.

با توجه به نتایج جدول، مقدار متوسط نسبت بدهی نشان می‌دهد که به‌طور متوسط تنها ۴/۳٪ از ساختار سرمایه شرکت‌ها شامل بدهی‌های غیرجاری منهای ذخیره مزایای پایان خدمت کارکنان است. این در حالی است که به‌طور متوسط ۵۶٪ ساختار سرمایه شرکت‌های بورسی از بدهی تشکیل شده ولی صرفاً ۷/۲٪ ساختار سرمایه بدهی‌های غیرجاری است و حدود ۴۹٪ باقی را بدهی‌های جاری شرکت‌ها تشکیل می‌دهند که عمدتاً پرداختی‌های تجاری با سررسید کمتر از یک سال هستند.

جدول ۲ همبستگی بین متغیرهای مورد بررسی در این تحقیق را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه سود تقسیمی هر سال مالی عموماً تابستان سال بعد تعیین می‌شود، متغیرهای بازده سود تقسیمی و درصد پرداخت سود تقسیمی با یک دوره تأخر در جدول ۲ ظاهر شده‌اند. در این جدول همبستگی منفی بین متغیرهای بازده سود تقسیمی و نوسانات قیمت سهم با اثرهای دیرش و نرخ بهره سازگار است و همچنین با توجه به اثر سیگنال‌دهی، همبستگی منفی بین درصد پرداخت سود تقسیمی و نوسانات قیمت سهم توضیح‌پذیر است.

جدول ۱. خلاصه آماری متغیرهای مورد استفاده

نام متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
نوسانات قیمت سهم	۱۸۶۳	۰/۳۵۴	۰/۱۳۲	۰/۰۸	۰/۶۸۶
بین بنگاه‌ها ^۱	۲۰۰		۰/۰۶۱	۰/۰۸۵	۰/۴۶۸
در طول زمان ^۲			۰/۱۱۶	۰/۰۱۱	۰/۷۵۸
درصد پرداخت سود تقسیمی	۱۸۲۱	۰/۶۲۸	۰/۸۱۶	۰	۲۰/۶۱
بین بنگاه‌ها	۲۰۰		۰/۳۸۸	۰	۳/۴۵
در طول زمان			۰/۷۲۴	-۲/۴۳	۱۷/۷۸
بازده سود تقسیمی	۱۸۰۲	۰/۱۱	۰/۰۸	۰	۱/۳۹۹
بین بنگاه‌ها	۲۰۰		۰/۰۵۵	۰	۰/۲۲۹
در طول زمان			۰/۰۶۷	-۰/۰۶۶	۱/۳۳
نوسانات عایدی	۱۷۹۶	۰/۰۳۷	۰/۰۲۰	۰	۰/۳۳۶
بین بنگاه‌ها	۲۰۰		۰/۰۲۰	۰/۰۰۹	۰/۱۳۶
در طول زمان			۰/۰۳۰	-۰/۰۷۸	۰/۲۶۱
نسبت بدهی	۱۹۱۵	۰/۰۴۳۰	۰/۰۳۳	۰	۱/۳۱۹۷
بین بنگاه‌ها	۲۰۰		۰/۰۶۴	۰	۰/۴۰
در طول زمان			۰/۰۶۷	-۰/۲۲	۱/۱۵
اندازه شرکت	۱۸۶۶	۲۷/۹۱۵	۱/۸۰۱	۲۳/۷۱۹	۳۳/۷۵۱
بین بنگاه‌ها	۲۰۰		۱/۷۲	۲۴/۹۱	۳۲/۷۹
در طول زمان			۰/۷۶	۲۴/۴۲	۳۰/۷۴
رشد	۱۹۵۸	۰/۲۳۳	۰/۳۹۵	-۰/۴۷۵	۷/۱۴۵
بین بنگاه‌ها	۲۰۰		۰/۱۲۷	۰/۰۲۵	۰/۹۳
در طول زمان			۰/۳۷۶	-۰/۷۱	۶/۵۵

توضیحات: جدول فوق نمایشگر خلاصه آماری متغیرهای مورد استفاده در تصریح‌های رگرسیونی است. ستون اول متغیرهای مورد استفاده، ستون دوم تعداد مشاهدات هر متغیر، ستون سوم مقدار میانگین آن متغیر، ستون چهارم مقدار انحراف معیار و دو ستون آخر مقادیر حداقل و حداکثر متغیرهای مربوطه است. منظور از Between و Within به ترتیب تغییرات بین بنگاه‌های مختلف و تغییرات داخل هر بنگاه در طول زمان است.

با توجه به نتایج جدول زیر بین دو شاخص سیاست تقسیم سود، از نظر اندازه شاخص بازده سود تقسیمی همبستگی بیشتری با نوسانات قیمت سهم دارد که این موضوع با نتایج

1. Between
2. Within

تحقیق حوساینی و همکاران (۲۰۱۱) تا حدی زاویه دارد زیرا در این پژوهش متغیر درصد پرداخت سود تقسیمی، همبستگی بیشتری با نوسانات قیمت سهم داشت که این اختلاف می‌تواند ریشه در تفاوت بورس تهران با بورس لندن داشته باشد. با توجه به نتایج جدول ۲، بالاترین همبستگی بین متغیرهای اصلی مورد توجه ما یعنی بازده سود تقسیمی و درصد پرداخت سود تقسیمی است که می‌تواند تصریح رگرسیونی ما را از جهت مشکل هم‌خطی چندگانه تهدید کند.

جدول ۲. همبستگی بین متغیرها

نام متغیر	نوسانات قیمت سهم	درصد پرداخت سود	بازده سود	نوسانات عایدی	نسبت بدهی	اندازه شرکت	رشد
نوسانات قیمت سهم	۱						
درصد پرداخت سود	-۰/۰۹۴	۱					
بازده سود	-۰/۲۰۱	۰/۳۶۷	۱				
نوسانات عایدی	۰/۱۵۸	۰/۰۰۲	۰/۰۵۸	۱			
نسبت بدهی	۰/۰۸۴	-۰/۰۴۷	-۰/۰۹۶	۰/۰۵۸	۱		
اندازه شرکت	-۰/۱۸۳	۰/۱۲۷	۰/۱۷۴	-۰/۱۶۱	-۰/۰۳۰	۱	
رشد	۰/۲۱۲	۰/۰۲۱۸	-۰/۰۲۳	۰/۱۱۱	۰/۰۱۴	-۰/۰۷۸	۱

توضیحات: جدول فوق همبستگی بین متغیرهای مورد نظر را نشان می‌دهد. متغیرها به ترتیب در سطر و ستون آمده‌اند و نیمه سمت چپ جدول به دلیل تقارن حذف شده است. طبق جدول فوق متغیرهای مربوط به سیاست تقسیم سود با نوسانات قیمت سهم همبستگی منفی دارند به‌ویژه متغیر بازده سود تقسیمی که همبستگی منفی قابل توجهی با نوسانات قیمت سهم دارد. همچنین بالاترین همبستگی در جدول فوق مربوط به متغیرهای بازده سود تقسیمی و درصد پرداخت سود تقسیمی است که می‌تواند منجر به مشکل همخطی در مدل رگرسیونی شود.

۴. نتایج

پایه‌ای‌ترین تصریح رگرسیونی که برای آزمون تأثیر سیاست تقسیم سود بر نوسانات قیمت سهم می‌توان پیاده کرد، یک تصریح رگرسیونی مقطعی است که متغیر وابسته این مدل، نوسانات قیمت سهم و متغیرهای مستقل، بازده سود تقسیمی و درصد پرداخت سود تقسیمی

هستند. همانطور که پیشتر اشاره شد چون سود تقسیمی هر سال مالی عموماً در تابستان سال بعد تعیین می‌شود بنابراین پس از تعیین، قیمت سهم را در آن سال دچار نوسان می‌کند. از این رو متغیرهای بازده سود تقسیمی و درصد پرداخت سود تقسیمی با یک مرتبه تأخر در تصریح ظاهر می‌شوند. نتایج این تصریح که در ستون اول جدول ۳ آمده است نشان می‌دهد ضریب متغیر بازده سود تقسیمی به لحاظ آماری در سطح یک درصد معنادار است ولی ضریب درصد پرداخت سود تقسیمی معنادار نیست که این امر با توجه به نکاتی که در جدول ۲ اشاره شد می‌تواند ناشی از هم‌خطی این دو متغیر باشد.

با توجه به پژوهش‌هایی که در این حوزه انجام شده، متغیرهای دیگری نیز هستند که بر هر دو طرف متغیرهای وابسته و مستقل تأثیر گذارند و می‌توانند این تصریح را از جهت تورش متغیر محذوف دچار مشکل درون‌زایی کنند. به عنوان مثال، نوسانات عایدی هم روی نوسانات قیمت تأثیرگذار است و هم در تعیین سیاست تقسیم سود نقش کلیدی دارد. همچنین با فرض ثبات ریسک عملیاتی، میزان بدهی شرکت تأثیر مستقیمی روی بازده سود تقسیمی دارد. در مورد اندازه شرکت هم می‌توان به این نکته اشاره کرد که شرکت‌های بزرگ عموماً متنوع‌تر هستند و در نتیجه از نوسانات کمتری برخوردار هستند. علاوه بر این، شرکت‌های کوچک هم اطلاعات محدودتری در اختیار عموم قرار می‌دهند و هم نسبت به شرکت‌های بزرگ کمتر مورد توجه تحلیلگران و مدیران دارایی هستند لذا اجماع کمتری در مورد عملکرد آن‌ها هست و بیشتر محتمل است که سرمایه‌گذاران در مورد آن‌ها رفتار غیرعقلایی داشته باشند. همچنین شرکت‌های کوچک در بازارهای کمتر توسعه یافته بیشتر هدف دستکاری بازیگران و سفته‌بازان قرار می‌گیرند و دچار نوسانات قیمتی می‌شوند. بنابراین برای حل مشکل درون‌زایی متغیرهای اندازه بنگاه، نوسانات عایدی، نسبت بدهی و میزان رشد بنگاه را به صورت متغیر کنترلی به تصریح رگرسیونی می‌افزاییم. نتایج این تصریح در ستون دوم جدول ۳ آمده است. در این تصریح که در واقع یک تصریح تلفیقی^۱ است، علاوه بر اینکه متغیرهای کنترلی نوسانات عایدی، اندازه شرکت و رشد معنادار هستند، ضریب متغیر بازده سود تقسیمی نیز همانند تصریح اول به لحاظ آماری در سطح یک درصد

معنادار است ولی رابطه معناداری بین درصد پرداخت سود تقسیمی و نوسانات قیمت سهم دیده نمی‌شود.

باید توجه داشت که بخشی از نوسانات قیمتی می‌تواند ناشی از شوک‌های اقتصاد کلان بوده و ریشه‌های سیستماتیک داشته باشد؛ بدین صورت که در یک زمان خاص کلیت بازار را دچار نوسان کند. برای کنترل این اثر از اثر ثابت زمان استفاده می‌کنیم. با توجه به اینکه برخی وقایع و سیاست‌ها ممکن است صنایع خاصی را دچار نوسانات قیمتی کنند، برای کنترل این موضوع اثر ثابت صنعت را به تصریح رگرسیونی اضافه می‌کنیم. همچنین جهت انتخاب بین تصریح تلفیقی و تصریح پنل اثر ثابت، از آزمون بروش‌پاگان^۱ استفاده می‌کنیم. فرض صفر این آزمون مبتنی بر همگن بودن مقاطع مختلف و در نتیجه نبود اثرات ثابت (و یا اثرات تصادفی) در سطح صنعت و یا بنگاه است و فرض مقابل نیز بر وجود ناهمگنی‌های معنادار^۲ بین بنگاه‌ها متکی است. همانطور که نتیجه آزمون نشان می‌دهد مقدار احتمال^۳ کمتر از ۵٪ است و فرض صفر رد می‌شود و در نتیجه تصریح تلفیقی نمی‌تواند تصریح خوبی برای این پژوهش باشد.

$$\chi^2(0.1) = 235/40$$

$$(Prob > \chi^2) = 0/000$$

چون انتظار می‌رود مشاهدات ما در سطوح صنعت همبسته باشند، در تصریح‌های زیر خطاهای استاندارد نیز در سطح صنعت خوشه‌بندی^۴ می‌شوند. مدل اثرات ثابت برای از بین بردن ناهمگنی مشاهده نشده استفاده می‌شود زیرا فرض بر این است که این ناهمگنی با هر یک از متغیرهای توضیحی همبستگی دارد ولی زمانی که ناهمگنی مشاهده نشده مستقل از هر متغیر توضیحی باشد، مدل اثرات ثابت ناکارآمد خواهد بود؛ در این صورت از مدل اثر تصادفی استفاده می‌کنیم و ناهمگنی غیرقابل مشاهده را به عنوان متغیر تصادفی در نظر می‌گیریم. لذا در ادامه ما تصریح پانل اثر تصادفی و نتایج آن (تصریح (۴)) را نیز می‌آوریم و سرانجام با استفاده از آزمون هاوسمن تصریح بهتر انتخاب می‌کنیم. این آزمون مبتنی بر وجود و یا عدم وجود رابطه‌ای بین متغیر مستقل و جزء خطا است؛ به این صورت که فرضیه

1. Breusch-Pagan test
2. Significant Heterogeneities
3. P-value
4. Cluster

صفر آن مبتنی بر این است که ناهمگنی مشاهده نشده مستقل از هر متغیر توضیحی است. نتیجه آزمون هاوسمن به صورت زیر است که با توجه به نتیجه زیر، فرضیه صفر رد می شود و تصریح اثر ثابت می تواند نتیجه بهتر و معتبرتری داشته باشد.

$$\chi^2(15) = 54.11$$

$$(Prob > \chi^2) = 0.000$$

جدول ۳. اثر سیاست تقسیم روی نوسانات قیمت سهام در بورس تهران

نام متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
بازده سود تقسیمی	-۰/۳۳۵*** (۰/۰۳۷)	-۰/۰۳۵۳*** (۰/۰۳۷)	-۰/۱۴۶*** (۰/۰۵۱)	-۰/۱۲۲*** (۰/۰۲۸)
درصد پرداخت سود تقسیمی	-۰/۰۰۱۷ (۰/۰۰۳۹)	-۰/۰۰۲۴ (۰/۰۰۳۷)	-۰/۰۰۰۹ (۰/۰۰۰۴)	-۰/۰۰۰۸ (۰/۰۰۲۵)
نوسانات عایدی		۰/۵۲۶*** (۰/۰۸۳)	-۰/۰۰۰۱ (۰/۰۵۶)	۰/۰۱۶ (۰/۰۶۱)
اندازه شرکت		۰/۰۰۳۸** (۰/۰۰۱۷)	-۰/۰۰۷۵** (۰/۰۰۰۳)	-۰/۰۰۱۳*** (۰/۰۰۲۲)
رشد		۰/۰۵۴*** (۰/۰۰۷۲)	۰/۰۱۳*** (۰/۰۰۰۴۵)	۰/۰۱۹*** (۰/۰۰۰۴۸)
نسبت بدهی		-۰/۰۳۷ (۰/۰۳۶)	-۰/۰۰۰۸ (۰/۰۰۴۱)	۰/۰۱۵ (۰/۰۲۹)
عدد ثابت	۰/۳۸۲*** (۰/۰۰۰۴۴)	۰/۲۷۷*** (۰/۰۰۴۶)	۰/۵۲۶*** (۰/۰۰۸۳)	-۰/۱۰* (۰/۰۱۷۸)
اثر ثابت زمان	ندارد	ندارد	دارد	دارد
اثر ثابت صنعت	ندارد	ندارد	دارد	دارد
تعداد مشاهدات	۱۸۰۱	۱۶۹۲	۱۶۹۲	۱۶۹۲
ضریب تعیین	۰/۰۵۲	۰/۱۱۷	۰/۵۳۲	۰/۴۱

توضیحات: متغیر وابسته نوسانات قیمت سهم است که به روش پارکینسون محاسبه شده است. متغیرهای توضیحی تصریح (۱) درصد پرداخت سود تقسیمی و بازده سود تقسیمی هستند. در تصریح (۲) متغیرهای کنترلی افزوده شده اند. در تصریح های (۳) اثرات ثابت به مدل اضافه شده اند. خطای استاندارد در تصریح (۳) در سطح صنعت خوشه بندی شده است. طبق جدول فوق ضریب متغیر بازده سود تقسیمی در همه تصریح ها در سطح اطمینان ۱٪ معنادار است ولی ضریب متغیر درصد پرداخت سود تقسیمی در هیچ کدام از تصریح های فوق معنادار نیست. در تصریح (۳) در بین متغیرهای کنترلی ضرایب متغیرهای اندازه شرکت و رشد معنادار هستند. تصریح (۴) نتایج حاصل از تصریح رگرسیونی با اثرات تصادفی را نشان می دهد.

نتایج تصریح اثرات ثابت که در ستون سوم جدول ۳ آمده است نشان می‌دهد که در سطح اطمینان یک درصد رابطه معناداری بین نوسانات قیمت سهم و بازده سود تقسیمی دیده می‌شود. این رابطه معکوس از نظر تئوری با اثرهای دیرش و نرخ بهره و از لحاظ تجربی با نتایج مقاله باسکین (۱۹۸۹) سازگار است.

جدول ۴. جدول بررسی همخطی دو متغیر درصد پرداخت سود تقسیمی و بازده سود تقسیمی

نام متغیر	(۳)	(۴)	(۵)
بازده سود تقسیمی	-۰/۰۸۸*** (۰/۰۳۴)	-۰/۰۹۴*** (۰/۰۳۲)	
درصد پرداخت سود تقسیمی	-۰/۰۰۱۵ (۰/۰۰۲۴)	-۰/۰۰۴۶* (۰/۰۰۲۸)	
نوسانات عایدی	۰/۰۲۳ (۰/۰۷۰)	۰/۰۲۳ (۰/۰۷۱)	۰/۰۱۹ (۰/۰۷۰)
اندازه شرکت	-۰/۰۱۵*** (۰/۰۰۶۱)	-۰/۰۱۵** (۰/۰۰۶۳)	-۰/۰۱۵** (۰/۰۰۶۵)
رشد	۰/۰۲۱*** (۰/۰۰۷۰)	۰/۰۲۱*** (۰/۰۰۶۹)	۰/۰۲۰*** (۰/۰۰۷۰)
نسبت بدهی	-۰/۰۲۶ (۰/۰۵۳)	-۰/۰۲۶ (۰/۰۵۳)	-۰/۰۳۵ (۰/۰۵۳)
عدد ثابت	۰/۵۲۶*** (۰/۰۸۳)	۰/۶۵۲*** (۰/۱۷۸)	۰/۶۵۰*** (۰/۱۷۸)
اثر ثابت زمان	دارد	دارد	دارد
اثر ثابت صنعت	دارد	دارد	دارد
تعداد مشاهدات	ندارد	۱۶۹۲	۱۶۹۲
ضریب تعیین	۱۶۹۲	۰/۵۸۹	۰/۴۸۹

توضیحات: متغیر وابسته، نوسانات قیمت سهم است که به روش پارکینسون محاسبه شده است. تصریح (۳) یک تصریح کامل است که همه متغیرهای توضیحی را دربر دارد؛ جهت بررسی همخطی دو متغیر درصد پرداخت سود تقسیمی و بازده سود تقسیمی در هر کدام از تصریح‌های (۴) و (۵) یکی از متغیرهای مذکور حذف شده است. همانطور که جدول فوق نشان می‌دهد در تصریح (۴) با حذف متغیر درصد پرداخت سود تقسیمی، ضریب متغیر بازده سود تقسیمی همچنان در سطح اطمینان ۱٪ معنادار است. با کنار گذاشتن متغیر بازده سود تقسیمی در تصریح (۵) ضریب متغیر درصد پرداخت سود تقسیمی در سطح اطمینان ۱۰٪ معنادار می‌شود که این امر نشان دهنده همخطی دو متغیر مذکور است.

ضریب متغیر درصد پرداخت سود تقسیمی همانند تصریح‌های پیشین معنادار نیست که در ابتدا به نظر می‌آید ناشی از همخطی بالای این متغیر با بازده سود تقسیمی و همچنین دامنه تغییرات نسبتاً کم این متغیر باشد؛ این فرضیه با کنار گذاشتن هر یک از متغیرهای بازده سود تقسیمی و درصد پرداخت سود تقسیمی از تصریح رگرسیونی در جدول ۴ بررسی شده است که در ادامه به توضیح و تشریح آن می‌پردازیم.

جهت بررسی همخطی بین دو متغیر بازده سود تقسیمی و درصد پرداخت سود تقسیمی، تصریح‌های (۴) و (۵) را می‌سازیم؛ بدین صورت که در هر کدام از این تصریح‌ها یکی از متغیرهای مذکور را از تصریح (۳) کنار می‌گذاریم. طبق نتایج موجود در جدول ۴، در تصریح (۴) که درصد پرداخت سود تقسیمی کنار گذاشته شده است، ضریب متغیر بازده سود تقسیمی از نظر اندازه از ۰/۰۰۸۸- به ۰/۰۰۹۴- رسیده و از لحاظ معناداری تغییری نمی‌کند. نتایج تصریح (۵) نیز نشان می‌دهد که با کنار گذاشتن متغیر بازده سود تقسیمی، ضریب درصد پرداخت سود تقسیمی از نظر اندازه و معنی‌داری به‌طور قابل ملاحظه‌ای تغییر می‌کند؛ به‌طوری که در این تصریح برخلاف تصریح‌های پیشین ضریب متغیر درصد پرداخت سود تقسیمی از لحاظ آماری در سطح اطمینان ۱۰٪ معنادار است که این امر می‌تواند مؤید همخطی دو متغیر مذکور باشد. همانطور که پیشتر اشاره شد این رابطه معکوس از نظر تئوری با اثر سیگنال‌دهی و از نظر تجربی نیز با مقالات باسکین (۱۹۸۹)، حوسایینی و همکاران (۲۰۱۱) و مینگلی و همکاران (۲۰۱۶) سازگار است.

همانطور که پیشتر اشاره شد، از آنجا که هلدینگ‌های سرمایه‌گذاری مادر مایل هستند درصد مالکیت خود بر شرکت‌های زیرمجموعه خود را حفظ کنند، جهت شناسایی سود و ارائه عملکرد، شرکت‌های زیرمجموعه را وادار به توزیع سود حداکثری می‌کنند که بخشی از این سود در قالب افزایش سرمایه از محل آورده نقدی و مطالبات حاصل شده به شرکت برمی‌گردد. بنابراین با لحاظ کردن این امر متغیرهای مربوط به سیاست تقسیم سود را با متغیرهای خالص بازده سود تقسیمی و خالص درصد پرداخت سود تقسیمی جایگزین می‌کنیم.

جدول ۵. جدول تخمین اثر سیاست تقسیم سود بر نوسانات قیمت (با لحاظ افزایش سرمایه)

نام متغیر	(۳)	(۶)
بازده سود تقسیمی	-۰/۰۸۸*** (۰/۰۳۴)	
درصد پرداخت سود تقسیمی	-۰/۰۰۱۵ (۰/۰۰۲۴)	
خالص بازده سود تقسیمی	-۰/۰۳۹* (۰/۰۲۱)	
خالص درصد پرداخت	۰/۰۰۱۲ (۰/۰۰۲)	
نوسانات عایدی	۰/۰۲۳ (۰/۰۷۰)	-۰/۰۰۳۵ (۰/۰۷۳)
اندازه شرکت	-۰/۰۱۵*** (۰/۰۰۶۱)	-۰/۰۲۱*** (۰/۰۰۷۴)
رشد	۰/۰۲۱*** (۰/۰۰۷۰)	۰/۰۱۷* (۰/۰۰۸۶)
نسبت بدهی	-۰/۰۲۶ (۰/۰۵۳)	۰/۱۰۱ (۰/۰۵۸)
عدد ثابت	۰/۵۲۶*** (۰/۰۸۳)	۰/۸۰۷*** (۰/۲۰۱)
اثر ثابت زمان	دارد	دارد
اثر ثابت صنعت	دارد	دارد
تعداد مشاهدات	۱۶۹۲	۱۳۲۹
ضریب تعیین	۰/۵۳۲	۰/۴۷۰

توضیحات: متغیر وابسته نوسانات قیمت سهم است که به روش پارکینسون محاسبه شده است. در تصریح (۳) سود تقسیمی بدون در نظر گرفتن افزایش‌ها محاسبه شده است. تصریح (۶) همان تصریح (۳) است که در آن‌ها متغیرهای بازده سود تقسیمی و درصد پرداخت سود تقسیمی با لحاظ کردن افزایش سرمایه از محل آورده نقدی محاسبه شده است. منظور از خالص درصد پرداخت سود تقسیمی و خالص بازده سود تقسیمی این است که در محاسبه سود هر سهم (DPS) مقدار افزایش سرمایه از محل آورده نقدی برای هر سهم کم شده است و شاخص‌های فوق با لحاظ این امر محاسبه شده‌اند. همانطور که نتایج جدول فوق نشان می‌دهد ضریب متغیر خالص بازده سود تقسیمی در تصریح (۶) در سطح اطمینان ۵٪ معنادار است و ضریب متغیر خالص درصد پرداخت سود تقسیمی همچنان معنادار نیست.

حال با جایگذاری این متغیرها به جای متغیرهای بازده سود تقسیمی و درصد پرداخت سود تقسیمی در تصریح (۳) به تصریح (۶) می‌رسیم. همانطور که نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد ضریب متغیر بازده سود تقسیمی در تصریح (۶) در سطوح ۵٪ معنادار است. با مقایسه تصریح (۶) با تصریح (۳) می‌بینیم اندازه و معناداری ضرایب کاهش یافته است ولی تغییر علامتی در آن‌ها ایجاد نشده است. ضریب متغیر درصد پرداخت سود تقسیمی نیز همانند قسمت‌های قبل از لحاظ آماری معنادار نیست. بنابراین با توجه به نتایج اگر با لحاظ افزایش سرمایه‌ها، خالص سود تقسیمی را لحاظ کنیم، این متغیر از لحاظ اندازه کمتر می‌تواند توضیح‌دهنده نوسانات قیمت باشد.

در ادامه از نوسانات شاخص قیمت و بازده نقدی (TEDPIX)^۱ به عنوان شاخصی برای کنترل نوسانات کلان استفاده می‌کنیم. شاخص TEDPIX نشانگر بازده کل بورس است و از تغییرات قیمت و بازده نقدی متأثر می‌شود. با جایگذاری این متغیر به جای اثر ثابت زمان در تصریح رگرسیونی (۳) به تصریح (۷) می‌رسیم که نتایج آن در جدول ۶ آمده است. با توجه به نتایج جدول ۶ ضریب متغیر نوسانات اقتصاد کلان از لحاظ آماری در سطح ۱٪ معنادار است. همچنین این ضریب از نظر آماری بالاترین معناداری و از لحاظ اندازه بیشترین اندازه را بین متغیرهای موجود دارد که این امر با توجه به ریسک سیستماتیک بالای بازار ایران قابل انتظار بود.

با توجه به نتایج جدول ۶، ضریب متغیرهای بازده سود تقسیمی و درصد پرداخت سود تقسیمی از نظر معناداری و علامت تغییری نکرده‌اند ولی از نظر اندازه بزرگتر شده‌اند. در تصریح (۳) همه نوساناتی که در یک مقطع خاص زمانی بر کلیت بازار وارد شده‌اند با اثر ثابت زمان کنترل شده‌اند در حالی که در تصریح (۷) با وجود اینکه بخش قابل توجهی از این نوسانات با متغیر نوسانات کلان کنترل شده است مابقی به سایر متغیرها سرریز شده است. از این رو ضرایب متغیرها در تصریح (۷) از نظر اندازه بزرگتر از تصریح (۳) است.

1. Tehran Stock Exchange Dividend and Price Index

جدول ۶. جدول بررسی پایداری نتایج با لحاظ متغیر نوسانات اقتصاد کلان

نام متغیر	(۳)	(۷)
بازده سود تقسیمی	-۰/۰۸۸*** (۰/۰۳۴)	-۰/۱۱۴*** (۰/۰۴۰)
درصد پرداخت سود تقسیمی	-۰/۰۰۱۵ (۰/۰۰۲۴)	-۰/۰۰۱۵ (۰/۰۰۳۶)
نوسانات عایدی	۰/۰۲۳ (۰/۰۷۰)	۰/۲۵۸ (۰/۰۹۳)
اندازه شرکت	-۰/۰۱۵*** (۰/۰۰۶۱)	-۰/۰۶۰*** (۰/۰۰۶۳)
رشد	۰/۰۲۱*** (۰/۰۰۷۰)	۰/۰۲۹*** (۰/۰۰۷۰)
نسبت بدهی	-۰/۰۲۶ (۰/۰۵۳)	-۰/۰۲۳ (۰/۰۴۹)
نوسانات کلان	۰/۶۴۳*** (۰/۰۳۰)	
عدد ثابت	۰/۶۵۰*** (۰/۱۷۸)	-۱/۴۲۵*** (۰/۱۷۸)
اثر ثابت زمان	دارد	ندارد
اثر ثابت صنعت	دارد	دارد
تعداد مشاهدات	۱۶۹۲	۱۶۹۲
ضریب تعیین	۰/۶۰۹	۰/۵۴۹

توضیحات: متغیر وابسته، نوسانات قیمت سهم است که به روش پارکینسون محاسبه شده است. در تصریح (۳) جهت کنترل نوسانات اقتصاد کلان از اثر ثابت زمان استفاده شده ولی در تصریح (۷) از متغیر کنترل نوسانات اقتصاد کلان استفاده شده است. با توجه به معناداری قابل توجه متغیر نوسانات اقتصاد کلان در جدول فوق می‌توان گفت بخش اعظمی از نوسانات قیمت سهام در بورس تهران ناشی از ریسک‌های سیستماتیک بازار است که با توجه به شرایط تحریمی و تورمی کشور دور از انتظار نیست. معناداری و علامت ضرایب متغیرهای سیاست تقسیم سود در تصریح (۷) نسبت به تصریح (۳) بدون تغییر بوده است.

همانطور که در بخش نتایج دیدیم متغیر کنترلی نسبت بدهی در اکثر تصریح‌های رگرسیونی از لحاظ آماری معنادار نبود. در بخش خلاصه آماری داده‌ها اشاره شد که برای متغیر کنترل نسبت بدهی از بدهی‌های غیرجاری استفاده شده است و این بدهی‌ها سهم

ناچیزی از بدهی کل شرکت‌ها داشتند؛ بنابراین در تصریح (۳) به جای بدهی غیر جاری از کل بدهی‌های شرکت استفاده می‌کنیم و به تصریح (۸) می‌رسیم.

جدول ۷. مقایسه اثر بدهی کل و بدهی غیر جاری بر نوسانات قیمت سهم در بورس تهران

نام متغیر	(۳)	(۸)
بازده سود تقسیمی	-۰/۰۸۸*** (۰/۰۳۴)	-۰/۰۹۴*** (۰/۰۴۰)
درصد پرداخت سود تقسیمی	-۰/۰۰۱۵ (۰/۰۰۲۴)	-۰/۰۰۱۶ (۰/۰۰۳۶)
نوسانات عایدی	۰/۰۲۳ (۰/۰۷۰)	۰/۰۲۵ (۰/۰۹۳)
اندازه شرکت	-۰/۰۱۵*** (۰/۰۰۶۱)	-۰/۰۲۰*** (۰/۰۰۶۳)
رشد	۰/۰۲۱*** (۰/۰۰۷۰)	۰/۰۱۸*** (۰/۰۰۷۰)
نسبت بدهی (غیر جاری)	-۰/۰۲۶ (۰/۰۵۳)	
نسبت بدهی (کل)		۰/۰۶۲* (۰/۰۳۸)
عدد ثابت	۰/۶۵۰*** (۰/۱۷۸)	۰/۸۳*** (۰/۱۶۶)
اثر ثابت زمان	دارد	دارد
اثر ثابت صنعت	دارد	دارد
تعداد مشاهدات	۱۶۹۲	۱۶۹۲
ضریب تعیین	۰/۶۰۹	۰/۶۴۹

توضیحات: متغیر وابسته، نوسانات قیمت سهم است که به روش پارکینسون محاسبه شده است. متغیر نسبت بدهی در تصریح (۳) مبتنی بر بدهی‌های غیر جاری است ولی این متغیر در تصریح (۸) براساس کل بدهی شرکت‌ها ایجاد شده است. همانطور که جدول فوق نشان می‌دهد در تصریح (۳) که از بدهی غیر جاری استفاده شده است، ضریب متغیر نسبت بدهی معنادار نیست ولی با تغییر بدهی جاری به بدهی کل در تصریح (۸) مشاهده می‌کنیم که این ضریب در سطح اطمینان ۱۰٪ معنادار است. معناداری و علامت ضرایب متغیرهای سیاست تقسیم سود در تصریح (۸) نسبت به تصریح (۳) بدون تغییر بوده است.

جدول ۷ نشان می‌دهد که اگر در نسبت بدهی، بدهی غیر جاری را با بدهی کل جایگزین کنیم، ضریب این متغیر از لحاظ آماری در سطح اطمینان ۱۰٪ معنادار خواهد شد. این نتیجه با توجه به سهم خیلی ناچیز بدهی غیر جاری در ساختار سرمایه شرکت‌ها و دامنه تغییرات بسیار پایین آن دور از انتظار نبود. همانطور که پیشتر اشاره شد، بدهی‌های غیر جاری به‌طور متوسط فقط ۷٪ ساختار سرمایه شرکت‌های بورسی را تشکیل می‌دهند و بخش عمده بدهی‌های شرکت‌های بورسی، پرداختی‌های تجاری با سررسید کمتر از یک سال هستند. رابطه مستقیم این نسبت با نوسانات قیمت سهم هم نشان‌دهنده این است که به‌طور متوسط هر چه نسبت بدهی شرکت‌ها بیشتر باشد نوسانات قیمت سهم آن‌ها بیشتر خواهد شد. از آنجا که بدهی بیشتر، ریسک بر شکستی شرکت را بیشتر می‌کند این نسبت مستقیم از لحاظ نظری دور از انتظار نیست. با مقایسه نتایج تصریح‌های (۳) و (۸) می‌بینیم که ضرایب متغیرهای بازده سود تقسیمی، درصد پرداخت سود تقسیمی و سایر متغیرها از نظر اندازه و علامت بدون تغییر بوده است.

متغیر نوسانات قیمتی که در این پژوهش استفاده شد، نوسانات قیمتی پارکینسون با کران‌های قیمتی هفتگی بود که در بخش تعریف متغیرها تشریح شد. در این قسمت جهت بررسی پایداری نتایج، در وهله اول به جای کران‌های قیمتی هفتگی از کران قیمتی روزانه استفاده می‌کنیم. در ادامه و در تصریح دیگری از روش محاسبه لگاریتم بازدهی به جای روش پارکینسون استفاده می‌کنیم. در این روش نیز یک بار کران‌های قیمتی را هفتگی و بار دیگر روزانه در نظر می‌گیریم. برای کران قیمتی هفتگی جهت محاسبه نوسانات قیمت سهم، انحراف معیار لگاریتم قیمت پایانی هفتگی هر سهم را برای هر سال محاسبه می‌کنیم. بنابراین در این قسمت با ۴ تصریح زیر روبرو هستیم. تصریح اول که با روش پارکینسون برای کران قیمتی هفتگی برآورد شده است که همان تصریح (۴) است. تصریح (۹) روش پارکینسون با کران روزانه و تصریح‌های (۱۰) و (۱۱) به ترتیب روش‌های لگاریتم بازدهی با کران‌های هفتگی و روزانه هستند.

همانطور که جدول ۸ نشان می‌دهد، با وجود اینکه در تصریح (۹) معناداری و اندازه ضریب متغیر بازده سود تقسیمی نسبت به تصریح (۳) کاهش یافته است، این ضریب همچنان در سطح اطمینان ۵٪ معنادار است و تغییری در علامت آن ایجاد نشده است.

جدول ۸. مقایسه روش‌های مختلف محاسبه نوسانات قیمت سهم و اثر سیاست تقسیم سود بر آن‌ها

نام متغیر	۳	۹	۱۰	۱۱
بازده سود تقسیمی	-۰/۰۸۸*** (۰/۰۳۴)	-۰/۰۷۳** (۰/۰۳۲)	-۰/۱۲۱*** (۰/۰۴۶)	-۰/۰۶۹* (۰/۰۴۱)
درصد پرداخت سود تقسیمی	-۰/۰۰۱۵ (۰/۰۰۲۴)	-۰/۰۰۲۰ (۰/۰۰۲۲)	-۰/۰۰۴۹ (۰/۰۰۶۹)	-۰/۰۰۶۱ (۰/۰۰۶۳)
نوسانات عایدی	۰/۰۲۳ (۰/۰۷۰)	-۰/۰۵۸ (۰/۰۵۹)	-۰/۰۳۷ (۰/۰۳۷)	-۰/۰۲۹ (۰/۰۲۴)
اندازه شرکت	-۰/۰۱۵*** (۰/۰۰۶۱)	-۰/۰۲۴** (۰/۰۰۵۷)	-۰/۰۸۴*** (۰/۰۱۵۹)	-۰/۰۷۹*** (۰/۰۱۴۶)
رشد	۰/۰۲۱*** (۰/۰۰۷۰)	۰/۰۱۶** (۰/۰۰۶۸)	۰/۰۴۷** (۰/۰۲۰۳)	۰/۰۳۴* (۰/۰۱۹۳)
نسبت بدهی	-۰/۰۲۶ (۰/۰۵۳)	-۰/۰۱۶ (۰/۰۵۳)	۰/۱۳۷ (۰/۱۴۰)	۰/۱۲۱ (۰/۱۳۴)
عدد ثابت	۰/۶۵۰*** (۰/۱۷۸)	۰/۰۷۴۷ (۰/۱۵۵)	۲/۴۵*** (۰/۳۵۶)	۲/۸۶*** (۰/۳۴۱)
اثر ثابت زمان	دارد	دارد	دارد	دارد
اثر ثابت پنگاه	دارد	دارد	دارد	دارد
تعداد مشاهدات	۱۶۹۲	۱۶۹۲	۱۶۹۲	۱۶۹۲
ضریب تعیین	۰/۶۰۹	۰/۵۷۹	۰/۳۷۶	۰/۳۱۶

توضیحات: در تصریح‌های (۳) و (۹) متغیر وابسته، نوسانات قیمت سهم است که به ترتیب با کران‌های قیمتی هفتگی و روزانه محاسبه شده‌اند. در تصریح‌های (۱۰) و (۱۱) متغیر نوسانات قیمتی به روش لگاریتم بازدهی محاسبه شده است و کران‌های قیمتی به ترتیب هفتگی و روزانه هستند. نتایج جدول حاکی از این است که با وجود اینکه در همه تصریح‌ها ضریب متغیر بازده سود تقسیمی تغییر علامت نداده و معنادار است ولی در تصریح‌هایی که دامنه تغییرات قیمتی هفتگی است شاهد معناداری بیشتری هستیم که با توجه به دامنه نوسان روزانه دور از انتظار نیست.

ضریب متغیر درصد پرداخت سود تقسیمی نیز همانند تصریح (۳) از لحاظ آماری معنادار نیست. در بین متغیرهای کنترلی نیز متغیرهای اندازه شرکت و رشد در سطح اطمینان ۵٪ معنادار هستند و نسبت به تصریح (۳) تغییر علامت نداده‌اند. در تصریح (۱۰) که به روش بازدهی لگاریتم با دامنه قیمتی هفتگی محاسبه شده است، ضریب متغیر بازده سود تقسیمی در سطح اطمینان ۱٪ معنادار است و نسبت به تصریح (۳) تغییر علامت نداده است. متغیر درصد پرداخت سود تقسیمی نیز همانند تصریح (۳) از نظر آماری معنادار نیست. در بین

متغیرهای کنترلی نیز ضرایب متغیرهای اندازه شرکت و رشد نیز نسبت به تصریح (۴) معناداری و علامت خود را حفظ کرده‌اند. در نهایت در تصریح (۱۱) که به روش لگاریتم بازدهی با دامنه قیمتی روزانه محاسبه شده است، معناداری و اندازه ضریب متغیر بازده سود تقسیمی با حفظ علامت به‌طور قابل توجهی کاهش یافته است. ضریب متغیر درصد پرداخت سود تقسیمی نیز همانند تصریح‌های قبلی معنادار نیست.

۵. جمع‌بندی

هدف این تحقیق بررسی اثر سیاست تقسیم سود روی نوسانات قیمت سهم در بازار بورس و اوراق بهادار تهران است و سیاست تقسیم سود با دو شاخص درصد پرداخت سود تقسیمی و بازده سود تقسیمی مورد ارزیابی قرار گرفته است. برای این منظور ۲۰۰ شرکت بورسی برای نمونه مورد نظر انتخاب شده و در بازه زمانی ۱۳۸۹-۱۳۹۸ مورد بررسی قرار گرفتند. در ادامه تصریح‌های رگرسیونی پانل، برای آزمون فرضیه اثرگذاری بازده سود تقسیمی و درصد پرداخت سود تقسیمی روی نوسانات قیمت سهم طراحی و معرفی شدند. همچنین اثر سایر متغیرها مانند اندازه شرکت، نوسانات سود، رشد و میزان بدهی شرکت بر نوسانات قیمت سهم مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج تجربی نشان داد که رابطه معنادار معکوسی بین بازده سود تقسیمی و نوسانات قیمت سهم وجود دارد. در تصریح رگرسیونی که هر دو متغیر بازده سود تقسیمی و درصد پرداخت سود تقسیمی وجود داشتند، ضریب متغیر درصد پرداخت سود تقسیمی به دلیل همخطی بالا با متغیر بازده سود تقسیمی از لحاظ آماری معنادار نبود ولی با کنار گذاشتن متغیر بازده سود تقسیمی این متغیر نیز در سطح اطمینان ۱۰٪ معنادار بود و رابطه معکوسی با نوسانات قیمت سهم داشت. رابطه معکوس بازده سود تقسیمی و درصد پرداخت سود تقسیمی با نوسانات قیمت سهم از لحاظ نظری با اثرهای دیرش، نرخ بهره و سیگنال‌دهی و از لحاظ تجربی با پژوهش‌های باسکین (۱۹۸۹)، حوسایینی و همکاران (۲۰۱۱) و مینگلی و همکاران (۲۰۱۶) سازگار است. در بین متغیرهای کنترلی ضرایب متغیرهای اندازه و رشد شرکت معنادار بودند؛ بعدتر با بازتعریف متغیر نسبت بدهی این متغیر نیز در سطح معناداری ۱۰٪ معنادار شد. در ادامه، افزایش سرمایه از محل آورده نقدی شرکت‌ها نیز در محاسبه سود نقدی لحاظ شدند؛ در این تصریح معناداری و اندازه ضریب متغیر بازده سود تقسیمی نسبت به تصریح پیشین کاهش یافته بود. نتایج این پژوهش می‌تواند

به سرمایه‌گذاران و مدیران کمک کند. با توجه به حساسیت نوسانات قیمت سهم به متغیرهایی که ذکر شد، سرمایه‌گذاران می‌توانند در مدیریت نوسانات قیمتی سبد دارایی خود به این عوامل توجه کنند. همچنین با توجه به این که متغیرهای مربوط به سیاست تقسیم سود نسبت به متغیرهایی مانند اندازه و بدهی شرکت در کوتاه‌مدت راحت‌تر قابل تغییر هستند، مدیران می‌توانند از این متغیرها جهت کنترل نوسانات قیمت سهم خود بهره ببرند.

تعارض منافع

بدینوسیله اظهار می‌گردد که در انتشار و بهره‌برداری از پیامدهای مادی و معنوی این پژوهش، هیچ‌گونه تعارض منافع بین نویسندگان و نیز نویسندگان با اشخاص ثالث دیگر وجود ندارد.

ORCID

Masood Baghbani



<https://orcid.org/0009-0000-4429-1573>

GholamReza Keshavarz Haddad



<https://orcid.org/0000-0001-5873-8217>

Hossein Abdoh Tabrizi



<https://orcid.org/0000-0002-8794-3719>

منابع

- ابونوری، اسمعیل و مؤتمنی، مانی. (۱۳۹۵). تحلیل بازخورد نوسانات در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، ۷(۲۷)، ۲۴۷-۲۶۱. SID. <https://sid.ir/paper/67252/en>
- برزگر مروستی، محمدرضا و بنی‌عامریان، محمد. (۱۴۰۲). بررسی رابطه بین سیاست تقسیم سود و نوسانات قیمت سهام با در نظر گرفتن تأثیر مالکیت نهادی در شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران. نهمین کنفرانس بین‌المللی علوم مدیریت و حسابداری. <https://civilica.com/doc/1671649>
- دستگیر، محسن، چاوشی، محسن و عظیمی، مینا. (۱۳۹۵). تأثیر سیاست‌های تقسیم سود بر تغییرات قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی‌های حسابداری، ۳(۱۱)، ۶۵-۷۶. doi: 10.22055/jiar.2016.12987

References

- Abounoori, E. & Motameni, M. (2016), Analysis of volatility feedback in tehran stock exchange. *Journal of Economics Researches*, 27(7), 247-261. SID. <https://sid.ir/paper/67252/en>. [In Persian]
- Allen, D.E. & Rachim, V.S. (1996). Dividend policy and stock price volatility: Australian evidence. *Applied Financial Economics*, 6(2), 175-188. <https://doi.org/10.1080/096031096334402>
- Barzegarmroosti, M. & Beniamrian, M. (2023). Investigating the relationship between dividend policy and stock price volatility considering the impact

- of institutional ownership in companies listed on the Tehran stock exchange. 9th International Conference on Management and Accounting Sciences. <https://civilica.com/doc/1671649>. [In Persian]
- Baskin, J. (1989). Dividend policy and the volatility of common stocks. *Journal of Portfolio Management*, 15(3), 19-25. <https://doi.org/10.3905/jpm.1989.409203>
- Campbell, J.Y. & Shiller, R.J. (1988). The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. *The Review of Financial Studies*, 1(3), 195-228. <https://www.jstor.org/stable/2961997>
- Cochrane, J.H. (2011). Presidential address: Discount rates. *The Journal of Finance*, 66(4), 1047-1108. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2011.01671.x>
- Dastgir, M., Chavoshi, M. & Azimi, M. (2016). The Influence of dividend policy on share price volatility of the companies listed in Tehran stock exchange. *Journal of Accounting Review*, 3(11), 76-65, doi: 10.22055/jiar.2016.12987. [In Persian]
- Hussainey, K., Mgbame, C.O. & Chijoke-Mgbame, A.M. (2011). Dividend policy and share price volatility: UK evidence. *The Journal of Risk Finance*, 12(1), 57-68. <https://doi.org/10.1108/15265941111100076>
- Lashgari, Z. & Ahmadi, M. (2014). The impact of dividend policy on stock price volatility in the Tehran stock exchange. *Kuwait Chapter of the Arabian Journal of Business and Management Review*, 3(10), 273-283. DOI:10.12816/0018408
- Lintner, J. (1956). Distribution of incomes of corporations among dividends, retained earnings, and taxes. *The American Economic Review*, 46(2), 97-113. <https://www.jstor.org/stable/1910664>
- Miller, M.H. & Modigliani, F. (1961). Dividend policy, growth, and the valuation of shares. *The Journal of Business*, 34(4), 411-433. <http://dx.doi.org/10.1086/294442>
- Parkinson, M. (1980). The extreme value method for estimating the variance of the rate of return. *Journal of Business*, 53(1), 61-65. <https://www.jstor.org/stable/2352357>
- Xu, M., Sun, W. & Xie, J. (2016). Empirical analysis of dividend policy and stock volatility based on fixed effect model. *Revista Ibérica de Sistemas e Tecnologias de Informação*, (E10), p.442.

استناد به این مقاله: باغبانی، مسعود، کشاورز حداد، غلامرضا و عبده تیریزی، حسین. (۱۴۰۳). اثر سیاست تقسیم سود بر نوسانات قیمت سهم: شواهدی از بازار سهام تهران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹(۹۹)، ۹۰-۱۲۶.



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

Investigating the Performance of Iran's Monetary Policy Transmission Mechanisms Under Uncertainty Conditions

Reza Alaei* 

Assistant Professor of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran

Ahmad Salahmanesh 

Associate Professor of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran

Abstract

The present study examined the effect of uncertainty on specific monetary policy transmission mechanisms in Iran from the first quarter of 1990 to the fourth quarter of 2022. First, the three variables representing the Central Bank's policy instruments were considered, namely monetary base (BM), money (M_1), and liquidity (M_2), along with two target variables of GDP and inflation. The VAR-X method was used to analyze the three monetary transmission channels: Interest rate, exchange rate, and credits. The findings indicated the central role of the credit channel, regardless of the Central Bank's policy variable or target. However, the effectiveness of the interest rate and exchange rate channels varies depending on the type of policy instrument and the target variable. The study also explored the effect of different levels of uncertainty on the monetary transmission channels. The 90th and 10th percentiles of the optimal economic uncertainty index were used as proxies for high and low uncertainty, respectively. The analysis employed the interaction vector autoregression (IVAR) method and extracted impulse response functions (IRFs) for GDP and inflation. According to the results, monetary policy transmission functions operated differently under varying levels of uncertainty, indicating that the level of uncertainty significantly affects the monetary policy transmission channels.

* Corresponding Author: r.alaei@scu.ac.ir

How to Cite: Alaei, R. & Salahmanesh, A. (2024). Investigating the Performance of Iran's Monetary Policy Transmission Mechanisms Under Uncertainty Conditions. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(99), 127-165.

1. Introduction

An examination of changes in Iran's economy over the past few decades shows that it has faced multiple challenges, including chronic recessions, inflation, exchange rate fluctuations, economic reform plans, and severe international sanctions. These factors have contributed to heightened economic uncertainty. Meanwhile, monetary policies have been widely applied in Iran to stabilize the economy and achieve policymakers' objectives, despite the theoretical and empirical evidence emphasizing the impact of uncertainty on monetary policy effectiveness. Concerning the literature on monetary policy transmission mechanisms in Iran, while some research has identified various transmission channels, no studies have specifically examined the performance of these channels under different uncertainty conditions. Understanding the transmission channels of monetary policy and the impact of uncertainty on them can help policymakers control the monetary policy and make its outcomes more predictable across varying economic conditions. In this respect, the current study aimed to analyze the three primary channels of monetary policy transmission: Interest rate, exchange rate, and credit. Then, it applied the optimal economic uncertainty index developed by Alaei et al. (2018) to evaluate the uncertainty effect on the transmission channels.

2. Materials and Methods

This study followed a three-step process. First, an uncertainty index was created by updating the optimal economic uncertainty index for Iran's economy, originally developed by Alaei et al. (2018). Second, the two-stage approach used in studies by Poddar et al. (2006), Nyumuah (2018), and Anwar and Nguyen (2018) was applied—along with the extraction of impulse response functions (IRFs) from VAR and VAR-X models—to examine the monetary transmission mechanisms. Finally, the interactive vector autoregression (IVAR) method was employed to assess the effect of uncertainty on the monetary transmission mechanisms.

3. Results and Discussion

The analysis focused on the three policy instruments adopted by the Central Bank: The growth rate of monetary base, money growth, and liquidity. It thus examined the three monetary transmission channels: interest rate, exchange rate, and credit. These channels were analyzed in relation to two target variables, inflation (LCPI) and production (LGDP). The results indicate that the effectiveness of each transmission

channel varies depending on the type of policy instrument used and the specific target variable, as shown in Table 1.

Table 1. Results of Examination of Monetary Transmission Channels

Instrument	Target	Confirmed Monetary Transmission Channels
Logarithm of Monetary Base (LBM)	Logarithm of Production (LGDP)	Credit
	Logarithm of Consumer Price Index (LCPI)	Real Exchange Rate, Credit
Logarithm of Money (LM ₁)	Logarithm of Production (LGDP)	Real Exchange Rate, Credit
	Logarithm of Consumer Price Index (LCPI)	Interest Rate, Credit
Logarithm of Liquidity (LM ₂)	Logarithm of Production (LGDP)	Interest Rate, Credit
	Logarithm of Consumer Price Index (LCPI)	Real Exchange Rate, Credit

Source: Research results

The investigation into the effect of uncertainty on monetary transmission channels reveals that it varies depending on the type of policy instrument and the Central Bank's target variable. During the period under study, when the logarithm of the monetary base (LBM) was used as a policy instrument with the growth rate of the logarithm of the consumer price index (LCPI) as the target variable, high levels of uncertainty would weaken both the exchange rate and credit channels. This results in less effective transmission of shocks from the LBM variable to the LCPI target, as uncertainty reduces the power of these monetary transmission channels. However, when the production variable (LGDP) served as the target, high uncertainty instead strengthened the credit channel. In this case, LGDP exhibited a heightened response to shocks on the LBM variable. Considering the logarithm of money (LM₁) as the policy instrument, the analysis of the interest rate channel indicated that lower uncertainty strengthened this channel in transmitting shocks on LM₁ toward the LCPI target. In contrast, differing levels of uncertainty did not significantly impact the effectiveness of the exchange rate channel in transmitting LM₁ shocks to LGDP. For the credit channel, high uncertainty caused LGDP to respond more slowly to shocks, while uncertainty did not appear to affect the credit channel's influence on the response of LCPI to LM₁ shocks. Considering the logarithm of liquidity (LM₂) as the policy instrument, not only did uncertainty lead to a change of the interest rate channel to LGDP, but also the response of the target variable at high uncertainty levels increased. Similarly, high uncertainty strengthened the exchange rate channel, resulting in an increased LCPI response to

shocks on LM_2 . An analysis of the credit channel under high uncertainty revealed a stronger LGDP response to shocks in the 4th period; however, this response weakened over time. In contrast, with LCPI as the target, lower levels of uncertainty strengthened the credit channel, leading to a greater response of the target variable to shocks.

4. Conclusion

The findings revealed that the credit channel remained valid regardless of the Central Bank's policy instrument or target variable. However, the validity of other channels was sensitive to changes in the policy instrument or the target variable. Concerning the period under study, the monetary transmission channels operated differently across different levels of uncertainty. In fact, the impact of uncertainty on the monetary transmission channels proved to be significant, though its influence varied in degree across channels.

Keywords: Optimal Economic Uncertainty Index, Monetary Policy Transmission Mechanism, VAR-X Model, IVAR Model.

JEL Classification: C51, E52, E58, D81

بررسی عملکرد سازوکارهای انتقال پولی ایران تحت شرایط نااطمینانی

رضا علائی*  استادیار اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

احمد صلاح‌منش  دانشیار اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

چکیده

در مطالعه حاضر به بررسی اثر نااطمینانی بر سازوکارهای انتقال پولی منتخب ایران طی دوره ۱۳۶۹:۱ تا ۱۴۰۱:۴ پرداخته شده است. در این راستا ابتدا با توجه به سه متغیر ابزار سیاستی بانک مرکزی (پایه پولی (BM)، پول (M_1) و نقدینگی (M_2)) و دو متغیر هدف آن (تولید و تورم) و به کارگیری روش VAR-X، سه مسیر انتقال پولی منتخب نرخ بهره، نرخ ارز و اعتبارات بررسی شده است. نتایج نشان‌دهنده آن است که طی دوره مورد بررسی بدون توجه به نوع متغیر سیاستی و هدف بانک مرکزی، مسیر انتقال اعتبارات نقش ایفا کرده است. این در حالی است که نقش دو مسیر انتقالی دیگر بستگی به نوع ابزار سیاستی و متغیر هدف دارد. پس از شناسایی مسیرهای انتقال پولی، به منظور بررسی اثر سطوح مختلف نااطمینانی بر سازوکارهای انتقال پولی، از صدک ۱۹۰ام و ۱۰ام شاخص نااطمینانی اقتصادی بهینه به عنوان جایگزین سطوح نااطمینانی بالا و پایین استفاده و با به کارگیری روش خودرگرسیون برداری برهم‌کنشی (IVAR) و استخراج توابع واکنش تکرانه‌ای (IRFs) دو متغیر تولید و تورم، بررسی مورد نظر انجام شده است. نتایج حاکی از آن است که طی دوره مورد بررسی مسیرهای انتقال پولی در سطوح نااطمینانی مختلف به صورت متفاوت عمل کرده و درواقع میزان اثر نااطمینانی بر مسیرهای انتقال پولی مؤثر و البته متفاوت است.

کلیدواژه‌ها: شاخص نااطمینانی اقتصادی بهینه، سازوکار انتقال پولی، مدل VAR-X، مدل IVAR

طبقه‌بندی JEL: C51، E52، E58، D81

* نویسنده مسئول: r.alaei@scu.ac.ir

۱. مقدمه

سیاست‌های پولی توسط سیاستگذاران اقتصادی به عنوان ابزاری در جهت دستیابی به اهداف اقتصادی دولت‌ها به صورت متداول مورد استفاده قرار می‌گیرند. از جمله ویژگی این سیاست‌ها عدم اثرگذاری مستقیم بر هدف نهایی مورد نظر سیاستگذار است (فارغ از بحث نوع هدفی که سیاستگذار پولی دنبال می‌کند). ابزارهای سیاست پولی از طریق سازوکار و مسیرهایی که تحت عنوان مسیرهای انتقال پولی^۱ شناخته می‌شوند بر اهداف نهایی مد نظر سیاستگذاران اقتصادی اثر می‌گذارند. بررسی تحولات رخ داده در اقتصاد ایران طی چند دهه اخیر به خوبی دو موضوع را نشان می‌دهد: اول اینکه اقتصاد ایران با تغییر و تحولات ارادی و غیرارادی مختلفی از قبیل رکودها و تورم‌های مزمن، تغییرات نرخ ارز، اجرای طرح تحول اقتصادی و مواجه شدن با تحریم‌های شدید بین‌المللی و... روبه‌رو بوده است که می‌توانند به عنوان عاملی در جهت افزایش سطح نااطمینانی در اقتصاد مطرح گردند. موضوع دوم این است که سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران به عنوان ابزاری معمول در راستای تثبیت اقتصاد و دستیابی به اهداف سیاستگذاران به کار گرفته شده است. این در حالی است که از لحاظ تئوریک و تجربی، اثرگذاری نااطمینانی^۲ بر سیاست پولی مورد تأکید است (Balcilar, et al., 2017; Aastveit, et al., 2017).

مرور مطالعات صورت گرفته درخصوص شناسایی سازوکارهای انتقال سیاست پولی در ایران بیانگر آن است که با وجود مطالعاتی که به شناسایی مسیرهای انتقال پولی پرداخته‌اند ولی تاکنون مطالعه‌ای که عملکرد این مسیرها را تحت شرایط نااطمینانی مختلف بررسی کرده باشد وجود ندارد. شناسایی مسیرهای انتقال سیاست پولی و اثرگذاری نااطمینانی بر آنها می‌تواند به کنترل بیشتر سیاستگذار بر سیاست پولی اعمالی و پیش‌بینی پذیرتر شدن نتایج آن تحت شرایط مختلف اقتصادی کمک کند. بنا به اهمیت این موضوع، در مطالعه حاضر ابتدا سه مسیر انتقال سیاست پولی (کانال نرخ بهره، نرخ ارز و اعتبار) بررسی و سپس با

1. Monetary Policy Transmission (Mechanism or Chanel)

۲. نایت (۱۹۲۱) تفاوت بین ریسک و نااطمینانی واقعی را بیان کرده است. درواقع ریسک اشاره به امکان رخداد پیامدهایی در آینده دارد که احتمال وضعیت‌های ممکن مختلف، شناخته شده است و این در حالی است که نااطمینانی اشاره به رخداد پیامدهایی در آینده دارد که اطلاعی از احتمالات مرتبط با وضعیت‌های ممکن مختلف آن وجود ندارد (Amélie Charles, Olivier Darné & Fabien Tripier, 2018).

بروزرسانی و استفاده از شاخص بهینه نااطمینانی اقتصادی ایجاد شده توسط علائق و همکاران (۱۳۹۸) اثر نااطمینانی بر این مسیرها ارزیابی شده است. در این راستا مقاله حاضر به صورت ذیل تدوین گردیده است: بخش دوم به مبانی نظری اختصاص یافته و در بخش سوم تا پنجم به ترتیب پیشینه تحقیق، روش تحقیق و نتایج تحقیق ارائه شده و در بخش آخر نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات تحقیق بیان شده است.

۲. مبانی نظری

در این بخش مبانی نظری شکل گرفته در رابطه با سازوکارهای انتقال پولی و اثرگذاری نااطمینانی بر سازوکارهای انتقال پولی در دو بخش مجزا مورد بررسی قرار گرفته است.

۲-۱. سازوکارهای انتقال پولی

از نقطه نظر تعریف، سازوکار (مسیر یا کانال) انتقال پولی اشاره به این موضوع دارد که تغییر ابزار سیاست پولی (مانند نرخ ذخایر قانونی) چگونه فعالیت اقتصادی، اشتغال و تورم را (به عنوان اهداف نهایی سیاستگذار پولی) متأثر می‌سازد (Atkin & Cava, 2017). از بعد نظری، مسیرهای انتقال پولی متعددی در مطالعات مختلف بیان گردیده و در مطالعات تجربی نیز وجود آنها مورد بررسی قرار گرفته است.

بویوین و سایرین^۱ (۲۰۱۰) مسیرهای انتقال پولی را در دو گروه اصلی تقسیم‌بندی کرده‌اند:^۲ کانال‌های نئوکلاسیکی^۳ که در آنها بازارهای مالی کامل و کانال‌های غیرنئوکلاسیکی^۴ که شامل بازارهای مالی ناقص هستند (البته به غیر از آنهایی که مرتبط با چسبندگی‌های دستمزد اسمی و قیمت هستند) و معمولاً تحت عنوان دیدگاه اعتباری^۵ شناخته

1. Boivin, J., et al.

۲. عمده مطالب این بخش از (2010) Jean Boivin, Michael T. Kiley & Frederic S. Mishkin گرفته شده است.

3. Neoclassical Channels

4. Non-Neoclassical Channels

در برخی مطالعات به عنوان کانال‌های نئوکینزینی معرفی شده‌اند. به عنوان نمونه به صمصامی و سایرین (۱۴۰۲) مراجعه شود.

5. Credit View

به‌طور کلی سازوکارهای انتقال پولی غیرنئوکلاسیکی شامل نقص‌های بازار در بازارهای اعتباری هستند و به همین دلیل نام دیدگاه اعتباری به آن اطلاق گردیده است.

می‌شوند در این تقسیم‌بندی جای می‌گیرند. علاوه بر آنها دو مسیر ریسک‌پذیری^۱ (Borio & Zhu, 2012) و انتظارات^۲ (Guler, 2016) نیز در مطالعات مختلف بررسی شده است. با توجه به هدف مطالعه حاضر و برای جلوگیری از طولانی شدن مقاله به بحث در رابطه با کانال نرخ بهره، کانال نرخ ارز و کانال اعتبار پرداخته شده و فرض گردیده است که سیاستگذار پولی از یک نرخ بهره کوتاه‌مدت (مثلاً نرخ بهره شبانه یا ریپو) به عنوان ابزار سیاست پولی استفاده می‌کند.

الف. نرخ بهره به عنوان مسیر انتقال پولی: زمانی که ابزار سیاستگذار پولی منجر به تغییر نرخ بهره می‌شود، این تغییر نرخ بهره می‌تواند سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار داده و به دنبال آن تقاضای کل اقتصاد تحت تأثیر قرار گیرد. در توجیه این سازوکار از دو رویکرد می‌توان استفاده کرد: رویکرد اول تأثیر نرخ بهره را بر هزینه سرمایه مورد توجه قرار می‌دهد. این مسیر سنتی‌ترین کانال انتقال پولی است که در مدل‌های اقتصاد کلان تعبیه شده و شامل تأثیر نرخ‌های بهره بر هزینه‌های سرمایه و در نتیجه بر تجارت و مخارج سرمایه‌گذاری خانوار است. مدل‌های نئوکلاسیک استاندارد سرمایه‌گذاری نشان می‌دهند که هزینه کاربری^۳ سرمایه یکی از کلیدی‌ترین تعیین‌کننده‌های تقاضا برای سرمایه است؛ خواه اینکه این کالاهای سرمایه‌ای، خانه‌های مسکونی باشند و یا کالاهای مصرفی بادوام. رویکرد دوم در چارچوب تئوری جیمز توبین^۴ (۱۹۶۹) مورد توجه قرار می‌گیرد. برای سرمایه‌گذاری تجاری، توبین، q را به عنوان نسبت ارزش بازاری شرکت به هزینه جایگزینی سرمایه تعریف کرده است. زمانی که q بالا باشد، قیمت بازاری بنگاه نسبت به جایگزینی هزینه سرمایه بالا است و کارخانه و تجهیزات سرمایه‌ای جدید نسبت به ارزش بازاری بنگاه‌ها ارزان است. پس شرکت‌ها می‌توانند سهام منتشر کرده و قیمت بالایی نسبت به هزینه تجهیزات و امکاناتی که خریداری می‌کنند دریافت کنند. بنابراین از آنجا که بنگاه‌ها قادر می‌شوند مقدار زیادی کالاهای سرمایه‌گذاری را فقط با انتشار مقدار کمی سهام خریداری کنند، مقدار مخارج سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد.^۵ همانگونه که به وسیله هیاشی^۶ (۱۹۸۲) نشان داده شده است،

1. Risk-Taking
2. Expectations Channel
3. User Cost
4. Tobin, J.

۵. دلیل مشابهی برای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری خانوارها نیز قابل بیان است.

6. Hayashi, F.

تئوری توبین می‌تواند به رویکرد هزینه کاربری سرمایه ارتباط پیدا کند و درواقع q توبین منجر به ایجاد کانال دیگر انتقال پولی شود. زمانی که سیاست پولی منجر به کاهش نرخ‌های بهره می‌شود، تقاضا برای سهام افزایش و قیمت‌های سهام زیاد می‌شود که در پی آن مخارج سرمایه‌گذاری و تقاضای کل افزایش می‌یابد.

ب. نرخ ارز به عنوان مسیر انتقال پولی: تغییرات در نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت، منجر به تغییراتی در نرخ ارز از طریق برابری بهره غیرپوششی^۱ می‌شود. زمانی که بانک مرکزی نرخ‌های بهره را به عنوان ابزار سیاستی کاهش می‌دهد، بازدهی دارایی‌های داخلی نسبت به دارایی‌های خارجی کاهش یافته که به دنبال آن ارزش دارایی‌های داخلی نسبت به سایر دارایی‌های ارزی^۲ نیز کاهش می‌یابد و ارزش پول داخلی کم می‌شود. ارزش پایین پول داخلی منجر به ارزان‌تر شدن کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی و در نتیجه تغییر در مخارج و افزایش خالص صادرات و به عبارتی افزایش تقاضای کل می‌شود. بنابراین، کانال نرخ ارز نقش مهمی در چگونگی اثرگذاری سیاست پولی بر اقتصاد دارد که البته در این رابطه دو عامل مهم است: عامل اول حساسیت نرخ ارز به تغییرات نرخ بهره و عامل دیگر (که کم‌اهمیت‌تر است) وجود این مطلب است که اقتصادهای بازتر گرایش به اثرات بزرگتر از طریق این کانال دارند (Boivin, et al., 2010).

ج. کانال اعتبار به عنوان مسیر انتقال پولی: این کانال‌ها می‌توانند به علت دخالت دولت در بازارها و یا نقص‌هایی در بازارهای خصوصی از قبیل اطلاعات نامتقارن یا بخش‌بندی بازار^۳ که منجر به موانعی برای نقش بازارهای مالی کارا می‌شود، به وجود آیند. سه مسیر اصلی در این گروه شامل اثرات بر عرضه اعتبار ناشی از دخالت‌های دولت در بازارهای اعتباری^۴، کانال‌های مبتنی بر بانک (از طریق وام و سرمایه بانک) و کانال ترازنامه‌ای (که هر دوی بنگاه‌ها و خانوارها را متأثر می‌سازد) است.^۵ به‌طور کلی کانال‌های فوق هر کدام به

1. Uncovered Interest Rate Parity (UIRP)

این نظریه بیان می‌کند که تفاوت در نرخ بهره بین دو کشور برابر با تغییر نسبی نرخ ارز خارجی در یک دوره مشابه خواهد بود.

2. Currency Assets

3. Market Segmentation

4. Effects on Credit Supply from Government Interventions in Credit Markets

۵. کانال‌های ترازنامه و جریان نقدی (Balance Sheet and Cash Flow Channels) سیاست پولی برخی اوقات

تحت عنوان کانال اعتباری سیاست پولی شناخته می‌شود (Mishkin, F. (1996)).

شکلی رابطه قدرت خلق پول و وام‌دهی بانک‌ها و تأثیر آن بر تأمین مالی مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری و به دنبال آن تقاضا را تئوری‌سازی کرده و مورد بررسی قرار می‌دهند.

اثر نااطمینانی بر سازوکارهای انتقال پولی

اثر نااطمینانی بر کانال‌های فوق را می‌توان از طریق نظریه اختیار واقعی^۱، پس‌انداز احتیاطی نااطمینانی^۲ و اثر پاداش ریسک^۳ بررسی نمود. طبق نظریه اختیار واقعی، نااطمینانی سرمایه‌گذاران را تحت فشار قرار می‌دهد تا تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را به منظور کسب اطمینان نسبت به آینده به تعویق بیندازند که به دنبال آن تعویق در تصمیمات مربوط به افزایش تولید و استخدام رخ می‌دهد. این استدلال ناشی از ذهنیتی است که مواجه با یک دنیای نامطمئن است و در حضور هزینه‌های غیرقابل برگشت^۴ مهم، «صبر کردن و دیدن»^۵ بهترین گزینه برای سرمایه‌گذاران است و همین صبر کردن عاملی است که واکنش سرمایه‌گذاران را نسبت به تغییر متغیرهای اقتصادی مانند نرخ بهره کاهش می‌دهد. نظریه پس‌انداز احتیاطی نااطمینانی بیان می‌کند که افزایش نااطمینانی ممکن است منجر به تحریک خانوارها به افزایش پس‌انداز احتیاطی و بنابراین کاهش مصرفشان شود. این نظریه پیش‌بینی می‌کند که نسبت پس‌انداز خانوارها زمانی که رشد مصرف (به‌ویژه مصرف صلاح‌دید^۶) به دلیل افزایش در نااطمینانی کاهش می‌یابد، افزایش یابد (Kimball, 1990; Carrol, 1997). براساس این دو نظریه، کانال‌های نرخ بهره و نرخ ارز متأثر از سطح نااطمینانی می‌شوند.

نظریه اثر پاداش ریسک اشاره به افزایش پاداش ریسک به علت نااطمینانی بالا در بازارهای اعتبار دارد و می‌تواند چگونگی متأثر شدن کانال اعتبار انتقال پولی را از میزان و سطح نااطمینانی توضیح دهد. برای مثال فرض کنید که بانک‌ها در جهانی مطمئن می‌دانند که کدام یک از وام‌گیرندگان وام‌های خود را بازپرداخت کرده و کدام یک بازپرداخت نمی‌کنند. در این حالت، بانک‌ها فقط به آن متقاضیان وامی که از تأدیه وام آنها اطمینان

-
1. Real Options
 2. Precautionary Savings Channel of Uncertainty
 3. Risk Premium Effect
 4. Irreversible Costs
 5. Wait-and-See
 6. Discretionary Consumption

دارند وام پرداخت می‌کنند. حال فرض کنید که یک شوک نااطمینانی وجود دارد. همانطور که نااطمینانی افزایش می‌یابد دیگر بانک‌ها مطمئن نیستند افرادی که قبلاً وام‌های خود را به‌طور قطع بازپرداخت می‌کرده‌اند، اکنون قادر به بازپرداخت بدهی خود باشند. بنابراین بانک‌ها نسبت به وام دادن سختگیر^۱ می‌شوند و در واکنش به این سناریوی جدید، باید نرخ بهره را به‌منظور دربرگیری ریسک بالاتری که با آن مواجه هستند افزایش دهند. در نتیجه، هزینه دریافت وجوه افزایش یافته و شروع یک پروژه جدید، پرهزینه‌تر می‌گردد و سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد.

۳. پیشینه پژوهش

مطالعات صورت گرفته در رابطه با سازوکار انتقال سیاست پولی به دو دلیل جزو یکی از پرمطالعه‌ترین مباحث اقتصاد پولی بوده است: اول اینکه دانستن چگونگی متأثر ساختن اقتصاد توسط سیاست پولی، برای ارزیابی وضعیت سیاست پولی^۲ در یک نقطه خاص از زمان ضروری است. دوم، در جهت تصمیم برای چگونگی تنظیم ابزارهای سیاستی، سیاستگذاران پولی باید دارای یک ارزیابی دقیق از زمان‌بندی و اثر سیاست‌ها بر اقتصاد باشند. در راستای این ارزیابی، آنها نیازمند فهم سازوکارهایی که از طریق آنها سیاست پولی فعالیت اقتصاد واقعی و تورم را متأثر می‌سازد، هستند (Boivin, et al., 2010)؛ هرچند که درک دقیق از سازوکارهای انتقال پولی را می‌توان به جعبه سیاهی تشبیه کرد که هنوز ابعاد شناخته نشده زیادی دارد.

نئونکیچ^۳ (۲۰۱۳) به مطالعه نقش ارتباطات بانک مرکزی^۴ در انتقال سیاست پولی پرداخته است. وی از روش خودرگرسیون برداری (VAR) و داده‌های ماهانه مربوط به دوره ژانویه ۱۹۹۹ تا دسامبر ۲۰۱۲ و جهت اندازه‌گیری وضعیت آتی سیاست پولی بانک مرکزی اروپا^۵ از ارتباط‌دهنده سیاست پولی^۶ مؤسسه اقتصادی سوئیس استفاده کرده است. از جمله نتایج وی این است که سازوکار انتقال سیاست پولی در طول بحران مالی تغییر کرده، به‌طوری

1. Resilient
2. Stance of Monetary Policy
3. Neuenkirch, M.
4. Central Bank Communication
5. European Central Bank
6. Monetary Policy Communicator

که اثر کل سیاست پولی بر تورم انتظاری و تولید ضعیف‌تر و دارای مدت کوتاه‌تری در طول دوره بحران مالی نسبت به کل دوره مورد بررسی شده است.

آفرین^۱ (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به تحلیل اثر اعتبارات شوک‌ها و سیاست‌های پولی بر روی هر دوی قیمت‌ها و اقتصاد واقعی با بررسی کانال نرخ ارز و کانال اعتباری در بنگلادش پرداخته است. وی با به کارگیری روش SVAR بازگشتی بلوکی^۲ به این نتیجه رسیده است که کانال اعتباری نقش مهمی^۳ در انتقال پولی ایفا می‌کند و این در حالی است که کانال نرخ ارز دارای اثر کمتری در این انتقال است.

داکمن و تیکا^۴ (۲۰۱۷) به شناسایی و تخمین انتقال تکانه‌های سیاست پولی از طریق کانال‌های اعتبار گسترده^۵ (ترازنامه‌ای) و سرمایه بانک در کشورهای مرکزی و پیرامونی منطقه یورو پرداخته‌اند. در این راستا از مدل خودرگرسیون برداری پنلی (PVAR)^۶ به منظور بررسی عبور از طریق تکانه‌های سیاست پولی استاندارد و غیراستاندارد، تولید ناخالص داخلی (GDP)، تورم و حجم وام استفاده کرده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که کانال‌ها دارای ارتباط درونی بوده و کانال اعتبار گسترده به صورت نسبی قوی‌تر از کانال سرمایه بانک است.

اسچاسفورت و سایرین^۷ (۲۰۱۸) تنوع کانال‌های انتقال سیاست پولی را در یک مدل اقتصاد کلان مبتنی بر عامل^۸ بررسی کرده‌اند. آنها هشت کانال انتقال را شناسایی و یک مدل بر مبنای کائینی و سایرین^۹ (۲۰۱۶) ارائه کرده‌اند و سپس نتایج شبیه‌سازی مدل شوک‌های نرخ بهره بر حسب GDP و تورم را برای چهار کانال انتقال پولی مورد تحلیل قرار داده‌اند. نتایج آنها نشان‌دهنده ضعیف بودن اثرات است که درواقع تأییدکننده دیدگاهی است که سیاست پولی را ابزار ضعیفی برای کنترل تورم می‌داند.

نوین و سایرین^{۱۰} (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به آزمون اثر توسعه مالی بر کانال وام‌دهی بانک به عنوان کانال انتقال سیاست پولی پرداخته‌اند. آنها با استفاده از تخمین روش سیستم

-
1. Afrin, S.
 2. Block Recursive SVAR
 3. Non-Trivial
 4. Dajcman, S. & Tica, J.
 5. Broad Credit
 6. Panel Vector Autoregression Model
 7. Schasfoort, J., et al.
 8. Agent Base Model
 9. Caiani, et al.
 10. Nguyen, T., et al.

گشتاورهای تعمیم‌یافته دومرحله‌ای^۱ برای یک نمونه جامع از بانک‌های تجاری، طی دوره ۲۰۲۰-۲۰۲۰ نشان داده‌اند که توسعه مالی، کانال وام‌دهی بانک را ضعیف می‌کند.

مورالس و سایرین^۲ (۲۰۲۲) در مطالعه خود طی دوره ۲۰۰۶:۱ تا ۲۰۱۷:۲ در کلمبیا دریافته‌اند که رشد وام و نرخ وام بانک‌های بین‌المللی نسبت به بانک‌های داخلی کمتر به تغییرات سیاست پولی واکنش نشان می‌دهد و بین‌المللی‌سازی تا حدی کانال ریسک‌پذیری سیاست پولی را کاهش داده است.

الکساندر و سایرین^۳ (۲۰۲۳) در مقاله‌ای به بررسی اثر شوک‌های سیاست پولی بر یک شبکه مالی که آن را «کانال شبکه مالی انتقال سیاست پولی»^۴ نامگذاری کرده، پرداخته‌اند. در این راستا، آنها یک مدل مبتنی بر عامل (ABM)^۵ که در آن بانک‌ها به شرکت‌ها وام می‌دهند را توسعه داده‌اند. شبیه‌سازی‌های آنها نشان می‌دهد که ویژگی‌های توپولوژیکی شبکه اعتباری بانک-شرکت^۶ به‌طور قابل توجهی تحت تأثیر شوک‌های نرخ بهره سیاست قرار می‌گیرد و این تأثیر از نظر کمی و کیفی با علامت، بزرگی و مدت شوک‌ها متفاوت است.

در مطالعات داخلی مهرگان و دلیری (۱۳۹۲) با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) و با بهره‌گیری از داده‌های فصلی اقتصاد ایران در دوره ۱۳۸۷-۱۳۶۸ به بررسی واکنش بانک‌ها در صورت بروز شوک‌های پولی پرداخته‌اند. نتایج حاصل از مدل آنها نشانگر آن است که بانک‌ها به دلیل عدم توانایی در تعدیل نرخ بهره پس از بروز شوک پولی نمی‌توانند به سازوکار انتقال کمک‌چندانی کنند و شوک پولی باعث کاهش سپرده‌گذاری در بانک و افزایش تقاضا برای وام خواهد شد.

شهرکی و سایرین (۱۳۹۴) در مقاله‌ای به بررسی اینکه در کنار نرخ بهره، نرخ ارز می‌تواند به عنوان سازوکار انتقال سیاست پولی قرار گیرد و یا خیر، پرداخته‌اند. آنها از داده‌های دوره بهار ۱۳۷۱ تا زمستان ۱۳۸۹ و مدل DSGE در قالب یک اقتصاد باز کوچک استفاده کرده‌اند. متغیرهای به کار گرفته شده توسط آنها برای اقتصاد داخلی عبارت از شاخص

1. Two-Step System Generalized Moments

2. Morales, P., et al.

3. Alexandre, M., et al.

4. Financial Network Channel of Monetary Policy Transmission

5. Agent-Based Model

6. Bank-Firm Credit Network

CPI، تولید ناخالص داخلی (GDP) و نرخ بهره است. نتایج آنها حاکی از آن است که نرخ ارز واقعی در کنار نرخ بهره به عنوان سازوکار انتقال پولی ایفای نقش می‌کند.

شاهیچرا و طاهری (۱۳۹۵) با استفاده از داده‌های پنلی، ۱۸ بانک ایران طی دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ به بررسی اثرات مثبت میان اقلام زیر خط ترازنامه و وام‌دهی بانک‌ها در شبکه بانکی کشور پرداخته و تأثیرگذاری کم سیاست پولی روی کانال وام‌دهی بانک‌ها را از طریق اقلام زیر خط بررسی کرده‌اند. نتایج آنها نشان داده است که در ایران اقلام زیر خط، اثرات سیاست پولی بر وام‌دهی بانک‌ها را کاهش داده و منجر به تضعیف اثرات سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک‌ها خواهد شد.

خداپرست شیرازی (۱۳۹۶) در مطالعه خود به بررسی اثرات سیاست پولی بر متغیرهای اقتصاد کلان و تعیین مهمترین سازوکارهای انتقال سیاست پولی در اقتصاد ایران پرداخته است. در این راستا با استفاده از الگوهای خودرگرسیون برداری (VAR) و تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) و بهره‌گیری از داده‌های فصلی سری زمانی ۱۱۰ متغیر اقتصاد کلان ایران طی دوره فصل اول ۱۳۶۹ تا فصل چهار ۱۳۹۳، سیاست‌های پولی را مورد ارزیابی قرار داده است. کانال‌های انتقال سیاست پولی بررسی شده در این مطالعه شامل کانال نرخ بهره، قیمت دارایی‌ها (قیمت مسکن)، اعتبار، نرخ ارز و ترازنامه و متغیر سیاستی به کار گرفته شده حجم نقدینگی بوده است. ایشان در ابتدا سازوکارهای اصلی انتقال سیاست پولی را در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار داده که نتایج برآورد الگوهای مختلف نشان‌دهنده این است که به غیر از کانال نرخ ارز، سایر کانال‌ها نقش حائز اهمیتی در سازوکار انتقال پولی در اقتصاد ایران ایفا نکرده‌اند.

علائی و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های فصل اول سال ۱۳۶۹ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۶ اقتصاد ایران به بررسی تأثیر نااطمینانی اقتصادی بر کارایی سیاست پولی با استفاده از رویکرد خودرگرسیون برداری برهم‌کنشی (IVAR) پرداخته‌اند. نتایج آنها بیانگر آن است که تحت سطوح نااطمینانی مختلف، واکنش متغیر تولید و تورم به شوک وارد شده بر متغیر حجم پول متفاوت است به‌طوری که واکنش متغیر تولید تحت سطح نااطمینانی پایین بیشتر از سطح نااطمینانی بالا است و این در حالی است که واکنش متغیر تورم برعکس است.

حافظیان، زمانیان و شهرکی (۱۴۰۱) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر توسعه مالی بر کانال ترازنامه انتقال سیاست پولی پرداخته‌اند. برای این منظور، آنها ابتدا وجود کانال ترازنامه انتقال سیاست پولی را با استفاده از داده‌های مربوط به ۵۰ شرکت غیرمالی عضو بورس اوراق بهادار تهران، از سال ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۷ و از طریق آزمون اثر موقعیت مالی و ترازنامه‌ای شرکت‌ها بر روی سرمایه‌گذاری بررسی و تأیید کرده‌اند. سپس اثر توسعه مالی بر کانال ترازنامه انتقال سیاست پولی را از طریق آزمون اثر متقابل توسعه مالی و موقعیت ترازنامه‌ای بر سرمایه‌گذاری مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که توسعه مالی منجر به تضعیف کانال ترازنامه انتقال سیاست پولی گردیده و سرمایه‌گذاری در شرکت‌های کوچک که با محدودیت مالی بیشتری روبرو هستند را در مقایسه با شرکت‌های بزرگتر به میزان بیشتری تحت تأثیر قرار داده است.

رحیمی و دیگران (۱۴۰۱) در مقاله‌ای به شناسایی مهم‌ترین سازوکارهای انتقال سیاست پولی بر رشد اقتصادی در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۷۰-۱۳۹۹ پرداخته‌اند. آنها ۳۴ متغیر مؤثر بر انتقال سیاست پولی از کانال نئوکلاسیکی و ۲۲ متغیر مؤثر بر سازوکار انتقال پولی از کانال غیرنئوکلاسیکی را وارد الگوی خود کرده و نشان داده‌اند که کانال نئوکلاسیکی سهم بالاتری در انتقال سازوکار انتقال پولی دارد. براساس نتایج، مهم‌ترین کانال‌های انتقال سیاست پولی نرخ ارز حقیقی مؤثر، نرخ سود بانکی بلندمدت، انحراف نرخ ارز غیررسمی از رسمی، نرخ رشد شاخص کل سهام، شاخص قیمت زمین در تهران، حجم پول، کل بدهی به سیستم بانکی و نرخ رشد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی بوده‌اند. همچنین براساس نتایج متغیرهای کل بدهی به سیستم بانکی، نرخ سود بانکی بلندمدت، انحراف نرخ ارز غیررسمی از رسمی بر رشد اقتصادی تأثیر منفی و سایر متغیرها در کل دوره تأثیر مثبتی بر این متغیر داشته‌اند.

مرور مطالعات فوق و همچنین سایر مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته در رابطه با سازوکار انتقال پولی نشان می‌دهد که این مطالعات عمدتاً به شناسایی سازوکارهای انتقال پولی پرداخته‌اند و بررسی متأثر شدن این سازوکارها از متغیرهای مختلف و بالاخص متغیر

نااطمینانی در آنها مغفول مانده است.^۱ لذا مطالعه حاضر را می‌توان پیشگام این قبیل بررسی‌ها دانست.

۴. روش‌شناسی پژوهش

در راستای هدف مطالعه حاضر نیازمند ۱. تهیه شاخص نااطمینانی ۲. روشی جهت بررسی سازوکارهای انتقال پولی مورد نظر و ۳. روش بررسی اثر نااطمینانی بر سازوکارهای انتقال پولی هستیم که در ادامه به توضیح هر یک از موارد فوق و سپس معرفی داده‌ها پرداخته شده است.

۴-۱. تعیین شاخص نااطمینانی بهینه

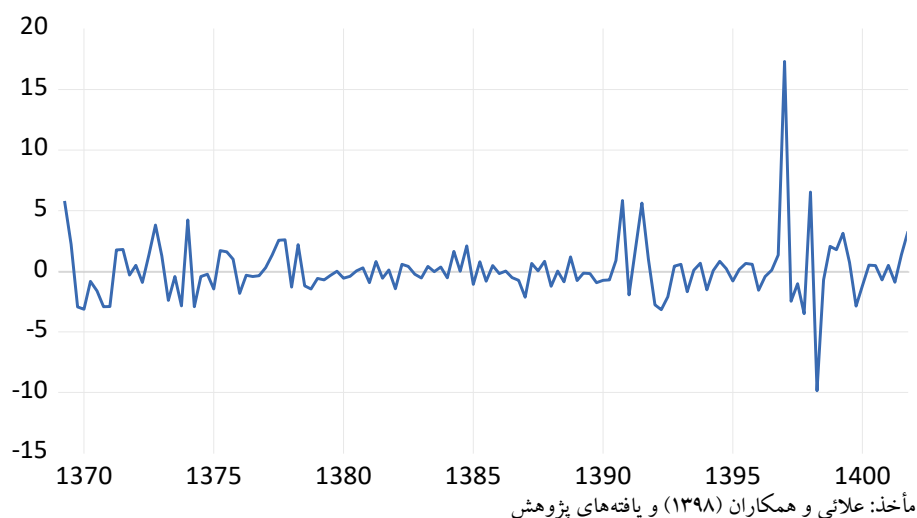
در مطالعه حاضر شاخص نااطمینانی اقتصادی بهینه برای اقتصاد ایران که توسط علائی و همکاران (۱۳۹۸) ایجاد گردیده، استفاده شده است. این شاخص برخلاف سایر شاخص‌های به‌دست آمده از خانواده ARCH که به نااطمینانی فردی متغیرهای اقتصاد کلان توجه می‌کنند، براساس ساختار اقتصاد ایران ایجاد شده و نااطمینانی شرایط عمومی اقتصاد کلان را مورد توجه قرار داده است. ایشان تابع نااطمینانی همزمان که شامل متغیرهای شکاف رشد تولید، تورم، نرخ ارز و پایه پولی است را در کنار سایر معادلات ساختاری اقتصاد ایران تصریح کرده و پارامترهای آن را برای دوره ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۶:۴ توسط الگوریتم بهینه‌یابی جستجوی موجودات همزیست (SOS)^۲ به گونه‌ای تعیین کرده‌اند که تابع زیان بانک مرکزی ایران را حداقل کند (رابطه (۱)):

$$UI_t = 0.22y_t^g + 1.03\pi_t^g + 2.07e_t^g + 0.99BM_t^g \quad (1)$$

۱. حدود ۱۰۰ مقاله داخلی و خارجی در رابطه با سازوکارهای انتقال پولی مورد بررسی قرار گرفته که بنا به محدودیت در نگارش مقاله حاضر، تعداد اندکی از آنها آورده شده است.

که در آن UI سری زمانی شاخص نااطمینانی، y_t^g شکاف رشد تولید، π_t^g شکاف تورم، e_t^g شکاف نرخ ارز و BM_t^g شکاف نرخ رشد پایه پولی است.^۱ در راستای مطالعه حاضر این شاخص تا فصل چهارم سال ۱۴۰۱ بروزرسانی شده است (شکل ۱).^۲

شکل ۱. شاخص نااطمینانی اقتصادی بهینه ایران



۴-۲. روش‌شناسی بررسی سازوکارهای انتقال پولی

مرور مطالعات داخلی صورت گرفته در رابطه با سازوکارهای انتقال پولی در ایران نشان می‌دهد که مسیرهای انتقال متعددی تأیید شده است. البته نتایج این مطالعات با یکدیگر تفاوت دارند که دلیل آن را می‌توان در به‌کارگیری رویکردهای مختلف^۳ جهت شناسایی

۱. نرخ ارز برای فصل اول سال ۱۳۹۷ وجود ندارد که به جای آن مقدار موجود برای فصل دوم همان سال جایگزین شده است.

۲. در راستای بروزرسانی تابع فوق تا فصل چهارم سال ۱۴۰۱ دوباره فرآیند بهینه‌یابی توسط الگوریتم SOS صورت گرفته و ضرایب جدید تابع نااطمینانی استخراج شده‌اند. ضرایب به‌دست آمده به ترتیب برابر با ۰/۲۲، ۱/۰۲، ۲/۰۶ و ۱/۰۴ هستند. با وجود اختلاف اندک ضرایب، شاخص نااطمینانی ایجاد شده با این ضرایب با شاخص محاسبه شده توسط تابع علائی و همکاران (۱۳۹۸) تقریباً یکسان هستند و بنابراین از تابع نااطمینانی آنها استفاده شده است.

۳. روش‌های موجود را می‌توان در دو رویکرد جای داد: رویکرد اول که تعدد استفاده از آن نیز زیادتر است، استفاده از مدل‌های خانواده خودرگرسیون برداری (VAR) و رویکرد دیگر استفاده از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) است. در مطالعه حاضر نیز از رویکرد VAR استفاده شده است که نه تنها دارای عمومیت زیادی در مطالعات

سازوکار انتقال پولی و استفاده از متغیرهای متفاوت به عنوان جایگزین ابزارهای سیاست پولی دانست. بنابراین به منظور اطمینان بیشتر به نتایج تحقیق، در مطالعه حاضر ۳ سازوکار انتقال پولی نرخ بهره (KER)، نرخ ارز (REX) و اعتبار (ETE) با توجه به سه ابزار سیاستی پایه پولی (BM)، حجم پول (M_1) و حجم نقدینگی (M_2) بررسی شده است. به منظور بررسی سازوکارهای انتقال پولی، در اینجا از رویکرد دوحله‌ای مورد استفاده در مطالعاتی از قبیل پودار و سایرین^۱ (۲۰۰۶)، نیوما^۲ (۲۰۱۸) و انوار و گوئن^۳ (۲۰۱۸) و مدل‌های VAR استفاده شده است. مراحل این رویکرد عبارت است از:

مرحله اول: در این مرحله یک الگوی پایه‌ای برآورد گردیده تا بتوان مجموع تأثیر سیاست‌های پولی بر تولید و تورم را به صورت یکجا تخمین زد (رابطه (۲)):

$$Y_t = A_0 + \sum_{p=1}^P C_p Y_{t-p} + U_t \quad (2)$$

در رابطه (۲)، Y_t شامل یکی از سه متغیر ابزار سیاست پولی (پایه پولی (BM)، حجم پول (M_1) و حجم نقدینگی (M_2))، شاخص قیمتی مصرف‌کننده (CPI) و تولید ناخالص داخلی (GDP) است و U_t بردار پسماندهای فرم خلاصه شده در زمان t است. برای شناسا شدن الگوی فوق از تجزیه چولسکی^۴ استفاده گردیده است. نکته مهم درخصوص این روش شناسایی، حساسیت به ترتیب قرارگیری متغیرها است. لازم به ذکر است ترتیب متغیرها از اثرگذارترین متغیر که فرض می‌شود بر سایر متغیرها به‌طور همزمان و سریع اثر می‌گذارد به کم‌اثرگذارترین متغیر باید مرتب گردد. بر همین اساس کميجانی و علی‌نژاد مهربانی (۱۳۹۱) ترتیب ذکر شده از متغیرهای تولید، تورم و نقدینگی را استفاده کرده و بیان می‌کنند که درواقع منطق نظری ترتیب فوق به این صورت است که بانک مرکزی برای اتخاذ

← مربوط به بررسی سازوکارهای انتقال پولی است بلکه به منظور شبیه‌سازی واکنش در طول زمان هر متغیر به شوک وارد بر خود متغیر و یا هر متغیر دیگر موجود در سیستم و تولید تجزیه واریانس متغیرها مورد استفاده قرار می‌گیرد.

1. Poddar, T., et al.

2. Nyumuah, F.S.

3. Anwar, S. & Nguyen, L.P.

4. Cholesky Decomposition

یک روش شناسایی مدل VAR ساختاری است که مبنای تئوریک ندارد و درواقع یک روش رتبه‌بندی است (سوری،

سیاست‌های پولی به صورت منظم به آخرین اطلاعات موجود در مورد تورم و تولید توجه دارد. ضمن اینکه واکنش تولید و تورم به شوک پولی با وقفه است.

مرحله دوم: در این مرحله قدرت اثرگذاری برخی مسیرهای انتقال پولی به صورت تک تک بررسی شده است. بدین منظور و در جهت بررسی نقش هر یک از مسیرهای انتقال پولی در سازوکار انتقال پولی، ابتدا متغیری را که نماینده یا معرف کانال مورد نظر است به الگوی پایه رابطه (۲) به صورت درونزا اضافه نموده (این مدل، «**مدل مسیر درونزا**» نامیده شده است) و سپس متغیر فوق از فهرست متغیرهای درونزا حذف گردیده و به فهرست متغیرهای برونزا با همان تعداد وقفه در الگوی اول اضافه می‌شود (این مدل، «**مدل مسیر برونزا**» نامیده شده است). در ادبیات اقتصادسنجی به مدل‌های VAR که دارای متغیرهای درونزا و برونزا باشند عنوان VAR-X داده شده است^۱ که دارای تصریح زیر است:

$$Y_t = A_0 + \sum_{p=1}^P B_p Y_{t-p} + \sum_{q=1}^Q C_q X_{t-q} + U_t \quad (3)$$

در رابطه (۳)، Y_t شامل متغیرهای درونزا و X_t شامل متغیرهای برونزا است که در مطالعه حاضر همان کانال‌های انتقال پولی هستند و شامل کانال نرخ بهره (KER)، نرخ ارز (REX) و اعتبار (ETE) است.

در مدل مسیر درونزا، بخش $\sum_{q=1}^Q C_q X_{t-q}$ رابطه (۳) حذف گردیده و درواقع بردار متغیرهای برونزای X_t در بردار متغیرهای درونزای Y_t قرار می‌گیرد. پس از برآورد مدل‌های مسیر درونزا و برونزا، توابع واکنش تکانه‌ای (IRF)^۲ محاسبه و با یکدیگر مقایسه می‌گردد. از آنجا که ورود متغیرهای مورد نظر در مدل به صورت یک متغیر برونزا، اجازه خنثی‌سازی هر واکنشی که از طریق متغیرهای مورد نظر در مدل درونزا عبور می‌کنند را می‌دهد، مقایسه توابع واکنش متغیرهای شاخص CPI و GDP به متغیر ابزار سیاست پولی در مدل مسیر

۱. اگر سیستم معادلات دارای N متغیر درونزا با وقفه بهینه P و M متغیر برونزا با وقفه بهینه باشد، آنگاه سیستم معادلات با Var-X(P,Q) نشان داده می‌شود. برای مروری مقدماتی بر مدل‌های Var-X به Ocampo, S & Rodríguez, N (2012) مراجعه کنید.

2. Impulse Response Function

توابع واکنش بیانگر آن است که هر یک از متغیرهای مدل Var چگونه به شوک‌ها که شامل تغییرات تصادفی در جزء اخلال‌های سیستم هستند واکنش نشان می‌دهند (سوری، ۱۳۹۴).

درونزا و برونزا، اندازه اهمیت کانال‌های مورد نظر را به عنوان مجرای برای انتقال سیاست پولی به بخش واقعی اقتصاد می‌دهد (Anwar & Nguyen, 2018). باید توجه کرد که الگوی مدل مسیر برونزا مشابه الگوی مدل مسیر درونزا بوده و حتی دارای اختلالات متعامد یکسانی است و تنها تفاوت آن است که در الگوی مسیر برونزا هر واکنشی که از مسیر کانال مورد نظر عبور می‌کند به طور کامل مسدود شده است (مشیری و واشقانی، ۱۳۹۰).

۳-۴. روش‌شناسی بررسی اثر نااطمینانی اقتصادی بر سازوکارهای انتقال

پولی

در راستای بررسی اثر نااطمینانی بر سازوکارهای انتقال پولی از روش خودرگرسیون برداری برهم‌کنشی (IVAR)^۱ به کار گرفته شده توسط آستویت و سایرین^۲ (۲۰۱۷) استفاده شده است. در مطالعه حاضر مدل پایه‌ای مورد استفاده به صورت رابطه (۴) است:

$$Y_t = A_0 + \sum_{p=1}^P C_p X_{t-p} + \sum_{p=1}^P (A_p Y_{t-p} + B_p Y_{t-p} X_{t-p}) + U_t \quad (4)$$

که در آن U_t بردار پسماندهای فرم خلاصه شده در زمان t است. به منظور بررسی اثر نااطمینانی بر سازوکارهای انتقال سیاست پولی، بردار Y_t دربرگیرنده متغیر شاخص قیمتی مصرف‌کننده (CPI) یا تولید ناخالص داخلی (GDP)، متغیر ابزار سیاست پولی و متغیر بیان‌کننده مسیر انتقال پولی است. متغیر X_t نیز بیانگر شاخص نااطمینانی تعیین شده است. همانطور که نشان داده شده است، مدل به متغیرهای موجود در Y_t اجازه می‌دهد که با متغیر X_{t-1} که به صورت رگرسیون جداگانه‌ای وارد شده است، برهم‌کنش داشته باشد. در رابطه (۴) مقادیر از پیش تعیین شده X مورد استفاده قرار گرفته است به طوری که متغیر شاخص نااطمینانی و برهم‌کنشی به صورت همزمان به وسیله Y تحت تأثیر قرار نگیرند. نااطمینانی باید در اصل با همه متغیرهای باوقفه در سیستم برهم‌کنش داشته باشد ولی در راستای هدف

1. Interacted Var

Sa, Filipa, Pascal Towbin, & (2014) و Towbin, Pascal & Sebastian Weber (2013) این روش توسط

Tomasz Wieladek توسعه داده شده است.

2. Aastveit, et al.

مطالعه حاضر و صرفه‌جویی در از دست دادن درجه آزادی، متغیر شاخص نااطمینانی در دو مدل مختلف، با متغیر جانشین مسیر انتقال پولی (به منظور بررسی اثر آن بر سازوکار انتقال پولی) برهم‌کنش داده شده است. A_0 بردار عبارات ثابت، A_p, C_p و B_p بردارهای پارامتر برای متغیر شاخص نااطمینانی (X_{t-p}) ، متغیرهای درونزا (Y_t) و عبارت برهم‌کنش $(Y_{t-p}X_{t-p})$ هستند. استفاده از رویکرد IVAR اجازه مطالعه اثرات متغیر در زمان را بدون تقسیم کردن نمونه به زیرگروه‌های مختلف می‌دهد (Filipa, et al, 2014). به‌طور کلی به منظور ارزیابی میزان اهمیت اثر نااطمینانی بر سازوکار انتقال سیاست پولی ابتدا سطوح بالا و پایین نااطمینانی محاسبه گردیده که در این راستا صدک ۱۰ام و ۹۰ام توزیع تاریخی شاخص نااطمینانی در نظر گرفته شده و به ترتیب با X^{high} و X^{low} نشان داده شده است. سپس مدل برهم‌کنش شاخص نااطمینانی با متغیر مسیر انتقال پولی در دو حالت نااطمینانی بالا و پایین به صورت جداگانه تصریح و سپس مدل IVAR تخمین زده می‌شود. با مقادیر اختصاص داده شده برای متغیر برهم‌کنش X_t ، مدل VAR تخمین زده شده به صورت زیر معرفی گردیده است:

$$Y_t^{high} = \hat{D}_0^{high} + \sum_{p=1}^P (\hat{D}_p^{high} Y_{t-p}) + \hat{U}_t \quad (5)$$

$$Y_t^{low} = \hat{D}_0^{low} + \sum_{p=1}^P (\hat{D}_p^{low} Y_{t-p}) + \hat{U}_t$$

که در آن

$$\hat{D}_0^{high} = \hat{A}_0 + \sum_{p=1}^P \hat{C}_p X^{high}$$

$$\hat{D}_0^{low} = \hat{A}_0 + \sum_{p=1}^P \hat{C}_p X^{low}$$

و به‌طور مشابه

$$\hat{D}_p^{high} = \hat{A}_p + \hat{B}_p X^{high}$$

$$\hat{D}_p^{low} = \hat{A}_p + \hat{B}_p X^{low}$$

است. رابطه (۵) شکل خلاصه شده مدل‌های VAR است. پس از تخمین مدل‌های فوق، توابع واکنش تکانه‌ای متغیرهای تولید و تورم نسبت به شوک پولی در دو حالت سطح نااطمینانی بالا و پایین محاسبه و با مقایسه توابع واکنش تکانه‌ای متغیرهای تولید و تورم نسبت

به شوک پولی در دو حالت مدل با سطح ناطیمانی بالا و مدل با سطح ناطیمانی پایین، می‌توان به بررسی اثر ناطیمانی بر مسیرهای انتقال پولی پرداخت.

به منظور برآورد مدل‌های مذکور لازم است مانایی متغیرها بررسی شود. به علت تناوب فصلی داده‌ها و طول دوره مورد بررسی که امکان رخداد شکست‌های ساختاری در آن وجود دارد، علاوه بر نتایج آزمون فیلیپس-پرون^۱ از آزمون زیووت و اندریو^۲ با یک شکست ساختاری و آزمون هیلبرگ، انگل، گرنجر و یو (HEGE)^۳ نیز استفاده شده است. طول وقفه بهینه نیز توسط مقایسه معیارهای آکائیک (AIC)، هنان کوئین (HQ)، شوآرتز-بیزین (SIC) و خطای پیش‌بینی نهایی (FPE) تعیین شده است. از آنجا که امکان تعیین وقفه‌های مختلف توسط هر یک از معیارها وجود دارد بنابراین در راستای دستیابی به بهترین وقفه، ابتدا از نتایج آزمون‌های تشخیصی و نقص فروض استفاده گردیده است. در این راستا از آزمون پایداری مدل، آزمون پرتمن و تائو^۴ و آزمون LM به منظور بررسی نبود خودهمبستگی و آزمون نرمالیتی جاک‌برا برای بررسی نرمال بودن جزء پسماندهای مدل و از آزمون وایت به منظور بررسی ناهمسانی واریانس استفاده شده است. اگر با بررسی آزمون‌های مذکور مناسب‌ترین وقفه مشخص نگردد (به علت رد یا تأیید فروض به صورت مشابه)، در مرحله بعد وقفه‌ای انتخاب گردیده است که معیارهای بیشتری بر آن تأکید دارند و اگر در این مرحله نیز وقفه مناسب مشخص نشود، آنگاه برای جلوگیری در از دست دادن درجه آزادی به معیاری که کمترین وقفه را ارائه می‌کند، ارجاع داده شده است.

۴-۴. معرفی داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در تحقیق حاضر از بخش سری‌های زمانی و نماگرهای اقتصادی سایت بانک مرکزی برای دوره‌های ۱۳۶۹:۴ تا ۱۴۰۱:۴ گردآوری شده است. متغیرهای CPI و GDP براساس سال پایه ۹۰ تهیه شده است. دو متغیر مذکور و همچنین متغیرهای پایه پولی (BM)، حجم پول (M_1) و حجم نقدینگی (M_2) به صورت نرخ رشد در نظر گرفته شده‌اند. از آنجا که در اقتصاد ایران نرخ سود در بازار پول به صورت دستوری و عمدتاً سالانه تعیین

1. Phillips-Perron
2. Zivot-Andrews
3. Hylleberg, Engel, Granger and Yoo
4. Portmanteau Test

می‌شود، به نظر می‌رسد که جایگزین مناسبی برای نرخ بهره نباشد و نتایج را تورش‌دار می‌سازد که البته با توجه به سالانه بودن داده‌های موجود و نیاز به فصلی‌سازی نرخ‌های سود بانکی به منظور استفاده در مطالعه حاضر، این تورش تشدید می‌شود. بنابراین در مطالعه حاضر از داده‌های فصل اول شاخص کرایه مسکن اجاره‌ای در شهرهای بزرگ به عنوان جایگزین نرخ بهره (KER) استفاده شده است. به منظور بررسی کانال اعتبارات (ETE) از متغیر مانده تسهیلات بانک‌ها و مؤسسات اعتباری به بخش غیردولتی استفاده شده است. با توجه به محدودیت‌های موجود برای این متغیر، سال‌های مورد بررسی از فصل اول سال ۱۳۷۸ تا فصل آخر سال ۱۴۰۱ در نظر گرفته شده‌اند. متغیر نرخ ارز (REX) شامل نرخ ارز غیررسمی است.^۱ به منظور واقعی‌تر شدن اثر سازوکار این متغیر، در نسبت شاخص قیمت مصرف‌کننده آمریکا بر ایران^۲ ضرب شده است تا نرخ ارز حقیقی به دست آید. متغیرهایی که به صورت شکاف مورد استفاده قرار گرفته‌اند، به صورت اختلاف خود متغیر از روند آن متغیر محاسبه گردیده است. روند متغیرها نیز توسط فیلتر هادریک- پرسکات ایجاد شده است. در آخر لازم به ذکر است که همه متغیرهای مذکور به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند و محاسبات توسط نرم‌افزار Eviews12 انجام گردیده است.

۵. نتایج پژوهش

۵-۱. نتایج بررسی سازوکارهای انتقال پولی

نتایج آزمون‌های مانایی فیلیپس- پرون (P.P)، زیوت و اندریوز (Z.A) و هیلبرگ، انگل، گرنجر و یو (HEGE) نشان می‌دهد که با وجود اینکه اکثر متغیرها به وسیله آزمون فیلیپس- پرون (P.P) نامانا هستند ولی با اعمال شکست ساختاری توسط آزمون زیوت و اندریوز (Z.A) و همچنین اثرات فصلی توسط آزمون هیلبرگ، انگل، گرنجر و یو (HEGE) مانا شده‌اند.^۳

۱. به علت نبود داده برای فصل اول سال ۱۳۹۷، مقدار فصل دوم همین سال جایگزین آن شده است.

۲. این متغیرها از سایت بانک جهانی استخراج شده است.

۳. لازم به ذکر است که با توجه به نتایج آزمون HEGE بجای متغیر لگاریتم پایه پولی که در سطح ۹۰ درصد مانا است، سایر متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد مانا هستند. برای جلوگیری از طولانی شدن مقاله از ذکر نتایج خودداری شده است.

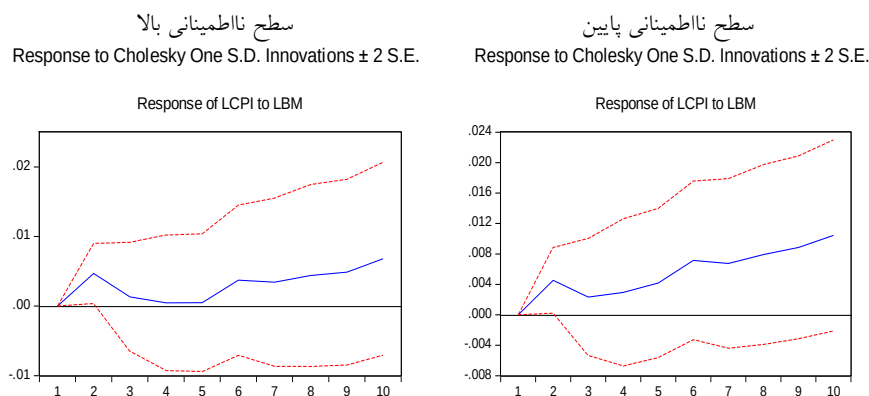
با توجه به سه ابزار سیاستی بانک مرکزی (نرخ رشد لگاریتم پایه پولی (LBM)، نرخ رشد لگاریتم حجم پول (LM_1) و نرخ رشد لگاریتم حجم نقدینگی (LM_2)) به بررسی سه مسیر انتقال پولی لگاریتم نرخ بهره (LKER)، لگاریتم نرخ ارز (LREX) و لگاریتم اعتبارات (LETE) با توجه به دو متغیر هدف تورم (LCPI) و تولید (LGDP) پرداخته شده است. درواقع ۱۸ تابع IRF برآورد شده است (در ادامه جهت اختصار از آوردن عبارت نرخ رشد خودداری شده است). نتایج بیانگر مسیرهای متفاوت انتقال پولی با توجه به نوع ابزار سیاستی و همچنین متغیر هدف است. اگر ابزار سیاستی بانک مرکزی لگاریتم پایه پولی (LBM) باشد کانال نرخ ارز در انتقال شوک پایه پولی به متغیر LCPI و کانال اعتبارات در انتقال شوک به متغیرهای LGDP و LCPI نقش دارد. با در نظر گرفتن متغیر لگاریتم حجم پول (LM_1) به عنوان ابزار سیاستی بانک مرکزی، بررسی‌ها بیانگر آن است که کانال‌های نرخ بهره و اعتبارات در انتقال اثر شوک وارده بر متغیر LM_1 به سمت LCPI و کانال نرخ ارز و اعتبارات در انتقال اثر شوک وارده به متغیر LM_1 به سمت LGDP نقش ایفا کرده‌اند. زمانی که ابزار سیاستی، لگاریتم حجم نقدینگی (LM_2) باشد نرخ بهره در انتقال شوک به متغیر LGDP، نرخ ارز در انتقال به متغیر LCPI و متغیر اعتبارات در انتقال به سمت متغیرهای LGDP و LCPI نقش حائز اهمیتی دارند.^۱ با شناسایی مسیرهای مذکور با توجه به رابطه‌های (۴) و (۵) به بررسی اثر ناطمینانی بر مسیر انتقال پولی پرداخته شده است که در ادامه به تفکیک متغیر سیاستی و مسیرهای انتقال پولی شناسایی شده، نتایج ارائه گردیده است.

الف. متغیر سیاستی LBM باشد.

کانال نرخ ارز: در راستای برآورد مدل IVAR، وقفه بهینه برابر با ۴ تعیین و نتایج مدل‌های با سطح ناطمینانی بالا و پایین در شکل ۲ ارائه شده است. با توجه به شکل ۲ مشخص است که در دوره مورد بررسی، زمانی که سطح ناطمینانی بالا باشد کانال نرخ ارز در انتقال شوک وارده بر متغیر LBM به متغیر هدف LCPI ضعیف‌تر عمل می‌کند و ناطمینانی منجر به کاهش قدرت این مسیر انتقال پولی گردیده است.

۱. از آنجاکه هدف اصلی تحقیق شناسایی مسیرهای انتقال پولی نبوده و ارائه نتایج منجر به طولانی شدن مقاله می‌شود، لذا از گزارش این نتایج خودداری شده است.

شکل ۲. توابع واکنش تکانه‌ای LCPI به شوک وارده بر LBM تحت سطوح نااطمینانی متفاوت؛ کانال نرخ ارز

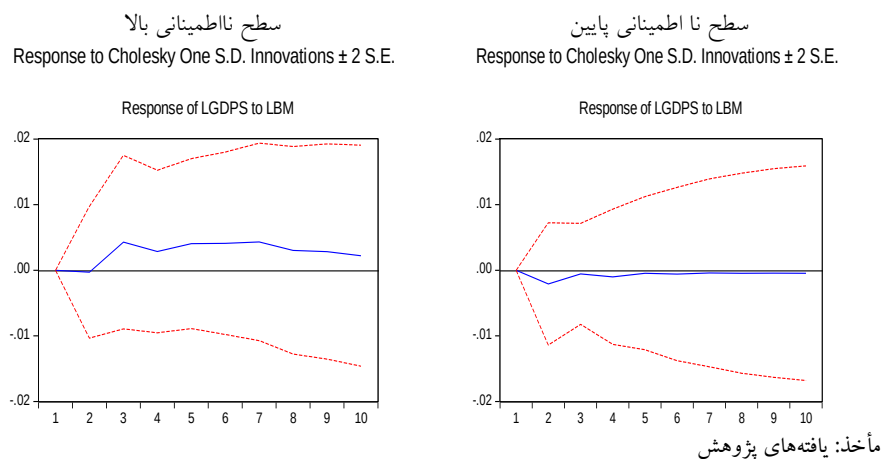


مأخذ: یافته‌های پژوهش

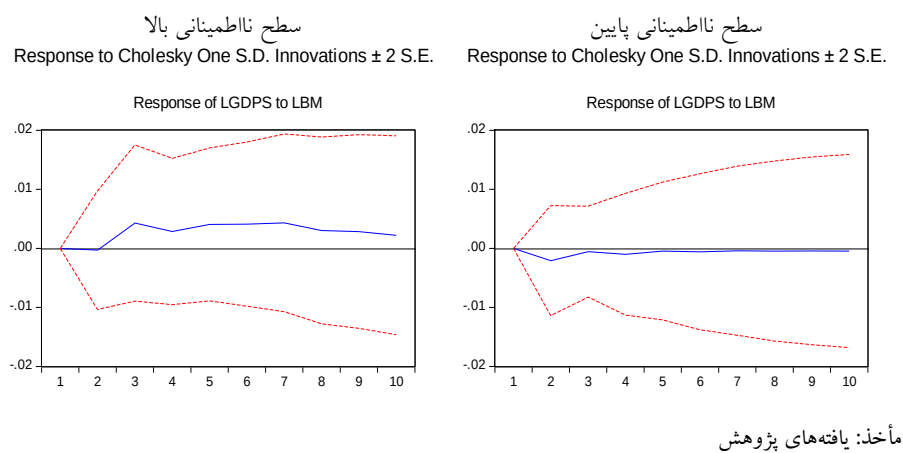
کانال اعتبارات: در این حالت وقفه بهینه زمانی که سطح نااطمینانی پایین باشد عدد ۲ و زمانی که سطح نااطمینانی بالا باشد عدد ۳ در نظر گرفته شده است. نتایج برآورد توابع واکنش تکانه‌ای در شکل‌های ۳ و ۴ ارائه شده است. همانگونه که در شکل ۳ مشخص است در دوره مورد بررسی^۱ سطح نااطمینانی بالا منجر به تقویت مسیر انتقال پولی متغیر اعتبارات گردیده است به‌طوری که واکنش متغیر $LGDP$ به شوک وارده بر متغیر LBM را افزایش داده است. این در حالی است که در دوره مورد بررسی اثر نااطمینانی بر مسیر انتقال پولی متغیر اعتبارات زمانی که متغیر هدف $LCPI$ باشد معکوس گردیده است (شکل ۴). با توجه به شکل مشخص است که سطح نااطمینانی بالا منجر به کاهش واکنش متغیر $LCPI$ به شوک وارده بر متغیر LBM شده است.

۱. زمانی که IRF بی‌معنا باشند، نتایج قابل تعمیم به جامعه نیست و تنها می‌توان برای دوره مورد بررسی تفسیر توابع را انجام داد. از این‌رو در مطالعه حاضر زمانی که IRF از نظر آماری معنادار نیستند از عبارت «در دوره مورد بررسی» استفاده شده است.

شکل ۳. توابع واکنش تکانه‌ای LGDP به شوک وارده بر LBM تحت سطوح نااطمینانی متفاوت؛ کانال اعتبارات



شکل ۴. توابع واکنش تکانه‌ای LCPI به شوک وارده بر LBM تحت سطوح نااطمینانی متفاوت؛ کانال اعتبارات

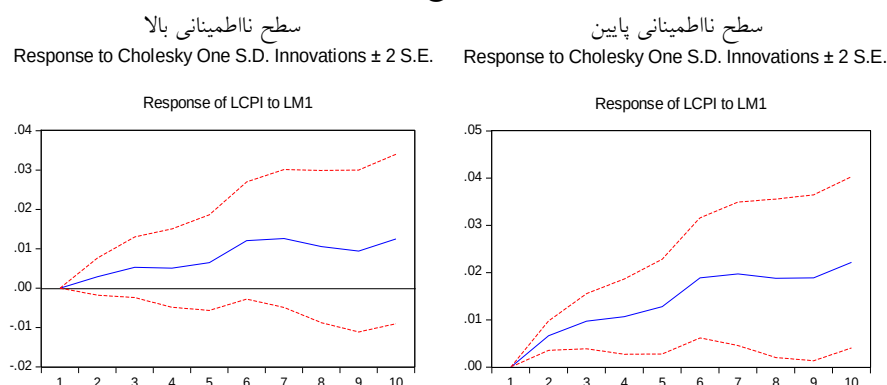


ب. متغیر سیاستی LM_1 باشد.

کانال نرخ بهره: اگر سطح نااطمینانی پایین در نظر گرفته شود، تعداد وقفه بهینه برابر با ۵ و زمانی که سطح نااطمینانی بالا باشد تعداد وقفه بهینه برابر با ۶ در نظر گرفته شده است. نتایج مدل‌های با سطح نااطمینانی بالا و پایین در شکل ۵ ارائه شده است. براساس شکل، مشخص

است زمانی که سطح نااطمینانی پایین باشد مسیر انتقال پولی کانال نرخ بهره در انتقال شوک وارده بر متغیر LM_1 به سمت متغیر هدف LCPI قوی‌تر عمل کرده و حتی نسبت به زمانی که سطح نااطمینانی بالا باشد منجر به معنادار شدن واکنش متغیر LCPI به شوک وارده بر LM_1 گردیده است.

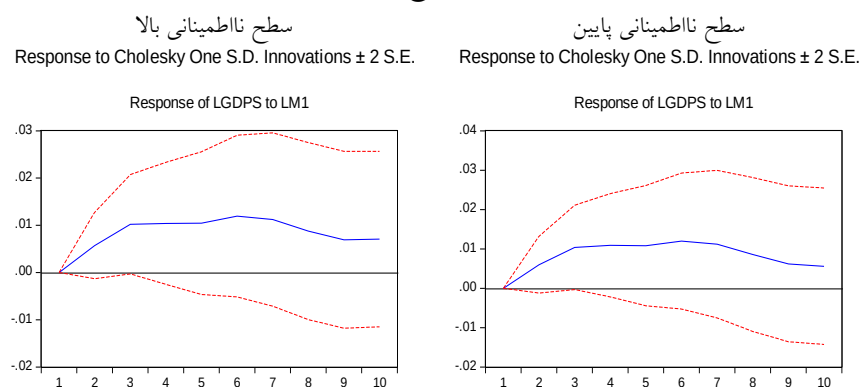
شکل ۵. توابع واکنش تکانه‌ای LCPI به شوک وارده بر LM_1 تحت سطوح نااطمینانی متفاوت؛ کانال نرخ بهره



مأخذ: یافته‌های پژوهش

کانال نرخ ارز: در این حالت تعداد وقفه بهینه برابر با ۵ تعیین و نتایج مدل‌های با سطح نااطمینانی بالا و پایین در شکل ۶ نمایش داده شده است. با توجه به شکل، مشخص است که در دوره مورد بررسی سطوح نااطمینانی مختلف تأثیری بر مسیر انتقال پولی کانال نرخ ارز در انتقال شوک وارد شده بر متغیر LM_1 به سمت LGDP ندارد.

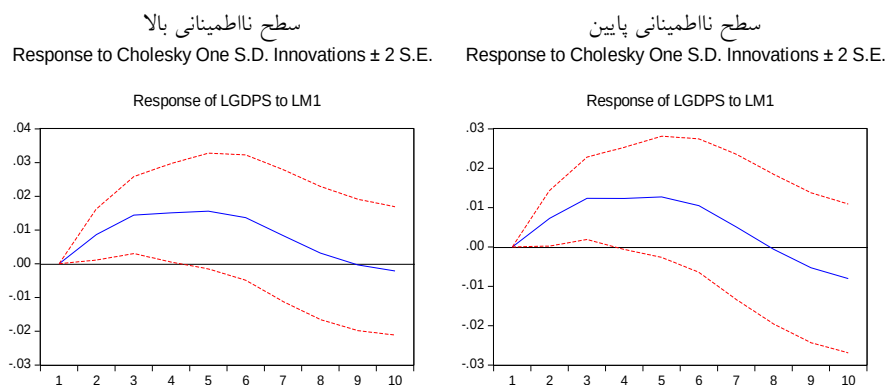
شکل ۶. توابع واکنش تکانه‌ای LGDP به شوک وارده بر LM_1 تحت سطوح نااطمینانی متفاوت؛ کانال نرخ ارز



مأخذ: یافته‌های پژوهش

کانال اعتبارات: در این حالت تعداد وقفه بهینه برابر با ۵ تعیین و نتایج مدل‌های با سطح نااطمینانی بالا و پایین در شکل‌های ۷ و ۸ نشان داده شده است. همانگونه که در شکل ۷ مشخص است سطوح نااطمینانی متفاوت تا دوره ۶ اثری بر مسیر انتقال پولی کانال اعتبارات نداشته و البته پس از این دوره، سطح نااطمینانی بالا منجر به واکنش کندتر (شیب کمتر تابع واکنش) متغیر هدف به شوک شده است، به طوری که در حالت سطح نااطمینانی پایین، تمامی شوک در دوره ۸ جذب متغیر LGDP شده و در حالت سطح نااطمینانی بالا تمامی شوک در دوره ۹ جذب شده است. همچنین در حالتی که سطح نااطمینانی بالا است تا دوره ۴ و زمانی که سطح نااطمینانی پایین باشد تا دوره ۳ توابع واکنش تکانه‌ای معنادار و بعد از این دوره‌ها بی معنا هستند.

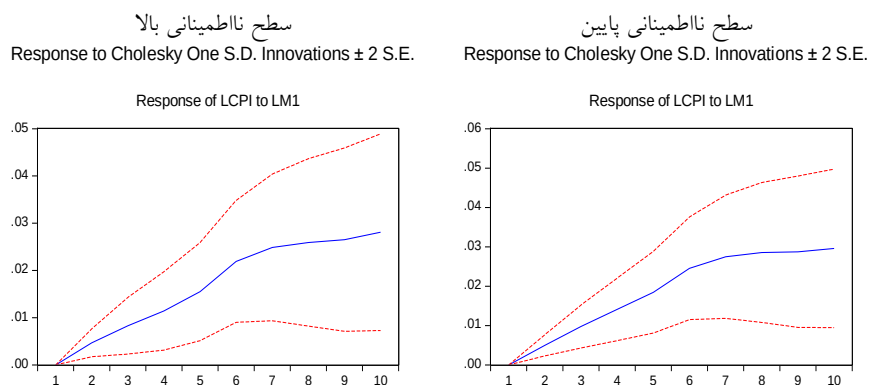
شکل ۷. توابع واکنش تکانه‌ای LGDP به شوک وارده بر LM_1 تحت سطوح نااطمینانی متفاوت؛ کانال اعتبارات



مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به شکل ۸ که واکنش متغیر LCPI به شوک وارده بر LM_1 را نشان می‌دهد نیز مشخص است که با وجود معنادار شدن IRF‌ها ولی سطوح نااطمینانی مختلف تأثیری بر عملکرد کانال اعتبارات در این حالت ندارد.

شکل ۸. توابع واکنش تکانه‌ای LCPI به شوک وارده بر LM_1 تحت سطوح نااطمینانی متفاوت؛ کانال اعتبارات

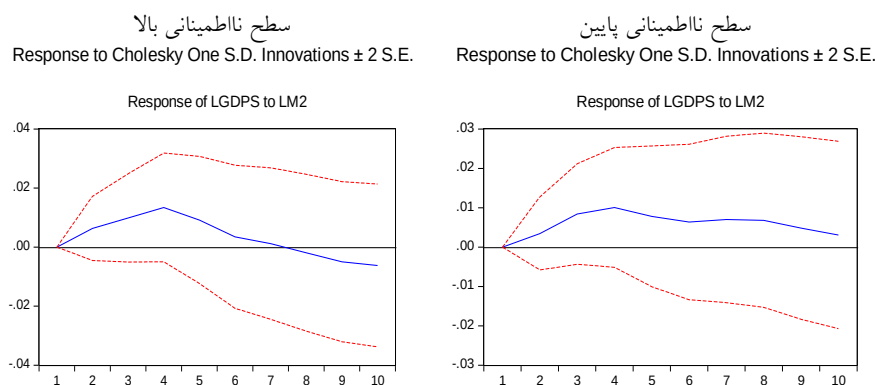


مأخذ: یافته‌های پژوهش

ج. متغیر سیاستی LM_2 باشد.

کانال نرخ بهره: در این حالت، زمانی که سطح نااطمینانی پایین باشد وقفه بهینه عدد ۲ و زمانی که سطح نااطمینانی بالا باشد وقفه بهینه عدد ۶ تعیین شده است. نتایج مدل‌های با سطح نااطمینانی بالا و پایین در شکل ۹ ارائه شده است. با توجه به شکل مشخص است که در دوره مورد بررسی نااطمینانی منجر به تغییر در مسیر انتقال پولی نرخ بهره شده و با وجود اینکه واکنش LGDP به شوک وارده بر متغیر LM_2 تا دوره ۴ مثبت است ولی در مدل با سطح نااطمینانی بالا میزان واکنش متغیر LGDP به شوک وارده در مدل با سطح نااطمینانی پایین بیشتر شده است. پس از این دوره نیز در مدل با سطح نااطمینانی بالا این واکنش در جهت عکس بیشتر شده است. در این مدل شاهد جذب کامل شوک در متغیر LGDP در دوره ۷ هستیم. این در حالی است که مدل با سطح نااطمینانی پایین طی دوره مورد بررسی شوک به صورت کامل جذب متغیر نگردیده است.

شکل ۹. توابع واکنش تکانه‌ای LGDP به شوک وارده بر LM_2 تحت سطوح نااطمینانی متفاوت؛ کانال نرخ بهره

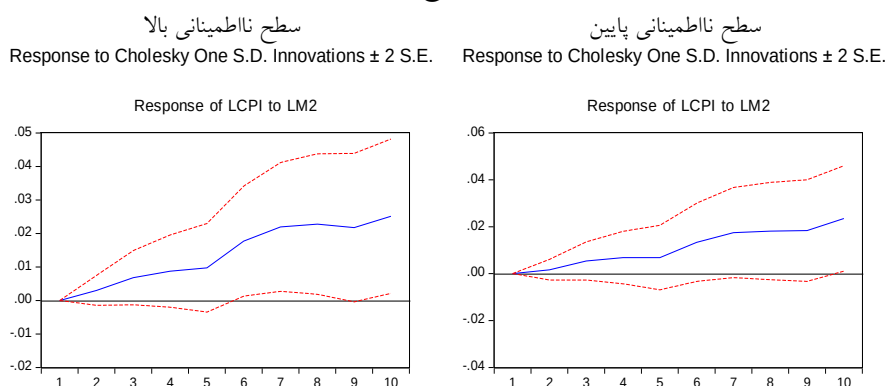


مأخذ: محاسبات تحقیق

کانال نرخ ارز: زمانی که سطح نااطمینانی پایین باشد وقفه بهینه عدد ۵ و زمانی که سطح نااطمینانی بالا باشد وقفه بهینه عدد ۴ تعیین شده است. نتایج مدل‌های با سطح نااطمینانی بالا و پایین در شکل ۱۰ ارائه شده است. با توجه به شکل، مشخص است که در دوره مورد

بررسی زمانی که سطح نااطمینانی بالا باشد مسیر انتقال پولی نرخ ارز قوی‌تر شده و در این حالت واکنش متغیر LCPI به شوک وارده بر متغیر LM_2 بیشتر است.

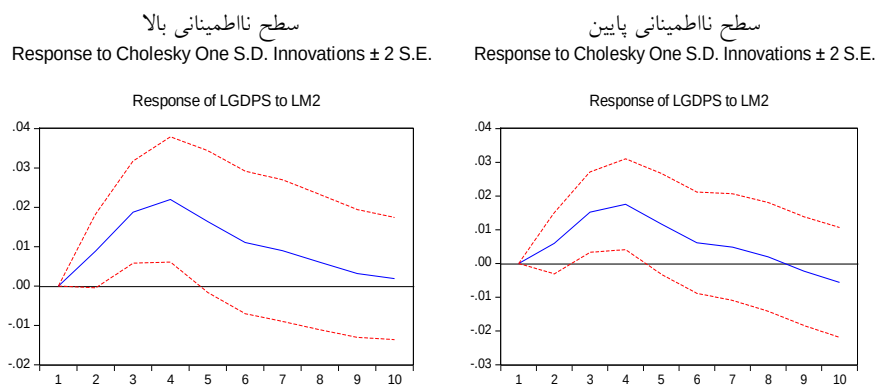
شکل ۱۰. توابع واکنش نکانه‌ای LCPI به شوک وارده بر LM_2 تحت سطوح نااطمینانی متفاوت؛ کانال نرخ ارز



مأخذ: یافته‌های پژوهش

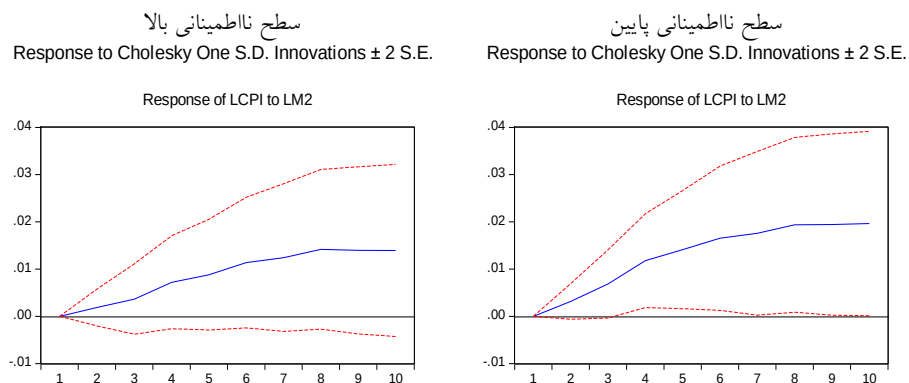
کانال اعتبارات: در این حالت زمانی که سطح نااطمینانی پایین و بالا باشد، وقفه بهینه عدد ۵ تعیین می‌شود. نتایج مدل‌های با سطح نااطمینانی بالا و پایین در شکل‌های ۱۱ و ۱۲ ارائه شده است. با توجه به شکل ۱۱ مشخص است که تا دوره ۴ سطح نااطمینانی بالا منجر به تقویت مسیر انتقال پولی اعتبارات گردیده و منجر به افزایش واکنش متغیر LGDP به متغیر سیاستی LM_2 شده است. ولی پس از این دوره، سرعت واکنش متغیر به شوک وارده کاهش یافته است. مشاهده شکل ۱۲ نیز نشان می‌دهد در حالتی که سطح نااطمینانی پایین است واکنش متغیر LCPI به شوک وارده بر متغیر LM_2 بیشتر و معنادار شده و درواقع کاهش سطح نااطمینانی منجر به تقویت مسیر انتقال پولی کانال اعتبارات شده است.

شکل ۱۱. توابع واکنش تکانه‌ای LGDP به شوک وارده بر LM₂ تحت سطوح نااطمینانی متفاوت؛ کانال اعتبارات



مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۱۲. توابع واکنش تکانه‌ای LCPI به شوک وارده بر LM₂ تحت سطوح نااطمینانی متفاوت؛ کانال اعتبارات



مأخذ: یافته‌های پژوهش

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

مطالعه حاضر در راستای بررسی تأثیر نااطمینانی اقتصادی بر سازوکارهای انتقال پولی طی دوره ۱۳۶۹:۴ تا ۱۴۰۱:۴ تدوین گردیده است. در مرحله اول ابتدا شاخص نااطمینانی

اقتصادی بهینه ایجاد شده توسط علائی و همکاران (۱۳۹۸) پس از بروزرسانی جهت سنجش سطح نااطمینانی اقتصاد ایران مورد استفاده قرار گرفته است. در مرحله دوم با وجود اینکه در مطالعات داخلی به بررسی سازوکارهای انتقال پولی در اقتصاد ایران پرداخته شده است ولی به دو دلیل نبود اجماع بر روی مسیرهای انتقال پولی و متفاوت بودن نوع متغیر انتخابی به عنوان ابزار سیاست پولی؛ سه سازوکار انتقال پولی نرخ بهره، نرخ ارز و اعتبارات، با توجه به ابزارهای مختلف سیاست پولی (نرخ رشد پایه پولی (LBM)، نرخ رشد حجم پول (LM_1) و نرخ رشد حجم نقدینگی (LM_2)) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان‌دهنده این است که عمده مسیرهای انتقال به نوع ابزار سیاستی و متغیر هدف بانک مرکزی وابسته است و فقط کانال اعتبارات که به صورت مانده تسهیلات بانک‌ها و مؤسسات اعتباری به بخش خصوصی تعریف شده، بدون توجه به نوع متغیر ابزار سیاستی و هدف بانک مرکزی به عنوان مسیر انتقال پولی مورد تأیید است (جدول ۱).

جدول ۱. نتایج بررسی مسیرهای انتقال پولی

نوع ابزار	متغیر هدف	مسیر انتقال پولی تأیید شده
	لگاریتم تولید (LGDP)	اعتبارات
لگاریتم پایه پولی (LBM)	لگاریتم شاخص قیمتی مصرف‌کننده (LCPI)	نرخ ارز حقیقی، اعتبارات
	لگاریتم تولید (LGDP)	نرخ ارز حقیقی، اعتبارات
لگاریتم حجم پول (LM_1)	لگاریتم شاخص قیمتی مصرف‌کننده (LCPI)	نرخ بهره، اعتبارات
	لگاریتم تولید (LGDP)	نرخ بهره، اعتبارات
لگاریتم حجم نقدینگی (LM_2)	لگاریتم شاخص قیمتی مصرف‌کننده (LCPI)	نرخ ارز حقیقی، اعتبارات

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در مرحله آخر پس از بررسی و شناسایی مسیرهای انتقال پولی مختلف، صدک ۱۱۰م و ۹۰م شاخص نااطمینانی اقتصادی بهینه به عنوان سطح نااطمینانی پایین و بالا انتخاب و سپس با استفاده از روش IVAR اثر نااطمینانی بر مسیرهای انتقال پولی بررسی شد. نتایج به دست آمده براساس نوع ابزار سیاستی و همچنین نوع هدف سیاستگذار پولی متفاوت است،

به‌طوری که در دوره مورد بررسی اگر لگاریتم پایه پولی (LBM) به عنوان ابزار سیاست پولی و متغیر نرخ رشد لگاریتم شاخص قیمتی مصرف‌کننده (LCPI) به عنوان متغیر هدف باشد در حالتی که سطح نااطمینانی بالا است، کانال نرخ ارز و کانال اعتبارات در انتقال شوک وارده بر متغیر LBM به متغیر هدف LCPI ضعیف‌تر عمل کرده و نااطمینانی منجر به کاهش قدرت این مسیر انتقال پولی می‌شود. این در حالی است که اگر متغیر تولید (LGDP) به عنوان متغیر هدف بانک مرکزی در نظر گرفته شود، سطح نااطمینانی بالا منجر به تقویت مسیر انتقال پولی متغیر اعتبارات می‌شود، به‌طوری که واکنش متغیر LGDP به شوک وارده بر متغیر LBM را افزایش داده است. زمانی که لگاریتم حجم پول (LM_1) به عنوان ابزار سیاست پولی باشد، با بررسی اثر نااطمینانی بر مسیر انتقال پولی نرخ بهره مشخص شد که در دوره مورد بررسی سطح نااطمینانی پایین باعث شده است که مسیر انتقال پولی کانال نرخ بهره در انتقال شوک وارده بر متغیر LM_1 به سمت متغیر هدف LCPI قوی‌تر عمل کند. همچنین بررسی اثر نااطمینانی بر مسیر انتقال پولی نرخ ارز بیانگر آن است که در دوره مورد بررسی سطوح نااطمینانی مختلف تأثیری بر مسیر انتقال پولی کانال نرخ ارز در انتقال شوک وارد شده بر متغیر LM_1 به سمت LGDP ندارد. بررسی اثر نااطمینانی بر مسیر انتقال پولی اعتبارات نیز حاکی از آن است که سطح نااطمینانی بالا منجر به واکنش کندتر (شیب کمتر تابع واکنش) متغیر LGDP به شوک گردیده است و این در حالی است که سطوح نااطمینانی مختلف تأثیری بر عملکرد کانال اعتبارات در واکنش متغیر LCPI به شوک وارده بر LM_1 نداشته است. در آخر، زمانی که لگاریتم حجم نقدینگی (LM_2) به عنوان ابزار سیاست پولی در نظر گرفته شود، بررسی‌ها نشان داده است که در دوره مورد بررسی، نااطمینانی نه تنها منجر به تغییر در مسیر انتقال پولی نرخ بهره به متغیر LGDP گردیده بلکه واکنش متغیر هدف در سطح نااطمینانی بالا بیشتر شده است. همچنین اگر نرخ ارز به عنوان مسیر انتقال پولی باشد، سطح نااطمینانی بالا منجر به قوی‌تر شدن این مسیر شده و در این حالت واکنش متغیر LCPI به شوک وارده بر متغیر LM_2 بیشتر شده است. بررسی اثر نااطمینانی بر مسیر انتقال پولی متغیر اعتبارات نشان داده است که تا دوره ۴ واکنش متغیر LGDP به سطح نااطمینانی بالا بیشتر و پس از این دوره، سرعت واکنش متغیر به شوک وارده کاهش یافته است و زمانی که متغیر LCPI به عنوان متغیر هدف باشد، کاهش سطح نااطمینانی منجر به تقویت مسیر انتقال پولی کانال اعتبارات و واکنش بیشتر متغیر هدف به شوک وارده شده است.

با توجه به نتایج مطالعه حاضر دو پیشنهاد ذیل ارائه می‌شود:

۱. بررسی مسیرهای انتقال پولی حکایت از اهمیت سازوکار انتقال پولی متغیر اعتبارات دارد که به صورت مانده تسهیلات بانک‌ها و مؤسسات اعتباری به بخش غیردولتی تعریف شده است. لذا توجه و کنترل به این متغیر که جزئی از قدرت خلق پول بانک‌ها است حائز اهمیت است.
۲. در این مطالعه به بررسی اثر نااطمینانی بر سه سازوکار انتقال پولی نرخ بهره، نرخ ارز و متغیر اعتبارات پرداخته شد. از آنجا که مسیرهای انتقال دیگر نیز شناسایی شده‌اند لذا می‌توان اثر نااطمینانی را بر این سازوکارها بررسی نمود.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Reza Alaei



<https://orcid.org/0000-0001-5240-4427>

Ahmad Salahmanesh



<https://orcid.org/0000-0001-7507-7756>

منابع

- حافظیان، فریده، زمانیان، غلامرضا و شهرکی، جواد. (۱۴۰۱). اثر توسعه مالی بر کانال ترازنامه انتقال سیاست پولی. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۹(۲)، ۲۴۵-۲۶۴.
- doi:10.22034/eoj.2022.46269.2887
- خداپرست شیرازی، جلیل. (۱۳۹۶). دگردیسی انتقال پولی در طی زمان: رویکرد الگوهای *DSGE* و *FVAR*. *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۱۴(۱)، ۱۴۳-۱۷۲.
- <https://doi.org/10.22055/jqe.2017.20579.1546>
- رحیمی، مجید، ندری، کامران و یزدانی، مهدی. (۱۴۰۱). شناسایی مهم‌ترین سازوکارهای انتقال سیاست پولی بر رشد اقتصادی در اقتصاد ایران با رویکرد الگوهای میانگین پویا. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۹(۲)، ۱۵۱-۱۹۰.
- doi:10.22034/eoj.2022.50571.3024
- سوری، علی (۱۳۹۴). *اقتصادسنجی (پیشرفته) همراه با کاربرد 8 Eviews و 12 Stata* (جلد ۲)، چاپ چهارم، انتشارات فرهنگ شناسی.

- شاهچرا، مهشید و طاهری، ماندانا. (۱۳۹۵). سازوکار انتقال سیاست پولی بر وام‌دهی بانک‌ها از طریق اقلام زیر خط ترازنامه. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۴ (۷۸)، ۱۴۵-۱۷۰.
<http://qjerp.ir/article-1-1172-fa.html>
- شهرکی، سارا، صباحی، احمد، مهدوی عادل، محمدحسین و سلیمی‌فر، مصطفی. (۱۳۹۴). نرخ ارز واقعی به عنوان سازوکار انتقال پولی جدید در اقتصاد ایران: یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *مجله برنامه و بودجه*، ۲۰ (۴)، ۷۱-۱۰۶. <https://civilica.com/doc/1209984>
- صمصامی، حسین، داودی، پرویز و عباسقلی‌نژاد اسبقی، رعنا. (۱۴۰۲). ارزیابی مقایسه‌ای میزان تأثیر اصطکاک‌های مالی بر سازوکار انتقال اثرگذاری سیاست پولی با تأکید بر درونزایی پول بر اقتصاد ایران، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۸ (۹۶)، ۲۰۷-۲۵۲.
doi: 10.22054/ijer.2023.76169.1224
- علائی، رضا، صلاح‌منش، احمد و آرمن، سیدعزیز. (۱۳۹۸). تعیین شاخص ناطمینانی اقتصادی بهینه برای اقتصاد ایران. *راهبرد اقتصادی*، ۸ (۲۸)، ۱۱۱-۱۴۵.
- علائی، رضا، صلاح‌منش، احمد و آرمن، سیدعزیز. (۱۳۹۹). بررسی کارایی سیاست پولی تحت شرایط ناطمینانی اقتصادی (پژوهشی در اقتصاد ایران). *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۱ (۴۱)، ۳۴-۱۵. <https://doi.org/10.30473/egdr.2020.49960.5538>
- کميجانی، اکبر و علی‌نژادمهربانی، فرهاد. (۱۳۹۱). ارزیابی اثربخشی کانال‌های انتقال پولی بر تولید و تورم و تحلیل اهمیت نسبی آنها در اقتصاد ایران. *فصلنامه علمی-پژوهشی برنامه و بودجه*، ۱۷ (۲)، ۳۹-۶۴. <http://jpbud.ir/article-1-609-fa.html>
- مشیری، سعید و واشقانی، محسن. (۱۳۸۹). بررسی مکانیزم انتقال پولی و زمان‌بندی آن در اقتصاد ایران. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۴ (۱۱)، ۱-۳۲.
<https://sanad.iau.ir/journal/eco/Article/555572?jid=555572&lang=en>
- مهرگان، نادر و دلیری حسن. (۱۳۹۲). واکنش بانک‌ها در برابر سیاست‌های پولی براساس مدل DSGE. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۱ (۶۶)، ۳۹-۶۸. <http://qjerp.ir/article-1-725-fa.html>

References

- Aastveit, K.A., Natvik, G.J. & Sola, S. (2017). Economic uncertainty and the influence of monetary policy. *Journal of International Money and Finance*, 76, 50-67. <https://doi.org/10.1016/J.Jimonfin.2017.05.003>.
- Afrin, S. (2017). Monetary policy transmission in bangladesh: Exploring the lending channel. *Journal of Asian Economics*, 49, 60-80. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2016.10.003>.
- Alaei, R., Salahmanesh, A. & Arman, S.A. (2019). Determination of optimal economic uncertainty index for Iranian economy. *Economic Strategy*, 8(28), 111-145. [In Persian]

- Alaei, R., Salahmanesh, A. & Arman, S.A. (2020). Monetary policy efficiency under economic uncertainty (research in Iranian economy). *Economic Growth and Development Research*, 11(41), 34-15. [In Persian] doi: 10.30473/egdr.2020.49960.5538
- Alexandre, M., Lima, G.T., Riccetti, L. & Russo, A. (2023). The financial network channel of monetary policy transmission: An agent-based model. *Journal of Economic Interaction and Coordination*, Springer; Society for Economic Science with Heterogeneous Interacting Agents, 18(3), 533-571. doi: 10.1007/s11403-023-00377-w.
- Anwar, S. & Nguyen, L.P. (2018). Channels of monetary policy transmission in vietnam. *Journal of Policy Modeling*, 40(4), 709–729. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2018.02.004>
- Atkin, T. & Cava, G. La. (2017). *Abstract for the transmission of monetary policy: How does it work?* Bulletin–September Quarter 2017. Retrieved From <https://Ho.Website.Rba.Gov.Au/Publications/Bulletin/2017/Sep/Bu-0917-1a.Html>
- Balcilar, M., Demirer, R., Gupta, R. & Van Eyden, R. (2017). The impact of us policy uncertainty on the monetary effectiveness in the euro area. *Journal of policy modeling*, 39(6), 1052–1064. Retrieved From <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0161893817300923>. DOI: 10.1016/j.jpolmod.2017.09.002
- Boivin, J., Kiley, M.T. & Mishkin, F.S. (2010). How has the monetary transmission mechanism evolved over time? In *Handbook of Monetary Economics*, 369–422. Elsevier. Retrieved From <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/B9780444532381000089>
- Borio, C. & Zhu, H. (2012). Capital regulation, risk-taking and monetary policy: A missing link in the transmission mechanism? *Journal of Financial Stability*, 8(4), 236-251. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2011.12.003>
- Carroll, C.D. (1997). Buffer-stock saving and the life cycle/permanent income hypothesis. *The Quarterly Journal of Economics*. 112(1), 1–55. <https://www.jstor.org/stable/2951275>
- Charles, A., Darné, O. & Tripier, F. (2018). Uncertainty and the macroeconomy: Evidence from an uncertainty composite indicator. *Applied Economics*. 50(10), 1093–1107. <https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1349294>
- Dajcman, S. & Tica, J. (2017). The broad credit and bank capital channels of monetary policy transmission in the core and peripheral Euro area. *zbornik radova ekonomskog fakulteta u rijeci, časopis za ekonomsku teoriju i praksu - proceedings of rijeka faculty of economics*. *Journal of Economics and Business*, 35(2), 249-275, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3104373>
- Guler, A. (2016). Effectiveness of expectation channel of monetary transmission mechanism in inflation targeting system: An empirical study for turkey. *Global Journal of Business, Economics and Management*, 6(2), 222–231. doi: 10.18844/gjbem.v6i2.1394.
- Hafezian, F., Zamanian, G. & Shahraki, J. (2022). The effect of financial development on the firm balance sheet channel. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 9(2), 245-264. [In Persian] doi: 10.22034/ecoj.2022.46269.2887.

- Hayashi, F. (1982). Tobin's marginal q and average q: A neoclassical interpretation. *Econometrica*, 50(1), 213–224. <https://doi.org/10.2307/1912538>
- Khodaparast Shirazi, J. (2017). Metamorphosis of monetary transmission over time: DSGE and FAVAR approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 14(1), 143-172. [In Persian] doi: 10.22055/jqe.2017.20579.1546.
- Kimball, M.S. (1990). Precautionary saving in the small and in the large. *Econometrica*, 58(1), 53–73. <https://doi.org/10.2307/2938334>
- Komijani, A. & Alinejad-Mehrabani, F. (2012). Evaluating the effectiveness of monetary transmission channels on production and inflation besides analyzing their relative importance in iran's economy. *Journal of Planning and Budgeting*, 1(2), 39-64. [In Persian]
- Mehregan, N. & Daliri, H. (2013). Banks respond to monetary policy shocks based on DSGE model. *Journal of Economic Research and Policies*, 21(66), 39-68. [In Persian]
- Mishkin, F. (1996). The channels of monetary transmission: Lessons for monetary policy. NBER Working Paper 5464.
- Morales, P., Osorio, D., Lemus, J.S. & Sarmiento, M. (2022). The internationalization of domestic banks and the credit channel of monetary policy. *Journal of Banking & Finance*, 135, 106317. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2021.106317>
- Moshiri, S. & Vasheghani, M. (2010). Study of the monetary policy transmission mechanism and its timing in Iran. *Journal of Economic Modelling*, 4(1), 1-32. [In Persian] [ps://sanad.iau.ir/journal/econ/Article/555572?jid=555572&lang=en](https://sanad.iau.ir/journal/econ/Article/555572?jid=555572&lang=en)
- Neuenkirch, M. (2013). Monetary policy transmission in vector autoregressions: A new approach using central bank communication. *Journal of Banking & Finance*, 37(11), 4278–4285. doi: 10.1016/j.jbankfin.2013.07.044
- Nguyen, T.P., Dinh, T.P. & Tran, N.T. (2022). Financial development and monetary policy transmission in a multiple-tool regime: The case of vietnamese commercial banks. *Cogent Business & Management*, 9(1), 2135218, doi: 10.1080/23311975.2022.2135218.
- Nyumuah, F.S. (2018). An empirical analysis of the monetary transmission mechanism of developing economies: Evidence from ghana. *International Journal of Economics and Finance*, 10(4), 72–83. <https://doi.org/10.5539/ijef.V10n4p72>
- Ocampo, S. & Rodriguez, N. (2012). An introductory review of a structural var-x estimation and applications. *Revista Colombiana de Estadística*. 35(3), 479-508. doi: 10.32468/be.686
- Poddar, M., Khachatryan, H. & Sab, M. (2006). The monetary transmission mechanism in Jordan. International monetary fund. *IMF Workig Paper*, No. 06/48, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=892939>
- Rahimi, M., Nadri, K. & Yazdani, M. (2022). Identification of the most important variables affecting the mechanism of monetary policy transmission in the Iranian economy with the dynamic model averaging approach. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*. 9(2), 151-190. [In Persian] doi:10.22034/ECOJ.2022.50571.3024.
- Sá, F., Towbin, P. & Wieladek, T. (2014). Capital inflows, financial structure and housing booms. *Journal of the European Economic Association*, 12(2),

- 522–546. Retrieved From <https://Academic.Oup.Com/Jeea/Article-Abstract/12/2/522/2317930>
- Samsami, H., Davoodi, P. & Abbasgholinezhad Asbaghi, R. (2023). A comparative evaluation of the effect of financial frictions on the transmission mechanism of monetary policy with an emphasis on the endogeneity of money on Iran's economy. *Iranian Journal of Economic Research*, 28(96), 207-252. [In Persian] doi: 10.22054 /ijer. 2023. 76169. 1224.
- Schasfoort, J., Godin, A., Bezemer, D., Caiani, A. & Kinsella, S. (2018). Monetary policy transmission in a macroeconomic agent-based model. *Advances In Complex Systems*, 20(08), 1850003. <https://doi.org/10.1142/S0219525918500030>
- Shahchera, M. & Taheri, M. (2016). Impact of off-balance sheet banking on the bank lending channel of monetary transmission. *Journal of Economic Research and Policies*, 24(78), 145-170. [In Persian]
- Shahraki, S., Sabahi, A., Mahdavi Adeli, M.H. & Salimifar, M. (2016). The real exchange rate as a monetary transmission mechanism in the economy of Iran: A dynamic stochastic general equilibrium model. *The Journal of Planning and Budgeting*, 20(4), 1-20. [In Persian] <https://civilica.com/doc/1209984>
- Towbin, P. & Weber, S. (2013). Limits of floating exchange rates: The role of foreign currency debt and import structure. *Journal of Development Economics*, 101, 179–194. doi: 10.1016/j.jdeveco. 2012.10.007

استناد به این مقاله: علائمی، رضا و صلاح‌منش، احمد. (۱۴۰۳). بررسی عملکرد سازوکارهای انتقال پولی ایران تحت شرایط نااطمینانی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹(۹۹)، ۱۶۵-۱۲۷.



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

A Study on Multidimensional Poverty and Contribution of Dimensions in the Provinces of Iran

Hamidreza Navvabpour 

Associate Professor, Department of Statistics, Faculty of Statistics, Mathematics and Computer, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

Parya Torabi Kahlan* 

Ph.D. of Statistics, Department of Statistics, Faculty of Statistics, Mathematics and Computer, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

Abstract

Most countries define poverty simply as a lack of money, yet poor individuals themselves often view their experience of poverty more broadly. A person living in poverty can face multiple overlapping disadvantages simultaneously, so focusing on a single factor, such as income, does not fully capture the reality of poverty. In Iran, several studies have attempted to calculate the multidimensional poverty index, yet most rely on household income and expenditure survey data, which is limited in calculating the relevant indicators. The present study aimed to calculate and measure multidimensional poverty at the provincial level in Iran, assessing the contribution of each dimension to overall poverty and using the Alkire–Foster method to inform policymakers in their poverty alleviation efforts. The data was collected from the 2015 Multiple Indicator Demographic and Health Survey (MIDHS), encompassing 33,013 households and a wider range of indicators. The results indicated that, aside from Khuzestan and Qom Provinces, the multidimensional poverty index was particularly high in provinces along the eastern borders, while provinces along the northern, southern, and parts of the western borders experienced less poverty. Additionally, the contribution of each dimension to overall poverty revealed that the types of deprivation experienced by households varied across provinces in 2015.

* Corresponding Author: torabiparya@yahoo.com

How to Cite: Navvabpour, H. & Torabi Kahlan, P. (2024). A Study on Multidimensional Poverty and Contribution of Dimensions in the Provinces of Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(99), 166-193.

1. Introduction

Income poverty is an important dimension of poverty, but it fails to capture the full reality of deprivation. The global Multidimensional Poverty Index (MPI) provides an internationally comparable measure of acute multidimensional poverty across more than 100 countries. The global MPI identifies acute deprivations in health, education, and living standards that affect individuals simultaneously, thus complementing the traditional monetary poverty measures—such as the World Bank’s extreme poverty line. The national MPI is a measure of multidimensional poverty within a specific country, aligned with that country’s definitions of poverty. It can identify poverty across different population groups, such as by age or gender. The national MPI reveals not only who falls below the poverty threshold but also highlights specific deprivations that may affect even those above it. This insight allows policymakers to understand how certain deprivations impact both poor and non-poor segments of society. Using the Alkire–Foster method, the present study aimed to assess Iran’s national MPI and examine the contribution of each dimension to the overall MPI across its provinces. The analysis relied on data from the 2015 Multiple Indicator Demographic and Health Survey (MIDHS).

2. Materials and Methods

The Alkire–Foster method assigns a deprivation score (c_i) to each household, calculated as the weighted average of deprivation across all selected dimensions. Households with a deprivation score at or above the established poverty cut-off are considered multidimensionally poor. The incidence of poverty is the proportion of the population that is multidimensionally poor, calculated as ($H = q/n$). MPI is the product of poverty incidence (H) and the intensity of poverty, which is measured as the average deprivation score among the poor ($A = \sum_{i=1}^q c_i / q$).

All topics related to the national MPI were organized into seven dimensions, represented by 21 indicators. A poverty cut-off of 33% was applied, with equal weights assigned to each dimension and to all indicators within each dimension (see Table 1).

Table 1. Deprivation Cut-offs, Dimensions, and Indicators of National MPI

Dimensions	Indicators	Cut-off: Household is deprived if ...
Health	Child mortality	Any child under the age of 18 years has died in the family in the five-year period preceding the survey.
	Disability	At least one household member suffers from one of the types of disabilities.
	Mental health	At least one household member aged 15 or older suffers from severe mental illness according to (the score greater than or equal 19). Kessler 6 scale
Education	School attendance	Any school-aged child is not attending school up to the age at which he/she would complete class eight.
	Level of education	No household member aged 15 or older has completed primary schooling.
Well-being	Cooking fuel	The household cooks with dung, agricultural crop, shrubs, wood, charcoal or coal.
	Sanitation	The household's sanitation facility is not improved (according to SDG guidelines) or it is improved but shared with other households.
	Drinking water	The household does not have access to improved drinking water (according to SDG guidelines) or improved drinking water is at least a 30-minute walk from home, round trip.
	Electricity	The household has no electricity.
	Assets	The household does not own more than one of these assets: Radio, television, telephone, computer, motorbike or refrigerator, and does not own a car.
	Housing	The household with inadequate housing; the housing low-quality materials (clay and is made of mud/wood)
	Overall life satisfaction	At least one household member aged 15 or older is dissatisfied or very dissatisfied with himself/herself, her/his family life, friends, current job, income or place of residence.
	Unemployment	No household member aged 15 or older is employed or has an income without work
Employment	Insurance	There is at least one household member without health insurance.
Security	Violent discipline	At least one child aged 1-14 has experienced some violent discipline.
	Domestic violence	At least one woman aged 15 or older has agreed that her husband has the right to beat up his wife.
Culture	Mass media and information technology	At least one household member aged 15 or older does magazine, does not listen or not read the newspaper to radio or does not use the internet at all.
	Access to cultural activities for children	At least one child does not have access to sport, or religious classes. poetry, painting,
	Disaster preparedness	has not done any action in the past The household year to deal with natural hazards and disasters.
Environment	Drought-stricken people (1/21)	More than 50% of the population in a particular area is affected by severe drought.
	Proximity to industrial pollution	At least 50% of the average industrial waste of the country is generated in the proximity of the household's place of residence.

Source: Torabi, et al. (2021)

3. Results and Discussion

As shown in Table 2, in addition to Qom and Khuzestan provinces, all provinces bordering Afghanistan and Pakistan experience higher levels of multidimensional poverty. It also shows the contribution of each dimension to the overall MPI across Iran's 31 provinces, ranked from the most prosperous to the poorest. Qom ranks highest in well-being and security, yet it is the most deprived in employment and environment. Hormozgan ranks best in health but is the most deprived in education. Ilam is the most deprived in security, while it ranks highest among provinces in environment and employment (with only a slight difference after East Azerbaijan).

Table 2. The Contribution of Each Dimension in Percentage in MPI by Province and National Level and the p-Values of the Wald Test

Provinces	MPI	Confidence Interval (95%)	Population Share	Environment	Culture	Security	Employment	Well-being	Education	Health
Mazandaran	0.007	[0.004,0.010]	4.6	20.9	13.6	17.7	12.8	2.9	16.5	15.6
Chaharmahal and Bakhtiari	0.010	[0.006,0.014]	1.1	15.2	19.8	20.4	15.6	5.3	17	6.7
Ilam	0.010	[0.006,0.014]	0.7	10	21.8	32.1	6.2	1.7	14.9	13.3
Golestan	0.011	[0.007,0.015]	2.4	10.6	24.2	25.4	14.9	1.9	15.7	7.3
Boshehr	0.012	[0.008,0.016]	1.3	18.7	19.9	23.8	14.3	1.7	14.9	6.7
Gilan	0.015	[0.010,0.019]	3.6	26.7	11.4	17	14.8	6.2	14	9.9
Western Azerbaijan	0.015	[0.010,0.020]	4	14.1	18.7	25.3	9.6	4.1	20.6	7.6
Hormozgan	0.015	[0.010,0.020]	1.7	16.2	20.8	24.3	11.8	2.6	21	3.3
Kermanshah	0.017	[0.011,0.022]	2.4	11.5	17.6	24.5	14.2	4.4	17.8	10
Tehran	0.017	[0.010,0.024]	17.3	25	12.3	23.8	13.6	1.8	14.6	8.9
Hamedan	0.019	[0.014,0.025]	2.3	13.7	18.8	27	9.4	4	16.2	10.9
Esfahan	0.020	[0.015,0.025]	6.9	25.8	12.4	18.3	15.6	2.8	14.4	10.7
Eastern Azarbaijan	0.021	[0.015,0.026]	4.8	16.5	18.3	30.9	6.1	3.2	15.2	9.8
Alborz	0.021	[0.014,0.027]	3.6	31.6	16.6	14.8	17	0.8	11	8.2
Markazi	0.022	[0.017,0.028]	1.9	25.9	15.6	16.2	17.1	2.7	17	5.5
Semnan	0.022	[0.016,0.028]	0.8	25.2	12.7	16.2	15.9	2.9	19.1	8
Lorestan	0.024	[0.016,0.032]	2.2	16.9	17.7	25.2	12.8	7.9	11	8.5
Ardebil	0.024	[0.018,0.029]	1.6	17.4	17.3	27.1	8.1	3.4	15.7	11
Fars	0.025	[0.019,0.032]	6.3	26.8	14.7	20.8	11.3	2.9	11.5	12
Kordestan	0.029	[0.023,0.036]	1.9	17.4	16.9	31.3	7.3	1.9	15.9	9.3
Yazd	0.029	[0.023,0.035]	1.5	32	14.8	21.9	10.6	2.1	12.7	5.9
Zanjan	0.030	[0.022,0.037]	1.4	23.7	18.5	24.2	9.7	3.7	12.6	7.6
Ghazvin	0.031	[0.025,0.038]	1.7	31	14.1	20	11.7	1.6	13.1	8.5
Kohgiluyeh & Boyer-Ahmad	0.035	[0.027,0.043]	0.8	14.9	21.7	30	11.9	2.8	10.9	7.8
Kerman	0.036	[0.024,0.048]	3.6	17.1	21.6	26.7	10.8	4.1	12	7.7
Southern Khorasan	0.036	[0.028,0.044]	0.9	16.4	16.9	25.7	10.3	4	20.2	6.5
Ghom	0.037	[0.028,0.045]	1.4	34	12.7	14.2	18.2	0.8	12.2	7.9
Razavi Khorasan	0.038	[0.031,0.045]	8	26.8	13.8	22.9	12.7	2	13.8	8
Khuzestan	0.039	[0.032,0.047]	5.6	27	16.3	22.7	9.9	3	14.8	6.3
Northern Khorasan	0.047	[0.039,0.055]	1.2	28.1	16.2	21.9	6.7	4.9	15.7	6.5
Sistan & Baluchestan	0.088	[0.075,0.101]	2.5	13.8	22.3	20.1	13.8	7.3	16.9	5.8
National level	0.025	[0.023,0.026]	100	22.8	16.2	22.6	12.2	3.3	14.6	8.3
p-values	-	-	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Source: Research results

4. Conclusion

Overall, the three dimensions of culture, security, and environment were found to be the most significant contributors to deprivation in Iran, accounting for 16.2%, 22.6%, and 22.8% of the MPI, respectively. Improved access to MIDHS micro-data and administrative data (e.g., air pollution and crime statistics), as well as the inclusion of relevant items into the MIDHS questionnaire (e.g., social protection, violence against women, and nutrition), would improve the MPI measurement in Iran.

Keywords: Multidimensional Poverty, Poverty Analysis, Poverty Measurement, Alkire–Foster Method

JEL Classification: I32



مطالعه‌ای در فقر چندبعدی و سهم بعدها در استان‌های ایران

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

پریا ترابی کهلان  * دکتری آمار، گروه آمار، دانشکده آمار، ریاضی و رایانه، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

اکثر کشورهای جهان، فقر را به عنوان کمبود یا نبود درآمد تعریف می‌کنند. با این حال، افراد فقیر تجربه خود از فقر را بسیار گسترده‌تر می‌دانند. فردی که فقیر است ممکن است به‌طور همزمان از چندین عامل محرومیت رنج ببرد. از این رو، تمرکز بر یک عامل به تنهایی، مانند درآمد، برای درک ماهیت واقعی فقر کافی نیست. در ایران مطالعه‌های متعددی در اندازه‌گیری فقر چندبعدی انجام شده است ولی بیشتر آن‌ها از داده‌های طرح هزینه و درآمد خانوار که محاسبه نماگرهای مرتبط با فقر چندبعدی را محدود می‌کند، استفاده کرده‌اند. هدف این مطالعه محاسبه و اندازه‌گیری فقر چندبعدی و سهم هر یک از بعدها در فقر کلی در سطح استان‌های ایران با استفاده از روش ال‌کایر- فوستر است تا سیاست‌گذاران را در امر فقرزدایی یاری رساند. در این مطالعه از داده‌های طرح آمارگیری شاخص‌های چندگانه جمعیت و سلامت (MIDHS) سال ۱۳۹۴ که شامل ۳۳۰۱۳ خانوار بوده و امکان محاسبه نماگرهای بیشتری را فراهم می‌کند، استفاده شده است. نتیجه‌ها نشان می‌دهند که علاوه بر استان‌های خوزستان و قم، شاخص فقر چندبعدی (MPI) در استان‌های واقع در مرزهای شرقی بیشتر بوده است، درحالی‌که استان‌های واقع در مرزهای شمالی، جنوبی و بخشی از غرب کشور فقر کمتری را تجربه کرده‌اند. سهم هر یک از بعدها در فقر کلی نیز نشان می‌دهد که نوع محرومیتی که خانوارهای استان‌های ایران در سال ۱۳۹۴ تجربه کرده‌اند، متفاوت بوده است.

کلیدواژه‌ها: فقر چندبعدی، تحلیل فقر، اندازه‌گیری فقر، روش ال‌کایر- فوستر.

طبقه‌بندی JEL: I32

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

* نویسنده مسئول: torabiparya@yahoo.com

۱. مقدمه

افراد فقیر می‌توانند انواع مختلفی از محرومیت را به‌طور همزمان تجربه کنند. به‌عنوان مثال، افراد ممکن است از وضعیت نامناسب سلامتی یا سوء تغذیه، عدم دسترسی به آب آشامیدنی سالم یا برق، کیفیت پایین شغل یا تحصیلات کم رنج ببرند. این محرومیت‌های به‌هم پیوسته، همیشه نتیجه فقر مالی نیست. به‌طور کلی، درحالی‌که بین کسانی که از فقر پولی رنج می‌برند و افرادی که از فقر چندبعدی رنج می‌برند، همپوشانی وجود دارد اما این دو گروه به‌طور دقیق همسان نیستند. از این رو، تمرکز بر یک عامل مانند درآمد، به‌تنهایی برای درک ماهیت واقعی فقر کافی نیست. از این رو، شاخص فقر چندبعدی سراسری^۱ (G-MPI) برای اولین بار توسط ابتکار توسعه انسانی و فقر آکسفورد^۲ (OPHI) با همکاری برنامه توسعه سازمان ملل^۳ (UNDP) برای گنجاندن در گزارش توسعه انسانی سازمان ملل در سال ۲۰۱۰ ایجاد شد تا معیارهای سنتی فقر درآمدی را با در نظر گرفتن محرومیت در سلامت، تحصیلات و استانداردهای زندگی که یک فرد به‌طور همزمان با آن مواجه است، تکمیل کند. معیارهای فقر چندبعدی با نشان دادن طیف وسیعی از محرومیت‌هایی که افراد فقیر تجربه می‌کنند، آشکار می‌کنند که چه کسی و چگونه فقیر است. به همین دلیل است که آرمان‌های توسعه پایدار^۴ (SDGs) با پیام «پایان بخشیدن به تمام گونه‌های فقر در همه جا» به صراحت اولین هدف خود را کاهش فقر چندبعدی می‌داند. علاوه بر این، معیارهای فقر چندبعدی را می‌توان تجزیه کرد تا سطح فقر در منطقه‌ها و زیرگروه‌های جمعیتی یک کشور را نشان دهد. با توجه به اهمیت موضوع و عدم مطالعه‌های کافی در کشور در این زمینه، هدف این مطالعه برآورد سهم هر یک از بعدها در فقر چندبعدی کلی در سطح‌های جغرافیایی کشور براساس یک چارچوب اندازه‌گیری جامع با استفاده از رویکرد توسعه پایدار است تا با توانمندسازی سیاست‌گذاران برای هدف قرار دادن منابع و طراحی مؤثرتر سیاست‌ها به آن‌ها یاری رساند. در ایران مطالعه‌های متعددی در اندازه‌گیری محاسبه نماگرهای مرتبط با فقر چندبعدی انجام شده است ولی بیشتر آن‌ها از داده‌های طرح هزینه و درآمد خانوار که محاسبه نماگرهای مرتبط با فقر چندبعدی را محدود می‌کند، استفاده کرده‌اند. در این مطالعه اندازه‌گیری فقر

-
1. Global Multidimensional Poverty Index
 2. Oxford Poverty and Human Development Initiative
 3. United Nations Development Program
 4. Sustainable Development Goals

چندبعدی و سهم هر یک از بعدها در فقر کلی در سطح استان‌های ایران با استفاده از روش الکایر- فوستر انجام شده است تا سیاست‌گذاران را در امر فقرزدایی در سطح استانی یاری رساند. در این مطالعه از داده‌های طرح آمارگیری شاخص‌های چندگانه‌ی جمعیت و سلامت (MIDHS) که آخرین اجرای آن در سال ۱۳۹۴ انجام شده است و شامل ۳۳۰۱۳ خانوار بوده و امکان محاسبه نماگرهای بیشتری را فراهم می‌کند، استفاده شده است.

این مقاله در ۶ بخش نگارش شده است. در ادامه مبانی نظری و سپس پیشینه پژوهش مورد بررسی اجمالی قرار می‌گیرد. بخش ۴ روش الکایر- فوستر را شرح می‌دهد. بخش ۵ شامل یافته‌های پژوهش و بخش ۶ شامل نتیجه‌گیری است.

۲. مبانی نظری

اندازه‌گیری فقر چندبعدی براساس رویکرد اندازه‌گیری فقر تک‌بعدی بنا شده است. از آنجاکه هر دو رویکرد از نظر فنی ارتباط تنگاتنگی دارند، اندازه‌گیری فقر به روش تک‌بعدی را می‌توان حالت خاصی از اندازه‌گیری فقر چندبعدی دانست. اندازه‌گیری فقر به یک جمعیت مرجع، مانند همه مردم یک کشور نیاز دارد. ما از جمعیت مرجع مورد مطالعه به عنوان یک جامعه یاد می‌کنیم. فرض می‌کنیم که هر جامعه حد اقل از یک مشاهده یا واحد تجزیه و تحلیل تشکیل شده است. این واحد بسته به نوع اندازه‌گیری متفاوت است. به عنوان مثال، اگر در حال اندازه‌گیری فقر کودکان باشیم واحد تجزیه و تحلیل کودک است. به طور کلی تعریف دقیق و جامعی از فهرست ویژگی‌های مرتبط با موضوع فقر و تعیین میزان اهمیت آن‌ها کار دشواری است. از این رو، تاکنون تعریف‌های متفاوتی برای فقر ارائه شده است. به طور مثال، تاونزند^۱ در دهه‌های ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ اعتقاد داشت افراد یا خانوارها زمانی فقیر در نظر گرفته می‌شوند که با کمبود یا نبود منابع‌های کافی برای دریافت انواع رژیم‌های غذایی، مشارکت در فعالیت‌ها و شرایط و امکانات معمول در زندگی مواجه باشند. بنا به تعریف بانک توسعه آسیا^۲، فقر به معنای محرومیت از دارایی‌ها و فرصت‌هایی است که هر فرد مستحق آن‌ها است. اما سن^۳ (۱۹۸۵) رویکرد قابلیت را به جای نگاه درآمدمحوری بر اندازه‌گیری فقر ارائه کرد. او اعتقاد داشت محرومیت نایستی فقط براساس پایین بودن درآمد

1. Townsend, P.

2. Asian Development Bank

3. Sen, A.

تعریف شود بلکه بایستی به صورت محرومیت از قابلیت‌های اساسی در نظر گرفته شود. در واقع برای کاهش فقر، رویکر قابلیتی طرفدار افزایش قابلیت‌های افراد و رویکرد درآمدی به دنبال افزایش درآمد افراد زیر خط فقر است. در رویکرد چندبعدی براساس دیدگاه قابلیت، سیاست‌های معطوف به کاهش فقر بایستی کلی‌نگر بوده و انواع مختلفی از محرومیت‌ها را به طور همزمان مدنظر داشته باشد. اگر نگاه خود را از متغیرهای کمی مانند درآمد به سوی قابلیت‌ها معطوف کنیم، تعریف‌ها و روش‌های اندازه‌گیری فقر بسیار متفاوت خواهد بود.

چگونگی انتخاب یک خط فقر نسبی یا مطلق و شناسایی افراد فقیر پیچیدگی دیگری است که پژوهش‌گر در اندازه‌گیری فقر با آن مواجه است. انواع معیارهای فقر پولی توسط خداداد کاشی و همکاران (۱۳۸۱) معرفی و برای ایران محاسبه شده است. در حوزه فقر چندبعدی انتخاب خط فقر و شناسایی افراد فقیر پیچیدگی بیشتری دارد. یک روش برجسته برای شناسایی افراد فقیر چندبعدی، روش شمارشی است که در آن فقیر با توجه به شمارش تعداد بعدهایی که در آن محرومیت را تجربه می‌کند، شناسایی می‌شود. در گام بعدی بایستی به دنبال تابعی بود که اطلاعات موجود در میان افراد مختلف را در خود خلاصه سازد. معیارهایی مانند شاخص‌های فوستر، گریر و توربک (۱۹۸۴)^۱ و شاخص واتس (۱۹۶۸)^۲ از معروف‌ترین و پرکاربردترین شاخص‌هایی هستند که برای تبدیل اطلاعات افراد جامعه به یک اسکالر مورد توجه قرار گرفته‌اند. اما در حوزه فقر چندبعدی نیز تاکنون معیارهای زیادی برای اندازه‌گیری فقر چندبعدی معرفی شده‌اند که اکثر آن‌ها از رویکرد شمارشی برای شناسایی افراد فقیر استفاده کرده‌اند. برخی از آن‌ها مانند سوپی (۲۰۰۲)^۳ و بوسرت و همکاران (۲۰۱۳)^۴ معیارهایی را برای داده‌های کمی و برخی دیگر مانند آبرگ و پلوسو (۲۰۱۲)^۵ هم معیارهایی برای داده‌های ترتیبی پیشنهاد داده‌اند. در این میان معیار الکایر-فوستر^۶ از ویژگی‌های به‌سزایی برخوردار است که هم برای داده‌های کمی و هم برای داده‌های ترتیبی قابل استفاده بوده و با استفاده از رویکرد شمارشی برای شناسایی افراد فقیر، کاربردی از رویکرد قابلیت آماریتیا سن را در سه بعد سلامت، آموزش و استانداردهای

1. Foster, J., et al.

2. Watts, H.W.

3. Tsui, K.Y.

4. Bossert, W., et al.

5. Aaberge, R. & Peluso, E.

6. Alkire & Foster, 2011a

زندگی برای اندازه گیری فقر چندبعدی به تصویر می کشد. روش ارائه شده توسط الکایر و فوستر، تاکنون در بیش از ۱۰۰ کشور برای اندازه گیری فقر چندبعدی به کار گرفته شده است که جزئیات این روش در بخش ۴ ارائه خواهد شد.

۳. پیشینه پژوهش

تاکنون مطالعه های زیادی برای برآورد فقر درآمدی در ایران انجام شده است اما در زمینه فقر چندبعدی، مطالعه ها تنوع چندانی ندارند.

یوسفی و همکاران (۱۳۹۲) فقر چندبعدی را در ایل های عشایر کشور با استفاده از روش الکایر- فوستر و داده های سرشماری اجتماعی و اقتصادی عشایر کوچنده سال ۱۳۸۷ در سه بعد سلامت، تحصیلات و استانداردهای زندگی برآورد کردند. آن ها از آستانه فقر ۳۰٪ برای شناسایی افراد فقیر جامعه، وزن دهی برابر به بعدها و نماگرهای درون بعدها استفاده کردند. نتیجه های این تحقیق نشان دادند که ایل های ذالکی، میلان، بهمنی، هرکی، بلوچ، میوند، طیبی، جلالی و جبال از بیشترین میزان فقر چندبعدی رنج برده اند.

خلج و یوسفی (۱۳۹۳) فقر چندبعدی در ایران را با استفاده از روش الکایر- فوستر و داده های خام پرسش نامه های فردی و خانواری سرشماری عمومی نفوس و مسکن سال ۱۳۸۵ در سه بعد سلامت، تحصیلات و استانداردهای زندگی برآورد کردند. آن ها از آستانه فقر ۲۳٪ برای شناسایی افراد فقیر جامعه، وزن دهی برابر به بعدها و نماگرهای درون بعدها استفاده کردند. نتیجه های این تحقیق نشان دادند که میزان فقر چندبعدی در خانوارهای روستایی بیش از چهار برابر خانوارهای شهری است. براساس یافته های این پژوهش، استان های تهران، مازندران و بوشهر از مرفه ترین و استان های خراسان جنوبی، کرمان و سیستان و بلوچستان از محروم ترین استان های ایران شناخته شدند.

یگانلو (۱۳۹۳) با هدف تغییر دیدگاه از فقر درآمدی به محرومیت از امکانات، با استفاده از داده های سرشماری عمومی و نفوس و مسکن سال ۱۳۸۵ در سه بعد سلامت، آموزش و استانداردهای زندگی به برآورد فقر چندبعدی در استان های ایران پرداخته است. نتیجه های این تحقیق نشان داد استان های ایلام، تهران، اصفهان، خوزستان، لرستان، هرمزگان، فارس، کرمانشاه، خراسان جنوبی و سیستان و بلوچستان محروم هستند و استان همدان کمترین میزان فقر را به خود اختصاص داده است.

راغفر و اسفندیارپور (۱۳۹۴) فقر چندبعدی در ایران را در دوره پنج ساله ۱۳۸۸-۱۳۹۲ با استفاده از روش ال‌کایر- فوستر و داده‌های طرح آمارگیری ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی خانوار مرکز آمار ایران در پنج بعد درآمد، سلامت، تحصیلات، مسکن و سطح زندگی برآورد کردند. آن‌ها از آستانه فقر ۹۸٪ برای شناسایی افراد فقیر جامعه، وزن‌دهی نابرابر به بعدها و نماگرهای درون بعدها استفاده کردند. نتیجه‌های این تحقیق نشان دادند که به‌طور میانگین در کل کشور و در زیرگروه‌های جغرافیایی و جمعیتی مختلف، شاخص فقر در طول دوره مورد بررسی تا سال ۱۳۹۱ روند کاهشی داشته و پس از آن در سال ۱۳۹۲ افزایش یافته است. مقایسه سهم هر یک از بعدها در فقر کلی نیز نشان داد که سهم محرومیت نماگر درآمد بیش از سایر نماگرها بوده و نقش این بعد در طول دوره مورد بررسی روند افزایشی داشته است. نتیجه‌های حاصل از رگرسیون لوژستیک در سال ۱۳۹۲ نیز نشان دادند که زندگی در ناحیه‌های روستایی، خانوارهای زن‌سرپرست و اضافه شدن عضو جدید به خانوار احتمال فقیر شدن را افزایش می‌دهد.

ماحوزی (۲۰۱۵) فقر چندبعدی در ایران را با استفاده از روش ال‌کایر- فوستر و داده‌های هزینه و درآمد خانوار در سه بعد هزینه، تحصیلات و استانداردهای زندگی برآورد کرد. او از آستانه فقر ۳۳٪ برای شناسایی افراد فقیر جامعه، وزن‌دهی برابر به بعدها و نماگرهای درون بعدها استفاده کرد. نتیجه‌های این تحقیق نشان دادند که استان‌های نزدیک مرزهای شرقی و غربی بیش از استان‌های مرکزی ایران از فقر چندبعدی رنج می‌بردند، به‌طوری‌که استان سیستان و بلوچستان فقیرترین و تهران مرفه‌ترین استان از نظر بروز فقر چندبعدی بوده‌اند. همچنین، او با استفاده از روش رگرسیون چندسطحی نشان داد که احتمال فقیر بودن برای خانوارهای روستایی چهار برابر خانوارهای شهری و این احتمال برای خانوارهای زن‌سرپرست دو برابر خانوارهای مردسرپرست با شرایط مشابه بوده است.

عرب یارمحمدی (۱۳۹۷) در رساله خود فقر چندبعدی را با استفاده از داده‌های طرح هزینه و درآمد خانوار و هفت روش مختلف برای ناحیه‌های شهری و روستایی ایران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۹۴ محاسبه کرد. برای این منظور ۱۰ نماگر مورد توجه قرار گرفت که عبارتند از: سال‌های تحصیل، تحصیل کودکان، بیماری و معلولیت، برخورداری از تغذیه مناسب، دسترسی به برق، سرویس بهداشتی، سوخت پخت‌وپز، دسترسی به آب سالم، وضعیت محل زندگی و تملک کالاهای بادوام. علاوه بر این یک روش تلفیقی جدید نیز

پیشنهاد و نشان داده شد که روش پیشنهادی ویژگی‌های مطلوبی دارد. نتیجه‌های به دست آمده حاکی از آن بود که بیشترین محرومیت چه در ناحیه‌های شهری و چه در ناحیه‌های روستایی مربوط به نماگر سال‌های تحصیل و وضعیت محل زندگی بوده است؛ فقر تک‌بعدی در ناحیه‌های شهری ایران دارای روند افزایشی بوده است، اما نمی‌توان روند مثبت شاخص را اثبات کرد. شاخص فقر چندبعدی ناحیه‌های روستایی دارای یک روند کاهشی در دوره مورد بررسی بوده است. فقر چندبعدی در ناحیه‌های روستایی بالاتر از ناحیه‌های شهری بوده است و بعد تحصیلات بیشترین سهم را در فقر چندبعدی کشور چه در ناحیه‌های شهری و چه در ناحیه‌های روستایی داشته است.

سالم و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از روش ال‌کایر- فوستر و داده‌های هزینه و درآمد خانوار مرکز آمار ایران در سه بعد سلامت، آموزش و استانداردهای زندگی طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۲ به برآورد فقر چندبعدی پرداختند. نتیجه‌های این تحقیق نشان دادند که شاخص فقر چندبعدی در مناطق روستایی از ۳۵/۴ درصد به ۱۰/۱ درصد و در مناطق شهری از ۱۳/۳ درصد به ۹/۵ درصد کاهش یافته است. این کاهش‌ها به واسطه کاهش شیوع و شدت فقر به صورت همزمان بوده است. نتیجه‌های استنباط آماری نیز نشان دادند که اختلاف بین شاخص فقر چندبعدی در تمام سال‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد، معنی‌دار و اختلاف شاخص با مقدارهای سال قبل آن نیز برای اغلب سال‌ها چه در مناطق روستایی و چه در مناطق شهری معنی‌دار بوده است.

سالم و عرب یارمحمدی (۱۳۹۷) با استفاده از مدل چندسطحی به بررسی عوامل مؤثر بر فقر چندبعدی پرداخته‌اند. در این تحقیق شاخص فقر چندبعدی با استفاده از روش ال‌کایر- فوستر طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۹۴ محاسبه شده است. در گروه عامل‌های فردی مؤثر بر فقر چندبعدی متغیرهای بعد خانوار، سطح تحصیل سرپرست و همسر سرپرست خانوار، جنس، سن و وضعیت تأهل سرپرست خانوار و در نهایت متغیر درجه استقلال اعضای خانوار مورد بررسی قرار گرفت. در گروه عامل‌های کلان و نهادی، متغیرهای تولید ناخالص سرانه هر استان، ارزش افزوده سرانه آموزش، بهداشت، تأمین اجتماعی، نرخ بیکاری، نرخ تورم، اعتبارات هزینه‌ای و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای سرانه، مالیات سرانه و در نهایت نرخ شهرنشینی مورد بررسی قرار گرفت. نتیجه‌های این تحقیق نشان دادند که در بین متغیرهای سطح فردی، مهم‌ترین عامل‌های تأثیرگذار بر شاخص فقر چندبعدی به ترتیب سال‌های

تحصیل سرپرست خانوا، درجه استقلال اعضای خانوار و در نهایت بعد خانوار است. در بین متغیرهای سطح کلان، نرخ تورم مؤثرترین متغیر بر شاخص فقر چندبعدی است. سالم و همکاران (۱۳۹۶) در گزارش تهیه شده در دفتر مطالعه‌های اقتصادی مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی ایران با استفاده از روش الکایر- فوستر به بررسی شاخص فقر چندبعدی در دوره ۱۳۷۰-۱۳۹۳ پرداخته‌اند. نتیجه‌های این گزارش نشان می‌دهند که شاخص فقر چندبعدی در این دوره در مناطق روستایی روندی کاهشی داشته اما در مناطق شهری با نوساناتی همراه بوده که علت اصلی آن، تورم‌های بالا و رکود ذکر شده است.

فطرس و قدسی (۱۳۹۶) شاخص فقر چندبعدی به روش الکایر- فوستر طی سال‌های ۱۳۶۸-۱۳۹۳ را محاسبه کردند و عملکرد برنامه‌های پنج ساله توسعه براساس شاخص مذکور را مورد ارزیابی قرار دادند. در این مطالعه از داده‌های خام هزینه و درآمد خانوار مرکز آمار ایران برای اندازه‌گیری فقر چندبعدی در سه بعد سلامت، آموزش و استانداردهای زندگی استفاده شده است. نتیجه‌های آن‌ها نشان داد طی سال‌های مذکور، وسعت و شدت فقر و همچنین میزان فقر چندبعدی در هر دو منطقه‌های شهری و روستایی کاهش یافته است. همچنین عمق فقر در تمامی سال‌ها در مناطق روستایی بیشتر از مناطق شهری بوده است. بررسی عملکرد برنامه‌های توسعه نیز نشان دادند که به‌طور کلی برنامه‌های توسعه سبب کاهش فقر چندبعدی طی این سال‌ها شده است.

در مطالعه دیگری، فطرس و قدسی (۱۳۹۷) فقر چندبعدی زنان و مردان سرپرست خانوار در ایران را با استفاده از روش الکایر- فوستر و داده‌های هزینه و درآمد خانوار سال ۱۳۹۴ در سه بعد سلامت، تحصیلات و استانداردهای زندگی برآورد کردند. آن‌ها از آستانه فقر ۳۳٪ برای شناسایی افراد فقیر جامعه، وزن‌دهی برابر به بعدها و نماگرهای درون بعدها استفاده کردند. نتیجه‌های این تحقیق نشان دادند که هم در ناحیه‌های شهری و هم در ناحیه‌های روستایی زنان سرپرست خانوار بیشتر از مردان سرپرست خانوار از فقر چندبعدی رنج می‌بردند. نتیجه‌های حاصل از رگرسیون لوژستیک هم نشان دادند که زنان سرپرست خانوار مسن، بیکار و خانه‌دار و همچنین زنان سرپرست خانوار متأهل بیشتر نیازمند حمایت بوده‌اند و باید در اولویت برنامه‌های کاهش فقر قرار گیرند.

افراخته و همکاران (۱۳۹۸) فقر چندبعدی در ناحیه‌های روستایی شهرستان همدان را با استفاده از روش الکایر- فوستر در پنج بعد سلامت، تحصیلات، استانداردهای زندگی، مسکن و اشتغال برآورد کردند. آن‌ها از روش وزن‌دهی نابرابر به بعدها و نماگرهای درون بعدها استفاده کردند. نتیجه‌های این تحقیق نشان دادند که نماگرهای درآمد، تغذیه، بیمه بازنشستگی و وضعیت اشتغال به ترتیب بیشترین سهم را در شاخص فقر چندبعدی در ناحیه‌های روستایی شهرستان همدان داشته‌اند. براساس یافته‌های این پژوهش، روستاهای شورین، امزاجرد و بیوک آباد از مرفه‌ترین و روستاهای شیرآباد، اقداش و علی آباد آق حصار از محروم‌ترین روستاهای شهرستان همدان شناخته شدند.

دادگر و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از روش الکایر- فوستر و داده‌های هزینه و درآمد خانوار در سه بعد سلامت، آموزش و استانداردهای زندگی به برآورد فقر چندبعدی در ایران پرداختند و روند آن را از سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۷ در استان‌ها و نقاط شهری و روستایی مورد ارزیابی قرار دادند. نتیجه‌های آن‌ها نشان دادند که فقر چندبعدی در مناطق روستایی نسبت به مناطق شهری از نظر سطح بالاتر بوده است و همچنین از نظر روند، کاهش اندکی را نشان می‌داد. از این رو، پیام این پژوهش توجه اساسی به فقرزدایی در مناطق روستایی بوده است. اندایش و همکاران (۱۴۰۰) نیز با استفاده از روش الکایر- فوستر در در بعدها سلامت، آموزش، مسکن، اشتغال و استانداردهای زندگی به برآورد شاخص فقر چندبعدی در خوزستان برای سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق حاکی از آن بود که شاخص فقر چندبعدی در استان خوزستان در دو سال مورد بررسی از متوسط کشوری بالاتر بوده است. بیشترین محرومیت به ترتیب در بعدها اشتغال، سلامت، مسکن، استانداردهای زندگی و آموزش بوده است.

چارچوب سراسری از لحاظ پوشش بعدها توسعه و نشان دادن پیچیدگی‌های زندگی افراد فقیر محدود است. بنابراین، برنامه توسعه سازمان ملل و ابتکار فقر و توسعه انسانی آکسفورد^۱ (۲۰۱۹) توصیه می‌کنند هر کشور MPI ملی خود را متناسب با هدف‌های مشخص توسعه دهد. در سال‌های اخیر بسیاری از کشورها MPI سراسری را اصلاح کرده و روش الکایر- فوستر را در مورد نسخه ملی آن به کار گرفته‌اند. به طور مثال، کشورهای

1. UNDP & OPHI

آلمان (Suppa, 2016)، ارمنستان (Martirosova, et al., 2017)، فلسطین (PCBS, 2020)، پاکستان (MPDR, et al., 2016)، افغانستان (NSIA & OPHI, 2019) و ایران (Torabi, et al., 2021) نسخه توسعه داده شده MPI سراسری را برای کشورهای خود اتخاذ کرده‌اند.

ترابی و همکاران (۲۰۲۱) با ارائه چارچوبی جدید و جامع براساس رویکرد توسعه پایدار با معرفی ۷ بعد و ۲۱ نماگر، وزن‌دهی برابر به بعدها و نماگرهای درون بعدها و برش فقر ۳۳٪ به برآورد فقر چندبعدی با استفاده از روش الکایر- فوستر در گروه‌های جغرافیایی و زیرجمعیتی ایران پرداختند. نتیجه‌های آن‌ها نشان داد که بعد فرهنگ، امنیت و محیط زیست، که به‌طور معمول از معیارهای فقر حذف شده‌اند، از مؤلفه‌های کلیدی فقر در ایران بوده‌اند. همچنین، یافته‌های آن‌ها نشان داد که نوع محرومیتی که خانوارهای ایرانی تجربه کرده‌اند به موقعیت مکانی و ویژگی‌های جمعیتی از قبیل سن و جنسیت سرپرست خانوار و اندازه خانوار بستگی دارد.

۴. روش الکایر- فوستر^۱

روش الکایر- فوستر^۲ یکی از روش‌های اندازه‌گیری فقر چندبعدی است. این روش شامل شمارش انواع مختلف محرومیت‌هایی مانند فقدان تحصیلات یا شغل، استانداردهای زندگی و وضعیت نامناسب سلامتی است که خانوارها (یا افراد) به‌طور همزمان تجربه می‌کنند. این نمایه‌های محرومیت برای شناسایی خانوار فقیر تحلیل و سپس برای ایجاد شاخص فقر چندبعدی (MPI) استفاده می‌شوند. این رویکرد انعطاف‌پذیر است و می‌تواند با انتخاب بعدها مختلف (مثل تحصیلات)، نماگرهای فقر در هر بعد (مثل سال‌های تحصیل) و برش‌های محرومیت (مثل فردی با کمتر از پنج سال تحصیل محروم تلقی شود) به کار گرفته شود.

1. Alkire-Foster Method

2. Alkire & Foster, 2011a

۱-۴. ساختن معیارهای فقر

رایج‌ترین روش برای اندازه‌گیری فقر، محاسبه درصد جمعیت فقیر است که به نسبت سرشمار یا بروز فقر چندبعدی^۱ (H) معروف است. با شناسایی افراد فقیر، روش ال‌کایر-فوستر یک رده منحصر به فرد از معیارهای فقر (M_α) ایجاد می‌کند که فراتر از نسبت سرشمار ساده است. نسبت سرشمار تعدیل‌شده^۲ (M_0) که به‌عنوان MPI شناخته می‌شود، هم میزان بروز فقر و هم شدت فقر چندبعدی^۳ (A) را نشان می‌دهد. به‌طور کلی محاسبه MPI را می‌توان در گام‌های زیر خلاصه کرد:

۱. تعریف مجموعه‌ای از نماگرها که با موضوع فقر مرتبط هستند. داده‌های مربوط به هر یک از این متغیرها باید برای واحد تحلیل (خانوار یا فرد) مهیا باشد. برای این منظور، مقدار غیرمنفی دست‌یابی فرد i ام در بعد j ام با x_{ij} برای تمام $i = 1, 2, \dots, n$ و $j = 1, 2, \dots, d$ نشان داده می‌شود. بنابراین، می‌توان ماتریس دست‌یابی X را که هر سطر آن نشان‌دهنده افراد و ستون‌های آن نشان‌دهنده بعدهاست، در نظر گرفت.

۲. تعیین برش محرومیت (z_j) برای هر نماگر گام بعدی برای تعیین خانوارهای محروم و غیرمحروم است. بنابراین، بردار برش محرومیت $Z = (z_1, \dots, z_d)$ سطح دست‌یابی حداقلی است که خانوار بایستی به‌دست آورد تا در هر بعد، غیرمحروم در نظر گرفته شود.

۳. ساختن ماتریس محرومیت (g^0) دودویی برای هر خانوار در هر نماگر که در مؤلفه‌های آن ۱ به‌عنوان محروم و ۰ به‌عنوان غیرمحروم است.

۴. انتخاب وزن‌های مناسب (w_j) یا اهمیت هر یک از نماگرها به‌گونه‌ای که جمع آن‌ها برابر ۱ شود.

۵. محاسبه جمع موزون محرومیت‌ها برای هر یک از خانوارها که از آن به‌عنوان امتیاز محرومیت یاد می‌شود. به‌عبارت دیگر، امتیاز محرومیت برای هر خانوار به‌صورت $c_i = \sum_{j=1}^d w_j g_{ij}^0$ به‌دست می‌آید.

1. Incidence of Multidimensional Poverty

2. Adjusted Headcount Ratio

3. Intensity of Multidimensional Poverty

۶. تعیین برش یا آستانه فقر ($k \in (0, 1]$) به گونه‌ای که اگر امتیاز محرومیت خانوار بزرگ‌تر یا برابر این برش باشد آن‌گاه به عنوان فقیر چندبعدی در نظر گرفته می‌شود. ۷. سانسور کردن محرومیت‌های خانوارهای غیرفقیر و محاسبه نسبتی از خانوارها که فقیر چندبعدی محسوب می‌شوند. این نسبت همان $H = \frac{q}{n}$ است که در آن q نشان‌دهنده تعداد خانوارهای فقیر چندبعدی است.

۸. محاسبه سهم متوسط موزون نماگرهایی که خانوارهای فقیر در آن‌ها فقیر هستند. این امر مستلزم جمع امتیازهای محرومیت خانوارهای فقیر و تقسیم آن به کل خانوارهای فقیر است. این مقدار متوسط که نشان‌دهنده درصد محرومیت‌هایی که هر خانوار به طور متوسط متحمل می‌شود، همان $A = \frac{\sum_{i=1}^q c_i(k)}{q}$ است؛ به طوری که اگر $c_i \geq k$ باشد، $c_i(k) = c_i$ و نشان‌دهنده امتیاز محرومیت سانسور شده فرد i ام است.

۹. محاسبه معیار M_0 (یا همان MPI) از حاصل ضرب بروز فقر چندبعدی و شدت فقر چندبعدی به دست می‌آید. البته MPI را می‌توان به صورت میانگین امتیازهای محرومیت سانسور شده (مجموع محرومیت‌های موزون که خانوارهای فقیر تجربه می‌کنند تقسیم بر کل خانوارها) نیز به دست آورد.

بنابراین، رابطه (۱) نشان‌دهنده نحوه محاسبه MPI است:

که در آن $h_j(k) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_{ij}^0(k)$ نسبت سرشمار سانسور شده بعد j ام است که نشان‌دهنده

$$\begin{aligned} MPI &= A \times H = \frac{\sum_{i=1}^q c_i(k)}{q} \times \frac{q}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n c_i(k) \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^d w_j g_{ij}^0(k) \\ &= \sum_{j=1}^d w_j \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_{ij}^0(k) \right] = \sum_{j=1}^d w_j h_j(k), \end{aligned} \quad (1)$$

درصد جمعیتی است که فقیر چندبعدی و به طور همزمان محروم در بعد j ام هستند. فرض

کنید سهم بعد (نماگر) زام در فقر کلی را با $\phi_j^0(k)$ نشان دهیم. در این صورت برای هر $j = 1, 2, \dots, d$ و با استفاده از رابطه (۱) می توان رابطه (۲) را به صورت زیر به دست آورد:

$$\phi_j^0(k) = w_j \frac{h_j(k)}{MPI}. \quad (2)$$

فرض کنید m اندازه نمونه تصادفی ساده از جامعه باشد. فرض می کنیم که امتیازهای سانسوریده محرومیت $\{c_1(k), \dots, c_m(k)\}$ دنباله ای از متغیرهای تصادفی مستقل و هم توزیع با امید ریاضی $E(c_i(k)) = MPI$ و $Var(c_i(k)) = \sigma_0^2$ هستند. وقتی $m \rightarrow \infty$ داریم:

$$\sqrt{m}(\widehat{MPI} - MPI) \rightarrow N(0, \sigma_0^2), \quad (3)$$

که در آن $\widehat{MPI} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n c_i(k)$ است. برآورد نمونه ای نااریب σ_0^2 به صورت زیر به دست می آید:

$$\hat{\sigma}_0^2 = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m [c_i(k) - \widehat{MPI}]^2. \quad (4)$$

به کارگیری روش الکایر- فوستر برای امکان مقایسه در میان تمام نماگرها مستلزم استفاده از یک منبع داده ای واحد است. در نتیجه با توجه به محدودیت های موجود در دسترسی به داده ها، انتخاب بعدهای مناسب اهمیت به سزایی دارد. تاکنون در اغلب مطالعه های اندازه گیری فقر چندبعدی در ایران از داده های هزینه و درآمد خانوار و در برخی موارد از دیگر منبع های داده ای مانند سرشماری و غیره استفاده شده است. درحالی که این منبع های داده ای نه تنها فاقد هرگونه نماگری برای ارزیابی بعد سلامت براساس تعریف جهانی است بلکه بعدهای محدودی از فقر را نیز پوشش می دهد. پس از بررسی دقیق طرح های انجام شده مشخص شد، داده های آمارگیری شاخص های چندگانه جمعیت و سلامت^۱ (MIDHS) سال ۱۳۹۴ آخرین داده های موجود در کشور با پوشش حداکثری موضوع های مختلف مرتبط با فقر با پشتوانه آرمان های توسعه پایدار است. بنابراین، نتیجه ها چشم انداز کنونی فقر در کشور را بازتاب نمی کنند اما اطلاعات مفیدی درباره فقر را منعکس می کنند. این آمارگیری توسط پژوهشکده آمار با نظارت مرکز آمار ایران و همکاری مؤسسه تحقیقات ملی سلامت انجام شده و شامل ۳۳۰۱۳ خانوار است.

1. Multiple-Indicator Demographic and Health Survey

جدول ۱. بُعدها، نماگرها و برش‌های محرومیت MPI ملی

بعدها	نماگرها	برش‌ها: خانوار محروم است اگر ...
سلامت	مرگ‌ومیر کودکان	هر کودک زیر ۱۸ سال خانوار در ۵ سال قبل از آمارگیری فوت کرده باشد
	معلولیت	حداقل یکی از اعضای خانوار از یکی از انواع معلولیت رنج ببرد
	سلامت روان	حداقل یکی از اعضای ۱۵ ساله یا بیشتر خانوار طبق معیار کسلر (Kessler et al. 2010) از بیماری روانی شدید رنج ببرد
تحصیلات	سطح تحصیلات	هیچ‌یک از اعضای ۱۵ ساله یا بیشتر خانوار مقطع ابتدایی را به اتمام نرسانده باشد
	حضور در مدرسه	هر کودک در سن تحصیل تا اتمام کلاس ۸، در مدرسه حضور نداشته باشد
	برق	به برق دسترسی نداشته باشد
رفاه	نظام تخلیه فاضلاب	نظام تخلیه فاضلاب پیشرفته نباشد یا پیشرفته اما مشترک با خانوار دیگر باشد
	سوخت پخت‌وپز	سوخت پخت‌وپز خانوار چوب، زغال چوب یا سنگ یا کود حیوانی باشد
	آب آشامیدنی	به آب آشامیدنی بهبود یافته دسترسی نداشته باشد یا آب آشامیدنی سالم حداقل ۳۰ دقیقه (رفت‌وبرگشت) با خانه فاصله داشته باشد
	مسکن	مسکن نامساعدی داشته باشد: مسکن از مصالح کم‌دوام (خشت و چوب یا خشت و گل) ساخته شده باشد
	دارائی‌ها	خانوار حداقل یکی از کالاهای تلویزیون، تلفن، رایانه، موتورسیکلت یا یخچال را در تملک داشته باشد و ماشین نیز نداشته باشد
اشتغال	رضایت کلی از زندگی	حداقل یک عضو ۱۵ ساله یا بیشتر خانوار از خود، زندگی خانوادگی، دوستی‌ها، شغل و درآمد فعلی یا محل زندگی خود ناراضی یا بسیار ناراضی باشد
	بیکاری	هیچ‌یک از اعضای ۱۵ ساله یا بیشتر خانوار شاغل یا دارای درآمد بدون کار نباشد
	بیمه	حداقل یک عضو خانوار بدون بیمه سلامت باشد
امنیت	تأدیپ خشونت‌آمیز	حداقل یک کودک ۱۴-۱ ساله خانوار تربیت خشونت‌آمیز را تجربه کرده باشد
	خشونت خانگی	حداقل یک زن ۱۵ ساله یا بیشتر خانوار معتقد است که شوهر می‌تواند همسرش را مورد ضرب و شتم قرار دهد
	رسانه‌های جمعی و فناوری اطلاعات	حداقل یک عضو ۱۵ ساله یا بیشتر خانوار هرگز روزنامه یا مجله نخواند یا هرگز رادیو گوش ندهد یا در یک ماه قبل از آمارگیری هرگز از اینترنت استفاده نکرده باشد
فرهنگ	دسترسی کودکان به فعالیت‌های فرهنگی	حداقل یک کودک خانوار به کلاس‌های ورزشی، شعر، نقاشی یا قرآن در مرکزهای دولتی یا خصوصی دسترسی نداشته باشد
	آمادگی در برابر بلاهای طبیعی	در سال گذشته هیچ اقدامی برای مقابله با مخاطره‌ها و بلاهای طبیعی انجام نداده باشد
	جمعیت تحت تأثیر خشکسالی	بیش از ۵۰٪ جمعیت یک ناحیه معین تحت تأثیر خشکسالی شدید قرار داشته باشد
زیست	مجاورت با آلودگی صنعتی	حداقل ۵۰٪ متوسط زباله‌های صنعتی کشور در مجاورت محل سکونت خانوار تولید شده باشد

مأخذ: ترابی و همکاران (۲۰۲۱)

جدول ۱ (ترابی و همکاران، ۲۰۲۱) جزئیاتی در مورد بُعدها، نماگرها و برش‌های محرومیت ارائه می‌دهد. به طور کلی، برش فقر ۳۳ درصد و وزن‌های برابر برای همه بُعدها و نماگرهای درون بُعدها در نظر گرفته شده است.

از ۱۰ نماگر پیشنهادی در MPI سراسری، نماگر تغذیه در MIDHS در دسترس نبود. در این مطالعه توجه ویژه‌ای به جنبه‌های کیفی زندگی مانند سلامت روان، رضایت کلی از زندگی و خشونت که اغلب در اندازه‌گیری فقر نادیده گرفته می‌شوند، شده است. یکی از چالش‌های اساسی، تعریف نماگرهای جدیدی بود که به‌طور مستقیم از آمارگیری در دسترس نبودند. پس از بررسی دقیق داده‌های موجود در کشور نشان دادیم که پیوند داده‌های تجمیعی از منابع‌های دیگر با داده‌های سطح خانواری (به‌طور مثال، جمعیت تحت تأثیر خشکسالی و مجاورت با آلودگی صنعتی) به‌منظور ارائه تصویر جامع‌تری از فقر چندبعدی، امکان‌پذیر است. برای داده‌های سطح ناحیه نیز مواردی مانند آلودگی هوا، میزان خسارت‌های ناشی از بلایای طبیعی، جرایم واقع‌شده در حوزه استحقاقی نیروی انتظامی ایران وجود داشت اما علی‌رغم تلاش‌های انجام‌شده دسترسی به برخی از آن‌ها میسر نشد و برخی دیگر از کیفیت کافی برای پیوند با داده‌های آمارگیری برخوردار نبودند و تعریف برش محرومیت برای آن‌ها نیز کار دشواری بود.

۴-۲. نحوه اندازه‌گیری دو نماگر نمونه: نماگر سلامت روان و تأدیب

خشونت‌آمیز

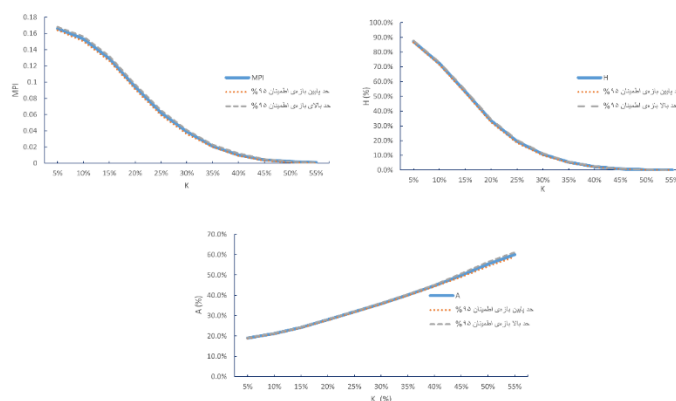
سلامت روان یک نماگر کیفی است که از ترکیب ۶ پرسش مختلف به‌دست می‌آید. در MIDHS، برای ارزیابی فشار روانشناختی ۶ پرسش درباره میزان اضطراب و عصبی بودن، احساس ناامیدی، احساس ناآرامی و بی‌قراری، احساس افسردگی و غمگینی، احساس بی‌ارزشی و احساس دشوار بودن هر کاری در ۳۰ روز قبل از آمارگیری از شخص پرسیده شده است. این پرسش‌ها با «بیشتر وقت‌ها» با کد ۵ تا «به‌هیچ وجه» با کد ۱ رده‌بندی شدند. ما برای تعیین کمیت این نماگر از رویکرد مقیاس کسلر ۶ استفاده کرده‌ایم. این مقیاس مقداری بین ۳۰-۶ به خود اختصاص می‌دهد که در آن افرادی که امتیاز آن‌ها در محدوده ۳۰-۱۹ باشد به‌عنوان کسانی که از بیماری روانی شدید رنج می‌برند، شناخته می‌شوند. در این مطالعه خانواری که حداقل یکی از اعضای آن از بیماری شدید رنج می‌بردند، به‌عنوان

خانوار محروم در نظر گرفته شد. تأدیب خشونت‌آمیز به تنبیه جسمی و/یا روحی (روانی) کودکان اشاره دارد. تنبیه روحی (روانی) کودکان به اعمالی مانند: (۱) فریاد زدن، داد زدن یا جیغ کشیدن بر سر کودک و (۲) تنبیه کلامی کودک شامل احمق، بی‌عرضه خواندن کودک و مواردی از این قبیل اشاره کرد. تنبیه جسمی نیز به صورت: یک، تکان دادن کودک (بلند کردن کودک از شانه یا قسمت‌های دیگر و جلو و عقب تکان دادن او) و دو، اعمالی از قبیل زدن به باسن، ضربه یا سیلی زدن به کودک تعریف می‌شود (یونیسف، ۲۰۱۷). مطابق با این تعریف، اگر حداقل یک کودک ۱۴-۱ ساله خانوار نظم خشونت‌آمیز را تجربه کرده باشد، آن خانوار را به عنوان محروم در نظر گرفتیم.

۵. یافته‌های مطالعه

نمودارهای شاخص فقر چندبعدی (MPI)، بروز فقر چندبعدی (H)، شدت فقر چندبعدی (A)، در مقابل برش‌های فقر (k)، مختلف در محدوده ۵ تا ۵۵ درصد و بازه‌های اطمینان مربوط در سطح معنی‌داری $\alpha = 5\%$ در شکل ۱ نشان داده شده است. همان‌طور که انتظار داشتیم، با افزایش برش فقر و کاهش تعداد افراد فقیر چندبعدی، مقدار بروز و شاخص فقر چندبعدی نیز کاهش یافته و در مقابل شدت فقر چندبعدی در میان افراد فقیر افزایش یافته است.

شکل ۱. نمودارهای شاخص‌های فقر چندبعدی در مقابل برش‌های فقر متفاوت



مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. سهم هر یک از بُعدها برحسب درصد در MPI به تفکیک استان و سطح ملی و p-
مقدارهای آزمون والد

استان‌ها	سلامت	تحصیلات	رفاه	اشتغال	امنیت	فرهنگ	محیط زیست	سهم جمعیتی (%)	MPI	بازدهی اطمینان ۹۵٪ برای MPI
مازندران	۱۵/۶	۱۶/۵	۲/۹	۱۲/۸	۱۷/۷	۱۳/۶	۲۰/۹	۴/۶	۰/۰۰۷	[۰/۰۰۴, ۰/۰۱۰]
چهارمحال و بختیاری	۶/۷	۱۷	۵/۳	۱۵/۶	۲۰/۴	۱۹/۸	۱۵/۲	۱/۱	۰/۰۱۰	[۰/۰۰۶, ۰/۰۱۴]
ایلام	۱۳/۳	۱۴/۹	۱/۷	۶/۲	۳۲/۱	۲۱/۸	۱۰	۰/۷	۰/۰۱۰	[۰/۰۰۶, ۰/۰۱۴]
گلستان	۷/۳	۱۵/۷	۱/۹	۱۴/۹	۲۵/۴	۲۴/۲	۱۰/۶	۲/۴	۰/۰۱۱	[۰/۰۰۷, ۰/۰۱۵]
بوشهر	۶/۷	۱۴/۹	۱/۷	۱۴/۳	۲۳/۸	۱۹/۹	۱۸/۷	۱/۳	۰/۰۱۲	[۰/۰۰۸, ۰/۰۱۶]
گیلان	۹/۹	۱۴	۶/۲	۱۴/۸	۱۷	۱۱/۴	۲۶/۷	۳/۶	۰/۰۱۵	[۰/۰۱۰, ۰/۰۱۹]
آذربایجان غربی	۷/۶	۲۰/۶	۴/۱	۹/۶	۲۵/۳	۱۸/۷	۱۴/۱	۴	۰/۰۱۵	[۰/۰۱۰, ۰/۰۲۰]
هرمزگان	۳/۳	۲۱	۲/۶	۱۱/۸	۲۴/۳	۲۰/۸	۱۶/۲	۱/۷	۰/۰۱۵	[۰/۰۱۰, ۰/۰۲۰]
کرمانشاه	۱۰	۱۷/۸	۴/۴	۱۴/۲	۲۴/۵	۱۷/۶	۱۱/۵	۲/۴	۰/۰۱۷	[۰/۰۱۱, ۰/۰۲۲]
تهران	۸/۹	۱۴/۶	۱/۸	۱۳/۶	۲۳/۸	۱۲/۳	۲۵	۱۷/۳	۰/۰۱۷	[۰/۰۱۰, ۰/۰۲۴]
همدان	۱۰/۹	۱۶/۲	۴	۹/۴	۲۷	۱۸/۸	۱۳/۷	۲/۳	۰/۰۱۹	[۰/۰۱۴, ۰/۰۲۵]
اصفهان	۱۰/۷	۱۴/۴	۲/۸	۱۵/۶	۱۸/۳	۱۲/۴	۲۵/۸	۶/۹	۰/۰۲۰	[۰/۰۱۵, ۰/۰۲۵]
آذربایجان شرقی	۹/۸	۱۵/۲	۳/۲	۶/۱	۳۰/۹	۱۸/۳	۱۶/۵	۴/۸	۰/۰۲۱	[۰/۰۱۵, ۰/۰۲۶]
البرز	۸/۲	۱۱	۰/۸	۱۷	۱۴/۸	۱۶/۶	۳۱/۶	۳/۶	۰/۰۲۱	[۰/۰۱۴, ۰/۰۲۷]
مرکزی	۵/۵	۱۷	۲/۷	۱۷/۱	۱۶/۲	۱۵/۶	۲۵/۹	۱/۹	۰/۰۲۲	[۰/۰۱۷, ۰/۰۲۸]
سمنان	۸	۱۹/۱	۲/۹	۱۵/۹	۱۶/۲	۱۲/۷	۲۵/۲	۰/۸	۰/۰۲۲	[۰/۰۱۶, ۰/۰۲۸]
لرستان	۸/۵	۱۱	۷/۹	۱۲/۸	۲۵/۲	۱۷/۷	۱۶/۹	۲/۲	۰/۰۲۴	[۰/۰۱۶, ۰/۰۳۲]
اردبیل	۱۱	۱۵/۷	۳/۴	۸/۱	۲۷/۱	۱۷/۳	۱۷/۴	۱/۶	۰/۰۲۴	[۰/۰۱۸, ۰/۰۲۹]
فارس	۱۲	۱۱/۵	۲/۹	۱۱/۳	۲۰/۸	۱۴/۷	۲۶/۸	۶/۳	۰/۰۲۵	[۰/۰۱۹, ۰/۰۳۲]
کردستان	۹/۳	۱۵/۹	۱/۹	۷/۳	۳۱/۳	۱۶/۹	۱۷/۴	۱/۹	۰/۰۲۹	[۰/۰۲۳, ۰/۰۳۶]
یزد	۵/۹	۱۲/۷	۲/۱	۱۰/۶	۲۱/۹	۱۴/۸	۳۲	۱/۵	۰/۰۲۹	[۰/۰۲۳, ۰/۰۳۵]
زنجان	۷/۶	۱۲/۶	۳/۷	۹/۷	۲۴/۲	۱۸/۵	۲۳/۷	۱/۴	۰/۰۳۰	[۰/۰۲۲, ۰/۰۳۷]
قزوین	۸/۵	۱۳/۱	۱/۶	۱۱/۷	۲۰	۱۴/۱	۳۱	۱/۷	۰/۰۳۱	[۰/۰۲۵, ۰/۰۳۸]
کهگیلویه و بویراحمد	۷/۸	۱۰/۹	۲/۸	۱۱/۹	۳۰	۲۱/۷	۱۴/۹	۰/۸	۰/۰۳۵	[۰/۰۲۷, ۰/۰۴۳]
کرمان	۷/۷	۱۲	۴/۱	۱۰/۸	۲۶/۷	۲۱/۶	۱۷/۱	۳/۶	۰/۰۳۶	[۰/۰۲۴, ۰/۰۴۸]
خراسان جنوبی	۶/۵	۲۰/۲	۴	۱۰/۳	۲۵/۷	۱۶/۹	۱۶/۴	۰/۹	۰/۰۳۶	[۰/۰۲۸, ۰/۰۴۴]
قم	۷/۹	۱۲/۲	۰/۸	۱۸/۲	۱۴/۲	۱۲/۷	۳۴	۱/۴	۰/۰۳۷	[۰/۰۲۸, ۰/۰۴۵]
خراسان رضوی	۸	۱۳/۸	۲	۱۲/۷	۲۲/۹	۱۳/۸	۲۶/۸	۸	۰/۰۳۸	[۰/۰۳۱, ۰/۰۴۵]
خوزستان	۶/۳	۱۴/۸	۳	۹/۹	۲۲/۷	۱۶/۳	۲۷	۵/۶	۰/۰۳۹	[۰/۰۳۲, ۰/۰۴۷]
خراسان شمالی	۶/۵	۱۵/۷	۴/۹	۶/۷	۲۱/۹	۱۶/۲	۲۸/۱	۱/۲	۰/۰۴۷	[۰/۰۳۹, ۰/۰۵۵]
سیستان و بلوچستان	۵/۸	۱۶/۹	۷/۳	۱۳/۸	۲۰/۱	۲۲/۳	۱۳/۸	۲/۵	۰/۰۸۸	[۰/۰۷۵, ۰/۱۰۱]
سطح ملی	۸/۳	۱۴/۶	۳/۳	۱۲/۲	۲۲/۶	۱۶/۲	۲۲/۸	۱۰۰	۰/۰۲۵	[۰/۰۲۳, ۰/۰۲۶]
p-مقدارها	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-	-

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲ نشان می‌دهد که علاوه بر استان‌های قم و خوزستان، تمام استان‌های هم‌مرز با کشور افغانستان و پاکستان از فقر چندبعدی بیشتری رنج می‌بردند. همچنین، جدول ۲ سهم هر یک از بعدها در MPI کلی را به تفکیک ۳۱ استان ایران که از مرفه‌ترین تا فقیرترین مرتب شده‌اند، نشان می‌دهد. با نگاهی اجمالی به این جدول درمی‌یابیم، قم از نظر رفاه و امنیت بهترین استان و از نظر اشتغال و محیط زیست محروم‌ترین استان، هرمزگان از نظر سلامت بهترین و در تحصیلات محروم‌ترین استان و ایلام از نظر امنیت محروم‌ترین و در محیط زیست و اشتغال (با اختلاف ناچیزی بعد از استان آذربایجان شرقی) بهترین شرایط را در بین استان‌های دیگر داشته‌اند. p -مقادیرها (براساس آزمون والد) نیز نشان می‌دهند که تفاوت معنی‌داری بین استان‌ها در سهم هر یک از بعدها در MPI وجود داشته است. در سطح ملی نیز نتیجه‌ها نشان می‌دهند که سه بعد فرهنگ، امنیت و محیط زیست به ترتیب با ۱۶/۲ درصد، ۲۲/۶ درصد و ۲۲/۸ درصد، که اغلب در محاسبه‌های فقر مغفول واقع شده‌اند، از مؤلفه‌های کلیدی برای افزایش درک چگونگی تجربه فقر در ایران هستند.

۶. نتیجه‌گیری

علاوه بر اطلاع‌رسانی در مورد تعریف و اندازه‌گیری فقر چندبعدی، یافته‌های مطالعه حاضر تفاوت‌های چشمگیر در فقر چندبعدی و نیز سهم بُعدهای مختلف در ناحیه‌های مختلف جغرافیایی را به‌طور برجسته‌ای آشکار می‌کند. نتیجه‌ها نشان‌دهنده اختلافی معنی‌دار بین استان‌های ایران از نظر فقر چندبعدی است. در سال ۱۳۹۴، شاخص فقر چندبعدی در ایران ۰/۰۲۵ بوده است. MPI به‌ویژه در استان‌هایی در مرزهای شرقی با آب و هوای نامساعدتر، زیرساخت‌های ضعیف‌تر و عدم دسترسی به خدمات و فرصت‌ها بیشتر بوده است. یافته‌ها نشان می‌دهند که سیاست‌های کاهش فقر در سطح ملی می‌تواند از تعریف گسترده‌تری از فقر براساس رفاه اجتماعی و توسعه پایدار بهره‌مند شود. نتیجه‌ها شواهدی برای سیاست‌های حامی فقرا با هدف قرار دادن گروه‌های هدف براساس موقعیت جغرافیایی آن‌ها ارائه می‌کنند، به‌طوری‌که استان قم از نظر اشتغال و محیط زیست محروم‌ترین استان، هرمزگان در تحصیلات محروم‌ترین استان و ایلام از نظر امنیت محروم‌ترین استان در میان سایر استان‌های ایران بوده‌اند. به‌طور کلی، سه بعد فرهنگ، امنیت و محیط زیست به ترتیب با ۱۶/۲ درصد، ۲۲/۶ درصد و ۲۲/۸ درصد از تأثیرگذارترین عامل‌های محرومیت در کشور بوده‌اند.

. با وجود وقفه زیاد در دسترسی به خرد داده‌های این طرح آمارگیری در ایران، این مطالعه نشان می‌دهد داده‌های موجود هنوز هم می‌توانند امکان برآورد MPI ملی که طیف وسیعی از بُعدها و نماگرها را پوشش می‌دهد، امکان‌پذیر کنند. اجرای آمارگیری‌های نمونه‌ای مناسب مانند آمارگیری شاخص‌های چندگانه‌ی جمعیت و سلامت، دسترسی به خرد داده‌های این آمارگیری و داده‌های اداری (به‌عنوان مثال آلودگی هوا و جرایم) و درج پرسش‌هایی مانند حمایت اجتماعی، خشونت علیه زنان و تغذیه در پرسش‌نامه، به‌طور قطع اندازه‌گیری MPI در ایران را بهبود خواهد بخشید تا چگونگی تأثیرگذاری عواملی مانند همه‌گیری کووید ۱۹ و تحریم‌ها و غیره مورد بررسی دقیق قرار گیرد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Hamidreza Navvabpour  <http://orcid.org/0000-0001-9976-9861>

parya Torabi  <https://orcid.org/0009-0000-3024-7467>

منابع

افراخته، حسن، جلالیان، حمید، طهماسبی، اصغر و آرمنند، مریم. (۱۳۹۸). ارزیابی میزان فقر چندبُعدی (قابلیتی) در مناطق روستایی شهرستان همدان با استفاده از روش ال‌کایر و فوستر. *پژوهش‌های جغرافیای انسانی*، ۵۱(۴)، ۹۸۹-۱۰۱۰.

doi: 10.22059/jhgr.2018.237545.1007497

اندایش، یعقوب، افقه، سیدمرتضی و حسن‌زاده، فروزان. (۱۴۰۰). اندازه‌گیری شاخص‌های فقر چندبُعدی با استفاده از تعدیل روش ال‌کایر- فوستر و با در نظر گرفتن ابعاد اشتغال و مسکن.

doi: 10.22055/JQE.2021.37099.2358. *اقتصاد مقداری*

خداداد کاشی، فرهاد، باقری، فریده، حیدری، خلیل و خداداد کاشی، امید. (۱۳۸۱). *اندازه‌گیری شاخص‌های فقر در ایران، کاربرد انواع خط فقر، شکاف فقر و شاخص فقر ۱۳۷۹-۱۳۶۳*. گروه پژوهشی آمارهای اقتصادی، پژوهشکده آمار.

خلج، سکینه و یوسفی، علی. (۱۳۹۳). پهنه‌بندی توزیع و شدت فقر چندبُعدی در مناطق شهری و روستایی ایران. *برنامه‌ریزی و آمایش فضا*، ۱۸(۴)، ۴۹-۷۰.

URL: <http://hsm.sp.modares.ac.ir/article-21-1232-fa.html>

دادگر، یدالله، نوفرستی، محمد و مختاری، محمدعلی. (۱۳۹۹). یک ارزیابی از سطح، روند و توزیع فقر چندبعدی در ایران. فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه، ۲۵(۲)، ۴۳-۲۵.

doi:10.52547/jpbud.25.2.25

راغفر، حسین و اسفندیارپور، مهدیه. (۱۳۹۴). اندازه‌گیری فقر چندبعدی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۹۸ (با استفاده از روش الکایر- فوستر). راهبرد اقتصادی، ۴(۱۳)، ۲۳۳-۲۰۱.

https://econrahbord.csr.ir/article_103289.html

سالم، علی اصغر و عرب یارمحمدی، جواد. (۱۳۹۷). عوامل مؤثر بر فقر چندبعدی، رویکرد مدل‌های چندسطحی پنل. پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۶(۸۶)، ۴۶-۷.

URL: <http://qjerp.ir/article-fa.html-1-2134>

سالم، علی اصغر، ابونوری، اسمعیل و عرب یارمحمدی، جواد. (۱۳۹۷). رویکرد چندبعدی به اندازه‌گیری فقر؛ مفاهیم نظری و شواهد تجربی از اقتصاد ایران در طول سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۷۰.

<https://www.magiran.com/p1877639>، ۹-۴۱، ۱۸(۶۸)، ۱۳۷۰. رفاه اجتماعی،

سالم، علی اصغر، طاهرپور، جواد، صمدیان، فرزانه و ربیعی، سارا. (۱۳۹۶). اندازه‌گیری فقر چندبعدی در ایران و نگاهی به تجارب جهانی کاهش فقر. مرکز پژوهش‌های مجلس، شماره مسلسل ۱۵۶۰۴.

عرب یارمحمدی، جواد. (۱۳۹۷). رویکرد چندبعدی به اندازه‌گیری فقر؛ مفاهیم نظری و شواهد تجربی از اقتصاد ایران. رساله دکتری علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه سمنان.

فطرس، محمدحسن و قدسی، سوده. (۱۳۹۶). مقایسه عملکرد برنامه‌های توسعه ایران با شاخص فقر چندبعدی محاسبه شده به روش الکایر و فوستر. پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۷(۲۱)، ۴۴-۴۵.

https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_3267.html

فطرس، محمدحسن و قدسی، سوده. (۱۳۹۷). فقر چندبعدی زنان و مردان سرپرست خانوار در مناطق شهری و روستایی ایران با استفاده از روش الکایر و فوستر. رفاه اجتماعی، ۱۸(۶۹)، ۱۸۵-۱۸۷.

doi:10.29252/refahj.18.69.227.۲۲۷

یگانلو، عطیه. (۱۳۹۳). شاخص چندبعدی فقر در ایران. تهران: مؤسسه تحقیقاتی تدبیر اقتصاد، چاپ اول.

یوسفی، علی، اسدی خوب، حسن و افشاری، محسن. (۱۳۹۲). ارزیابی فقر چندبعدی در عشایر کوچنده ایران. اقتصاد کشاورزی، ۷(۲)، ۶۸-۴۷.

https://www.iranianjae.ir/article_9261.html

References

- Aaberge, R. & Peluso, E. (2012). A counting approach for measuring multidimensional deprivation. *Discussion paper 700*, Research department, Statistics Norway.
- Afrakhteh, H., Jalalian, H., Tahmasebi, A. & Armand, M. (2019). Evaluation of multidimensional poverty (capability) in rural areas of Hamadan county by using Alkire and Foster methods. *Human Geography Research*, 51(4), 989-1010. [In Persian] doi: 10.22059/jhgr.2018.237545.1007497
- Alkire, S. & Foster, J. (2011a). Counting and multidimensional poverty measurement. *Journal of Public Economics*, 95(7-8), 476-487. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2010.11.006>.
- Andayesh, Y., Afghah, S. & hasanzadeh, F. (2021). Measuring the modified Alkire-Foster's Multidimensional Poverty Index (MPI) in Khuzestan province: Taking into account the dimensions of employment and dwelling. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, doi: 10.22055/jqe.2021.37099.2358. [In Persian]
- Bossert, W., Chakravarty, S.R. & D'Ambrosio (2013). Multidimensional poverty and material deprivation with discrete data. *Review of income and wealth*, 59(1), 29-43. doi: 10.1111/roiw.2013.59.issue-1.
- Dadgar, Y., Noferesti, M. & Mokhtari, M. (2020). An assessment of the level, trend, and distribution of multidimensional poverty in Iran. *Planning and Budgeting Quarterly*, 25(2), 25-43. [In Persian]
- Foster, J., Greer, J. & Thorbecke, E. (1984). A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, 52(3), 761-766. <http://dx.doi.org/10.2307/1913475>.
- Fotros, M. & Ghodsi, S. (2017). Comparing Iranian development plans by multidimensional poverty index calculated by Alkire-Foster method. *Economic Growth and Development Research*, 7(21), 45-64. [In Persian] https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_3267.html
- Fotros, M. & Ghodsi, S. (2018). Comparing multidimensional poverty of female and men headed households in urban and rural areas in Iran by Alkire-Foster method. *Social Welfare Quarterly*. 18(69), 227-185. [In Persian] doi:10.29252/refahj.18.69.227
- Kessler, R.C., Green, J.G., Gruber, M.J., Sampson, N.A., Bromet, E., Cuitan, M., Furukawa, T.A., Gureje, O., Hinkov, H., Hu, C.Y., Lara, C., Lee, S., Mneimneh, Z., Myer, L., Oakley-Browne, M., Posada-Villa, J., Sagar, R., Viana, M.C., & Zaslavsky, A.M. (2010). Screening for serious mental illness in the general population with the K6 screening scale: Results from the WHO world mental health (WMH) survey initiative. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 19, 4-22. <https://doi.org/10.1002/mpr.310>.
- Khalaj, S. & Yousefi, A. (2015). Mapping the incidence and intensity of multidimensional poverty in Iran urban and rural areas. *Journal of Spatial Planning*, 18(4), 49-70. [In Persian] URL: <http://hsmsp.modares.ac.ir/article-21-1232-fa.html>

- Khodadad Kashi, F., Bagheri, F., Heidari, K.H. & Khodadad Kashi, A. (2002). *Measuring poverty indices in Iran, the use of different types of poverty line, poverty gap and poverty index 1363-1379*, Economic Statistics Research Group, Statistical Research and Training Center. [In Persian]
- Mahoozi, H. (2015). Gender and spatial disparity of multidimensional poverty in Iran. *OPHI Working Paper 95*, University of Oxford.
- Martirosova, D., Inan, O.K., Meyer, M., & Sinha, N. (2017). The many faces of deprivation: A multidimensional approach to poverty in Armenia. World bank Policy Research Working Paper, (8179).
- MPDR of Pakistan, OPHI and UNDP. (2016). *Multidimensional poverty in Pakistan. report*. Ministry of Planning, Development and Reform, Pakistan, Oxford Poverty and Human Development Initiative (OPHI) and United Nations Development Program (UNDP).
- NSIA & OPHI. (2019). *Afghanistan multidimensional poverty index 2016–2017: Report and analysis*. National Statistics and Information Authority (NSIA) of the Islamic Republic of Afghanistan, and Oxford Poverty and Human Development Initiative (OPHI).
- PCBS. (2020). *Multi-dimensional poverty profile in Palestine, 2017: Main results*. Palestinian Central Bureau of Statistics (PCBS), State of Palestine, Ramallah, Palestine.
- Raghfar, H. & Esfandiarpour, M. (2015). Multidimensional poverty measurement in Iran: 2009-2013 (Alkire-Foster approach). *Economic Strategy*, 4(13), 201-233. [In Persian] https://econrahbord.csr.ir/article_103289.html
- Salem A.A. & Yarmohamadi, J.A. (2018). Factors affecting multidimensional poverty; a panel multilevel approach. *Journal of Economic Research and Policies*, 26(87), 7-46. [In Persian] URL: <http://qjerp.ir/article-fa.html-1-2134>.
- Salem A.A., Abounoori, E. & Yarmohamadi, J.A. (2018). Multidimensional approach to measuring poverty: Theoretical concepts and empirical evidence from the Iranian economy from 1370 to 1392 persian calendar. *Social Welfare Quarterly*, 18(68), 9-41. [In Persian] <https://www.magiran.com/p1877639>
- Salem A.A., Taherpour, M.J., Samadian, F. & Rabie, S. (2017). *Measuring multidimensional poverty in Iran and looking at global experiences of poverty reduction*. Majles Research Center. Number 15604 [In Persian]
- Sen, A. (1985). Wellbeing, agency and freedom: The dewey lectures 1984. *The Journal of Philosophy*, 82(4), 169-221. <https://doi.org/10.2307/2026184>
- Suppa, N. (2016). Comparing monetary and multidimensional poverty in Germany. OPHI Working Paper 103, University of Oxford.
- Torabi Kahlan, P., Navvabpour, H. & Bidarbakht Nia, A. (2021). Missing aspects of poverty: The case of multidimensional poverty in Iran. *Journal of Poverty*. <https://doi.org/10.1080/10875549.2021.1925806>.

- Tsui, K.Y. (2002). Multidimensional poverty indices. *Social Choice and Welfare*, 16(1), 145-157.
- UNDP & OPHI. (2019). *How to build a national multidimensional poverty index (MPI): Using the MPI to inform the SDGs*. United Nations Development Program (UNDP), and Oxford Poverty and Human Development Initiative (OPHI), Oxford University.
- UNICEF. (2017). *Preventing and responding to violence against children and adolescents: Theory of chance*, New York: UNICEF.
- Watts, H.W. (1968). *An economic definition of poverty*, New York: Basic books.
- Yarmohamadi, J.A. (2018). *Multidimensional approach to measuring poverty; theoretical concepts and empirical evidence of Iran's economy*. Doctoral Dissertation of Economic Sciences, Faculty of Economics and Management, Semnan University. [In Persian]
- Yeganlo, A. (2014). *Multidimensional poverty index in Iran*. Tehran: Tadbir Economics Research Institute, first edition [In Persian]
- Yousefi, A., Asadi Khob, H. & Afshari, M. (2013). An assessment of multidimensional poverty in nomadic nomads of Iran. *Agricultural Economics*, 7(2), 47-68. [In Persian]
https://www.iranianjae.ir/article_9261.html

استناد به این مقاله: نواب‌پور، حمیدرضا و ترابی کهلان، پریا. (۱۴۰۳). مطالعه‌ای در فقر چندبعدی و سهم بعدها در استان‌های ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹(۹۹)، ۱۶۶-۱۹۳.



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

The Effect of Economic Sanctions and Natural Disasters on Iran's Per Capita Income

Vahid Azizi 

M.A. in Theoretical Economics, Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran

Bakhtiar Javaheri* 

Associate Professor, Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran

Fateh Habibi 

Associate Professor, Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran

Abstract

Economic growth and development, as the primary goals of any country, play a crucial role in improving living standards and promoting sustainable development. Efforts to achieve these goals, and consequently increase per capita income, can ensure the enhancement of economic and social well-being of a nation. However, natural and political crises can pose significant obstacles to achieving such objectives. Natural disasters and economic sanctions, in particular, can have devastating effects on economic growth and development, leading to a decline in per capita income. Using the Dynamic Ordinary Least Squares, the present study aimed to examine the effect of economic sanctions and natural disasters on non-oil per capita income in Iran from 1980 to 2022. The findings showed that, in the long-term, increases in natural disasters and economic sanctions had contributed to a decline in per capita income in Iran. Additionally, environmental innovation and the interaction between innovation and natural disasters positively influenced per capita income. The results also indicated that factors such as the labor force, physical capital, and trade openness had contributed to improvements in per capita income. In light of the findings, it is recommended that Iran implement effective plans and policies to mitigate the effects of sanctions and natural disasters, promote environmental innovations, and strengthen the development of

* Corresponding Author: B.Javaheri@uok.ac.ir

How to Cite: Azizi, V., Javaheri, B. & Habibi, F. (2024). The Effect of Economic Sanctions and Natural Disasters on Iran's Per Capita Income. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(99), 194-242.

fixed capital and the labor force, aimed at ensuring the continued growth of per capita income.

1. Introduction

In recent years, Iran has become a prominent case study and focal point in discussions about sanctions within global research and academic circles. This attention stems from Iran's status as a target of both multilateral and unilateral sanctions campaigns, which have had adverse effects on its economy. The sanctions have led to currency devaluation; severe budgetary, commercial, and financial deficits; reduced foreign investment, skyrocketing inflation, and rising poverty rates. Natural disasters, meanwhile, are large-scale catastrophic events that intermittently strike, causing extensive human and infrastructural damage that impacts societies and economies alike. Natural disasters inflict significant damage on infrastructure, property, and industries, leading to reduced production, business disruptions, damage to manufacturing facilities, and interruptions in transportation systems. Due to their unpredictability, natural disasters have a substantial impact on the economy. The current study aimed to explore whether natural and political disasters pose genuine obstacles to economic growth and development in Iran. The primary research question is: What are the effects of economic sanctions, natural disasters, and environmental innovation on per capita income in Iran's economy?

2. Materials and Methods

To meet the objectives, the study used an experimental model as defined in logarithmic form based on Equations (1) and (2) below.

$$\ln Y_t = c + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t + \gamma \ln ES_t + \delta \ln ND_t + \eta \ln EI_t + \theta \ln TO_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\ln Y_t = c + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t + \gamma \ln ES_t + \delta \ln ND_t + \eta(\ln EI_t \times \ln ND_t) + \theta \ln TO_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Per capita income (Y) was considered as the dependent variable, while the independent variables included economic sanctions (ES), natural disasters (ND), environmental innovation (EI), physical capital (K), labor force (L), trade openness (TO), and an interaction variable (ND×EI). In line with the research objectives, time series data spanning from 1980 to 2022 were utilized. The research model was analyzed using the Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) estimator in EViews software.

3. Results and Discussion

To analyze the results, a unit root test was first conducted to evaluate the reliability of the data. The results showed that the variables of trade openness (TO) and economic sanctions (ES) were at a stationary level,

while the variables of per capita income (Y), physical capital (K), labor force (L), environmental innovation (EI), and natural disasters (ND) could be stationary with one time difference. Next, the Bayesian Information Criterion (BIC) was used to determine the optimal lag length. The presence of long-term relationships among the variables was then tested using the Augmented Engle-Granger cointegration test and the Cointegrating Regression Durbin-Watson (CRDW) test, both of which indicated at least one long-term relationship among the variables. The DOLS method was then employed to estimate the research model (see Table 1). The findings revealed that economic sanctions (ES) had a significant and negative effect on per capita income (Y) in Iran's economy. Specifically, a one percent increase in ES in Models 1 and 2 reduces non-oil per capita income by 0.108% and 0.063%, respectively. Additionally, the frequency of severe natural disasters (ND) had a significantly negative correlation with non-oil per capita income. A one percent increase in ND results in a reduction of 0.161% and 0.158% in non-oil per capita income. Conversely, environmental innovation (EI) had a significantly positive effect on per capita income, with a one percent increase in EI leading to a 0.032% rise in non-oil per capita income. The interaction variable (ND×EI) was also positive and significant, where a one percent increase in this variable results in a 0.025% increase in non-oil per capita income (Y). Furthermore, physical capital (K) had a significantly positive effect on non-oil per capita income. In this case, a one percent increase in K is associated with an increase in Y by 0.185% and 0.25% in Models 1 and 2, respectively. Labor force (L) also had a positive and significant effect on non-oil per capita income, with a one percent increase in L leading to an increase in Y by 0.611% and 0.518% in Models 1 and 2, respectively. Finally, trade openness (TO) had a positive effect on per capita income, as a one percent increase in TO results in a rise of 0.253% and 0.208% in non-oil per capita income.

Table 1. Estimation Results of Research Models

Variables	Model 1		Model 2	
	Coefficients	t statistic	Coefficients	t statistic
K	0.185	2.483**	0.250	5.140***
L	0.611	3.887***	0.518	2.257***
TO	0.253	4.462***	0.208	5.516***
ES	-0.108	-2.119**	-0.063	-1.883*
ND	-0.161	-4.946***	-0.158	-8.704***
EI	0.032	2.359**	-	-
ND×EI	-	-	0.025	4.745***
C	3.533	2.028*	4.296	3.994***

Note: ***, ** and * represent significance levels of 1%, 5% and 10%, respectively.

Source: Research results

4. Conclusion

The research findings suggested that repeated political and natural disasters could drive a country and its economy into a period of stagnation. On the one hand, these events lead to the destruction of physical, human, and natural resources. On the other hand, they disrupt trade processes, halting the transfer of technology through imports and impeding the modernization of domestic industries. As a result, both outcomes contribute to a decline in per capita income. Moreover, the study showed that adopting environmental innovations could not only increase per capita income but also positively influence the relationship between natural disasters and per capita production, thus helping to mitigate the impact of such disasters. Therefore, investing in research, development, and innovation will strengthen the country's ability to cope with and adapt to such challenges, while reducing risk levels. In conclusion, this study demonstrated that the political and natural disasters observed during the analyzed period had negatively impacted the country's economic growth and development, leading to a decrease in Iran's per capita income.

Keywords: Economic Sanctions, Natural Disasters, Environmental Innovation, Per Capita Income, Iran

JEL Classification: O40, Q54, Q55, F51



تأثیر تحریم‌های اقتصادی و بلایای طبیعی بر درآمد سرانه ایران^۱

دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد نظری، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.

و حید عزیزی 

دانشیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.

بختیار جواهری 

دانشیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.

فاتح حبیبی 

چکیده

رشد و توسعه اقتصادی به عنوان هدف اصلی هر کشور، نقش بسیار مهمی در بهبود شرایط زندگی جوامع و توسعه پایدار دارد. از این رو تلاش برای تحقق این هدف و در نتیجه افزایش درآمد سرانه می‌تواند بهبود شرایط اقتصادی و اجتماعی مردم کشور را تضمین کند. با این حال، بحران‌های طبیعی و سیاسی می‌توانند موانع مهمی برای رسیدن به این اهداف باشند؛ لذا وقوع بلایای طبیعی و اعمال تحریم‌های اقتصادی ممکن است اثرات ویرانگری بر روی رشد و توسعه اقتصادی داشته باشند و کاهش درآمد سرانه را منجر شوند؛ بنابراین این مطالعه با هدف بررسی اثر تحریم‌های اقتصادی و بلایای طبیعی بر درآمد سرانه غیرنفتی در ایران طی دوره زمانی (۱۹۸۰-۲۰۲۲) با استفاده از رویکرد هم‌انباشتگی حداقل مربعات معمولی پویا انجام شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در بلندمدت، افزایش بلایای طبیعی و تحریم‌های اقتصادی باعث کاهش درآمد سرانه در ایران شده است. همچنین نوآوری زیست‌محیطی و متغیر تعامل نوآوری و بلایای طبیعی اثر مثبت بر درآمد سرانه دارند. سایر نتایج نیز نشان داد که عواملی مانند نیروی کار، سرمایه فیزیکی و آزادسازی تجاری باعث بهبود درآمد سرانه در کشور شده‌اند. با توجه به نتایج به‌دست آمده، توصیه می‌شود که برنامه‌ها و سیاست‌های مناسب برای مقابله با تحریم‌ها و بلایای طبیعی، ترویج نوآوری‌های زیست‌محیطی، تقویت تشکیل سرمایه ثابت و نیروی کار در ایران اجرا شود تا بهبود و افزایش درآمد سرانه کشور تضمین شود.

کلیدواژه‌ها: تحریم‌های اقتصادی، بلایای طبیعی، نوآوری زیست‌محیطی، درآمد سرانه، ایران

طبقه‌بندی JEL: O40, Q54, Q55, F51

۱. مقاله حاضر برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته علوم اقتصادی - اقتصاد نظری دانشگاه کردستان است.

* نویسنده مسئول: B.Javaheri@uok.ac.ir

۱. مقدمه

ادبیات اقتصاد بین‌الملل بر ضرورت برقراری روابط سیاسی و اقتصادی قوی بین کشورها تأکید می‌کند، به‌طوری‌که تعاملات بین کشورها، ظرفیت تطبیق آن‌ها را در مقابله با مسائل و چالش‌های اقتصادی مانند بیکاری، تورم شدید و رکود افزایش می‌دهد. این تعاملات باعث تشویق وابستگی متقابل اقتصادها در سطح جهان می‌شود و جایگاه مهم ژئوپلیتیک در اقتصاد رشد و توسعه را تأکید می‌کند. در نتیجه، با پیشروی جهانی شدن و پیچیدگی شبکه وابستگی متقابل بین کشورها، اعمال تحریم‌های اقتصادی و سیاسی به عنوان ابزار حیاتی در سیاست بین‌الملل برای تسهیل هم‌زیستی صلح‌آمیز بین ملت‌ها تبدیل شده است (Alhassan, et al., 2023). تحریم‌ها می‌توانند به دلایل دیپلماتیک یا امنیت ملی شامل تعلیق یا محدودیت روابط تجاری، مالی و مسدود کردن دارایی‌ها باشد (Li, et al., 2024). اعمال تحریم‌ها به عنوان ابزاری انعطاف‌پذیر، غیرخسونت‌آمیز، انسانی‌تر و لیبرال‌تر نسبت به استفاده از مداخله نظامی در حل و فصل اختلافات بین‌المللی تلقی می‌شود (Alhassan, et al., 2023). با این حال، این اقدامات اغلب مورد انتقاد قرار می‌گیرند؛ زیرا اگرچه علیه دولت‌ها انجام می‌شود اما بیشتر هزینه‌های آن را مردم کشور هدف متحمل می‌شوند (Neuenkirch & Neumeier, 2015). مطالعات تجربی نشان می‌دهد که تحریم‌ها، پیامدهای مخربی بر زندگی اجتماعی، اقتصادی و سیاسی جمعیت غیرنظامی در کشورهای هدف دارد. آن‌ها تأثیر منفی بر امنیت غذایی و دسترسی به آب آشامیدنی، انرژی سالم و خدمات بهداشتی و پزشکی را محدود می‌کنند (Garfield, 2002)، مرگ و میر نوزادان را افزایش و امید به زندگی را کاهش می‌دهند (Ali & Shah, 2000). علاوه بر این، دموکراسی کشورهای هدف را تضعیف می‌کنند و به درگیری‌های داخلی و بی‌ثباتی سیاسی دامن می‌زنند (Marinov, 2005). از سوی دیگر بر جریان تجاری تأثیر منفی می‌گذارند (Fuchs & Klann, Afesorgbor, 2019)؛ باعث بروز بحران‌های ارزی (Peksen & Son, 2015) می‌شوند، نابرابری در آمد و شکاف فقر را افزایش می‌دهند و در نتیجه مانع رشد اقتصادی می‌شوند (Kwon, et al., 2022).

طی سال‌های اخیر، ایران به عنوان مهم‌ترین مطالعه موردی در بحث‌های مربوط به احتیاط و کارآمدی تحریم‌ها در پژوهش‌ها و محافل علمی جهان مطرح شده است؛ زیرا ایران کانون

کمپین‌های تحریمی چندجانبه (۲۰۰۶-۲۰۱۶) و یک‌جانبه (۲۰۱۸ تاکنون) بوده است. تحریم‌های اعمال شده علیه ایران همچنان شدیدترین تحریم‌ها در جهان است و بخش‌ها، نهادها و افراد مختلف را تحت پوشش قرار می‌دهد. این تحریم‌ها تأثیرات مخرب قابل توجهی بر عملکرد اقتصادی کشور داشته و طیف گسترده‌ای از پیامدهای منفی اقتصاد کلان از جمله کاهش سریع ارزش پول، کسری‌های شدید تجاری و مالی، تورم بالا و افزایش نرخ‌های فقر را ایجاد کرده است (Farzanegan & Batmanghelidj, 2023).

تحریم‌ها باید آسیب‌های اقتصادی وارد کند تا کشور هدف را مجبور به تغییر سیاست‌های خود کند. در واقع هافباوئر و همکاران^۱ (۲۰۰۹) نشان می‌دهند که تحریم‌ها هر چه بیشتر به اقتصاد کشور هدف ضربه بزنند، احتمال موفقیت‌آمیز بیشتری دارند؛ بنابراین، آگاهی دقیق از اثرات اقتصادی تحریم‌ها برای درک اینکه تحریم‌ها چگونه می‌توانند به اهداف خود دست یابند و میزان بهای پرداختی توسط جمعیت کشورهای هدف چقدر است، ضروری است (Gutmann, et al., 2023). لذا این مطالعه یک تحلیل تجربی از اثرات اقتصادی تحریم‌های بین‌المللی بر درآمد سرانه را براساس یک رویکرد اقتصادسنجی برای اقتصاد ایران انجام می‌دهد.

بلاایای طبیعی، پدیده‌هایی فاجعه‌بار در مقیاس بزرگ هستند که به‌طور متناوب در سطح جهان اتفاق می‌افتند (Qureshi, et al., 2019) و خسارات زیادی به زیرساخت‌ها، اموال و صنایع وارد می‌کنند که منجر به کاهش تولید، قطع کسب و کارها، آسیب یا انهدام کامل تأسیسات تولیدی و اختلال در سیستم‌های حمل‌ونقل می‌شوند (Idroes, et al., 2023). پیامدهای فوری بلاایای طبیعی بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت به‌وضوح قابل مشاهده است و برخی از این اثرات ممکن است به‌طور پیامدهای ماندگار باقی بمانند (Hochrainer, 2009). از جمله این تأثیرات، بحران‌های مالی است که می‌تواند به دلیل فشارهای تورمی، رشد اقتصادی را مختل کند. همچنین، ممکن است تأثیرات روانی بر افراد آسیب دیده داشته باشد و بهره‌وری آنها را کاهش دهد (Berlemann & Wenzel, 2015). با این حال، در برخی موارد نادر، بلاایای طبیعی ممکن است منجر به اثرات مثبت بر رشد اقتصادی شود (Sawada, et al., 2019)، به‌ویژه اگر بازسازی و توسعه زیرساخت‌ها پس از بلاایا صورت

1. Hufbauer, et al.

گیرد. این فرایند باعث جذب منابع قابل توجه برای بازسازی و توسعه زیرساخت‌ها می‌شود (Chhibber & Laajaj, 2013). بنابراین جذب سرمایه‌گذاری و افزایش مخارج برای بازسازی ممکن است فعالیت‌های تولیدی و اقتصادی را تحریک کرده و به رشد اقتصادی بلندمدت کمک کند (Panwar & Sen, 2019).

شواهد تجربی در مورد اثرات بلایای طبیعی در ایران نشان می‌دهد که خسارت بلایا اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی غیرنفتی دارد (صادقی و امامقلی پور، ۱۳۸۷)؛ خسارت ناشی از سیل باعث کاهش رشد تولید ناخالص داخلی بخش حمل‌ونقل شده (صابری‌زاده و دقیقی، ۱۳۹۸) و الگوی مصرف خانوار در ایران را تغییر می‌دهد؛ به‌طوری‌که مصرف گروه‌های خوراکی و مخارج دخانی خانوار را کاهش و مخارج سوخت، روشنایی، بهداشتی و حمل‌ونقل خانوار را افزایش می‌دهد (سالم و جباری، ۱۴۰۱). همچنین افزایش تعداد بلایای شدید طبیعی باعث کاهش امنیت انرژی (افشار و همکاران، ۱۴۰۳) و افزایش نابرابری درآمد در ایران (حبیبی و همکاران، ۱۴۰۲) شده است. با توجه به اینکه بلایای طبیعی رویدادهای غیر قابل پیش‌بینی هستند اما تأثیر واقعی بر اقتصاد دارند، لذا آگاهی از پیامدهای اجتماعی و اقتصادی بلایای طبیعی بر بخش‌های اقتصادی جوامع از اهمیت بالایی برخوردار است. بنابراین، بررسی اینکه آیا بلایای سیاسی و طبیعی مانعی واقعی بر سر راه رشد و توسعه اقتصادی کشور است یا خیر، طرح سؤالی است که در این مطالعه پیشنهاد شده است. با توجه به اهمیت موضوع، طرح این پژوهش این مزیت را دارد که به‌طور هم‌زمان در یک مدل تجربی براساس یک رویکرد اقتصادسنجی اثرات تحریم‌های اقتصادی و بلایای طبیعی بر اقتصاد ایران تحلیل می‌شود. این مطالعه شواهد جدیدی از اندازه‌گیری معیارهای کمی برای تحریم‌های اقتصادی و بلایای شدید طبیعی ارائه می‌کند و نقش این بلایا در کاهش درآمد سرانه ایران را نشان می‌دهد. بدین منظور جهت انجام پژوهش ابتدا ضرورت و اهمیت موضوع بررسی شد. در ادامه مبانی نظری و تجربی پژوهش مرور و سپس روش شناسی پژوهش، مدل تجربی، روش تخمین و نتایج پژوهش ارائه و تحلیل شده است. در نهایت براساس یافته‌ها، نتیجه‌گیری پژوهش و توصیه‌های سیاستی ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

تجربه کشورهای توسعه‌یافته نشان می‌دهد که رشد پایدار اقتصادی می‌تواند بهترین روش برای ریشه‌کنی فقر، افزایش رفاه و بهبود استاندارد زندگی باشد. رشد اقتصادی و بهبود درآمد سرانه منجر به افزایش توانایی خرید افراد، افزایش سرمایه‌گذاری، بهبود تولید و تقویت بازارهای داخلی می‌شود که تأثیر مستقیمی بر پیشرفت جامعه دارد. لذا شناخت عوامل بازدارنده و محرک‌های درآمد سرانه ضروری است. آدام اسمیت^۱ در نظریه خود معتقد است که کارگران یکی از عوامل ورودی در فرآیند تولید و عامل اصلی برای افزایش بهره‌وری نیروی کار هستند. نظریه هارود-دومار^۲ بیان می‌کند که سرمایه‌گذاری کلید رشد اقتصادی است. سرمایه‌گذاری از طریق ایجاد درآمد بر تقاضای کل و از طریق افزایش ظرفیت تولید بر عرضه کل تأثیر می‌گذارد. سولو و سوان^۳، پیشرفت‌های تکنولوژیکی را اضافه می‌کند. همچنین نظریه رشد درون‌زا نیز توضیح می‌دهد که سرمایه‌گذاری در سرمایه‌های فیزیکی و انسانی به تعیین رشد اقتصادی کمک می‌کند (Rahma & Setyari, 2021). از طرفی اغلب اقتصاددانان کلاسیک، اشاره دارند که تجارت خارجی با انتقال تکنولوژی و سرمایه خارجی بر رشد اقتصادی کمک می‌کنند (قره‌باغیان، ۱۳۸۶). با این حال در سال‌های اخیر علاوه بر محرک‌های سرمایه، نیروی کار، تکنولوژی و تجارت، عوامل بازدارنده مختلفی به ادبیات رشد وارد شده است. از مهمترین موانع رشد اقتصادی که بیشتر کشورهای در حال توسعه و نوظهور را تحت تأثیر قرار می‌دهند، بلایای مکرر سیاسی و طبیعی هستند. مطالعات گذشته نشان می‌دهد که ادبیات این موضوع، جدید و محدود است. بنابراین تمرکز این مطالعه بر تحریم‌های اقتصادی، بلایای طبیعی و نوآوری زیست‌محیطی است.

۱-۲. تحریم‌های اقتصادی

تحریم‌های اقتصادی به گفته گالتونگ (۱۹۶۷)^۴، شامل اقداماتی است که توسط بازیگران بین‌المللی «فرستنده» علیه سایر بازیگران «دریافت‌کنندگان» با هدف دوگانه مجازات گیرندگان از طریق محرومیت اقتصادی یا اجبار به رعایت هنجارهای مهم توسط فرستنده‌ها

1. Adam Smit
2. Harrod-Domar
3. Solow-Swan
4. Galtung, J.

اعمال می‌شود. تحریم‌ها ابزاری قدرتمند هستند که مرزهای بین دولت‌سازی و جنگ را محو می‌کنند (Rodríguez, 2023) و به صراحت، خط بین حوزه‌های امنیت ملی و اقتصاد بین‌المللی را یادآوری می‌کنند؛ این مسئله باعث ایجاد معماهای نظری و سیاسی منحصر به فرد می‌شود (اشرف گنجویی و ایرانمنش، ۱۴۰۲). در شکل (۱) کانال‌های اثرگذار احتمالی تحریم‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی و درآمد سرانه تصویر شده است.

اولین موج تحریم‌های اقتصادی می‌تواند باعث انقباض شدید در حجم واردات و صادرات گردد (Moghaddasi Kelishomi & Nisticò, 2022). حجم تجارت دوجانبه بین کشورهای تحریم‌کننده و هدف به طرز قابل توجهی کاهش می‌یابد. این انقباض در واردات و صادرات می‌تواند تأثیرات منفی بر بازار کار اقتصاد تحریم شده داشته باشد (Hufbauer, et al., 2009). همچنین، تحقیقات فوکس و کلن (۲۰۱۳)^۱ و افسورگبور^۲ (۲۰۱۹) نشان می‌دهند که کاهش تجارت ناشی از تحریم‌ها اثرات منفی و مهمی بر اقتصاد دارد. تحریم‌ها با افزایش ریسک و هزینه‌های مبادله تجارت بین‌الملل، منجر به کاهش سودآوری شرکت‌ها می‌گردند. این نوع کاهش در نهایت منجر به کاهش جریان تجاری بین دولت‌های هدف و فرستنده می‌شود (Alhassan, et al., 2023). در نتیجه تحریم‌ها با ایجاد انحرافات در تجارت بین‌المللی محرکی منفی برای رشد اقتصادی و درآمد سرانه خواهند بود.

وانگ^۳ (۲۰۱۱) معتقد است که تحریم‌ها اغلب به صورت نمادین برای نشانه‌دار کردن رژیم‌های سیاسی استفاده می‌شود. این تحریم‌ها می‌توانند منجر به از دست دادن اعتبار و شهرت حکومت‌های تحت تحریم و انزوای آنها در جامعه بین‌المللی شود. در نتیجه می‌تواند باعث بازداری از کمک‌های بین‌المللی و سرمایه‌گذاری شرکت‌های خارجی گردد (Neuenkirch & Neumeier, 2015). بنابراین تحریم‌ها می‌توانند باعث رکود در جریان سرمایه بین‌المللی شوند (Mirikina, 2018). در نتیجه فرایند خروج سرمایه‌گذاری خارجی ممکن است تأثیرات منفی بر رشد اقتصادی و درآمد سرانه داشته باشد.

تحریم‌های اقتصادی به عنوان ابزاری برای ایجاد اصلاحات سیاسی یا حتی سرنگونی رژیم سیاسی استفاده می‌شوند. این تحریم‌ها می‌توانند باعث ایجاد ابهامات در مورد آینده

1. Fuchs, A. & Klann, N.H.

2. Afesorghor, S.K.

3. Whang, T.

نظام سیاسی و حقوقی کشورهای هدف شوند. براساس شواهد تجربی، دوره‌های تحریم باعث افزایش بی‌ثباتی سیاسی و درگیری‌های اجتماعی می‌شود. این بلا تکلیفی بی‌ثباتی‌ها می‌تواند عدم قطعیت را افزایش و اثرات زیانباری بر روابط تجاری، مالی، بازار کار، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی کشورهای مورد تحریم داشته باشد (Peksen & Drury, 2010; Marinov, 2005). علاوه بر این، تحریم‌ها می‌توانند باعث افزایش هزینه‌های اعتباری و کاهش دسترسی به بازارهای بین‌المللی شوند. زیرا سرمایه‌گذاران ممکن است به دلیل نگرانی از افزایش ریسک ورشکستگی و عدم پایداری سیاسی در نظام تحریم شده، هزینه‌های بالاتری را بپذیرند (Moghaddasi Kelishomi & Nisticò, 2022). بنابراین بی‌ثباتی سیاسی و عدم قطعیت نقش مهمی در تأثیرات مضر تحریم‌های اقتصادی بر پس‌انداز، سرمایه‌گذاری، هزینه‌های اعتباری و رشد اقتصادی کشورهای هدف دارد (Acemoglu, 2012; Alesina, et al. 2000; Neuenkirch & Neumeier, 2015).

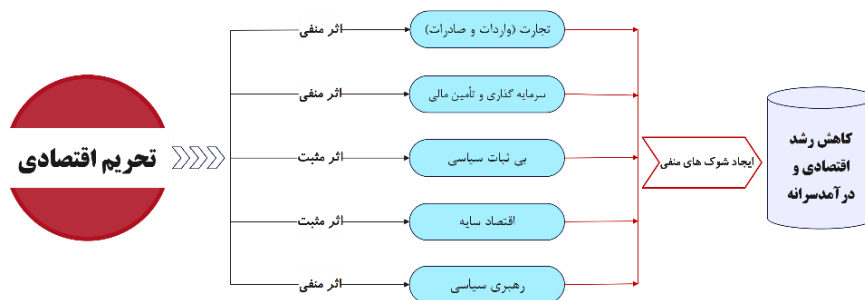
آندریاس^۱ (۲۰۰۵) و هاینه الیسون^۲ (۲۰۰۱) دریافتند که اعمال تحریم‌ها منجر به گسترش اقتصاد زیرزمینی می‌شود که به نوبه خود بر رشد اقتصادی تأثیر منفی می‌گذارد. زیرا تحریم‌ها فرصت انجام فعالیت‌های اقتصادی غیرقانونی برای افراد و دولت‌ها را فراهم می‌کند. تحریم‌ها می‌توانند ناخواسته به جرم‌انگاری دولت، اقتصاد و جامعه مدنی در کشور هدف و همسایگان نزدیک آن کمک کنند و هم‌زیستی بین رهبران سیاسی، جرایم سازمان‌یافته و شبکه‌های قاچاق فراملی را تقویت کنند. این هم‌زیستی به نوبه خود می‌تواند فراتر از لغو تحریم‌ها ادامه یابد و به فساد و جنایت کمک کند و حاکمیت قانون را تضعیف کند. این موضوع می‌تواند منجر به گسترش فعالیت‌های اقتصادی غیرقانونی شود که در نهایت باعث افزایش هزینه‌های مبادله و استفاده غیرمولدتر از منابع موجود شود (Dix-Carneiro & Kovak, 2017; McCaig & Pavcnik, 2018). به عبارت دیگر، با تحمیل تحریم‌های اقتصادی، عوامل اقتصادی تلاش می‌کنند از تحریم‌ها فرار کنند و به فعالیت‌های اقتصادی غیرقانونی روی می‌آورند. این امر منجر به گسترش اقتصاد سایه و افزایش قاچاق می‌شود. همچنین، دولت‌های هدف ممکن است به منظور تأمین منابع مالی و تقویت قدرت خود، فعالیت‌های

1. Andreas, P.

2. Heine-Ellison, S.

اقتصادی غیرقانونی را حمایت کنند که در نهایت باعث فساد و ضعف حاکمیت قانون می‌شود (Neuenkirch & Neumeier, 2015; Alhassan, et al., 2023).

شکل ۱. مسیرهای اثر گذار تحریم‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی و درآمد سرانه



مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نهایت، اوچسلین (۲۰۱۴)^۱ استدلال می‌کند که رهبری سیاسی دولت‌های هدف، حتی ممکن است تأثیر منفی تحریم‌ها بر اقتصاد داخلی را تشدید کنند؛ به‌طوری‌که نخبگان سیاسی در مدل نظری خود عمداً رنج اقتصادی کشورهای تحریم شده را تشدید می‌کنند تا از شورش شهروندان جلوگیری کنند. لذا بدتر شدن بهره‌وری اقتصادی و کاهش درآمدها، آشوب شهروندان را پرهزینه‌تر می‌کند و کاهش بهره‌وری ناشی از یک گذار سیاسی تندتر می‌شود. شروع تحریم‌های بین‌المللی علیه ایران به سال ۱۹۵۲ بازمی‌گردد، زمانی که پادشاهی بریتانیا در واکنش به ملی شدن صنعت نفت، دارایی‌های ایران را مسدود و تحریم‌های نفتی را اعمال کرد. پس از آن، اولین تحریم‌های ایالات متحده آمریکا علیه ایران به دنبال تسخیر سفارت آمریکا در تهران در نوامبر ۱۹۷۹ صورت گرفت. در همان ماه، ۱۲ میلیارد دلار دارایی‌های ایران که معادل ۱۳ درصد تولید ناخالص داخلی کشور بود مسدود شد. این تحریم‌ها با اقداماتی مانند ممنوعیت واردات از ایران، سیاست محدودیت دوگانه و تصویب تحریم‌های جامع یک‌جانبه ادامه یافت. تشدید و حمایت از تحریم‌های چندجانبه به دنبال کشف شواهدی مبنی بر ساخت مراکز تحقیقاتی جهت توسعه فعالیت‌های هسته‌ای ایران در سال ۲۰۰۲ افزایش یافت (Aflatooni, et al., 2022; Rodríguez, 2023)، به‌طوری‌که شورای امنیت سازمان ملل متحد در سال ۲۰۰۶ مجموعه‌ای از قطعنامه‌ها را برای مسدود کردن

1. Oechslin, M.

دارایی‌های نهادها و افراد درگیر در برنامه هسته‌ای ایران تصویب کرد. در سال ۲۰۱۱ نیز، آمریکا و اتحادیه اروپا محدودیت‌های بیشتری را اعمال کردند که منجر به ممنوعیت واردات نفت خام و فرآورده‌های نفتی ایران به اروپا و اعمال تحریم‌های ثانویه آمریکا علیه سایر کشورهایی شد که متعهد به کاهش واردات نفت ایران نبودند. تحریم‌ها با برنامه جامع اقدام مشترک (برجام) در سال ۲۰۱۵، که در آن ایران با کاهش تدریجی ذخایر اورانیوم غنی شده و عملیات غنی‌سازی موافقت کرد، لغو شد. اما در ماه می ۲۰۱۸، دولت وقت آمریکا از برجام خارج شد و تحریم‌ها را علیه ایران بازگرداند (Rodríguez, 2023).

۲-۲. بلایای طبیعی

بلایای طبیعی به حوادث ناگهانی و غیرمنتظره رویدادهای طبیعی اطلاق می‌شود که بدون دخالت مستقیم فعالیت‌های انسانی و ناشی از پدیده‌های طبیعی مانند زمین‌لرزه، طوفان، سیل، رانش زمین، آتشفشان، خشکسالی، آتش‌سوزی جنگل، سونامی، تغییر اقلیم، اپیدمی و سایر فرآیندهای زمین‌شناسی رخ می‌دهد و منجر به تخریب سرمایه‌های انسانی، فیزیکی و طبیعی و در نتیجه اختلال در فعالیت‌های اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی می‌شود. بنابراین وقوع بلایای طبیعی سختی و دشواری را به جمعیت‌های انسانی و غیرانسانی تحمیل می‌کند و باعث آشفته‌گی ظرفیت محیطی می‌شود (عزیزی، ۱۴۰۳). بلایا اثرات قابل توجهی از جمله تلفات جانی، گسترش بیماری‌ها، رکود اقتصادی، بدهی‌های عمومی، بی‌ثباتی سیاسی و جابجایی انسان‌ها را به دنبال دارد. ازین‌رو، این حوادث تخریب سکونتگاه‌ها، مشاغل، سرمایه‌های تولیدی و زیرساخت‌های فیزیکی، شبکه‌های مخابراتی و خدمات شهری، تخریب کالاهای کشاورزی و دامی و اثرات نامطلوب بهداشتی (سلامت جسمی و روانی) را به کشورها تحمیل و همچنین درگیری‌های داخلی را نیز افزایش می‌دهد (Shin & Park, 2024).

در ادبیات تجربی، شواهد مختلفی در مورد پیامدهای بلایای طبیعی بر رشد اقتصادی یافت می‌شود. برخی از محققان اثرات مثبت بلایای طبیعی را دریافتند (Cunado & Ferreira, 2014; Fang, et al., 2019). درحالی‌که سایر محققان اثرات نامطلوبی بر رشد اقتصادی یافته‌اند (Shabnam, 2014; Ulubaşoğlu, et al., 2019; Khan, et al., 2020; Benali, 2022). لذا هنوز تحقیقات تجربی پاسخ روشنی به این سؤال ندارند که آیا بلایای طبیعی باید بر رشد اقتصادی تأثیر بگذارد یا خیر؟

ادبیات نظری مانند مدل‌های رشد سنتی نئو کلاسیک پیش‌بینی می‌کند که نابودی سرمایه فیزیکی و انسانی بر میزان پیشرفت تکنولوژی تأثیر نمی‌گذارد. از این رو، ممکن است تنها چشم‌انداز رشد کوتاه‌مدت را کاهش دهد زیرا کشورها را از حالت‌های رشد متعادل خود دور می‌کند. در مقابل، مدل‌های رشد درون‌زا پیش‌بینی‌هایی را با توجه به پویایی خروجی ارائه می‌کنند (Cavallo, et al., 2010). برای مثال، مدل‌های مبتنی بر فرآیند تخریب خلاقانه شومپتر^۱ رشد بالاتری را در نتیجه شوک‌های منفی نسبت می‌دهند؛ این شوک‌ها می‌توانند کاتالیزوری برای سرمایه‌گذاری مجدد و ارتقای کالاهای سرمایه‌ای باشند (Caballero & Hammour, 1994). در مقابل، مدل‌های رشد درون‌زای نوع AK که در آن‌ها فناوری بازده ثابتی به سرمایه نشان می‌دهد، هیچ تغییری در نرخ رشد پس از شوک سرمایه منفی پیش‌بینی نمی‌کند. در حالی که مدل‌های رشد درون‌زا که از بازدهی فزاینده در تولید بهره می‌برند، پیش‌بینی می‌کنند که تخریب بخشی از موجودی سرمایه فیزیکی یا انسانی منجر به مسیر رشد کمتر و در نتیجه انحراف دائمی از مسیر رشد قبلی می‌شود (Cavallo, et al., 2010). این تئوری‌های رشد درون‌زا پیش‌بینی می‌کنند که بلایای طبیعی تأثیر منفی بر اقتصاد دارند. با این حال، بسیاری از بلایا می‌توانند نااطمینانی را افزایش و سرمایه‌گذاری و فرصت‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهند (Chhibber & Laajaj, 2013).

از این رو، کومار و همکاران (۲۰۲۲)^۲ نتیجه گرفتند که بلایای طبیعی می‌تواند چهار نوع واکنش مختلف بر رشد اقتصادی و درآمد سرانه داشته باشد. برآیند این واکنش‌ها می‌تواند مثبت، منفی یا بدون تأثیر باشد. بلایای طبیعی از یک جهت ممکن است باعث کندی ناگهانی اقتصاد و تلفات جانی و مالی در کوتاه‌مدت شود و براساس نظر هلگیت و دوماس^۳ (۲۰۰۹) رشد اقتصادی ممکن است در بلندمدت بسته به سرعت و کیفیت عملیات ساخت‌وساز بهبود یابد. از جهت دیگر، بلایا ممکن است نرخ رشد اقتصادی را به‌طور نامحدود کاهش دهد. در نهایت، بلایا می‌تواند اثرات مثبت بلندمدتی داشته باشد. براساس رویکرد تخریب خلاقانه شومپتر، بلایای طبیعی ممکن است مناطق آسیب‌دیده از فاجعه را به دلیل سرمایه‌گذاری مجدد و ارتقای سرمایه، بهبود و رشد اقتصادی را تسریع کند.

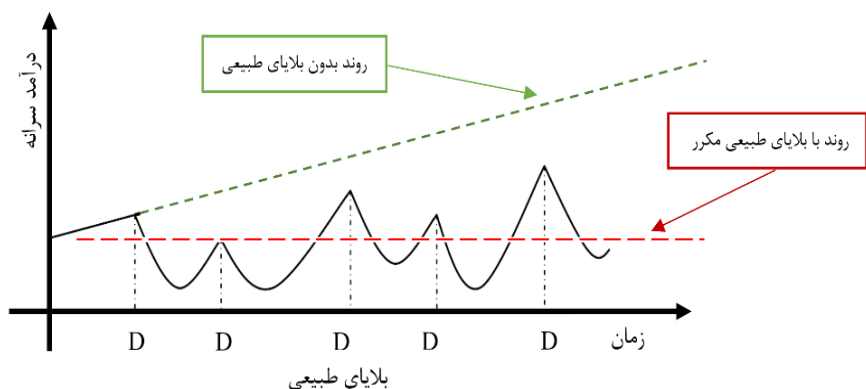
1. Schumpeter's Creative

2. Kumar, P., et al.

3. Hallegatte, S. & Dumas, P.

بنابراین می‌توان استنباط کرد که یک کشور نیاز به توسعه نسبی دارد تا شرایط لازم برای تاب‌آوری بالا در برابر مخاطرات طبیعی را برآورده کند. در عین حال، یک کشور آسیب‌پذیر به شدت در معرض بلایایی است که برای روند توسعه آن مضر است. در نتیجه این خطر برای کشورهایی وجود دارد که در یک دور باطل محبوس می‌شوند؛ به طوری که به دلیل سطح پایین توسعه، آنها آسیب‌پذیر هستند و مرتباً از طریق بلایای طبیعی به سطح اولیه توسعه خود بازمی‌گردند. می‌توان تصور کرد که کل کشور تحت تأثیر فاجعه‌های مکرر قرار می‌گیرد که در یک تله تعادلی در سطح پایین قرار می‌گیرد و قادر به افزایش نرخ رشد سرانه خود نیست. شکل (۲) نشان می‌دهد که آسیب‌پذیری بالا منجر به بلایای طبیعی در مقیاس بزرگ مکرر می‌شود. حتی اگر یک فاجعه عموماً اثرات بلندمدتی نداشته باشد، توالی بلایا به کشور اجازه نمی‌دهد تا سرمایه و ظرفیت‌های تولیدی خود را بازسازی کند. نتیجه این فرایند، بی‌ثباتی زیاد و ناتوانی در رسیدن به مسیر رشدی است که در غیاب فاجعه انتظار می‌رفت. این سناریوی شوم منجر به افزایش شدید فقر، سوء تغذیه و حتی قحطی‌های گسترده و اختلال جدی در توسعه می‌شود. لذا بلایای طبیعی با تأثیرات منفی بزرگی همراه است که کشورها را با کاهش شدید درآمد مواجه خواهد کرد (Chhibber & Laajaj, 2013).

شکل ۲. تأثیرات احتمالی بلایای متوالی بر درآمد سرانه در بلندمدت



مأخذ: چیبیر و لاجاج (۲۰۰۷)

۲-۳. نوآوری زیست محیطی^۱

نظریه‌های رشد اقتصادی بر اهمیت تغییرات فنی و نوآوری تأکید دارند و توسعه تکنولوژیکی را عامل اصلی رشد اقتصادی در بلندمدت می‌دانند. تئوری‌های رشد درون‌زا و نئوکلاسیک، نوآوری و پیشرفت تکنولوژی را به عنوان محرک اصلی رشد و توسعه اقتصادی تأیید می‌کنند (King & Levine, 1993; Romer, 1990). نوآوری با توسعه فناوری‌های بهتر و فعال منجر به ایجاد کالاها، خدمات، فرآیندهای تولیدی و مدیریتی جدید و برتر می‌شود که رشد بیشتری را ایجاد می‌کند (Bilbao-Osorio & Rodríguez-Pose, 2004). نوآوری می‌تواند تأثیرات چندگانه‌ای مانند بهبود رقابت شرکت‌ها، سیستم‌های مالی، کیفیت زندگی، ایجاد اشتغال، توسعه زیرساخت‌ها، ارتقای تحولات و باز بودن بازارها بر اقتصاد داشته باشد (Thompson, 2018; Pradhan, et al., 2020).

سرعت سریع پیشرفت تکنولوژی فرصت‌هایی را برای توسعه اقتصادی فراهم می‌کند. اما از طرف دیگر برای انسان‌ها در حفظ کیفیت محیط زیست مسئله مهمی ایجاد می‌کند و این پتانسیل را دارد که تأثیر قابل توجهی بر تخریب محیطی و کاهش کیفیت زندگی داشته باشد (Chu, 2022). به‌طوری‌که علیرغم مزایای فراوان نوآوری، تأثیر آن دوطرفه است زیرا از یک‌سو، از طریق فناوری‌های جدید باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود و از سوی دیگر، تلاش‌های توسعه و رشد اقتصادی، افزایش آلاینده‌ها و تخریب محیطی را به همراه دارد (Fernández, et al., 2018). دینگ و همکاران^۲ (۲۰۲۱) اشاره کردند که اقتصادهای روبه‌رشد باعث افزایش تخریب محیط زیست می‌شوند. مشکلات بهداشتی، افزایش بیماری‌های انسانی و آفات کشاورزی و کاهش منابع طبیعی را ایجاد می‌کند که در نتیجه علیه رشد اقتصادی پایدار مبارزه می‌کند. باین‌حال، اگر نوآوری دوست‌دار محیط زیست باشد، می‌تواند تأثیر منفی بهره‌برداری و تخریب محیطی را بر رشد اقتصادی کاهش دهد (Fernández, et al., 2018). بنابراین جداسازی رشد از مسائل زیست محیطی، از طریق استفاده از فناوری‌های جدید محیطی برای تغییر الگوهای توسعه مورد نیاز است (Altenburg & Pegels, 2012).

1. Environmental Innovation

2. Ding, Q., et al.

فرایندهای نوآورانه می‌تواند تضمین کند که بهره‌برداری از منابع پایدارتر انجام شود، تولید زباله کاهش و ساختار مصرف انرژی را متحول کند (Acheampong & Opoku, 2023). فیشر-واندن و همکاران (۲۰۰۴)^۱ معتقدند که تلاش نوآورانه منجر به کاهش شدت انرژی می‌شود و می‌تواند بهره‌برداری از منابع و اثرات زیست‌محیطی آن را کاهش دهد (Chen & Lei, 2018; Fernández, et al., 2018). نوآوری زیست‌محیطی شامل بهبود سازگاری با محیط طبیعی و اجتماعی قابل قبول در منابع، فرآیندهای مورد استفاده، کالاها و خدمات تولیدی شرکت‌ها است. در این فرایند شرکت‌ها سعی می‌کنند منابع و روش‌های تولیدی و مدیریتی خود را با منابع و فرایندهای حامی محیط زیست جایگزین کنند. در نتیجه این عمل می‌تواند بر استفاده از منابع انرژی فسیلی غلبه کرده و از اتلاف منابع و انتشار هرگونه مواد آلاینده دیگر جلوگیری کنند (Liu, et al., 2022; Moslehpour, et al., 2022).

۲-۴. نقش تعدیل‌گر نوآوری زیست‌محیطی^۲

در سال‌های اخیر، افزایش فراوانی و شدت حوادث طبیعی، نیاز به استراتژی‌های کارآمدتر مدیریت بلایا را برجسته کرده است. در این زمینه، پیشرفت‌های تکنولوژیکی به عنوان یک راه حل امیدوارکننده ظاهر شده است و به ما این امکان را می‌دهد که ظرفیت محلی را برای آماده شدن، پاسخگویی و بهبود پس از بلایای طبیعی افزایش دهیم. لذا این مطالعه فرض می‌کند که نوآوری می‌تواند به عنوان یک عامل تعدیل‌گر عمل کند و رابطه بین بلایای طبیعی و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. از این رو، نوآوری‌ها می‌توانند با بهره‌گیری از فناوری‌های پایدار و سبز، تأثیرات مثبت بر کاهش بلایای طبیعی داشته باشند. توسعه فناوری امکان استفاده از سامانه‌های هشداردهنده، فناوری‌های تجدیدپذیر، بهینه‌سازی فرآیندهای صنعتی و بهبود کشاورزی پایدار را فراهم می‌کند. این اقدامات نه تنها به مقاومت در برابر حوادثی نظیر سیل، خشکسالی و طوفان کمک می‌کند بلکه در حفاظت از منابع آب، خاک، تنوع زیستی و افزایش مقاومت جوامع در برابر بلایای طبیعی نیز تأثیر گذارند.

1. Fisher-Vanden, K., et al.
2. Environmental Innovation

کریچن و همکاران (۲۰۲۴)^۱ معتقد هستند که پیشرفت‌های تکنولوژیک معاصر از طریق سنجش از دور^۲، تصویربرداری ماهواره‌ای^۳ و رادارها می‌تواند بر شدت بلایای طبیعی مؤثر باشند. فناوری‌های رادار و تصویربرداری ماهواره‌ای با ارائه داده‌های حیاتی در سطح و جو زمین، به آمادگی، واکنش و مدیریت در برابر حوادث طبیعی کمک می‌کنند و ابزارهای ضروری برای نظارت و کاهش بلایای طبیعی هستند. سنجش از دور یک فناوری است که برای جمع‌آوری اطلاعات در مورد محیط با استفاده از ماهواره یا هواپیما از راه دور استفاده می‌شود (Whitehead & Hugenholtz, 2014). سنجش از دور همراه با تصویربرداری ماهواره‌ای می‌تواند برای نظارت و ردیابی بلایای طبیعی مانند طوفان، آتش‌سوزی جنگلی و سیل استفاده شود (Van Westen, 2002).

فناوری‌های تصویربرداری ماهواره‌ای شامل استفاده از ماهواره‌ها برای گرفتن تصاویر از سطح زمین است (Tatem, et al., 2008). این روش‌ها داده‌های جمع‌آوری شده در مورد وسعت و شدت بلایای طبیعی و تأثیر آنها بر محیط زیست و زیرساخت‌ها را ارائه می‌دهد و قبل از وقوع بلایا، برای شناسایی مکان‌های در معرض خطر استفاده می‌شود. به علاوه سیستم‌های هشدار اولیه را ارائه و فعال می‌کند تا از داده‌ها برای برنامه‌ریزی و واکنش به بلایا مورد استفاده قرار گیرد (Krichen, et al., 2024). تصاویر چندطیفی با ارائه یک نمای جامع از مناطق آسیب‌دیده، نقشه‌برداری از خطرات را امکان‌پذیر می‌کند، پیشرفت بلایای طبیعی را ردیابی می‌کند و به ارزیابی تأثیر تغییرات آب و هوا کمک می‌کند. تصاویر چند طیفی پاسخ کارآمد به بلایا، تخصیص منابع و راهبردهای بازیابی را تقویت می‌کند و تأثیر بلایای طبیعی بر مردم و محیط زیست را کاهش می‌دهد (Villagran de Leon, 2023; Jawahar, et al., 2023).

رادارها وسایلی هستند که از فناوری امواج رادیویی برای شناسایی و مکان‌یابی اشیاء استفاده می‌کنند (Krichen, et al., 2024). در مدیریت بلایای طبیعی، رادارهای هواشناسی^۴ می‌توانند با پیش‌بینی آب و هوا، برای ردیابی مسیر و شدت بلایای طبیعی مانند طوفان، گردباد و رعد و برق استفاده شوند (Greenough, et al., 2001). علاوه بر این، رادار دهانه

1. Krichen, M., et al.
2. Remote Sensing
3. Satellite Imaging
4. Weather Radar

ترکیبی^۱ با ثبت تصاویر در شرایط نامطلوب به پایش سیل کمک می‌کند، درحالی‌که رادارهای لرزه‌ای^۲ را می‌توان برای شناسایی زمین لغزش‌ها، استفاده کرد. این رادارها به تشخیص جابه‌جایی زمین در اثر زلزله کمک می‌کنند. این فناوری‌ها همچنین از پیش‌بینی فوران آتشفشانی، تشخیص آتش‌سوزی، سیستم‌های هشدار سونامی و ردیابی طوفان پشتیبانی می‌کنند. این اطلاعات می‌تواند برای شناسایی مناطقی که در معرض خطر زمین لغزش هستند و ارائه سیستم‌های هشدار اولیه برای واکنش به حوادث طبیعی، استفاده شود. رادارها این پتانسیل را دارند که با ارائه داده‌های حیاتی برای سیستم‌های هشدار زودهنگام، پاسخ را در طول بلایای طبیعی افزایش دهند (Villagran de Leon, 2023; Jawahar, et al., 2023).

۳. پیشینه تحقیق

در این بخش پیشینه پژوهش در رابطه با رشد اقتصادی و درآمد سرانه به ترتیب با تأکید بر اثرات تحریم‌های اقتصادی، بلایای طبیعی و نوآوری بررسی شده است. لذا ابتدا مطالعات خارجی و در ادامه مطالعات داخلی براساس سال انتشار مرور شده است. در نهایت با توجه به مطالعات مورد بررسی، جمع‌بندی و در راستای اهداف و فرضیات پژوهش، نوآوری پژوهش ارایه شده است.

۳-۱. مطالعات داخلی

نوینکیرش و نویمایر^۳ (۲۰۱۵) برای ۱۶۰ کشور منتخب طی دوره (۲۰۱۲-۱۹۷۶) با استفاده از تخمین داده‌های پانل با روش اثرات ثابت^۴ نشان دادند که تحریم اقتصادی، رشد جمعیت، ترور سیاسی و امتیاز سیاست اثر منفی و سرمایه فیزیکی (تشکیل سرمایه ثابت ناخالص درصد تولید ناخالص داخلی) و باز بودن تجارت، اثر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است. عزتی^۵ (۲۰۱۶) در مطالعه خود برای اقتصاد ایران طی دوره (۲۰۱۲-۱۹۹۶) با استفاده از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای^۶ نشان داد که متغیر مجازی تحریم (سال ۱۹۸۷ آمریکا)

-
1. Synthetic Aperture Radar
 2. Seismic Radar (InSAR)
 3. Neuenkirch, M. & Neumeier, F.
 4. Fixed Effects
 5. Ezzati, M.
 6. Two-Stage Least Squares (2SLS)

اثر منفی و سرمایه فیزیکی سرانه، سرمایه انسانی، صادرات و واردات سرانه، اثر مثبت بر تولید ناخالص داخلی سرانه در ایران دارند.

خان و همکاران (۲۰۲۰) برای کشورهای ابتکاری کمربند و جاده^۱ طی دوره (۲۰۱۸-۱۹۹۰) با استفاده از روش‌های گشتاورهای تعمیم‌یافته^۲، خودتوضیح با وقفه‌های گسترده مقطعی و دریسکول‌کرای^۳ نشان دادند که متغیر مجازی بلایای طبیعی و نرخ تورم اثر منفی و سرمایه‌گذاری خارجی و بازبودن تجارت، اثر مثبت بر تولید ناخالص داخلی سرانه دارند. اووسو سکیره و همکاران (۲۰۲۱)^۴ در مطالعه خود برای ۶ کشور منتخب جامعه توسعه آفریقای جنوبی^۵ طی دوره (۲۰۱۹-۲۰۰۵) با استفاده از روش‌های حداقل مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر^۶ و دریسکول‌کرای نشان دادند که بلایای طبیعی (شاخص جهانی خطر) اثر منفی، متغیر تعاملی بلایای طبیعی و بازسازی، سرمایه انسانی، شهرنشینی و رشد جمعیت اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارند.

معلج (۲۰۲۲)^۷ طی دوره زمانی (۲۰۱۷-۲۰۰۲) با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر برای ۱۳ کشور منتخب اروپایی نشان دادند که فعالیت‌های کارآفرینانه، مخارج تحقیق و توسعه و تعداد ثبت اختراع اثر مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی سرانه داشته‌اند. همچنین سرمایه فیزیکی (تشکیل سرمایه ثابت ناخالص سرانه)، مصرف انرژی تجدیدپذیر (درصد کل مصرف انرژی)، تولید ناخالص داخلی سرانه را افزایش می‌دهند.

خان و همکاران (۲۰۲۳) برای ۹۸ کشور منتخب طی دوره (۲۰۰۹-۱۹۹۵) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته نشان دادند که بلایای طبیعی (کل افراد آسیب‌دیده) اثر منفی و متغیرهای زیرساخت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، سرمایه انسانی، شاخص ترکیبی جهانی شدن و سرمایه فیزیکی، اثر مثبت بر تولید ناخالص داخلی سرانه دارند.

الحسن و همکاران (۲۰۲۳) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای ۱۳۶ کشور منتخب طی دوره (۲۰۱۸-۱۹۷۰) نشان دادند که تحریم‌ها و محدودیت‌های صادراتی اثر منفی و سرمایه فیزیکی، بازبودن تجارت و سرمایه انسانی، اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارند.

-
1. Belt and Road Initiative Countries
 2. Generalized Method of Moments (GMM)
 3. Driscoll-Kraay Standard Errors (DK)
 4. Owusu-Sekyere, E., et al.
 5. Southern African Development Community
 6. Feasible Generalized Least Squares (FGLS)
 7. Maâlej, A.

ایدرویس و همکاران (۲۰۲۳)^۱ طی دوره (۲۰۲۱-۱۹۹۰) با استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده، حداقل مربعات معمولی پویا^۲ و مدل تصحیح خطای برداری^۳ در کشور اندونزی نشان دادند که سرمایه فیزیکی، نیروی کار و بلایای طبیعی (تعداد افراد آسیب‌دیده) اثر مثبت بر تولید ناخالص داخلی دارند.

دوکاس و همکاران (۲۰۲۳)^۴ در مطالعه خود برای ۱۰۹ کشور طی دوره (۲۰۱۸-۲۰۱۰) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده نشان دادند که تحقیق و توسعه، ثبت اختراع، سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی، بازبودن تجاری و پول گسترده، اثر مثبت بر تولید ناخالص داخلی سرانه دارند.

آمارا و کیاو (۲۰۲۳)^۵ طی دوره (۲۰۱۹-۲۰۱۰) برای ۵۴ کشور منتخب آفریقایی با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته نشان دادند که انتشار کربن، نوآوری زیست‌محیطی، و همکاری بین‌المللی در توسعه فناوری سبز، اثر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است.

۲-۳. مطالعات داخلی

صادقی و امامقلی‌پور (۱۳۸۷) در مطالعه خود طی دوره (۱۳۸۳-۱۳۳۸) با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده^۶ نشان دادند که بلایای طبیعی (خسارات بلایای طبیعی) اثر منفی و مجذور آن، سرمایه فیزیکی (تشکیل سرمایه ثابت ناخالص) و متغیر مجازی (سال ۱۳۶۹ زلزله رودبار) اثر مثبتی بر تولید ناخالص داخلی غیرنفتی در ایران دارند.

عباسی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای برای ایران طی دوره (۱۳۸۹-۱۳۷۰) با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده نشان دادند که حمایت از حقوق ثبت اختراع و مالکیت فکری، فناوری اطلاعات و ارتباطات، توسعه انسانی، بازبودن تجاری، درآمد نفتی و هزینه‌های دولت اثر مثبت بر تولید ناخالص داخلی دارند.

فدائی و درخشان (۱۳۹۴) طی دوره (۱۳۹۲-۱۳۵۷) با به کارگیری الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده برای ایران نشان دادند که متغیر مجازی تحریم‌های اقتصادی، اثر منفی و

1. Idroes, et al.

2. Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)

3. Vector Error Correction Model (VECM)

4. Dokas, I., et al.

5. Amara, D.B. & Qiao, J.

6. Augmented Autoregressive Distributed Lags (ARDL)

سرمایه فیزیکی، نیروی کار و سرمایه گذاری مستقیم خارجی، اثر مثبت بر تولید ناخالص داخلی سرانه دارند.

رمضانیان باجگیران و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه ۲۲ کشور منتخب منطقه منا طی دوره زمانی (۲۰۱۱-۱۹۹۵) با استفاده از روش پانل با اثرات ثابت نشان دادند که نوآوری (تعداد ثبت اختراع)، سرمایه فیزیکی و سرمایه گذاری مستقیم خارجی، اثر مثبت و مخارج دولت و صادرات کالاهای با فناوری برتر اثر منفی بر رشد اقتصادی دارند.

صابری زاده و دقیقی (۱۳۹۸) طی دوره (۱۳۶۱-۱۳۹۰) در ایران با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی^۱ نشان دادند که بلایای طبیعی (خسارات ناشی از سیل) اثر منفی و نیروی کار، سرمایه فیزیکی و بهره‌وری کل عوامل تولید، اثر مثبت و معناداری بر ارزش افزوده بخش حمل و نقل جاده‌ای دارند.

عیسی زاده و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه خود با استفاده از روش کنترل ترکیبی^۲ طی دوره (۲۰۲۰-۱۹۹۰) نشان دادند که تحریم‌های اقتصادی آمریکا بر تولید ناخالص داخلی سرانه ایران تأثیر منفی گذاشته است. لذا نتایج نشان‌دهنده کاهش قابل توجه درآمد سرانه به میزان ۳۳ درصد نسبت به وضعیت بدون تحریم شده است.

شاکری و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای برای ایران طی دوره (۱۳۷۱-۱۳۹۶) با استفاده از روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده^۳ نشان دادند که سطح تکنولوژی سبب صادراتی، سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی و متغیر مجازی شوک نفتی سال ۱۳۷۸ اثر مثبت بر تولید ناخالص داخلی دارند. همچنین تنوع صادرات، متغیرهای مجازی تحریم (۱۳۸۹-۱۳۹۰) و بحران ارزی (۱۳۷۳-۱۳۷۴) اثر منفی بر رشد اقتصادی دارند.

جواهری و همکاران (۱۴۰۳) در مطالعه خود برای ۱۲ کشور عضو اوپک^۴ طی دوره (۲۰۲۰-۱۹۹۵) با استفاده از روش‌های تخمین پانل با اثرات ثابت و گشتاورهای تعمیم یافته نشان دادند که ردپای اکولوژیکی اثر منفی و پیچیدگی اقتصادی، سرمایه فیزیکی، نیروی کار و بهره‌وری عوامل تولید، اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارند.

1. Ordinary Least Squares (OLS)

2. Synthetic Control Method (SCM)

3. Fully-Modified Ordinary Least Squares (FMOLS)

4. The Organization of the Petroleum Exporting Countries (OPEC)

۳-۳. جمع‌بندی و نوآوری پژوهش

مرور مطالعات تجربی گذشته حاکی از آن است که در رابطه با عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی، مطالعات متعددی انجام شده است. اما بررسی‌ها نشان داد که ادبیات موضوع مطالعه حاضر، هنوز اندک و مورد توافق پژوهشگران نیست. بنابراین احتمالاً تا به حال پژوهشی که به بررسی همزمان بلایای طبیعی، سیاسی و نوآوری زیست‌محیطی بر درآمد سرانه پردازد انجام نشده است. از این رو، این مطالعه از چند جهت با ادبیات تجربی گذشته متفاوت است. در اکثر مطالعات (Ezzati, 2016؛ فدائی و درخشان، ۱۳۹۴؛ شاکری و همکاران، ۱۴۰۱) از متغیر مجازی برای تحریم استفاده کرده‌اند که این مطالعه برخلاف آنها، از شاخص کمی‌سازی شده تحریم‌های اقتصادی برای ایران استفاده می‌کند. این شاخص بهتر می‌تواند اثرات بلندمدت تحریم‌ها را مشخص کند. از جهت دیگر، در رابطه با اثر بلایای طبیعی در ایران فقط مطالعه صادقی و امامقلی‌پور (۱۳۸۷) به بررسی اثر خسارات بلایا بر درآمد سرانه پرداخته است و همچنین مطالعات خارجی دیگر نیز از متغیرهای مجازی (Khan, et al., 2020) یا تعداد افراد تحت تأثیر (Khan, et al., 2023; Idroes, et al., 2023) استفاده کرده‌اند. این مطالعه اما در رویکرد متفاوت جهت اندازه‌گیری متغیر بلایای طبیعی از داده تعداد وقوع این حوادث در یک سال استفاده کرده است. در جهت دیگر فقط مطالعه آمارا و کیاو (۲۰۲۳) اثر نوآوری زیست‌محیطی بر رشد را بررسی کرده است و مطالعات دیگر از تعداد اختراعات کل (معلج، ۲۰۲۲؛ رمضان‌یان باجگیران و همکاران، ۱۳۹۶) یا مخارج تحقیق و توسعه (Dokas, et al., 2023) استفاده کرده‌اند. بنابراین در این مطالعه برای اولین بار اثر نوآوری زیست‌محیطی بر درآمد سرانه ایران بررسی شده است. در نهایت این مطالعه از متغیر تعدیل‌کننده^۱ نوآوری زیست‌محیطی بر رابطه بین بلایای طبیعی و درآمد سرانه نیز استفاده کرده است.

۴. روش‌شناسی

۴-۱. تصریح مدل تجربی

براساس دیدگاه سولو، روابط تولیدی در جامعه اقتصادی را می‌توان از طریق تابع تولید کاب-داگلاس^۲ بیان کرد. این تابع تولید به دلیل ساختار ساده، اهمیت اقتصادی آشکار و

1. Moderator Variable

2. Cobb-Douglas Production Function

برآورد آسان آن، به طور گسترده مورد استفاده قرار می گیرد. در فرم خاص این تابع Y نماینده تولید یا درآمد ملی، K سرمایه، L نیروی کار، A مقدار ثابت یا سطح فنی، α و β نیز به ترتیب نشان دهنده کشش تولید عوامل سرمایه و نیروی کار هستند (تفضلی، ۱۳۸۵). از طرف دیگر، در هر اقتصادی در کنار عوامل نیروی کار و سرمایه متناسب با شرایط داخلی حاکم بر کشور هدف، عوامل دیگری نیز در روند تولید اقتصاد آن مؤثر هستند، به طوری که محققان به منظور توضیح بهتر الگوهای خود، عواملی را شناسایی و در مطالعه خود بررسی می کنند. در این مطالعه نیز براساس اهداف و فرضیه پژوهش با توجه به مطالعات خان و همکاران (۲۰۲۳)، نوینکیرش و نویمایر (۲۰۱۵) و آمارا و کیاو (۲۰۲۳) به ترتیب متغیرهای بلایای شدید طبیعی، تحریم های اقتصادی، آزادسازی تجاری و نوآوری زیست محیطی به تابع تولید کاب-داگلاس اضافه شده است. رابطه نهایی تابع تولید مورد بررسی به شرح رابطه (۱) است:

$$Y_t = AK_t^\alpha L_t^\beta \xrightarrow{ES, ND, EI, TO} Y_t = AK_t^\alpha L_t^\beta ES_t^\gamma ND_t^\delta EI_t^\eta TO_t^\theta \quad (1)$$

تابع نهایی رابطه (۱) را می توان جهت برآورد به صورت لگاریتم خطی و به شکل رابطه (۲) تصریح کرد. حال در این رابطه، با فرض ثابت بودن $\ln A$ و با اضافه کردن جمله خطای تصادفی (ε) به صورت رابطه (۳) تصریح می شود. از طرفی جهت آزمون فرضیه پژوهش براساس نقش متغیر تعدیل گر نوآوری زیست محیطی بر میزان تأثیر بلایای طبیعی بر درآمد سرانه از متغیر تعاملی استفاده شده است. لذا رابطه (۳) با اضافه شدن متغیر تعاملی ($ND \times EI$) و حذف متغیر مستقل نوآوری زیست محیطی مجدد تصریح شده است (رابطه ۴).

$$\ln Y_t = \ln A + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t + \gamma \ln ES_t + \delta \ln ND_t + \eta \ln EI_t + \theta \ln TO_t \quad (2)$$

$$\ln Y_t = c + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t + \gamma \ln ES_t + \delta \ln ND_t + \eta \ln EI_t + \theta \ln TO_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$Y_t = c + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t + \gamma \ln ES_t + \delta \ln ND_t + \eta (\ln EI_t \times \ln ND_t) + \theta \ln TO_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

در روابط بالا، متغیر وابسته درآمد حقیقی (Y) است. متغیرهای مستقل شامل تحریم های اقتصادی (ES)، بلایای طبیعی (ND)، نوآوری زیست محیطی (EI)، سرمایه فیزیکی (K)، نیروی کار (L)، آزادسازی تجاری (TO)، متغیر تعامل ($ND \times EI$)، ضریب ثابت (c) و جمله خطای تصادفی (ε) در سال t هستند. در این مطالعه، از داده های سری زمانی طی دوره زمانی (۲۰۲۲-۱۹۸۰) به صورت لگاریتمی استفاده شده است. تبدیلات لگاریتمی برای اطمینان از

پایداری و سازگاری مدل استفاده می‌شود. به علاوه مدل پژوهش با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا و نرم‌افزار ایویوز مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

۴-۲. شرح متغیرها و منابع داده‌ها

درآمد سرانه (Y): متغیر وابسته این مطالعه درآمد سرانه حقیقی است. این شاخص اغلب برای اندازه‌گیری متوسط ثروت یک جامعه و استاندارد زندگی در کشورها استفاده می‌شود. درآمد سرانه از نسبت تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت به جمعیت کشور به دست می‌آید. بنابراین برای خنثی‌سازی نقش درآمد‌های نفتی در اقتصاد ایران از داده درآمد سرانه بدون نفت (میلیارد ریال به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳) بانک مرکزی ایران استفاده شده است.

تحریم‌های اقتصادی (SI): برای اندازه‌گیری متغیر تحریم‌های اقتصادی در ایران از داده‌های شاخص محاسبه شده توسط ایرانمنش و همکاران (۲۰۲۱) استفاده شده است. این شاخص، تحریم‌های اعمال شده بر اقتصاد ایران را براساس نهاد تحریم‌کننده از جمله ایالات متحده آمریکا، شورای امنیت سازمان ملل متحد و اتحادیه اروپا با استفاده از روش منطق فازی کمی‌سازی کرده است. بیشترین مقدار این شاخص (۸/۰۳۹) در سال ۲۰۱۲ و کمترین مقدار (۱/۶۹۴) در سال ۱۹۸۷ برای اقتصاد ایران محاسبه شده است. روند مقدار این شاخص طی دوره مورد مطالعه در شکل (۴) تصویر شده است.

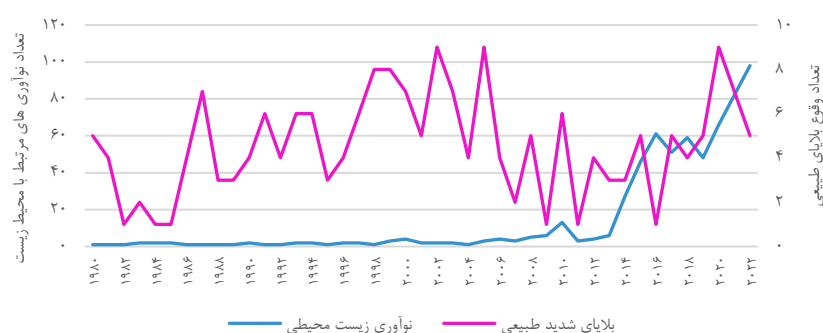
بلایای طبیعی (ND): این متغیر با استفاده از تعداد وقوع فاجعه‌های شدید طبیعی در یک سال اندازه‌گیری شده است. داده‌های این متغیر از پایگاه بلایای طبیعی^۱ استخراج شده است. در جدول (۱) تعداد بلایای شدید به تفکیک نوع فاجعه طی دوره (۱۹۸۰-۲۰۲۳) گزارش شده است. طی دوره مورد مطالعه، ۱۹۸ فاجعه شدید طبیعی در ایران رخ داده است. میزان مرگ و میر حاصل از وقوع این حوادث ۷۹۲۵۲ نفر است. همچنین تعداد افراد متأثر از بلایای طبیعی ۵۹۴۵۴۰۱ نفر گزارش شده است. زلزله و سیل بیشترین تعداد خسارت را وارد کرده‌اند. در شکل (۳) روند وقوع بلایای شدید طبیعی در ایران تصویر شده است.

نوآوری زیست‌محیطی (EI): منظور از نوآوری زیست‌محیطی، توسعه کالاها و خدمات، فرایندها، روش‌های بازاریابی، ساختار سازمانی، آرایش نهادی و راهبردهای مدیریتی جدید است که در راستای افزایش بهره‌وری و بهبود کیفیت محیط زیست تلاش می‌کنند. برای

1. EM-DAT

اندازه‌گیری متغیر (EI) از آمارهای تعداد اختراعات و فناوری‌های مرتبط با محیط زیست پایگاه داده‌های سازمان همکاری اقتصادی و توسعه^۱ استفاده شده است. در شکل (۳) نمودار روند تعداد نوآوری‌های مرتبط با محیط زیست در ایران تصویر شده است.

شکل ۳. روند تعداد بلایای طبیعی و نوآوری‌های زیست‌محیطی در ایران



مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۱. بلایای طبیعی به تفکیک نوع فاجعه در ایران طی دوره (۱۹۸۰-۲۰۲۳)

نوع فاجعه	زمین‌لرزه	سیل	رانش- زمین	طوفان	خشکسالی	سایر	مجموع
تعداد رخداد	۹۰	۸۵	۴	۱۴	۲	۳	۱۹۸
کشته‌ها	۷۴۸۵۸	۳۹۴۳	۸۵	۲۹۰	۰	۷۶	۷۹۲۵۲
آسیب‌دیدگان	۲۸۱۷۹۸۵	۱۴۵۲۵۴۰۶	۴۴	۲۱۰۵۶۶	۴۱۹۰۰۰۰	۰	۵۹۴۵۴۰۰۱

مأخذ: پایگاه بین‌المللی بلایای طبیعی (۲۰۲۴) قابل دسترس در www.emdat.be

سایر: شامل اپیدمی، هجوم حشرات و آتش‌سوزی است.

سرمایه فیزیکی (K): سرمایه فیزیکی (موجودی سرمایه) نقشی اساسی در رشد و توسعه اقتصادی ایفا می‌کند. برای اندازه‌گیری سرمایه فیزیکی از داده تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (میلیارد ریال به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳) بانک مرکزی ایران استفاده شده است.

نیروی کار (L): این عامل شامل افرادی است که براساس قانون کشور در سن کار هستند و مجموعه افراد شاغل و بیکار را شامل می‌شوند. در این مطالعه برای اندازه‌گیری نیروی کار

1. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)

از داده آمارهای جمعیت شاغل و فعال کشور (نفر) محاسبه شده توسط بانک مرکزی ایران استفاده شده است.

آزادسازی تجاری (TO): جهت بررسی اثر آزادسازی تجاری در مدل پژوهش، از معیار درجه باز بودن تجاری استفاده شده است. این معیار از نسبت تجارت (مجموع صادرات و واردات کالا و خدمات) به تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت به دست می‌آید. داده‌های این متغیر از پایگاه داده بانک جهانی استخراج شده است.

۳-۴. روش برآورد مدل

وجود روندهای تصادفی در سری‌های زمانی می‌تواند تفسیر نتایج اقتصادسنجی، انتخاب روش تخمین و اعتبار پیش‌بینی‌های به عمل آمده به کمک مدل را با مشکل مواجه کند. به‌طور مشخص، با وجود روندهای تصادفی چه بسا آمارهای تشخیصی به اشتباه بر وجود رابطه میان متغیرها دلالت کند. پیش‌بینی‌هایی که براساس این مدل انجام می‌شود، می‌تواند دچار تورش و نتایج نادرست شود. در سال‌های اخیر، متخصصان اقتصادسنجی، به اثرات نامطلوب روندهای تصادفی در سری‌های زمانی بر نتایج تخمین‌های حداقل مربعات معمولی توجه کرده‌اند و به معرفی روش‌های نوینی برای رفع آنها همت گمارده‌اند (عباسی‌نژاد و گودرزی فراهانی، ۱۳۹۲). از این رو، سایکونن^۱ (۱۹۹۲) استاک و واستون^۲ (۱۹۹۳) با تعدیل روش حداقل مربعات معمولی، روشی را برای برآورد رابطه میان متغیرهای دارای روندهای تصادفی به نام روش حداقل مربعات معمولی پویا پیشنهاد کرده‌اند. مقصود از پویا بودن، این است که در این روش الگوی زمانی واکنش یک متغیر وابسته، نسبت به تغییرات متغیر مستقل مورد توجه قرار می‌گیرد. این روش برای برطرف کردن مشکل وجود روندهای تصادفی در سری‌های زمانی مطرح شد. در روش حداقل مربعات معمولی پویا که تعدیل یافته روش انگل گرنجر است، مقادیر پسین q و پیشین r متغیرهای توضیحی به منظور رفع تورش مجانبی ناشی از درون‌زایی متغیرهای توضیحی (از بین بردن همبستگی بین جزء خطای رگرسیون و متغیرهای توضیحی) به مدل اضافه شده است. زمانی که رابطه هم‌انباشته توسط روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود، تخمین ضرایب سازگار خواهد بود. اما تخمین‌زن‌های

1. Saikkonen, P.

2. Stock, J.H. & Watson, M.W.

حداقل مربعات معمولی در این حالت، توزیع غیرنرمال دارند که به دنبال آن می‌توان به نتایج آماره t آزمون‌ها شک کرد. اما اگر توسط روش حداقل مربعات معمولی پویا تخمین زده شود، دارای توزیع نرمال مجانبی خواهد بود. روش فوق را می‌توان برای داده‌های سری زمانی و پانل استفاده کرد؛ در نمونه‌های کوچک نیز کاربرد داشته و از تورش هم‌زمان جلوگیری می‌کند (حقیقت و اکبرموسوی، ۱۴۰۱). نکته مهم در استفاده از این روش، این است که در حالت‌هایی که درجه هم‌انباشتگی متغیرها متفاوت باشد، قابل استفاده است. به عبارت دیگر، می‌توان متغیرهای $I(0)$ و $I(1)$ را هم‌زمان با هم در مدل بکار برد و لزومی ندارد متغیرهای مدل مرتبه هم‌انباشتگی یکسانی داشته باشند (عباسی‌نژاد و گودرزی فراهانی، ۱۳۹۲).

۵. نتایج و بحث

این مطالعه با هدف بررسی تأثیر تحریم‌های اقتصادی، بلایای طبیعی و نوآوری زیست‌محیطی بر درآمد سرانه اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی انجام شده است. برای این منظور مدل مورد مطالعه به صورت بدون متغیر تعامل و همراه با متغیر تعامل تصریح، مورد بررسی قرار گرفته است. جهت تجزیه و تحلیل نتایج، ابتدا آزمون ریشه واحد برای تعیین درجه مانایی داده‌های پژوهش انجام شده است. در بخش بعد وقفه بهینه تعیین و وجود روابط بلندمدت بین متغیرهای پژوهش با استفاده از روش‌های آزمون هم‌انباشتگی انگل-گرنجر تعمیم یافته و آزمون دوربین-واتسون رگرسیون هم‌جمعی مورد بررسی قرار گرفت. در ادامه نتایج برآورد مدل پژوهش با استفاده از رویکرد حداقل مربعات معمولی پویا مورد بررسی قرار گرفته است. در انتها نیز نتایج آزمون‌های تشخیصی و پایداری مدل گزارش شده است.

۵-۱. آزمون مانایی متغیرها

برای آزمون مانایی از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته استفاده شد. نتایج در جدول (۲) نشان می‌دهد که متغیرهای آزادسازی تجاری و تحریم‌های اقتصادی در سطح مانا هستند. همچنین متغیرهای درآمد سرانه بدون نفت، سرمایه فیزیکی، نیروی کار، نوآوری زیست‌محیطی و تعداد بلایای طبیعی با یک بار تفاضل‌گیری مانا هستند.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)

متغیر	آماره ADF در سطح		آماره ADF در تفاضل مرتبه اول		درجه مانایی
	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند	عرض از مبدأ و روند	عرض از مبدأ و روند	
درآمد سرانه بدون نفت	۰/۰۵۳	-۲/۸۰۵	-۴/۶۶۰***	-۴/۵۷۱***	I(1)
سرمایه فیزیکی	-۱/۲۹۹	-۱/۱۶۳	-۵/۴۲۷***	-۵/۴۷۰***	I(1)
نیروی کار	-۲/۲۹۷	۰/۰۴۱	-۴/۳۴۷***	-۴/۷۸۹***	I(1)
آزادسازی تجاری	-۱/۶۳۳	-۳/۴۰۶*	-۵/۰۴۳***	-۵/۱۸۰***	I(0)
نواوری زیست محیطی	-۰/۴۵۵	-۲/۳۳۱	-۷/۵۶۱***	-۷/۶۲۸***	I(1)
تحریم اقتصادی	-۲/۲۷۰	-۳/۲۹۷*	-۵/۰۶۷***	-۵/۰۲۷***	I(0)
بلاایای شدید طبیعی	-۲/۵۷۶	-۲/۷۲۴	-۷/۱۳۹***	-۶/۹۸۲***	I(1)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نکته: ***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد.

۵-۲. تعیین وقفه بهینه و آزمون رابطه بلندمدت

در جدول (۳) برای تعیین تعداد وقفه بهینه نتایج سه معیار آکائیک، شوارز بیزین و حنان کوئین مشخص شده است. براساس معیار آکائیک^۱ وقفه بهینه ۳، معیار حنان کوئین^۲ و معیار شوارز بیزین^۳ وقفه یک محاسبه شده است. در این مطالعه طبق نتایج معیار شوارز بیزین، وقفه بهینه برای مدل پژوهش یک در نظر گرفته شد. زیرا با توجه به حجم نسبتاً کم نمونه، این معیار در تعداد وقفه‌ها صرفه جویی می‌کند (نوفرستی، ۱۳۹۱).

جدول ۳. آزمون تعیین تعداد وقفه بهینه

وقفه بهینه	حنان کوئین (HQ)	شوارز بیزین (SBC)	معیار آکائیک (AIC)
۰	۱/۶۰۶	۱/۷۹۵	۱/۵۰۰
۱	-۸/۴۸۲*	-۶/۹۷۳*	-۹/۳۳۷
۲	-۸/۰۴۶	-۵/۲۱۵	-۹/۶۴۹
۳	-۷/۷۰۵	-۳/۵۵۴	۱۰/۰۵۶*

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Akaike Information Criterion (AIC)
2. Hanan Queen Criterion (HQ)
3. Bayesian Information Criterion (SBC)

برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای پژوهش از دو آزمون انگل - گرنجر تعمیم یافته و دوربین - واتسون رگرسیون هم جمعی استفاده شده است. در هر دو روش ابتدا مدل به روش حداقل مربعات معمولی برآورد می شود. در روش انگل - گرنجر بعد از برآورد معادلات، جملات خطای آن محاسبه می شود. سپس به روش دیکی - فولر تعمیم یافته پایایی جملات خطا را آزمون می شود. در روش دوربین - واتسون رگرسیون هم جمعی نیز بعد از برآورد معادلات، آماره دوربین - واتسون محاسبه شده در مدل ها را با کمیت های بحرانی ارائه شده توسط سارگان و بارگاو مقایسه می شود (نوفرستی، ۱۳۹۱).

جدول ۴. نتایج آزمون های هم انباشتگی جهت بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها

آزمون های هم انباشتگی	نوع آماره آزمون	مدل ۱		مدل ۲	
		مقدار	نتایج	مقدار	نتایج
انگل - گرنجر تعمیم یافته	دیکی - فولر تعمیم یافته	-۴/۵۶	< -۳/۳۶	-۴/۸۱	< -۳/۶۰
دوربین - واتسون رگرسیون هم جمعی	دوربین - واتسون	۰/۶۷	< ۰/۵۱	۰/۶۱	< ۰/۵۱

مأخذ: یافته های پژوهش

در آزمون انگل - گرنجر تعمیم یافته^۱ مقدار دیکی - فولر تعمیم یافته برای جملات خطا در مدل ۱ و ۲ به ترتیب برابر ۴/۵۶- و ۴/۸۱- محاسبه شد که در سطح احتمال یک درصد از مقدار بحرانی ۳/۳۶- و ۳/۶۰- کوچکتر است. بنابراین وجود عدم پایایی در باقیمانده ها رد می شود. در روش دوربین - واتسون رگرسیون هم جمعی^۲ نیز مقدار آماره دوربین - واتسون برای مدل های ۱ و ۲ به ترتیب برابر ۰/۶۷ و ۰/۶۱ محاسبه شد که از مقادیر بحرانی سارگان و بارگاو در سطح احتمال یک درصد (۰/۵۱۱) بزرگتر است، لذا فرضیه صفر یعنی وجود ریشه واحد در باقیمانده ها رد می شود و متغیرهای هر دو مدل، هم انباشته هستند. بنابراین براساس نتایج جدول (۴)، متغیرها هم انباشته هستند و وجود حداقل یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی وجود دارد.

1. Augmented Engle-Granger Cointegration Test (AEGC)

2. Cointegrating Regression Durbin-Watson Test (CRDW)

۳-۵. نتایج برآورد مدل پژوهش

در این مطالعه مشخص شده که متغیرهای پژوهش دارای ارتباط هم‌انباشتگی $I(0)$ و $I(1)$ هستند. لذا استفاده از رویکرد DOLS منوط به تأیید هم‌انباشتگی در مدل‌های تجربی پژوهش است. از این رو، در این مطالعه قبل از برآورد مدل‌ها به روش فوق، وجود هم‌انباشتگی با سه رویکرد انگل - گرنجر تعمیم‌یافته و دوربین - واتسون رگرسیون هم‌جمعی تأیید شده است. لذا نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی نشان داد که حداقل یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل وجود دارد. بنابراین دو شرط اصلی برای استفاده از رویکرد حداقل مربعات معمولی پویا برقرار است. لذا در این مطالعه اثر تحریم‌های اقتصادی، بلایای طبیعی و نوآوری زیست‌محیطی بر درآمد سرانه بدون نفت در ایران با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا طی دوره (۱۹۸۰-۲۰۲۲) مورد بررسی قرار گرفت. علاوه بر این در این مطالعه فرض شد که نوآوری زیست‌محیطی به عنوان یک متغیر تعدیل‌کننده می‌تواند بر رابطه بلایای طبیعی و درآمد سرانه غیرنفتی اثرگذار باشد. این دیدگاه وجود دارد که پیشرفت تکنولوژی می‌تواند یکی از راهبردهای اساسی در مدیریت و کاهش تأثیر بلایا باشد. نوآوری با بهره‌گیری از فناوری‌های مرتبط با محیط زیست، امکان استفاده از سامانه‌های هشداردهنده، فناوری‌های تجدیدپذیر و بهبود بهره‌وری، ضمن مقاومت در برابر بلایای طبیعی در حفظ تنوع زیستی نیز تأثیرگذار است.

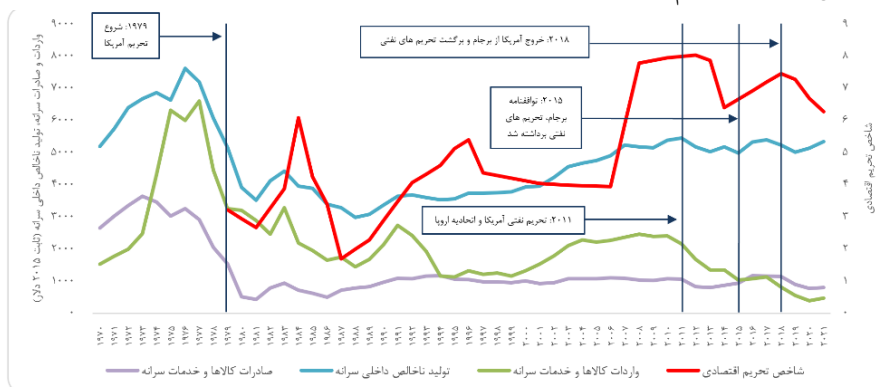
جدول ۵. نتایج برآورد مدل پژوهش به روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS)

متغیر	نماد	مدل ۱: بدون متغیر تعاملی			مدل ۲: همراه با متغیر تعاملی		
		ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t	احتمال
سرمایه فیزیکی	K	۰/۱۸۵	۲/۴۸۳	۰/۰۲۱	۰/۲۵۰	۵/۱۴۰	۰/۰۰۰
نیروی کار	L	۰/۶۱۱	۳/۸۸۷	۰/۰۰۰	۰/۵۱۸	۲/۲۵۷	۰/۰۰۰
آزادسازی تجاری	TO	۰/۲۵۳	۴/۴۶۲	۰/۰۰۰	۰/۲۰۸	۵/۵۱۶	۰/۰۰۰
تحریم اقتصادی	ES	-۰/۱۰۸	-۲/۱۱۹	۰/۰۴۶	-۰/۰۶۳	-۱/۸۸۳	۰/۰۷۳
بلایای طبیعی	ND	-۰/۱۶۱	-۴/۹۴۶	۰/۰۰۰	-۰/۱۵۸	-۸/۷۰۴	۰/۰۰۰
نوآوری زیست‌محیطی	EI	۰/۰۳۲	۲/۳۵۹	۰/۰۲۸	-	-	-
متغیر تعاملی	ND×EI	-	-	-	۰/۰۲۵	۴/۷۴۵	۰/۰۰۰
ضریب ثابت	C	۳/۵۳۳	۲/۰۲۸	۰/۰۵۵	۴/۲۹۶	۳/۹۹۴	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بنابراین برای آزمون این فرضیه از متغیر تعاملی نوآوری و بلایای طبیعی استفاده شده است. نتایج برآورد مدل در جدول (۵) گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای تحریم‌های اقتصادی و بلایای طبیعی اثر منفی، نوآوری زیست‌محیطی، متغیر تعامل بلایا و نوآوری، سرمایه فیزیکی، نیروی کار و آزادسازی تجاری اثر مثبت بر درآمد سرانه دارند. نتایج نشان می‌دهد که شاخص تحریم‌های اقتصادی در سطح احتمال ۵ و ۱۰ درصد معنی‌دار و اثر منفی بر درآمد سرانه در اقتصاد ایران دارد؛ به‌طوری‌که در صورت افزایش یک درصد در تحریم‌های اقتصادی در مدل ۱ و ۲ به ترتیب درآمد سرانه بدون نفت معادل ۰/۱۰۸ و ۰/۰۶۳ درصد در بلندمدت کاهش خواهد یافت. تحریم‌های اقتصادی ایران از سال ۱۹۷۹ شروع و تا به امروز ادامه دارد. تحریم‌ها با محدود کردن تجارت کالاهای اولیه، واسطه‌ای و سرمایه‌ای به‌طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی تأثیر گذاشته و منجر به کاهش آن شده است. سری زمانی داده‌های درآمد سرانه و تجارت سرانه ایران به‌وضوح کاهش قابل توجهی را پس از هر دور تحریم نشان می‌دهد (شکل ۴). به‌طور مثال تحریم سال ۲۰۱۱، سرانه صادرات و واردات را حدود ۲۲ درصد در سال بعد کاهش داد. همچنین درآمد سرانه نیز ۵ درصد کاهش داشت. تحریم‌های سال ۲۰۱۸ نیز صادرات را ۲۲ درصد، واردات را ۳۲ درصد و درآمد سرانه را ۴ درصد کاهش داده است. به‌طور کلی طی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۱۹۷۸ اقتصاد ایران به‌طور متوسط ۸/۷۹ درصد رشد داشت. با شروع تحریم‌ها علیه ایران از سال ۱۹۷۹ تا سال ۲۰۲۲ متوسط رشد ایران به ۲/۱۰ درصد در سال رسید. درآمد سرانه ایران نیز در سال ۱۹۷۹، معادل ۵۱۶۹/۰۲ دلار بود که در پایان سال ۲۰۲۲ به ۵۵۰۷ دلار رسید. صادرات کالا و خدمات سرانه کشور نیز از ۱۵۴۶/۸ دلار در سال ۱۹۷۹ به ۸۶۶/۸۱ دلار در سال ۲۰۲۲ کاهش یافته است. نتایج نشان می‌دهد که اعمال تحریم‌های اقتصادی طی دوره مورد مطالعه اثرات مخربی بر اقتصاد ایران داشته است.

شکل ۴. روند تحریم‌های اقتصادی، تولید ناخالص داخلی سرانه و تجارت سرانه در ایران



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج نشان می‌دهد که بلایای طبیعی با علامت منفی در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار و باعث کاهش درآمد سرانه شده است. افزایش یک درصد در تعداد بلایای طبیعی، درآمد سرانه غیرنفی در ایران را به میزان $0/161$ و $0/158$ درصد کاهش می‌دهد. اثرات نامطلوب بلایا از طریق خسارات قابل توجه به اموال، زیرساخت‌ها و سرمایه انسانی منعکس می‌شود. وقوع بلایای طبیعی ممکن است درآمدهای دولت را کاهش و هزینه‌های آنها را افزایش دهد. کاهش درآمد دولت با کاهش رشد اقتصادی به‌ویژه ناشی از اختلال در بخش‌های گردشگری، کشاورزی و حمل‌ونقل به دلیل اختلالات ناشی از بلایای طبیعی شدید همراه است. در سال فاجعه، هزینه‌های دولت برای بهبود اقتصادی، افزایش می‌یابد. زیرا دولت‌ها قصد دارند هزینه‌ها را برای بازیابی پیامدهای عمومی خود از بلایای طبیعی افزایش دهند. نوآوری زیست‌محیطی اثر مثبت و معنی‌داری در سطح احتمال ۵ درصد بر درآمد سرانه دارد. افزایش یک درصد در توسعه نوآوری‌های مرتبط با محیط زیست میزان درآمد سرانه غیرنفی ایران را به میزان $0/032$ درصد افزایش داده است. نوآوری محیطی شامل فرآیندها و روش‌های زیست‌محیطی مانند استفاده از امکانات حمل‌ونقل کم‌آلاینده و حمایت از فعالیت‌های خرید پاک و زنجیره‌های تأمین در مدل کسب و کار شرکت‌ها است. بنابراین، نوآوری‌های محیطی فرصت‌های تجاری و پایداری را برای دستیابی به رشد و عملکرد پایدار اقتصادی ارائه می‌دهند. متغیر تعاملی نوآوری و بلایا نیز در این مطالعه با علامت مثبت و در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار است. افزایش یک درصد در متغیر تعامل باعث می‌شود

که درآمد سرانه غیرنفتی ۰/۰۲۵ درصد افزایش یابد. لذا متغیر تعدیل کننده نوآوری توانسته است اندازه تأثیر بلایا بر درآمد سرانه را کاهش دهد. توسعه نوآوری با استفاده از فناوری‌های سنجش از دور، رادارها و تصویربرداری ماهواره‌ای، ربات‌ها و پهپادهای خودکار، اینترنت اشیاء، گوشی‌های هوشمند و رسانه‌های اجتماعی در مدیریت بلایای طبیعی به‌طور گسترده به نجات جان انسان‌ها و حفظ زیرساخت‌ها کمک خواهد کرد.

سرمایه فیزیکی در بلندمدت اثر مثبت و معنی‌داری در سطح احتمال ۵ و ۱ درصد بر درآمد سرانه غیرنفتی در اقتصاد ایران دارد. طبق نتایج یک درصد افزایش در سرمایه فیزیکی مقدار درآمد سرانه به میزان ۰/۱۸۵ و ۰/۲۵۰ درصد افزایش خواهد یافت. این نتایج، بر اهمیت عامل سرمایه در فرآیندهای تولید تأکید می‌کند. همچنین نیروی کار در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار و تأثیر مثبت بسیار مهمی بر درآمد سرانه دارد. با ثابت نگه داشتن سایر موارد، افزایش یک درصد در نیروی کار در مدل‌های ۱ و ۲ به ترتیب ۰/۶۱۱ و ۰/۵۱۸ درصد درآمد سرانه بدون نفت افزایش می‌یابد. این نتایج نشان می‌دهد که نیروی کار هنوز هم برای تولید مهم است و اثر مثبت بزرگی دارد. لذا افزایش نیروی کار همراه با افزایش سرمایه و فناوری می‌تواند، بهبود عملکرد تولیدی و کارایی را افزایش دهد. در نهایت آزادسازی تجاری یا درجه بازبودن تجارت اثر مثبت و معنی‌داری در سطح احتمال یک درصد بر درآمد سرانه در اقتصاد ایران دارد. طبق نتایج با ثابت نگه داشتن سایر موارد، در صورت افزایش یک درصد در آزادسازی تجاری، درآمد سرانه بدون نفت ۰/۲۵۳ و ۰/۲۰۸ درصد افزایش خواهد یافت. از این رو، آزادسازی تجاری، انتقال فناوری‌های جدید را توسعه می‌بخشد و بهبود بهره‌وری را تسهیل می‌کند. تجارت، انگیزه‌های اقتصادی ایجاد می‌کند. تخصیص نادرست، استفاده از منابع را در کوتاه‌مدت کاهش می‌دهد و در بلندمدت می‌تواند با تسهیل انتشار دانش و فناوری از واردات کالاهای با فناوری پیشرفته باعث رشد اقتصادی شود.

۴-۵. نتایج آزمون‌های تشخیصی

برای بررسی وجود رابطه بلندمدت و پایداری مدل پژوهش در رویکرد هم‌انباشتگی حداقل مربعات معمولی پویا از آزمون‌های هم‌انباشتگی عدم پایداری هانسن، متغیرهای اضافه شده پارک و انگل - گرنجر استفاده شده است. نتایج آزمون‌های فوق در جدول (۶) گزارش شده است. طبق نتایج، آماره لاگرانژ برای آزمون هانسن معادل ۰/۰۷۳ و آماره مربع کای برای

آزمون متغیرهای اضافه شده پارک معادل ۰/۰۰۲ است و از نظر آماری معنادار نیستند؛ یعنی فرضیه صفر مبنی بر هم‌انباشته بودن و وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها پذیرفته شده است. همچنین آماره Z برای آزمون انگل-گرنجر نیز معادل ۴۰/۴۳۱- است که از نظر آماری در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار است. در این آزمون برخلاف دو آزمون قبل فرضیه صفر هم‌انباشته نبودن متغیرها را آزمون می‌کند. بنابراین فرضیه صفر مورد پذیرش است و نتایج دو آزمون قبل را تأیید می‌کند. همچنین برای بررسی نرمال بودن جمله خطا در مدل پژوهش از آماره آزمون نرمالیتی جارک-برا^۱ استفاده شده است. طبق نتایج جدول (۶) آماره آزمون جارک-برا برای آزمون نرمالیتی معادل ۰/۱۵۵ برآورد شده است که از نظر آماری در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار نیست. بنابراین نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن رد نمی‌شود و در مدل پژوهش، باقیمانده‌ها دارای توزیع نرمال هستند. در نتیجه مدل پژوهش از توزیع نرمال برخوردار است.

جدول ۶. نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی و نرمالیتی

آزمون‌ها	نوع آماره	مقدار آماره	احتمال
آزمون هم‌انباشتگی عدم پایداری هانسن ^۲	آماره Lc	۰/۰۷۳	>۰/۲
آزمون هم‌انباشتگی متغیرهای اضافه شده پارک ^۳	آماره χ^2	۰/۰۰۲	۰/۹۵۶
آزمون هم‌انباشتگی انگل-گرنجر ^۴	آماره Z	-۴۰/۴۳۱	۰/۰۰۸
آزمون نرمال بودن ^۵ جمله خطاها	آماره JB	۰/۱۵۵	۰/۹۲۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۷) نتایج آزمون‌های خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی مدل پژوهش مشخص شده است. برای بررسی وجود خودهمبستگی^۶ در مدل پژوهش از نمودار همبستگی نگار کی‌یو^۷ استفاده شده است. برای این آزمون از دو نمودار توابع خودهمبستگی^۸ و ضرایب

-
1. Jarque-Bera Test
 2. Hansen Parameter Instability
 3. Park Added Variables
 4. Engle-Granger
 5. Testing Normality
 6. Autocorrelation
 7. Correlogram Q Statistic
 8. Autocorrelation (AC)

خودهمبستگی جزئی^۱ استفاده شد. براساس نتایج، مقادیر آماره‌ها در داخل فاصله اطمینان بوده و مدل دارای مشکل خودهمبستگی نیست و به‌طور مناسب تصریح شده است. برای تشخیص وجود اثرات واریانس ناهمسانی^۲ از آزمون همبستگی مربعات باقیمانده^۳ استفاده شد. برای این منظور از نمودار توابع خودهمبستگی برای آزمون تشخیص وجود اثرات خودهمبستگی واریانس همسانی شرطی (آرچ) و نمودار ضرایب خودهمبستگی جزئی برای آزمون تشخیص اثرات خودهمبستگی واریانس همسانی شرطی تعمیم‌یافته (گارچ) استفاده شد. براساس نتایج وجود اثرات واریانس ناهمسانی در مدل مشاهده نمی‌شود. بنابراین براساس یافته‌های آزمون‌های تشخیصی، پایداری مدل تجربی در این مطالعه مورد تأیید است.

جدول ۷. نتایج آزمون‌های خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی

ردیف	آزمون خودهمبستگی			آزمون واریانس ناهمسانی		
	PAC	AC	احتمال	PAC	AC	احتمال
۱			۰/۳۱			۰/۵۴
۲			۰/۲۶			۰/۶۴
۳			۰/۴۴			۰/۸۳
۴			۰/۶۱			۰/۸۶
۵			۰/۷۲			۰/۸۶
۶			۰/۶۳			۰/۸۲
۷			۰/۷۳			۰/۶۸
۸			۰/۸۱			۰/۷۷
۹			۰/۸۳			۰/۷۴
۱۰			۰/۷۹			۰/۸۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

این مطالعه، به‌طور تجربی ارزیابی می‌کند که چگونه تحریم‌های اقتصادی، بلایای طبیعی و نوآوری زیست‌محیطی در بلندمدت بر درآمد سرانه ایران تأثیر می‌گذارند. برای این منظور

1. Partial Correlation (PAC)
2. Heterogeneity of Variance
3. Correlogram of Squared Residuals

تابع تولید کاب- داگلاس با متغیرهای تحریم اقتصادی، بلایای طبیعی، نوآوری زیست‌محیطی و آزادسازی تجاری تقویت شده است. جهت بررسی اهداف دو تصریح از مدل تجربی طی دوره زمانی (۱۹۸۰-۲۰۲۲)، با استفاده از رویکرد هم‌انباشتگی حداقل مربعات معمولی پویا مورد مطالعه قرار گرفته است. براساس نتایج در بلندمدت تحریم‌های اقتصادی و بلایای طبیعی اثر منفی و نوآوری زیست‌محیطی و متغیر تعامل نوآوری و بلایا اثر مثبت بر درآمد سرانه بدون نفت دارند. سایر نتایج نیز نشان داد که سرمایه فیزیکی، نیروی کار و آزادسازی تجاری اثر مثبت بر درآمد سرانه بدون نفت در ایران دارند.

یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که تحریم‌های اقتصادی برای اقتصاد کشور مخرب است و تأثیر منفی بر درآمد سرانه دارد. تداوم اعمال تحریم‌های شورای امنیت سازمان ملل، اتحادیه اروپا و کشورهای مختلف مانند آمریکا، بریتانیا و کانادا به‌طور متوسط درآمد سرانه ایران را بیش از ۰/۱۵ درصد کاهش می‌دهد. این نتایج برای اقتصاد ایران با مطالعات فدائی و درخشان (۱۳۹۴)، عیسی‌زاده و همکاران (۱۴۰۰)، شاکری و همکاران (۱۴۰۱) و عزتی (۲۰۱۶) همسو است. همچنین نتایج مطالعات جهانی، نوینکیرش و نویمایر (۲۰۱۵) و الحسن و همکاران (۲۰۲۳) نیز نتیجه این پژوهش را تأیید می‌کنند.

بلایای طبیعی در بلندمدت باعث کاهش درآمد سرانه بدون نفت شده است. این نتایج در ایران با مطالعات صادقی و امامقلی‌پور (۱۳۸۷) و صابری‌زاده و دقیقی (۱۳۹۸) مطابق است. همچنین با مطالعات جهانی خان و همکاران (۲۰۲۰)، اووسو سکیره و همکاران (۲۰۲۱) و خان و همکاران (۲۰۲۳) مطابق است. اما این نتایج برخلاف نتایج ایدرویس و همکاران (۲۰۲۳) است که نشان دادند بلایای طبیعی به دلیل منابع قابل اختصاص داده شده برای بازسازی و توسعه زیرساخت‌ها پس از بلایای طبیعی بزرگ در کشور اندونزی اثرات مثبتی بر تولید ناخالص داخلی در بلندمدت داشته است.

نوآوری‌های مرتبط با محیط زیست در بلندمدت باعث افزایش درآمد سرانه شده است. بنابراین این شاخص یکی از راهبردهای مهم در جهت رسیدن به توسعه پایدار اقتصادی است. نتایج تجربی آمارا و کیاو (۲۰۲۳) نیز تأیید کردند که نوآوری سبز باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود. همچنین، زمانی که نوآوری زیست‌محیطی همراه با بلایا به‌صورت تعاملی ظاهر می‌شود، از شدت منفی بلایای طبیعی کاسته و به بهبود درآمد سرانه کمک می‌کند.

یعنی عامل کاهش‌دهنده نوآوری، توانایی‌های مقابله و سازگاری کشور را در مقابل حوادث طبیعی افزایش و در نتیجه سطح خطر را برای بلایا کاهش می‌دهد.

به‌طور خلاصه، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بلایای سیاسی و طبیعی در صورتی که به‌طور مکرر وجود داشته باشند، می‌توانند اقتصاد را وارد یک دور باطل کند. وقوع مکرر این عوامل از رشد اقتصادی و توسعه کشور جلوگیری می‌کنند. این عوامل از یک سو باعث تخریب و فرسوده شدن سرمایه‌های فیزیکی، انسانی و طبیعی می‌شوند؛ در نتیجه تولید، کیفیت محصولات و بهره‌وری کاهش می‌یابد. از سوی دیگر باعث ایجاد اختلال در فرایند تجارت بین‌الملل می‌شوند. زمانی که محصولات نو با استانداردهای روز دنیا تولید نشوند به‌طور خودکار از چرخه تجارت جهانی خارج می‌شوند، صادرات و واردات کاهش می‌یابد، انتقال تکنولوژی به‌وسیله واردات متوقف می‌شود و صنایع کشور نوسازی نخواهد شد. حتی پس از لغو تحریم یا بعد از هر فاجعه‌ای نمی‌توان هیچ نشانه‌ای از بهبود تولید ناخالص داخلی پیدا کرد. زیرا تحریم‌ها فرآیندهای اقتصادی و زنجیره تأمین و بلایا، زیرساخت‌ها و سرمایه‌های فیزیکی، اجتماعی و انسانی را مختل می‌کنند و احتمالاً اثر مثبت متقارن نخواهد داشت. زیرا سرمایه‌ها، فرآیندهای اقتصادی و روابط تجاری باید سازماندهی مجدد شوند و با تکنولوژی روز ارتقاء یابند. از این‌رو، نتایج ما نشان می‌دهد که این فرایندها کشور را به سمت مسیر رشد پایین‌تر پیش می‌برد و یک دور باطل را تشکیل می‌دهد. در نهایت در این مطالعه برای اولین بار از متغیر نوآوری زیست‌محیطی به‌صورت مستقل و تعاملی با بلایای طبیعی استفاده شده است. نتایج نشان داد که نوآوری زیست‌محیطی به‌صورت مستقل اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد. بنابراین بهبود توسعه نوآوری‌های مرتبط با محیط زیست درآمد سرانه را افزایش داده است. این فناوری‌ها شامل فرآیندها و روش‌های زیست‌محیطی مانند استفاده از امکانات حمل‌ونقل با سوخت‌های کم‌آلاینده و حمایت از فعالیت‌های خرید و زنجیره‌های تأمین پاک در مدل‌های کسب و کار هستند. بنابراین، نوآوری‌های مرتبط با محیط زیست، فرصت‌های تجاری و پایداری را برای دستیابی به رشد و عملکرد پایدار اقتصادی ارائه می‌دهند. همچنین این مطالعه نشان داد نوآوری زیست‌محیطی همراه با بلایای طبیعی به‌صورت تعاملی نیز اثر مثبتی بر درآمد سرانه بدون نفت داشته است. لذا توسعه نوآوری‌های زیست‌محیطی می‌تواند بر رابطه بلایای طبیعی و درآمد سرانه نیز مؤثر باشد و به عنوان یک عامل تعدیل‌کننده می‌تواند ارزش خسارات حوادث طبیعی بر عملکرد اقتصادی

را کاهش دهد. در نتیجه توسعه نوآوری می‌تواند از شدت بلایا و صدمات و میزان خسارت آنها جلوگیری کند. بنابراین تحقیق و توسعه و ایجاد نوآوری، استراتژی مقابله و انطباق کشور را تقویت می‌کند و سطح خطر را کاهش می‌دهد. به‌طوری‌که استفاده از فناوری‌هایی مانند سنجش از دور، رادارها و تصویربرداری ماهواره‌ای، ربات‌ها و پهپادهای خودکار، اینترنت اشیا، گوشی‌های هوشمند و رسانه‌های اجتماعی در مدیریت بلایای طبیعی به‌طور گسترده به نجات جان انسان‌ها و حفظ زیرساخت‌ها کمک خواهد کرد.

نتایج نشان داد که فرایندهای بلایای سیاسی و طبیعی بر رشد و توسعه اقتصادی کشور آسیب زده است. لذا لزوم توجه و افزایش تاب‌آوری در مقابل این بلایا ضروری است. در رابطه با بلایای طبیعی ابتدا باید بر اقدامات پیشگیرانه تمرکز کرد. توسعه تکنولوژی‌های جدید می‌تواند دستیابی به داده‌های دقیق، پیش‌بینی درست، هشدارهای اولیه، آموزش و شرایط آمادگی جامعه را فراهم کند. لذا ترویج و توسعه استفاده از فناوری‌های روز دنیا مانند رادارها و تصاویر ماهواره‌ای توصیه می‌شود. برای این منظور سرمایه‌گذاری‌ها باید به سمت تحقیق و توسعه و ابداع نوآوری‌های جدید هدایت شود. بنابراین با ایجاد سیاست‌های پیشگیری و آموزش جامعه درخصوص مدیریت حوادث طبیعی، می‌توان به کاهش اثرات منفی این حوادث کمک کرد. دوم باید زیرساخت‌های مدیریت بحران در کشور تقویت شود. سرمایه‌گذاری در سیستم‌های هشداردهی، زیرساخت‌های بارشی و زلزله‌ای و غیره، تدوین طرح‌های عملیاتی برای مواجهه با حوادث طبیعی می‌تواند به کاهش خسارات و اثرات منفی آن‌ها کمک کند. علاوه بر این، نهادهای مبتنی بر جامعه باید با تقویت حاکمیت محلی ایجاد شود که می‌تواند به ارائه آموزش مناسب و مدیریت بلایای طبیعی کمک کند. لذا دولتمردان باید از کیفیت نهادی و حکمرانی محلی اطمینان حاصل کنند. برنامه‌ریزی مالی بلندمدت نیز برای تأمین مالی فعالیت‌های بازسازی و کاهش برای مقابله با دوره بلایای پس از فاجعه بسیار مهم است. در نهایت، بهبود همکاری بین‌المللی با سایر کشورها و سازمان‌ها در زمینه مدیریت بلایای طبیعی، به اشتراک‌گذاری دانش و تجربیات و تقویت همبستگی بین کشورها می‌تواند به بهبود مدیریت بلایا و کاهش اثرات منفی آن‌ها کمک کند.

برای بهبود اثرات منفی تحریم‌های اقتصادی بر درآمد سرانه، ابتدا باید تلاش شود تا از طریق دیپلماسی فعال و مذاکرات بین‌المللی، تحریم‌ها کاهش یا لغو شود. برقراری روابط مثبت و ایجاد روابط دیپلماتیک مؤثر و پایدار با سایر کشورها و سازمان‌های بین‌المللی

می‌تواند به کاهش فشارهای اقتصادی و اجتماعی کمک کند. از سوی دیگر لزوم ایجاد اصلاحات اساسی در بخش‌های اقتصادی، مالی و تجاری که منجر به افزایش تولید، بهره‌وری و بهبود درآمد سرانه شود، توصیه می‌شود. بعد از انجام اصلاحات باید سرمایه‌گذاری در آموزش و توسعه تکنولوژی‌های مدرن و تجدیدپذیر انجام شود. ارتقای سطح دانش و توسعه نوآوری می‌تواند به افزایش تولید، بهبود کیفیت محصولات و عملکرد اقتصادی کمک کند. این فرایندها می‌تواند کشور را به سمت اقتصاد دانش‌بنیان پایدارتر و افزایش رقابت‌پذیری هدایت کند. با توسعه فناوری و افزایش پیچیدگی اقتصادی می‌توان برای کاهش وابستگی به بازارهای تحریم‌کننده، با تولید محصولات پیچیده و مدرن بازارهای صادراتی کشور را تنوع داد و از اقتصاد نفتی که بیشتر تحت تأثیر تحریم‌ها است، فاصله گرفت و در نتیجه به توسعه تولیدات داخلی و کاهش وابستگی به واردات کمک کرد.

تعارض منافع

در این مطالعه تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Vahid Azizi



<https://orcid.org/0000-0001-7836-7169>

Bakhtiar Javaheri



<https://orcid.org/0000-0002-5291-5611>

Fateh Habibi



<https://orcid.org/0000-0001-7204-2566>

منابع

اشرف گنجویی، رضا و ایرانمنش، سعید. (۱۴۰۲). تأثیر تحریم‌های اقتصادی سازمان ملل و ایالات متحده آمریکا بر شاخص فلاکت کشورهای هدف. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۸ (۹۴)،

DOI: 10.22054/ijer.2022.67022.1088. ۳۲۳-۲۸۱

تفضلی، فریدون. (۱۳۸۵). *اقتصاد کلان: نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، چاپ ۱۵ تهران: نشر نی. جواهری، بختیار، قادری، سامان، قماش، نیکو و امانی، رامین. (۱۴۰۳). بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی و ردپای اکولوژیکی بر رشد اقتصادی کشورهای اوپک. *پژوهش‌های اقتصادی*

(رشد و توسعه پایدار)، ۲۴ (۱)، ۲۷-۵۶. DOI: 10.22034/24.1.27

حبیبی، فاتح، عزیزی، وحید، منوچهری، صلاح‌الدین و علی‌مرادی افشار، پروین. (۱۴۰۲). بلایای طبیعی، جهانی‌شدن، توسعه مالی و نابرابری درآمد در ایران، پژوهش‌های برنامه و توسعه،

DOI: 10.22034/PBR.2024.198799.۴۲-۷، (۴)۴

حقیقت، جعفر و اکبرموسوی، سیدصالح. (۱۴۰۱). اقتصاد سنجی کاربردی پیشرفته، چاپ ۲، تهران: انتشارات نور علم.

رمضانیان باجگیران، سلیمی‌فر، مصطفی، ناجی‌میدانی، علی‌اکبر و سلیمی‌فر، محمد (۱۳۹۶). بررسی رابطه علیت و تأثیر نوآوری بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب منا. دو فصلنامه اقتصاد

پولی، مالی، ۲۴ (۱۴)، ۲۲-۳۹. DOI: 10.22067/pm.v24i13.43180

سالم، علی‌اصغر و جباری، لیلا. (۱۴۰۱). بررسی اثر بلایای طبیعی بر الگوی مصرف خانوار در ایران با استفاده از مدل تفاضل در تفاضل. مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۱ (۴۲)، ۴۷-۸۲.

DOI: 10.22084/aes.2022.25884.3418

شاکری، عباس، زمانی، رضا و ورتایان کاشانی، هادی. (۱۴۰۱). تأثیر تنوع و ماهیت سبد صادرات غیرنفتی بر رشد اقتصادی ایران. پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۱۲ (۴۶)، ۱۵-۳۴.

DOI: 10.30473/egdr.2020.52276.5753

صابری‌زاده، مهدی و دقیقی اصلی، علیرضا. (۱۳۹۸). بررسی اثرات بلایای طبیعی (سیل) بر ارزش افزوده بخش حمل و نقل جاده‌ای. پژوهشنامه حمل و نقل، ۱۶ (۱)، ۳۳۷-۳۴۶. DOR:

20.1001.1.17353459.1398.16.1.24.4

صادقی، حسین و امامقلی‌پور، سارا. (۱۳۸۷). مطالعه تأثیر بلایای طبیعی بر تولید ناخالص داخلی غیرنفتی در ایران. فصلنامه تحقیقات اقتصادی، ۴۳ (۲)، ۱۱۵-۱۳۶. DOR:

20.1001.1.00398969.1387.43.2.6.5

عباسی‌نژاد، حسین و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۲). اقتصادسنجی کاربردی با نرم‌افزارهای Eviews و Microfit. تهران: نور علم.

عباسی‌نژاد، حسین، گودرزی فراهانی، یزدان و قیاسی، محمدحسین. (۱۳۹۳). تأثیر حمایت از حقوق مالکیت فکری و حق اختراع بر رشد اقتصادی ایران. پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه

پایدار)، ۱۴ (۱)، ۵۸-۲۷. DOR: 20.1001.1.17356768.1393.14.1.10.9

عزیزی، وحید. (۱۴۰۳). بلایای شدید طبیعی و رشد اقتصادی در ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، سنج: دانشگاه کردستان.

علی‌مرادی افشار، پروین، عزیزی، وحید و فاتحی، سمیه. (۱۴۰۳). بررسی تأثیر بلایای طبیعی بر امنیت انرژی در ایران. پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۲۴ (۳)، ۳۱-۶۰.

URL: <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-71162-fa.html>

عیسی‌زاده، سعید، محمودوند، رحیم و میرعالی، فرانک. (۱۴۰۰). اثر تحریم‌های اقتصادی بر GDP سرانه در اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل ترکیبی. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*،

۲۹ (۱۰۰)، ۲۸۹-۳۲۰. DOI: 10.52547/qjerp.29.100.289

فدائی، مهدی و درخشان، مرتضی. (۱۳۹۴). تحلیل اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تحریم‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی در ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۵ (۱۸)، ۱۱۳-

۱۳۲. DOR: <https://dorl.net/dor/20.1001.1.22285954.1394.5.18.7.7>

قره‌باغیان، مرتضی. (۱۳۸۶). *اقتصاد رشد و توسعه*، چاپ ۸، تهران: نشر نی.

نوفروستی، محمد (۱۳۹۱). *ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی*. چاپ ۴، تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

References

- Abbasinejad, H. & Goudarzi Farahani, Y. (2013). *Applied Econometrics with Eviews and Microfit*. Tehran: Noor Elam. [In Persian]
- Abbasinejad, H., Gudarzi Farahani, Y. & Ghiassi M.H. (2014). The effect of protection of intellectual property and patent on Iran's economic growth. *Quarterly Journal of The Economic Research*, 14(1), 27-58. DOR: 20.1001.1.17356768.1393.14.1.10.9 [In Persian]
- Acemoglu, D. (2012). Introduction to economic growth. *Journal of Economic Theory*, 147(2), 545-550. DOI: 10.1016/j.jet.2012.01.023
- Acheampong, A.O. & Opoku, E.E.O. (2023). Environmental degradation and economic growth: Investigating linkages and potential pathways. *Energy Economics*, 123, 106734. DOI: 10.1016/j.eneco.2023.106734
- Afesorgbor, S.K. (2019). The impact of economic sanctions on international trade: How do threatened sanctions compare with imposed sanctions? *European Journal of Political Economy*, 56, 11-26. DOI: 10.1016/j.ejpoleco.2018.06.002
- Aflatooni, A., Ghaderi, K. & Mansouri, K. (2022). Sanctions against Iran, political connections and speed of adjustment. *Emerging Markets Review*, 51, 100889. DOI: 10.1016/j.ememar.2022.100889
- Alesina, A., Spolaore, E. & Wacziarg, R. (2000). Economic integration and political disintegration. *American Economic Review*, 90(5), 1276-1296. URL: <http://www.jstor.org/stable/2677851>
- Alhassan, A., Sabzehmeidani, A.S., Taha, A.I. & Haseki, M.I. (2023). Sanctions and economic growth: Do sanction diversity and level of development matter? *Heliyon*, 9(9), 1-12. DOI: 10.1016/j.heliyon.2023.e19571
- Ali, M.M. & Shah, I.H. (2000). Sanctions and childhood mortality in Iraq. *The Lancet*, 355(9218), 1851-1857. DOI: 10.1016/S0140-6736(00)02289-3
- Alimoradi Afshar, P., Azizi, V. & Fatehi, S. (2024). Investigating the effect of natural disasters on energy security in Iran. *Quarterly Journal of The*

- Economic Research*, 24(3), 31-60. URL: <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-71162-fa.html> (In Persian).
- Altenburg, T. & Pegels, A. (2012). Sustainability-oriented innovation systems—managing the green transformation. *Innovation and Development*, 2(1), 5-22. DOI: 10.1080/2157930X.2012.664037
- Amara, D.B. & Qiao, J. (2023). From economic growth to inclusive green growth: How do carbon emissions, eco-innovation and international collaboration develop economic growth and tackle climate change? *Journal of Cleaner Production*, 425, 138986, 1-14. DOI: 10.1016/j.jclepro.2023.138986
- Andreas, P. (2005). Criminalizing consequences of sanctions: Embargo busting and its legacy. *International Studies Quarterly*, 49(2), 335-360. DOI: 10.1111/j.0020-8833.2005.00347.x
- Ashraf Ganjoui, R. & Iranmanesh, S. (2023). The impact of UN and US economic sanctions on the misery index of targeted countries. *Iranian Journal of Economic Research*, 28(94), 281-323. DOI: 10.22054/ijer.2022.67022.1088. [In Persian]
- Azizi, V. (2024). *Severe Natural Disasters and Economic Growth in Iran*, Master's thesis, Sanandaj, University of Kurdistan. [In Persian]
- Benali, N. (2022). The dynamic links between natural disaster, health spending, and GDP growth: A case study for lower middle-income countries. *Journal of the Knowledge Economy*, 13(3), 1993-2006. DOI:10.1007/s13132-021-00793-y.
- Berlemann, M. & Wenzel, D. (2015). *Long-term growth effects of natural disasters - empirical evidence for droughts*, CESifo Working Paper Series No. 5598. DOI: 10.2139/ssrn.2701762
- Bilbao-Osorio, B. & Rodríguez-Pose, A. (2004). From R&D to innovation and economic growth in the EU. *Growth and Change*, 35(4), 434-455. DOI: 10.1111/j.1468-2257.2004.00256.x
- Caballero, R.J. & Hammour, M.L. (1994). The cleansing effect of recessions. *The American Economic Review*, 84(5), 1350-1368. URL: <https://www.jstor.org/stable/2117776>
- Cavallo, E., Galiani, S., Noy, I. & Pantano, J. (2010). *Catastrophic natural disasters and economic growth*, IDB Working Paper Series, No. IDBWP-183, Inter-American Development Bank (IDB), Washington, DC. DOI: 10.18235/0010949
- Chen, W. & Lei, Y. (2018). The impacts of renewable energy and technological innovation on environment-energy-growth nexus: New evidence from a panel quantile regression. *Renewable Energy*, 123, 1-14. DOI: 10.1016/j.renene.2018.02.026
- Chhibber, A. & Laajaj, R. (2007). Natural disasters and economic development impact, response and preparedness. *Global Development Network*, 1000. URL: https://www.academia.edu/download/70008563/Natural_Disasters_and_Economic_Development20210920-30871-1isw09.pdf

- Chhibber, A. & Laajaj, R. (2013). The interlinkages between natural disasters and economic development, In D. Guha-Sapir & I. Santos (Eds.), *The Economic Impacts of Natural Disasters*, (pp. 28–56). New York, Oxford University Press. DOI: 10.1093/acprof:oso/9780199841936.003.0003
- Chu, L.K. (2022). Determinants of ecological footprint in OCED countries: Do environmental-related technologies reduce environmental degradation?. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(16), 23779-23793. DOI: 10.1007/s11356-021-17261-4
- Cunado, J. & Ferreira, S. (2014). The macroeconomic impacts of natural disasters: The case of floods, *Land Economics*, 90(1), 149-168. DOI: 10.3368/le.90.1.149.
- Ding, Q., Khattak, S.I. & Ahmad, M. (2021). Towards sustainable production and consumption: Assessing the impact of energy productivity and eco-innovation on consumption-based carbon dioxide emissions (CCO2) in G-7 nations. *Sustainable Production and Consumption*, 27, 254-268. DOI: 10.1016/j.spc.2020.11.004.
- Dix-Carneiro, R. & Kovak, B.K. (2017). Trade liberalization and regional dynamics. *American Economic Review*, 107(10), 2908–2946. DOI: 10.1257/aer.20161214
- Dokas, I., Panagiotidis, M., Papadamou, S. & Spyromitros, E. (2023). Does innovation affect the impact of corruption on economic growth? International evidence. *Economic Analysis and Policy*, 77, 1030-1054. DOI: 10.1016/j.eap.2022.12.032.
- Eisazadeh, S., Mahmoovand, R. & Miraali, F. (2022). The effect of economic sanctions on per capita GDP in the Iranian economy using the Synthetic control method. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 29(100), 289-320. DOI: 10.52547/qjerp.29.100.289 [In Persian]
- Ezzati, M. (2016). Analyzing direct and indirect effects of economic sanctions on IR Iran economic growth: Focusing on the external sector of the economy. *Open Journal of Marine Science*, 6(4), 457-471. DOI: 10.4236/ojms.2016.64038.
- Fadaee, M. & Derakhshan, M. (2015). Analysis of short run and long run effects of economic sanctions on economic growth in Iran. *Economic Growth and Development Research*, 5(18), 132-113. DOR: 20.1001.1.22285954.1394.5.18.7.7 [In Persian]
- Fang, J., Lau, C.K.M., Lu, Z., Wu, W. & Zhu, L. (2019). Natural disasters, climate change, and their impact on inclusive wealth in G20 countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 26(2), 1455-1463. DOI: 10.1007/s11356-018-3634-2.
- Farzanegan, M. & Batmanghelidj, E. (2023). Understanding economic sanctions on Iran: A survey. *The Economists' Voice*, 20(2), 197-226. DOI: 10.1515/ev-2023-0014
- Fernández, Y.F., López, M.F. & Blanco, B.O. (2018). Innovation for sustainability: The impact of R&D spending on CO2 emissions. *Journal of Cleaner Production*, 172, 3459-3467. DOI: 10.1016/j.jclepro.2017.11.001

- Fisher-Vanden, K., Jefferson, G.H., Liu, H. & Tao, Q. (2004). What is driving China's decline in energy intensity? *Resource and Energy Economics*, 26(1), 77-97. DOI: 10.1016/j.reseneeco.2003.07.002
- Fuchs, A. & Klann, N.H. (2013). Paying a visit: The Dalai Lama effect on international trade. *Journal of International Economics*, 91(1), 164-177. DOI: 10.1016/j.jinteco.2013.04.007
- Galtung, J. (1967). On the effects of international economic sanctions, with examples from the case of Rhodesia. *World Politics*, 19(3), 378-416. DOI:10.2307/2009785
- Garfield, R. (2002). Economic sanctions, humanitarianism, and conflict after the cold war. *Social Justice*, 29(89), 94-107. URL: <https://www.jstor.org/stable/29768138>
- Greenough, G., McGeehin, M., Bernard, S.M., Trtanj, J., Riad, J. & Engelberg, D. (2001). The potential impacts of climate variability and change on health impacts of extreme weather events in the United States. *Environmental Health Perspectives*, 109(suppl 2), 191-198. DOI: 10.1289/ehp.109-1240666
- Gutmann, J., Neuenkirch, M. & Neumeier, F. (2023). The economic effects of international sanctions: An event study. *Journal of Comparative Economics*, 51(4), 1214-1231. DOI: 10.1016/j.jce.2023.05.005
- Habibi, F., Azizi, V., Manochehri, S. & Alimoradi Afshar, P. (2024). Natural disasters, globalization, financial development and income inequality in Iran. *Program and Development Research*, 4(4), 7-42. DOI: 10.22034/PBR.2024.198799. [In Persian]
- Haghighat, J. & Akbar Mousavi, S. (2022). *Advanced applied econometrics*, second edition, Tehran: Noor Alam Publications. [In Persian]
- Hallegatte, S. & Dumas, P. (2009). Can natural disasters have positive consequences? Investigating the role of embodied technical change. *Ecological Economics*, 68(3), 777-786. DOI: 10.1016/j.ecolecon.2008.06.011
- Heine-Ellison, S. (2001). The impact and effectiveness of multilateral economic sanctions: A comparative study. *The International Journal of Human Rights*, 5(1), 81-112. DOI:10.1080/714003707
- Hochrainer, S. (2009). Assessing the macroeconomic impacts of natural disasters: are there any? Policy Research Working Paper Series 4968, The World Bank, Washington, DC, USA. DOI: 10.1596/1813-9450-4968
- Hufbauer, G., Schott, J., Elliott, K.A. & Oegg, B. (2009). *Economic sanctions reconsidered: History and current policy*. Washington, DC: Institute for International Economics. third ed. Peterson Institute, Washington.
- Idroes, G.M., Hardi, I., Nasir, M., Gunawan, E., Maulidar, P. & Maulana, A.R.R. (2023). Natural disasters and economic growth in Indonesia. *Ekonomikalia Journal of Economics*, 1(1), 33-39. DOI: 10.60084/eje.v1i1.55
- Iranmanesh, S., Salehi, N. & abdolmajid Jalae, S. (2021). Using the fuzzy logic approach to extract the index of economic sanctions in the Islamic Republic of Iran. *MethodsX*, 8, 101301. DOI: 10.1016/j.mex.2021.101301

- Javaheri, B., Ghaderi, S., Ghomashi, N. & Amani, R. (2024). Investigating the impact of economic complexity and ecological footprint on economic growth in OPEC countries. *Quarterly Journal of The Economic Research*, 24(1), 27-56. DOI: 10.22034/24.1.27 [In Persian]
- Jawahar, M., Jani Anbarasi, L., Jasmine S, G., Daya JL, F., Ravi, V. & Chakrabarti, P. (2023). Trs-net tropical revolving storm disasters analysis and classification based on multispectral images using 2-d deep convolutional neural network. *Multimedia Tools and Applications*, 82(30), 46651-46671. DOI: 10.1007/s11042-023-15450-6
- Khan, A., Chenggang, Y., Khan, G. & Muhammad, F. (2020). The dilemma of natural disasters: Impact on economy, fiscal position, and foreign direct investment alongside Belt and Road Initiative countries. *Science of the Total Environment*, 743, 140578. DOI: 10.1016/j.scitotenv.2020.140578
- Khan, M.T.I., Anwar, S., Sarkodie, S.A., Yaseen, M.R. & Nadeem, A.M. (2023). Do natural disasters affect economic growth? The role of human capital, foreign direct investment and infrastructure dynamics. *Heliyon*, 9(1). 1-19. DOI: 10.1016/j.heliyon.2023.e12911
- King, R.G. & Levine, R. (1993). Finance, entrepreneurship and growth. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 513-542. DOI: 10.1016/0304-3932(93)90028-E
- Krichen, M., Abdalzaher, M.S., Elwekeil, M. & Fouda, M.M. (2024). Managing natural disasters: An analysis of technological advancements, opportunities and challenges. *Internet of Things and Cyber-Physical Systems*, 4(2024), 99–109. DOI: 10.1016/j.iotcps.2023.09.002
- Kumar, P., Kumari, N. & Sahu, N.C. (2022). Floods and economic growth in India: Role of FDI inflows and foreign aid. *Management of Environmental Quality: An International Journal*, 33(5), 1114-1131. DOI: 10.1108/MEQ-10-2021-0244
- Kwon, O., Syropoulos, C. & Yotov, Y.V. (2022). *The Extraterritorial Effects of Sanctions*. CESifo Working Paper No. 9578. URL: https://www.cesifo.org/DocDL/cesifo1_wp9578.pdf
- Li, M., Zhang, Z., Wang, X. & Guo, R. (2024). Dynamic spillover effects between EU economic sanctions against Russia, oil prices and share prices of energy companies in third countries: Evidence from China and the USA. *Environmental Science and Pollution Research*, 31(13), 19381–19395. DOI: 10.1007/s11356-024-32250-z
- Liu, Z., Lan, J., Chien, F., Sadiq, M. & Nawaz, M.A. (2022). Role of tourism development in environmental degradation: A step towards emission reduction. *Journal of Environmental Management*, 303, 114078. DOI: 10.1016/j.jenvman.2021.114078
- Maâlej, A. (2022). The role of entrepreneurship and innovation in the environmental and economic dimensions of growth. *Insights into Regional Development*, 4(2), 85-95. DOI: 10.9770/IRD.2022.4.2(7)
- Marinov, N. (2005). Do economic sanctions destabilize country leaders? *American Journal of Political Science*, 49(3), 564–576. DOI: 10.2307/3647732

- McCaig, B. & Pavcnik, N. (2018). Export markets and labor allocation in a low-income country. *American Economic Review*, 108(7), 1899–1941. DOI: 10.1257/aer.20141096
- Mirkina, I. (2018). FDI and sanctions: An empirical analysis of short- and long-run effects. *European Journal of Political Economy*, 54, 198–225. DOI: 10.1016/j.ejpoleco.2018.05.008
- Moghaddasi Kelishomi, A. & Nisticò, R. (2022). Employment effects of economic sanctions in Iran. *World Development*, 151, 105760. DOI: 10.1016/j.worlddev.2021.105760
- Morris, M.D. (1997). Measuring the condition of the world poor: The physical quality of life index. *Pergamon Policy Studies*, 42(5), 20-26. DOI: 10.1086/452596
- Moslehpour, M., Shalehah, A., Wong, W.K., Ismail, T., Altantsetseg, P. & Tsevegjav, M. (2022). Economic and tourism growth impact on the renewable energy production in Vietnam. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(53), 81006-81020. DOI: 10.1007/s11356-022-21334-3
- Neuenkirch, M. & Neumeier, F. (2015). The impact of UN and US economic sanctions on GDP growth. *European Journal of Political Economy*, 40(A), 110-125. DOI: 10.1016/j.ejpoleco.2015.09.001
- Noferesti, M. (2012). *Unit root and cointegration in econometrics*. (Vol. 4). Tehran: Rasa Cultural Service Institute. [In Persian]
- Oechslin, M. (2014). Targeting autocrats: Economic sanctions and regime change. *European Journal of Political Economy*, 36, 24-40. DOI: 10.1016/j.ejpoleco.2014.07.003
- Owusu-Sekyere, E., Lunga, W. & Karuaihe, S.T. (2021). The impact of disasters on economic growth in selected Southern Africa development community countries. *Journal of Disaster Risk Studies*, 13(1), 1-10. DOI: 10.4102/jamba.v13i1.1081
- Panwar, V. & Sen, S. (2019). Economic impact of natural disasters: An empirical re-examination. *Margin: The Journal of Applied Economic Research*, 13(1), 109–139. DOI: 10.1177/0973801018800087
- Peksen, D. & Drury, A.C. (2010). Coercive or corrosive: The negative impact of economic sanctions on democracy. *International Interactions*, 36(3), 240-264. DOI: 10.1080/03050629.2010.502436.
- Peksen, D. & Son, B. (2015). Economic coercion and currency crises in target countries. *Journal of Peace Research*, 52(4), 448–462. URL: <https://www.jstor.org/stable/24557431>
- Pradhan, R.P., Arvin, M.B., Nair, M. & Bennett, S.E. (2020). The dynamics among entrepreneurship, innovation, and economic growth in the Eurozone countries. *Journal of Policy Modeling*, 42(5), 1106-1122. DOI: 10.1016/j.jpolmod.2020.01.004
- Qarabaghian, M. (2007), *Economics of growth and development*, Tehran: Ney Publishing, 8th edition. [In Persian]
- Qureshi, M.I., Yusoff, R.M., Hishan, S.S., Alam, A.F., Zaman, K. & Rasli, A.M. (2019). Natural disasters and Malaysian economic growth: Policy reforms

- for disasters management. *Environmental Science and Pollution Research*, 26(15), 15496-15509. DOI: 10.1007/s11356-019-04866-z
- Rahma, W.A. & Setyari, W.N.P. (2021). Analysis of factors affecting economic growth in Indonesia. *International Journal of Scientific and Research Publications*, 11(4), 160 – 164. DOI: 10.29322/IJSRP.11.04.2021.p11220
- Ramezani Bajgiran, N., Salimifar, M., Naji Meydani, A.A. & Salimifar, M. (2017). A survey on the possible causality relationship and the impacts of innovation on economic growth in selected MENA countries. *Monetary & Financial Economics*, 24(14), 22-39. DOI: 10.22067/pm.v24i13.43180 [In Persian]
- Rodríguez, F. (2023). The human consequences of economic sanctions. *Journal of Economic Studies*, ahead of print. DOI: 10.1108/JES-06-2023-0299
- Romer, P.M. (1990) Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5), S71-S102. DOI: 10.1086/261725
- Saberizadeh, M. & Daghighi, A.R. (2019). Investigating the effects of natural disasters (floods) on the value added of the road transport sector. *Journal of Transportation Research*, 16(1), 337-346. DOR: 20.1001.1.17353459.1398.16.1.24.4 [In Persian]
- Sadeghi, H. & ImamQalipour, S. (2008). The natural disasters effect on non-oil GDP in IRAN. *Journal of Economic Research*, 43(2), 116 – 136. DOR: 20.1001.1.00398969.1387.43.2.6.5 [In Persian]
- Saikkonen, P. (1992). Estimation and testing of cointegrated systems by an autoregressive approximation. *Econometric Theory*, 8(1), 1-27. URL: <https://www.jstor.org/stable/3532143>
- Salem, A. & Jabari, L. (2022). Investigation of the effect of natural disasters on household consumption patterns in Iran using a difference-in-difference model. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 11(42), 47-82. DOI:10.22084/aes.2022.25884.3418. [In Persian]
- Sawada, Y., Bhattacharyay, M. & Kotera, T. (2019). Aggregate impacts of natural and man-made disasters: A quantitative comparison. *International Journal of Development and Conflict*, 9(1), 43-73. URL: <https://tohoku.elsevierpure.com/en/publications/aggregate-impacts-of-natural-and-man-made-disasters-a-quantitativ>
- Shabnam, N. (2014). Natural disasters and economic growth: A review. *International Journal of Disaster Risk Science*, 5(2), 157-163. DOI:10.1007/s13753-014-0022-5.
- Shakeri, A., zamani, R. & Vartabian Kashani, H. (2022). Impact of export diversification and export composition on economic growth of Iran. *Economic Growth and Development Research*, 12(46), 34-15. DOI: 10.30473/egdr.2020.52276.5753 [In Persian]
- Shin, M.J. & Park, S. (2024). Natural disasters, foreign direct investment and women's rights in developing countries. *Social Science Research*, 117, 102937. DOI: 10.1016/j.ssresearch.2023.102937
- Stock, J.H. & Watson, M.W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61(4), 783- 820. DOI: 10.2307/2951763.

- Tafazali, F. (2006). *Macroeconomics: Economic theories and policies*, 15th edition, Tehran: Ney Publishing. [In Persian]
- Tatem, A.J., Goetz, S.J. & Hay, S.I. (2008). Fifty years of earth observation satellites: Views from above have lead to countless advances on the ground in both scientific knowledge and daily life. *American Scientist*, 96(5), 390-398. DOI: 10.1511/2008.74.390
- Thompson, M. (2018). Social capital, innovation and economic growth. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, 73, 46-52. DOI: 10.1016/j.socec.2018.01.005
- Ulubaşoğlu, M.A., Rahman, M.H., Önder, Y.K., Chen, Y. & Rajabifard, A. (2019). Floods, bushfires and sectoral economic output in Australia, 1978–2014. *Economic Record*, 95(308), 58-80. DOI: 10.1111/1475-4932.12446.
- Van Westen, C.J. (2002). Remote sensing and geographic information systems for natural disaster management. *Environmental Modelling with GIS and Remote Sensing*, 6, 200-222.
URL: https://www.academia.edu/download/30507579/tf1213_ch10.pdf
- Villagran de Leon, J.C. (2023). An improved understanding of natural hazards and disasters through the use of satellite technologies: Contributions from un-spider. *Sustainability*, 15(13), 10624. DOI: 10.3390/su151310624
- Whang, T. (2011). Playing to the home crowd? symbolic use of economic sanctions in the United States. *International Studies Quarterly*, 55(3), 787-801. DOI: 10.1111/j.1468-2478.2011.00668.x
- Whitehead, K. & Hugenholtz, C.H. (2014). Remote sensing of the environment with small unmanned aircraft systems (UASs), part 1: A review of progress and challenges. *Journal of Unmanned Vehicle Systems*, 2(3), 69-85. DOI: 10.1139/juvs-2014-0006
- Zhang, Y., Kumar, S., Huang, X. & Yuan, Y. (2023). Human capital quality and the regional economic growth: Evidence from China. *Journal of Asian Economics*, 86, 101593, 1-16. DOI: 10.1016/j.asieco.2023.101593.

استناد به این مقاله: عزیزی، وحید، جواهری، بختیار و حبیبی، فاتح. (۱۴۰۳). تأثیر تحریم‌های اقتصادی و بلاای طبیعی بر درآمد سرانه ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹(۹۹)، ۱۹۴-۲۴۲.



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



Catch-Up and Lagging Behind in MENA Countries

Mohsen Namaei Ghasemi 

Ph.D. Candidate in Economics,
Firuzkuh Islamic Azad University,
Firuzkuh, Iran

Mehdi Fathabadi* 

Assistant Professor, Department of
Economics, Firuzkuh Islamic Azad
University, Firuzkuh, Iran

Masood Soufi Majidpour 

Assistant Professor, Department of
Economics, Firuzkuh Islamic Azad
University, Firuzkuh, Iran

Mahmood Mahmoodzade 

Associate Professor, Department of
Economics, Firuzkuh Islamic Azad
University, Firuzkuh, Iran

Abstract

The total GDP of the MENA region is approximately \$7 trillion (5.9% of the world economy), and its population is around 405 million (5.5% of the global population). This article aimed to evaluate the drivers of sustainability in 15 MENA countries from 1998 to 2019, examining different sub-periods. Evidence indicated that 14 countries made strides in catch-up growth between 1999 and 2019. The correlations were also calculated in four periods: 1980–1989, 1990–1999, 2000–2009, and 2010–2019. In the first period, only Egypt and Morocco showed progress in catching up. During the second period, nine countries experienced catch-up, while six lagged behind. The third period saw substantial improvements in the catch-up across most countries, with the exception of the UAE. In the fourth period, most countries continued on a catch-up trajectory. The analysis revealed that capital deepening played a crucial role in the performance of 11 countries. The human resource participation was positive in most countries but was negative in Iraq, Syria, and Saudi Arabia—although overall, its contribution was less significant than capital deepening. None of the countries demonstrated a positive contribution of productivity, and

* Corresponding Author: Email Address

How to Cite: Namaei Ghasemi, M., Fathabadi, M., Soufimajodpour, M. & Mahmoudzadeh, M. (2024). Catch-Up and Lagging Behind in MENA Countries. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(99), 243-283.

there was no evidence of productivity growth supporting performance improvements, leaving a considerable gap compared to the United States (as an ideal example). Furthermore, the catch-up patterns of large economies mirrored those of smaller economies.

1. Introduction

Among the various explanations for the surge in per capita income growth during the quarter-century following World War II, the most prominent hypothesis is that industrialized Western countries were able to produce a large amount of unused technology. Most of these technologies included methods of production and systems of industrial and commercial organization that were already established in the United States but had yet to be widely adopted in other Western countries. According to the hypothesis, the United States is viewed as a leader, while other nations are followers with the opportunity to catch up. Following this perspective, the loss of catch-up opportunities is often cited as a reason for lagging behind concerning the per capita income in the follower countries. The concept of catch-up and follow-up suggests a broader hypothesis stating that per capita income levels among countries tend to converge. However, catch-up and convergence are distinct concepts. To address the issue, the present study tried to answer the following questions: How has the gap in per capita income among MENA countries evolved over recent decades? And is the catch-up phenomenon evident in these nations? At first glance, distinguishing between these questions may seem challenging, as both involve a progress toward more equitable living standards among countries—often referred to as convergence. This article, therefore, sought to assess the convergence and catch-up in MENA countries, shedding light on the factors driving the catch-up.

2. Materials and Methods

The first section of the methodology was to clarify the distinction between convergence and catch-up. It specifically examined how differences in growth rates across countries influenced both the average GDP per capita relative to the United States and the Mean Log Deviation (MLD) over time. The MLD reveals how variations in average growth rates relative to the United States, along with the distribution of growth rates among countries, impact these two metrics.

To evaluate the catch-up performance over a given period, we defined the Catch-Up Index (CUI) as follows:

$$CUI_{0,T}^i = \ln \left[\frac{rel_y_T^i}{rel_y_0^i} \right] / T \quad (1)$$

Where $(rel_{y_t^i})$ represents for the relative per capita income of country i in year t compared to the United States, which is defined as follows:

$$rel_{y_t^i} = \frac{y_t^i}{y_t^{us}} \quad (2)$$

Note that y_t^i and y_t^{us} denote the per capita income of country i and the United States in year t , respectively, measured based on purchasing power parity (PPP) at constant prices. According to this definition, if the index $CUI_{0,T}^i$ is positive ($rel_{y_T^i} > rel_{y_0^i}$), country i has experienced catch-up; If the $(CUI_{0,T}^i)$ index is negative ($rel_{y_T^i} < rel_{y_0^i}$), country i has lagged behind. Moreover, if the $CUI_{0,T}^i$ index is zero ($rel_{y_T^i} = rel_{y_0^i}$), country i has neither caught up nor lagged behind. To analyze the factors driving the catch-up, the study employed the analytical framework of GDP growth developed by Jorgenson et al. (2005), as presented below:

$$CUI_{0,T}^i = (kpopc_{0,T}^i - kpopc_{0,T}^{us}) + (lpopc_{0,T}^i - lpopc_{0,T}^{us}) + (TFP_{0,T}^i - TFP_{0,T}^{us}) \quad 3)$$

Thus, the CUI of a country can be divided into three components, representing its performance relative to the United States across three sources of per capita growth:

$(kpopc_{0,T}^i - kpopc_{0,T}^{us})$: The difference in the capital deepening rate.

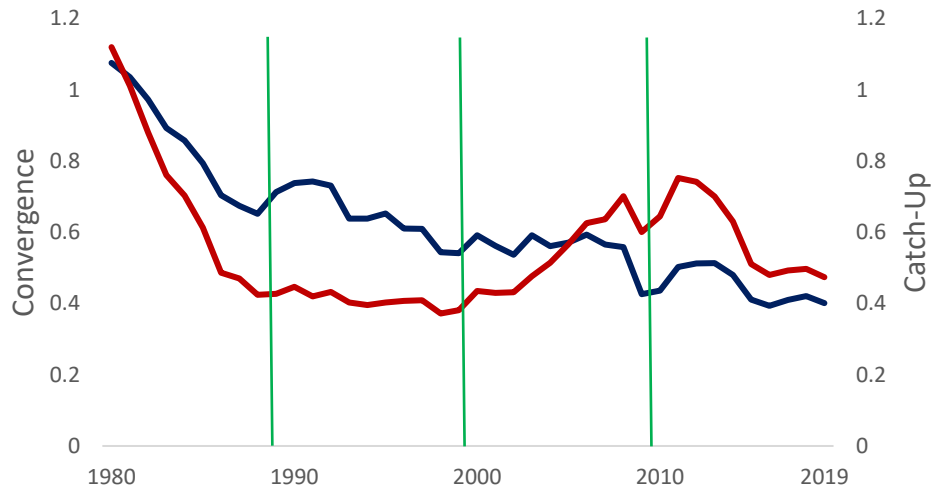
$(lpopc_{0,T}^i - lpopc_{0,T}^{us})$: The difference in the labor force participation rate.

$(TFP_{0,T}^i - TFP_{0,T}^{us})$: The difference in total factor productivity (TFP).

3. Results and Discussion

In Figure 1, the left axis displays convergence, shown by the MLD of GDP per capita (blue line). The right axis displays catch-up, measured by the average GDP per capita of 15 Middle Eastern countries relative to that of the United States (red line). Note that GDP per capita is measured at constant 2017 prices based on purchasing power parity. The graph clearly demonstrates that convergence and catch-up are distinct concepts. A comparison between 1980 and 2019 revealed significant convergence, as the dispersion of per capita income across these countries in 2019 (MLD = 0.40) was significantly lower than in 1980 (MLD = 1.07). However, no catch-up was observed during this period, as the average per capita income of these countries relative to the United States declined from 1.12 in 1980 to 0.47 in 2019.

Figure 1. Convergence and Catch-Up in MENA Countries



Source: Research results

Refer to Table 1 for further clarity. Concerning the entire 40-year period as a whole, the results indicated both convergence and a relative lagging behind.

Table 1. Convergence and Catch-Up

	1980-1999	2000-2009	2010-2019	1980-2019
Dispersion among countries	Convergence	Convergence	Slight convergence	Convergence
Gaps with the USA	Lagging behind	Catch-up	Lagging behind	Lagging behind

Source: Research results

Evidence suggests that capital deepening played a significant role in the performance of the 11 countries that experienced catch-up. In contrast, the impact of human resources appears to be less pronounced compared to that of capital deepening.

Table 2. Drivers of Economic Catch-Up (1980–2019)

Country	Catch-up components (amount)				Catch-up components (Share)		
	Catch-up Index (CUI)	Capital deepening	Human resource participation	Total factor productivity	Capital deepening	Human resource participation	Total factor productivity
Egypt	3.69	9.36	0.47	-6.14	253.3	12.7	-166.0
Lebanon	2.42	4.25	1.13	-2.96	175.8	46.5	-122.3
Iran	1.4	2.6	0.4	-1.6	179.6	28.4	-108.0
Iraq	1.13	0.9	-0.03	0.26	79.9	-2.6	22.7
Oman	1.02	6.03	2.95	-7.96	594.3	290.1	-784.4
Morocco	0.83	7.24	0.49	-69.1	873.3	59.7	-833.0
Jordan	0.6	3.8	1.2	-4.4	606.7	196	-702.7
Syria	0.44	3.95	-0.41	-3.1	900.9	-94.0	-706.9
Tunisia	0.31	6.1	0.61	-6.4	1946.1	201.4	-204.75
Bahrain	0.13	3.33	1.37	-4.57	2610.8	1072.0	-2583.0
Qatar	0.04	3.27	1.46	-4.69	7350.7	3290.6	-10541.3
Kuwait	-0.05	0.74	1.84	-2.63	-1529.9	-3782.5	5412.4
Saudi Arabia	-0.58	0.79	-0.21	-1.16	-135.2	36.1	199.1
Algeria	-1.95	-0.03	1.57	-3.49	1.4	-80.3	178.9
The Emirates	-4.74	-4.14	0.26	-0.86	87.5	-5.6	18.1

Source: Research results

4. Conclusion

The findings showed that MENA economies are heavily reliant on capital accumulation and deepening, with capital deepening serving as the primary driver of economic growth. This trend has continued for over 40 years and is likely to persist. There is no evidence to suggest that productivity growth has significantly contributed to the performance of MENA countries, leaving them substantially behind the United States in this respect. Additionally, the catch-up patterns seen in larger economies closely resemble those of smaller economies. To enhance economic stability and improve future prospects, it is essential for these countries to prioritize investment, increase the involvement of skilled labor (especially in knowledge-based industries), and gradually make a transition toward a knowledge-based economy. Producing more complex goods and fostering regional collaboration to reduce political tensions and economic risks are also crucial steps. By adopting these strategies, MENA countries can bolster their catch-up and pave the way for sustainable economic development in the future.

Keywords: Catch-up, Lagging Behind, Capital Deepening, Productivity, MENA Countries

JEL Classification: O47, J24, O16.

هم‌پایگی و جاماندگی کشورهای منا

دانشجوی دکتری اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران

محسن نمائی قاسمی 

استادیار گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران

مهدی فتح‌آبادی* 

استادیار گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران

مسعود صوفی مجیدپور 

دانشیار گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران

محمود محمودزاده 

چکیده

مجموع تولید ناخالص داخلی منطقه منا حدود ۷ تریلیون دلار (۵/۹ درصد جهان) و جمعیت آن حدود ۴۰۵ میلیون نفر (۵/۵ درصد جهان) در سال ۲۰۱۹ است. پرسش این است شکاف در آمد سرانه این کشورها نسبت به آمریکا (به عنوان نمونه بهینه) چه مسیری را طی کرده است؟ در این راستا، هدف این مقاله ارزیابی پیشران‌های شکاف درآمدی ۱۵ کشور منطقه منا و شمال آفریقا در دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۹ در زیربازه‌های مختلف است. شواهد نشان می‌دهد ۱۱ کشور در کل دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۹ هم‌پایگی داشته‌اند. برای دریافت بهتر، هم‌پایگی در چهار دهه ۸۹-۱۹۸۰ (دوره اول)، ۹۹-۱۹۹۰ (دوره دوم)، ۰۹-۲۰۰۰ (دوره سوم) و ۱۹-۲۰۱۰ (دوره چهارم) محاسبه شده است. در دوره اول، فقط مصر و مراکش هم‌پایگی داشته‌اند. در دوره دوم، ۹ کشور هم‌پایگی و ۶ کشور جاماندگی را تجربه کرده‌اند. در دوره سوم، بهبود قابل ملاحظه‌ای در هم‌پایگی کشورها (به جز امارات) مشاهده می‌شود. در دوره چهارم، کشورها در مسیر جاماندگی قرار گرفته‌اند. این دوره همزمان با درگیری‌های داخلی در عراق و سوریه، درگیری‌های یمن با عربستان، تنش‌های سیاسی در لبنان و تحریم‌های شدید آمریکا بر ضد ایران است. شواهد نشان می‌دهد در زمان هم‌پایگی، تعمیق سرمایه (افزایش سرمایه سرانه) در ۱۱ کشور نقش مسلط داشته است. مشارکت نیروی انسانی در سه کشور عراق، سوریه و عربستان منفی و در سایر کشورها مثبت بوده و اینکه سهم مشارکت نیروی انسانی کمتر از تعمیق سرمایه است. در هیچ یک از کشورها، مشارکت بهره‌وری مثبت نبوده است و شواهدی از نقش آفرینی رشد بهره‌وری در عملکرد این کشورها مشاهده نمی‌شود و فاصله عمیقی با آمریکا (کشور پیشرو متری) دارند.

کلیدواژه‌ها: هم‌پایگی، جاماندگی، بهره‌وری، تعمیق سرمایه

طبقه‌بندی JEL: O47, J24, O16.

مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رشته علوم اقتصادی دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه است.

* نویسنده مسئول: Mehdi_fa88@yahoo.com

۱. مقدمه

رشد اقتصادی از دهه ۱۹۵۰ در کانون مباحث اقتصادی قرار گرفت. سولو^۱ (۱۹۵۶) پیشرو نظریه پردازی در این زمینه بوده است. سولو با مباحث فنی و شواهد تجربی نشان داد سه عامل فناوری، موجودی سرمایه و نیروی انسانی پیشران‌های رشد اقتصادی یک کشور هستند. نظریه سولو در اغلب موارد، سربلند از آزمون‌ها بیرون آمده و در تبیین واقعیت‌ها موفق بوده است. با وجود این، اقتصاددانان نظریه سولو را تعمیق و گسترش داده و از جنبه‌های مختلف به آن نگرستند. در نگاه کلان، می‌توان نظریات رشد اقتصادی را در سه گروه جای داد.

– گروه اول با بهره‌مندی از نظریه سولو و افزودن جنبه‌های جدید به آن، انواع متغیرهای هدف را با روش‌های رگرسیونی ارزیابی کرده‌اند. در این روش با وجود مزیت‌های زیادی که دارد تعداد بی‌شماری از متغیرهای اقتصادی مؤثر بر رشد ارزیابی می‌شود؛ این پژوهشگران به روش‌های مختلف، نظریه سولو را بسط دادند. به این معنا که انواع سرمایه از قبیل سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی، سرمایه فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاوا) و سرمایه اجتماعی را وارد مدل کردند (Gruss, et al., 2020).

– گروه دوم با الهام از نظریه سولو، نگاه حسابدارانه به رشد اقتصادی دارند و در تلاش هستند سهم نهاده‌ها را از رشد اقتصادی دقیق‌تر بیان کنند. حسن این روش محدود بودن متغیرها و محاسبات کمی دقیق‌تر برای شناخت ماهیت رشد اقتصادی است (Koopman & Wacker, 2023).

– گروه سوم با تعمیم نظریه سولو در حالت پایدار، ساختار مناسبی برای کشورهای توسعه‌یافته فراهم کردند و تلاش دارند ماهیت رشد اقتصادی این کشورها را در بازه زمانی بلندمدت تعریف و تبیین کنند (Romer, et al., 1992).

بر این مینا، در این مقاله از چارچوب حسابداری رشد اقتصادی استفاده می‌شود. در میان بسیاری از توضیحات درباره موج رشد درآمد سرانه در طول ربع قرن پس از جنگ جهانی دوم، برجسته‌ترین فرضیه در مورد هم‌پایگی این است که کشورهای صنعتی «غربی» توانستند تعداد زیادی از فناوری‌های استفاده نشده را به تولید برسانند. بخش اصلی

1. Solow, R.M.

این فناوری‌ها شامل روش‌های تولید و سازمان‌دهی‌های صنعتی و تجاری بود که پیش‌تر در آمریکا استفاده می‌شد اما هنوز در سایر کشورهای غربی به کار گرفته نشده بود. در این فرضیه، آمریکا به عنوان «پیش‌رو» و سایر کشورها به عنوان «دنباله‌رو» در نظر گرفته می‌شوند که فرصت «هم‌پایگی»^۱ را داشتند. مطابق با این دیدگاه، از بین رفتن فرصت هم‌پایگی، اغلب به عنوان توضیحی درباره جاماندگی^۲ در رشد درآمد سرانه قلمداد می‌شود که بر همان گروه از کشورهای دنباله‌رو تحمیل شده است. این دیدگاه‌ها درخصوص دنباله‌روی و هم‌پایگی، فرضیه جامع‌تری را مطرح می‌سازد که سطوح درآمد سرانه کشورها تمایل به «همگرایی»^۳ دارند. هم‌پایگی و همگرایی تفاوت دارند. ایده اصلی فرضیه هم‌پایگی بر قانون بازده نهای نرولی استوار است (Kant, 2019). بدین صورت که وقتی یک کشور سرمایه‌گذاری کرده و بازده کسب می‌کند، در نهایت با افزایش سطح سرمایه‌گذاری، مقدار بازدهی سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد. براساس نظریه بازده نرولی سرمایه، بازدهی سرمایه‌گذاری در کشورهای غنی کمتر از کشورهای در حال توسعه است. مشاهدات تجربی نشان می‌دهند رشد اقتصادی اقتصادهای توسعه‌یافته نسبت به کشورهای کمتر توسعه‌یافته، کمتر و باثبات‌تر است. براساس گزارش بانک جهانی، متوسط رشد اقتصادی کشورهای با درآمد بالا، ۱/۶ درصد و رشد کشورهای با درآمد متوسط ۳/۶ درصد و رشد کشورهای کم‌درآمد ۴/۰ درصد در سال ۲۰۱۹ بوده است. بر این مبنا، رشد اقتصادی کشورهای توسعه‌نیافته رشد بیشتری در مقایسه با کشورهای با درآمد بالا داشته‌اند.

منا و شمال آفریقا از نظر اقتصادی، ذخایر انرژی و موقعیت جغرافیایی، نقش مهمی در اقتصاد جهانی دارد. این منطقه ۵/۹ درصد تولید ناخالص داخلی و ۵/۵ درصد جمعیت جهان را در سال ۲۰۱۹ به خود اختصاص داده است. این منطقه ویژگی‌های مشترک فرهنگی و اقتصادی زیادی دارند. متوسط درآمد سرانه منطقه در سال ۲۰۱۹ براساس برابری قدرت خرید حدود ۱۶ هزار دلار بوده که نسبت به سال قبل نشان از رشد ۴/۴ درصدی دارد. در همین سال درآمد سرانه آمریکا^۴ حدود ۶۴۰۰۰ دلار بوده که رشد ۱/۵ درصدی داشته است. حال پرسش‌های اصلی این هستند که آیا شکاف در درآمد سرانه کشورهای منطقه منا

1. Catch-up

2. Lagging Behind

3. Convergence

۴. در همه مطالعات هم‌پایگی، آمریکا به عنوان نمونه بهینه در نظر گرفته می‌شود (Woo, 2011).

نسبت به آمریکا در چند دهه گذشته کاهش یافته است؟ آیا «هم‌پایگی» در این کشورها وجود دارد؟ این پرسش‌ها اغلب هنگام بررسی الگوهای رشد اقتصادی کشورها به ذهن خطور می‌کند. در نگاه نخست، تمیز این دو سؤال از هم دشوار است. به نظر می‌رسد هر دو به نتیجه یکسانی از پیشرفت به سمت استانداردهای زندگی برابرتر در میان کشورها اشاره می‌کنند که اغلب در ادبیات رایج به عنوان «همگرایی» از آن یاد می‌شود. با بررسی بیشتر، آشکار می‌شود این دو سؤال، پاسخ‌های متفاوتی دارند (Kremer, et al., 2022).

در ادبیات اقتصادی، این نتیجه حاصل می‌شود که رشد اقتصادی کشورهای فقیر بیش از کشورهای ثروتمند است. شواهد در این زمینه متناقض است و پاسخ و نتیجه سراسر در این زمینه وجود ندارد. بنابراین نمی‌توان پاسخ پیشینی به این پرسش داد و لازم است شواهد آماری بررسی شوند. وو^۱ (۲۰۱۱) با محاسبه هم‌پایگی در طول دوره ۱۷-۲۰۰۰ برای ۱۲۱ اقتصاد شده که ۸۷ کشور نسبت به آمریکا، هم‌پایه و ۲۳ اقتصاد جا مانده هستند. شش اقتصاد از هفت اقتصاد در ای‌هفت^۲ هم‌پایه، در حالی که پنج اقتصاد از شش اقتصاد جی‌هفت^۳ جا مانده بودند. چین و هند، دو اقتصاد بزرگ ای‌هفت، در فهرست ۱۰ اقتصاد برتر هم‌پایه در دوره ۱۷-۲۰۰۰ هستند در حالی که اندونزی، ترکیه و کره جنوبی در ۵۰ اقتصاد برتر هم‌پایه قرار داشتند. تعمیق سرمایه، مشارکت نیروی کار و بهره‌وری، محرک‌های هم‌پایگی بوده‌اند. اقتصادهای آسیایی ای‌هفت چین، هند، اندونزی و کره جنوبی عملکرد قابل قبولی داشته‌اند و تعمیق سرمایه، مشارکت نیروی کار و رشد بهره‌وری کل مثبت بوده است. انباشت سرمایه نقش حیاتی در این چهار اقتصاد آسیایی دارد. سه اقتصاد غیر آسیایی ای‌هفت ترکیه، برزیل و مکزیک در مقایسه با هم‌تایان آسیایی ای‌هفت خود، الگوهای متفاوتی از عملکرد هم‌پایگی نشان داده‌اند. برای هر سه اقتصاد، بهره‌وری کل یک محرک قوی بوده است. اقتصادهای جی‌هفت الگوهای تقریباً مشابهی در اجزای هم‌پایگی دارند. هر شش اقتصاد از نظر نیروی کار نسبت به آمریکا بهتر عمل کردند اما در بهره‌وری کل جا مانده‌اند. در تعمیق سرمایه، ژاپن و کانادا کمی بهتر از آمریکا عمل کرده ولی آلمان، بریتانیا، فرانسه و ایتالیا جا مانده‌اند.

1. Woo, W.T.

۲. کشورهای ای‌هفت عبارتند از چین، هند، اندونزی، برزیل، مکزیک، ترکیه و کره جنوبی

۳. کشورهای جی‌هفت عبارتند از آمریکا، ژاپن، آلمان، انگلیس، فرانسه، ایتالیا و کانادا

آشکار است که پاسخ واحد برای هم‌پایگی کشورها وجود ندارد و نیازمند بررسی شواهد است. در این راستا، هدف اصلی این مقاله ارزیابی وضعیت هم‌پایگی کشورهای منطقه منا و تبیین پیشران‌های هم‌پایگی است. ادامه مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است. بخش دوم به مرور ادبیات می‌پردازد. بخش سوم به روش‌شناسی اختصاص دارد. در بخش چهارم نتایج بیان می‌شود. بخش پایانی به نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی اختصاص دارد.

۲. پیشینه نظری

«فرضیه هم‌پایگی» بیان می‌دارد جاماندگی در سطح درآمد سرانه، پتانسیل پیشرفت سریع را به همراه دارد. به عبارت دیگر، قضیه این است که در مقایسه‌های بین کشوری، نرخ رشد درآمد سرانه در دوره‌های طولانی مدت رابطه معکوس با سطوح اولیه درآمد سرانه دارد. ایده اصلی این موضوع به سطح فناوری تبلور یافته در موجودی سرمایه یک کشور مربوط می‌شود. تصور کنید که سطح درآمد سرانه به طور کامل تابعی از سطح فناوری تبلور یافته در موجودی سرمایه است. در یک «کشور پیشرو» می‌توان فرض کرد که فناوری متبلور شده در هر مجموعه از موجودی سرمایه آن در زمان سرمایه‌گذاری در مرز فناوری قرار داشته و سن فناوری موجودی سرمایه در واقع همان سن تقویمی آن خواهد بود. اما در یک کشور دنباله‌رو (پیرو) که سطح درآمد سرانه آن پایین‌تر است، سن فناوری موجودی سرمایه نسبت به سن تقویمی آن بالاتر است. حتی ممکن است موجودی سرمایه با توجه به قدمتش از کار افتاده باشد. هنگامی که کشور پیشرو موجودی سرمایه قدیمی را کنار می‌گذارد و آن را جایگزین می‌کند، افزایش درآمد سرانه همراه با پیشرفت دانش در حد فاصل بین زمانی که سرمایه قدیمی نصب شده و زمان جایگزینی آن، کنترل و محدود می‌شود. با این حال، کشورهایی که پشت سر کشور پیشرو هستند، پتانسیل جهش بزرگتری را دارند. سرمایه جدید می‌تواند مرز دانش را متبلور سازد اما سرمایه‌ای که جایگزین آن می‌شود، از نظر فناوری کهنه شده است (Abramovitz, 1986). بنابراین، هر چه شکاف فناوری و در نتیجه درآمد سرانه بین کشور پیشرو و کشورهای دنباله‌رو بیشتر باشد، پتانسیل دنباله‌روها برای رشد درآمد سرانه قوی‌تر خواهد بود. اگر سایر عوامل یکسان باشند، می‌توان انتظار داشت سرعت رشد کشورهای دنباله‌رو سریع‌تر باشد. اگر کشورهای دنباله‌رو در ابتدا عقب‌تر باشند، تمایل دارند سریع‌تر به هم‌پایگی برسند.

علاوه بر این، هم‌پایگی یک فرآیند خودمحدودکننده خواهد بود زیرا وقتی یک کشور دنباله‌رو فرآیند هم‌پایگی را طی می‌کند، امکان جهش‌های بزرگ از طریق جایگزینی فناوری با عملکرد بهتر با فناوری‌های کهنه و از کار افتاده کمتر می‌شود. در واقع، پتانسیل رشد یک کشور دنباله‌رو با همگرا شدن سطح درآمد سرانه آن به سمت کشور پیشرو تضعیف می‌شود. این ایده هرچند بسیار ساده است اما نیاز به پرورش دارد که در ادامه حداقل چهار مورد ذکر خواهد شد (Salter, 1965):

۱. همان فرصت فناورانه که امکان پیشرفت سریع از طریق مدرن‌سازی (نوسازی یا نوین‌سازی) را فراهم می‌کند، رشد سریع موجودی سرمایه را نیز ممکن می‌سازد که بخشی از آن به دلیل بازدهی خود نوسازی است و بخشی به این علت است که پیشرفت فناوری، قیمت کالاهای سرمایه‌ای را نسبت به قیمت نیروی کار کاهش می‌دهد. بنابراین، علاوه بر کاهش سن فناوری به سمت سن تقویمی، نرخ افزایش نسبت سرمایه به کار بیشتر و رشد درآمد سرانه از هر دو جنبه منتفع می‌شود. همچنین اگر پیشامدها باعث تسریع رشد موجودی سرمایه شود، در نتیجه سن تقویمی آن نیز کاهش خواهد یافت.
۲. رشد درآمد سرانه باعث افزایش تولید کل نیز می‌شود. در این صورت، افق وسیع‌تری از پیشرفت فناوری مقیاس‌محور پدیدار خواهد شد.
۳. جاماندگی فرصتی را برای مدرن‌سازی فناوری تبلور نیافته و تبلور یافته فراهم می‌نماید.
۴. کشورهایی که سطح صنعتی شدن آنها به نسبت پایین است، اگر دارای تعداد زیادی کارگر مازاد در بخش کشاورزی و کسب و کار خرد باشند، همانطور که معمولاً اتفاق می‌افتد، فرصتی برای رشد درآمد سرانه با بهبود تخصیص نیروی کار خواهند داشت.

جاماندگی فناوری معمولاً یک تصادف صرف نیست. گاهی، ویژگی‌های اجتماعی منشأ بخشی از این جاماندگی است و شاید هم علت شکست یک کشور در گذشته باشد. کاستی‌های مشابه از جهش فناوری کامل پیش‌بینی شده در فرضیه ساده یک کشور

عقب‌افتاده، جلوگیری می‌کند. روزوفسکی^۱ (۱۹۷۳) این ویژگی‌ها را «قابلیت اجتماعی»^۲ خوانده است. براساس فرضیه قابلیت اجتماعی، تحولات پیش‌بینی‌شده در صورتی در مقایسه‌های بین کشوری نمایش داده شود که قابلیت‌های اجتماعی کشورها تقریباً یکسان باشد. بنابراین، باید گفت که وقتی یک کشور جامانده، قابلیت لازم را نداشته باشد، پتانسیل رشد سریع برای آن وجود ندارد؛ در مقابل کشوری که از نظر فناوری عقب‌افتاده اما از نظر اجتماعی پیشرفته باشد، امکان رشد سریع را دارد. مشکل جذب قابلیت اجتماعی در فرضیه هم‌پایگی، چگونگی اندازه‌گیری آن است. در ادامه چند دیدگاه در این خصوص بیان می‌شود.

دیدگاه نخست به مفهوم آشنای بده بستان میان تخصص‌گرایی و تطبیق‌پذیری مربوط می‌شود. محتوای آموزش در یک کشور و ویژگی سازمان‌های صنعتی، تجاری و مالی آن باید به گونه‌ای طراحی شوند که بتوان به خوبی از توان فناوری موجود بهره‌مند شد. ممکن است این موارد برای تطبیق با الزامات تغییر چندان مناسب نباشند. احتمالاً برخی قابلیت‌ها برای تطبیق در همه جا وجود دارد اما کشورها ممکن است از این نظر با یکدیگر تفاوت داشته باشند و قابلیت‌های آنها برای تطبیق می‌تواند در طول زمان تغییر کند.

در دیدگاه دوم، مفهوم تطبیق‌پذیری بیان می‌دارد که بین قابلیت اجتماعی و فرصت فناوری اثر متقابل وجود دارد. وضعیت آموزش تبلور یافته و ساختار نهادی، محدودیت‌هایی در انتخاب فناوری ایجاد می‌کنند. بنابراین کشورها یاد می‌گیرند ساختار نهادی خود را اصلاح کنند و سپس با کسب تجربه، آنها را بهبود بخشند. با این کار محدودیت‌های تحمیل شده به وسیله قابلیت اجتماعی بر پذیرش موفقیت‌آمیز یک فناوری پیشرفته‌تر به تدریج تضعیف شده و امکان بهره‌برداری از آن فراهم می‌گردد. قابلیت اجتماعی علاوه بر محتوای آموزشی و سازماندهی بنگاه‌ها، به عوامل دیگری از قبیل درجه رقابتی اقتصاد، شرایط تأسیس و فعالیت بنگاه‌های جدید و خرید و فروش کالاها و خدمات جدید بستگی دارد. بنابراین توان بالقوه یک کشور دنباله‌رو برای رشد سریع با همگرا شدن سطح فناوری آن با کشور پیشرو ضعیف می‌شود. اگر قابلیت اجتماعی درونزا باشد این موضوع لزوماً صادق نخواهد بود و با کاهش شکاف‌های فناوری، رشد کشور دنباله‌رو قوی‌تر یا شاید ضعیف‌تر شود. در

1. Rosovsky, H.
2. Social Capability

یک حالت، تکامل قابلیت اجتماعی مرتبط با هم‌پایگی این امکان را فراهم می‌کند که حتی کشورهای دنباله‌رو از کشورهای پیشرو پیشی بگیرند. در حالت دیگر، کشور پیشرو با پس‌بکشد یا تعقیب کشورهای دنباله‌رو ممکن است کند شود.

یک نکته فنی وجود دارد. دنیسون^۱ (۱۹۶۷) و کراویس^۲ (۱۹۸۴) بیان داشتند وقتی سطح درآمد سرانه کشورهای دنباله‌رو با کشورهای پیشرو همگرا می‌شود، ساختار مصرف و قیمت‌های آن‌ها نیز همگرا می‌شوند. متیوز^۳ (۱۹۶۹) نیز مشاهده کرد با کاهش شکاف‌های درآمد سرانه، همگرایی الگوهای مصرف و تولید برای کشورهای دنباله‌رو سهل‌تر می‌گردد. بنابراین، این موضوع یکی دیگر از ویژگی‌های این ایده است که فرآیند هم‌پایگی به‌طور مستمر خودمحدودکننده است. ترکیب شکاف فناوری و قابلیت اجتماعی، توان بالقوه یک کشور را برای پیشرفت درآمد سرانه از طریق فرآیند هم‌پایگی تعیین می‌کند؛ با این حال، باید در بلندمدت تنها به عنوان یک توان بالقوه در نظر گرفته شود. تحقق توان بالقوه به عواملی بستگی دارد که در ادامه به برخی از آنها اشاره می‌شود (Abramovitz, 1986)؛

۱. ایجاد شرایط برای انتشار دانش؛ به عنوان مثال، کانال‌های ارتباط فنی بین‌المللی، شرکت‌های چندملیتی، وضعیت تجارت بین‌الملل.

۲. ایجاد شرایط تسهیل یا ممانعت تغییرات ساختاری در ترکیب تولید، توزیع شغلی و صنعتی نیروی کار و موقعیت جغرافیایی صنعت و جمعیت. از جمله عوامل دیگر می‌توان به شرایط عرضه نیروی کار، وجود ذخایر نیروی کار در کشاورزی و عوامل کنترل‌کننده مهاجرت داخلی و بین‌المللی اشاره نمود.

۳. ایجاد شرایط کلان اقتصادی و پولی که سبب تشویق و تداوم سرمایه‌گذاری موجودی سرمایه و سطح و رشد تقاضای مؤثر می‌گردد.

درخصوص ایده هم‌پایگی فناوری، می‌توان این فرضیه را به این صورت خلاصه نمود. کشورهایی که از نظر فناوری عقب مانده‌اند، دارای پتانسیل رشد سریع‌تری نسبت به کشورهای پیشرفته‌تر هستند، به این شرط که قابلیت‌های اجتماعی آنها به اندازه کافی توسعه یافته باشد تا امکان بهره‌برداری موفقیت‌آمیز از فناوری‌هایی که پیش‌تر توسط پیشگامان

1. Denison, E.F.

2. Kravis, I.B.

3. Matthews, R.C.O.

فناوری به کار گرفته شده، فراهم شود. سرعتی که در آن توان بالقوه برای هم‌پایگی در یک دوره خاص تحقق یابد، به عواملی همچون انتشار دانش، نرخ تغییرات ساختاری، انباشت سرمایه و گسترش تقاضا بستگی دارد. فرآیند هم‌پایگی تمایل دارد که خودمحدودکننده باشد اما قدرت این تمایل ممکن است حداقل برای دوره‌های محدود تضعیف یا غالب گردد که این امر با مزایای مرتبط با همگرایی الگوهای تولید، همچنان که کشورهای دنباله‌رو به سمت کشورهای پیشرو همگرا می‌شوند و یا با گسترش درونزای قابلیت‌های اجتماعی امکان‌پذیر است.

۳. پیشینه تجربی

وو (۲۰۲۰) منابع رشد اقتصادی را در کشورهای ای‌هفت و جی‌هفت بررسی کرده است. ای‌هفت به عنوان یک گروه بیش از چهار برابر بزرگتر از جی‌هفت از نظر جمعیت است و همچنین تولید ناخالص داخلی آن‌ها از جی‌هفت بیشتر است (۴۵/۸ تریلیون دلار در مقابل ۳۸/۹ تریلیون دلار). چین و آمریکا به ترتیب اعضای پیشرو در ای‌هفت و جی‌هفت نقش مشابه در گروه مربوط به خود دارند و سهم غالب در هر دو تولید ناخالص داخلی (۵۱/۸ درصد برای چین در ای‌هفت و ۵۰/۲ آمریکا در جی‌هفت). جمعیت چین ۴۰/۸ درصد و جمعیت آمریکا ۴۲/۶ درصد به ترتیب جمعیت ای‌هفت و جی‌هفت را تشکیل می‌دهند. در مقایسه با متوسط گروه خود، چین و آمریکا هر دو دارای بالاترین سطح درآمد هستند (۱۲۷/۲٪ برای چین و ۱۱۷/۷٪ برای آمریکا). با این حال، چین بسیار کمتر از سه کشور همتای خود در ای‌هفت مکزیك، ترکیه و کره جنوبی است، درحالی‌که آمریکا از همه عملکرد بهتری دارد.

ای‌هفت و جی‌هفت به ترتیب ۳۶/۵ و ۳۱ درصد تولید ناخالص داخلی جهان را تشکیل می‌دهند. مجموع سهم آن‌ها ۶۷/۵ درصد است. سهم گروه ای‌هفت از تولید ناخالص داخلی در ۲۰۱۷ در مقایسه با سال ۲۰۰۰ افزایش یافته است (از ۲۲/۳ به ۳۶/۵ درصد) و سهم گروه جی‌هفت در این دوره از ۴۳/۸ درصد به ۳۱ درصد کاهش یافته است. سهم گروه ای‌هفت حدود ۵۷/۸ درصد و گروه جی‌هفت ۱۷/۱ درصد از رشد اقتصادی جهان است. بنابراین مجموع سهم آن‌ها در رشد اقتصادی جهان ۷۵ درصد است. پرسش کلیدی این است که منشأ رشد اقتصادی این کشورها چیست؟ گروه ای‌هفت از دو نظر بسیار بهتر از جی‌هفت عمل

کرد. اول، ای هفت به عنوان یک گروه متوسط رشد ۶/۶ درصدی را ثبت کرد که تقریباً چهار برابر بیشتر از جی هفت ۱/۷ درصد بود. دوم، دو کشور پسر و ای هفت برزیل و مکزیک با دو بازیگر پیشرو جی هفت در آمریکا و کانادا که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی آنها تقریباً ۲ درصد بود، همتراز بودند. انباشت سرمایه یک منبع مهم رشد برای ای هفت و جی هفت است که ۳/۴۹ درصد در سال برای ای هفت و ۱/۱۷ درصد برای جی هفت بود. در حالی که میزان سهم ورودی سرمایه برای ای هفت به طور قابل توجهی بیشتر از جی هفت بود، سهم این منبع در رشد تولید ناخالص داخلی برای جی هفت (۶۸/۸ درصد) بسیار بیشتر از ای هفت (۵۲/۹ درصد) است.

علاوه بر این، این سهم نه تنها برای اقتصادهای جی هفت بلکه برای چهار اقتصاد پردرآمد ای هفت یعنی ترکیه (۷۹/۵٪)، کره جنوبی (۷۷/۶٪)، برزیل (۶۳/۹٪) و مکزیک (۶۱/۵٪) بالا بود. حتی برای کشورهای پیشرفته، تمرکز بر نوآوری به تنهایی برای حفظ رشد مطلوب کافی نیست. به این معنا که بهبود محیط کسب و کار برای تقویت سرمایه گذاری یک اولویت استراتژیک برای ارتقای رشد اقتصادی نه تنها برای اقتصادهای با درآمد پایین تر بلکه همچنین با درآمد بالاتر است. این بینش با یافته های مطالعات قبلی در مورد اهمیت انباشت سرمایه در محرک رشد اقتصادی همخوانی دارد (Jorgenson, et al., 2005; Kumar & Russel, 2002; Corrado, et al., 2009, 2013; Woo, 2011).

سرمایه فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاوا) منبع مهم رشد اقتصادی و عملکرد بهره وری است. شواهدی مبنی بر نقش فاوا در رشد برای هر دو اقتصاد ای هفت و جی هفت که از ۲۰۰۰/۲۰ واحد درصد برای اندونزی تا ۱۰/۰ کره در ای هفت و از ۲۴/۰ برای ایتالیا تا ۵۴/۰ برای آمریکا در جی هفت متفاوت است. توجه به این نکته مهم است که سهم سرمایه فاوا در کل مشارکت سرمایه برای گروه جی هفت (۳۷/۶ درصد) بیش از ای هفت (۱۵/۲ درصد) است. در حالی که میزان سهم فاوا در رشد بین اقتصادهای ای هفت و جی هفت قابل مقایسه بود، نقش نسبی آن در هدایت انباشت سرمایه و رشد تولید ناخالص داخلی به طور قابل توجهی برای اقتصادهای پیشرفته تر بیشتر بود. برخی از اقتصادهای جی هفت در پذیرش فاوا برای رشد عقب مانده بودند.

چون و همکاران^۱ (۲۰۱۵) دریافتند که ژاپن در بهره‌برداری از هم‌افزایی بین فاوا و سرمایه‌گذاری‌های نامشهود برای تقویت رشد بهره‌وری در دهه ۲۰۰۰ پشت سر کره جنوبی بود. نیروی کار که محصول اشتغال (ساعات کار) و کیفیت نیروی کار است، یک منبع مثبت رشد برای همه اقتصادهای ای‌هفت و جی‌هفت است، به‌طوری‌که این مقدار برای ای‌هفت تقریباً دو برابر بیشتر از جی‌هفت است. درحالی‌که کیفیت نیروی کار منبع مثبت رشد برای همه اقتصادهای ای‌هفت و جی‌هفت است، ساعات کار فقط برای ژاپن منفی بود. این سهم منفی ساعات کار در رشد ژاپن احتمالاً به دلیل مشکل پیری و انقباض جمعیت این کشور بوده است.

جدول ۱. منابع رشد اقتصادی، ۲۰۰۰-۱۷: ای‌هفت و جی‌هفت

اقتصاد	رشد	مشارکت سرمایه		مشارکت نیروی کار			بهره‌وری
		کل	غیرفاوا	فاوا	کل	ساعات	کیفیت
ای‌هفت	۶/۶	۳/۴۹	۲/۹۶	۰/۵۳	۱/۰۶	۰/۵۷	۰/۴۹
چین	۹/۴	۴/۴۲	۳/۸۴	۰/۵۷	۰/۷۳	۰/۴	۰/۳۳
هند	۶/۹	۳/۸۴	۳/۱۵	۰/۶۹	۱/۴	۰/۹	۰/۵
اندونزی	۵/۳	۳/۰۴	۲/۸۴	۰/۲۰	۱/۳۶	۰/۷۲	۰/۶۳
ترکیه	۴/۹	۳/۸	۳/۳۲	۰/۴۷	۱/۴۳	۰/۸۹	۰/۵۴
کره	۳/۸	۳/۰۲	۲/۰۲	۱/۰	۰/۲۵	۰/۱۱	۰/۱۳
بزریل	۲/۳	۱/۴۷	۱/۱	۰/۳۸	۱/۹۵	۰/۵۸	۱/۳۷
مکزیک	۲/۰	۱/۲۳	۰/۹۷	۰/۲۵	۱/۰۷	۰/۸۹	۰/۱۸
جی‌هفت	۱/۷	۱/۱۷	۰/۷۲	۰/۴۴	۰/۴۴	۰/۱۹	۰/۲۵
آمریکا	۲/۱	۱/۳۱	۰/۷۷	۰/۵۴	۰/۴۸	۰/۲۳	۰/۲۴
کانادا	۲/۰	۱/۵۹	۱/۱۳	۰/۴۷	۰/۸	۰/۶۳	۰/۱۶
انگلیس	۱/۸	۱/۲	۰/۸۶	۰/۳۴	۰/۸	۰/۴۷	۰/۳۳
آلمان	۱/۳	۰/۸۹	۰/۵۸	۰/۳۱	۰/۲۹	۰/۱۲	۰/۱۷
ژاپن	۱/۳	۱/۰۴	۰/۶۱	۰/۴۳	۰/۱۸	-۰/۱۳	۰/۳۰
فرانسه	۱/۲	۱/۰۳	۰/۶۹	۰/۳۴	۰/۴۸	۰/۲۱	۰/۲۷
ایتالیا	۰/۲	۰/۷۳	۰/۴۹	۰/۲۴	۰/۲۳	۰/۰۴	۰/۱۹

مأخذ: وو (۲۰۲۰)

1. Chun, H., et al.

رشد بهره‌وری کل برای چهار اقتصاد ای‌هفت چین (۴/۲ واحد درصد)، هند (۱/۶۳ واحد درصد) و اندونزی (۰/۸۵ واحد درصد) و کره جنوبی (۰/۴۹ واحد درصد) مثبت و قابل توجه بود. مقدار آن منفی برای سه اقتصاد دیگر ای‌هفت، ترکیه (۰/۳- واحد درصد)، برزیل (۱/۱۱- واحد درصد) و مکزیک (۰/۳- واحد درصد) است. در همان زمان، رشد بهره‌وری کل تنها برای سه اقتصاد جی‌هفت در آمریکا (۰/۳۵)، آلمان (۰/۱) و ژاپن (۰/۰۶) مثبت بود در حالی که برای چهار مورد دیگر منفی بود، کانادا (۰/۴-)، بریتانیا (۰/۲۴-)، فرانسه (۰/۲۸-) و ایتالیا (۰/۸۲-) است. در سطح کل گروه، رشد بهره‌وری کل برای ای‌هفت (۲/۰۶) زیاد بود اما برای جی‌هفت (۰/۰۷) بود، به این معنی که ای‌هفت نه تنها در پیشبرد رشد اقتصادی جهان بلکه در بهبود کلی آن از جی‌هفت مهم‌تر شده است.

جدول ۲. پیشران‌های هم‌پایگی، ۱۷-۲۰۰۰، ای‌هفت و جی‌هفت

اجزای هم‌پایگی: مقدار				اجزای هم‌پایگی: درصد			
اقتصاد	هم‌پایگی	تعمیق سرمایه	نیروی کار	بهره‌وری کل	تعمیق سرمایه	نیروی کار	بهره‌وری کل
ای‌هفت							
چین	۷/۵۴	۳/۱۸	۰/۴۱	۳/۹۴	۴۲	۶	۵۲
هند	۴/۱۷	۲/۲۶	۰/۳۸	۱/۵۳	۵۴	۹	۳۷
اندونزی	۲/۸۳	۱/۳۵	۰/۵۸	۰/۹۰	۴۸	۲۰	۳۲
ترکیه	۲/۳۷	۲/۱۱	۰/۶۲	-۰/۳۶	۸۹	۲۶	-۱۵
کره	۱/۹۶	۱/۷۶	۰/۱۶	۰/۰۳	۹۰	۸	۲
برزیل	۰/۰۲	-۰/۰۲	۰/۳۷	-۰/۳۴	-۱۱۶	۲۰۸۶	-۱۸۷۰
مکزیک	-۰/۴۷	-۰/۳۸	۰/۶۳	-۰/۷۱	۸۲	-۱۳۵	۱۵۳
جی‌هفت							
ژاپن	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۲۱	-۰/۲۳	۱۳۹	۴۷۷	-۵۱۶
آمریکا	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	-	-	-
آلمان	-۰/۱۳	-۰/۱۷	۰/۳۶	-۰/۳۲	۱۳۰	-۲۸۰	۲۵۰
انگلیس	-۰/۲۰	-۰/۰۹	۰/۴۰	-۰/۵۰	۴۷	-۲۰۵	۲۵۸
کانادا	-۰/۳۴	۰/۱۹	۰/۳۰	-۰/۸۳	-۵۷	-۹۰	۲۴۷
فرانسه	-۰/۶۳	-۰/۲۱	۰/۱۹	-۰/۶۱	۳۴	-۲۹	۹۶
ایتالیا	-۱/۴۹	-۰/۴۳	۰/۱۶	-۱/۲۲	۲۹	-۱۱	۸۲

مأخذ: وو (۲۰۲۰)

بازدهی تولید قوی‌تر چین، هند، اندونزی و آمریکا در رشد بهره‌وری کل نشان می‌دهد که اقتصادهای بزرگ احتمالاً پتانسیل بیشتری برای بهبود کارایی خود دارند. یکی از دلایل احتمالی مزیتی است که این اقتصادها در دستیابی به رشد از طریق اصلاحاتی دارند که تغییرات ساختاری را تقویت می‌کند که منبع مهمی برای رشد است (Caselli, F., & Coleman II, W., 2001; Vu, K. M, 2018).

کدام کشورها در هم‌پایگی موفق بوده‌اند؟ این دو پژوهشگر معیاری برای هم‌پایگی تعریف و آن را محاسبه کرده‌اند. با محاسبه هم‌پایگی در طول دوره ۱۷-۲۰۰۰، شش اقتصاد از هفت اقتصاد در ای‌هفت هم‌پایه، در حالی که پنج اقتصاد از شش اقتصاد جی‌هفت جا مانده بودند. چین و هند، دو اقتصاد بزرگ ای‌هفت، در فهرست ۱۰ اقتصاد برتر هم‌پایه در دوره ۱۷-۲۰۰۰ ظاهر شدند، در حالی که اندونزی، ترکیه و کره جنوبی در ۵۰ اقتصاد برتر هم‌پایه قرار داشتند. محرک‌های هم‌پایگی اقتصادی هر کشور را می‌توان به سه مؤلفه تقسیم کرد: تعمیق سرمایه، مشارکت نیروی کار و بهره‌وری خام. بهره‌وری خام دارای دو جزء کیفیت کار رشد بهره‌وری است. این مؤلفه، معیار وسیع‌تری از بهبود کارایی در استفاده از عوامل تولید اصلی را ارائه می‌دهد: سرمایه و ساعات کار.

همه اقتصادهای آسیایی ای‌هفت (چین، هند، اندونزی و کره جنوبی) عملکرد قابل قبولی را ثبت کردند که برای آن هر سه عامل تعمیق سرمایه، مشارکت نیروی کار و رشد بهره‌وری کل مثبت بودند. بزرگی قابل توجهی از تعمیق سرمایه (بیش از ۱/۰) مشاهده شده برای این چهار اقتصاد بر نقش حیاتی انباشت سرمایه در موفقیت اقتصادی آسیا دلالت دارد. دوم، سه اقتصاد غیر آسیایی ای‌هفت (ترکیه، برزیل و مکزیک) در مقایسه با هم‌تایان آسیایی ای‌هفت خود، الگوهای متفاوتی از عملکرد هم‌پایگی نشان دادند. برای هر سه اقتصاد، بهره‌وری کل یک کشنده بود، به این معنا که آنها در بهبود کارایی استفاده از عوامل تولید پایه از آمریکا عقب بودند. این کشنده نه تنها برای مکزیک جامانده بلکه برای ترکیه و برزیل نیز که در این زمینه پیشرفت کرده‌اند نیز نگران‌کننده است. قابل توجه است که عملکرد قوی ترکیه به شدت تحت تأثیر تعمیق سرمایه بوده است که ۸۹/۲ درصد به آن کمک کرده است. در همان زمان، عملکرد ضعیف هم‌پایگی برزیل صرفاً ناشی از مشارکت نیروی کار بود، در حالی که تعمیق سرمایه و بهره‌وری کل آن پسرفت داشته‌اند. سوم، اقتصادهای جی‌هفت الگوهای تقریباً مشابهی در اجزای هم‌پایگی خود داشتند. هر شش اقتصاد از نظر مشارکت

نیروی کار از آمریکا بهتر عمل کردند اما در بهره‌وری کل عقب ماندند. با توجه به تعمیق سرمایه، ژاپن و کانادا کمی قوی‌تر از آمریکا بودند، در حالی که آلمان، بریتانیا، فرانسه و ایتالیا عقب ماندند.

یانگ^۱ (۲۰۲۰) نشان داد سهم سرمایه فیزیکی از رشد در کشورهای مختلف بین ۰ تا ۴/۴۱ درصد، سهم سرمایه انسانی بین ۰/۵۳ تا ۰/۸۰ درصد، سهم سرمایه طبیعی بین ۰ تا ۶/۴۵ درصد و سهم نیروی کار غیرماهر بین ۰ تا ۱۳/۴۹ درصد است. نویسندگان نشان دادند سهم عوامل تولید در رشد اقتصادی ثابت نیستند و سهم سرمایه طی زمان در حال افزایش است. سکوئرا و مارائو^۲ (۲۰۲۰) به این نتیجه رسیدند سهم عوامل تولید کلاسیک (نیروی کار و سرمایه) از رشد اقتصادی چین از ۷۰ درصد در سال ۲۰۱۳ به ۹۹ درصد در سال ۲۰۲۲ رسیده است. نویسندگان نشان دادند سهم درآمدی نیروی کار در آمریکا به‌ویژه، بخش صنایع کارخانه‌ای با کاهش همراه بوده که تفاوت در میزان تغییرات فنی سرمایه میان بخش‌ها از دلایل مهم این تغییر است. پانکراتوف^۳ (۲۰۱۹) در مطالعات خود دریافتند پیشرفت تکنولوژیکی منبع اصلی رشد اقتصادی ۴۸ ایالت آمریکا بوده است. آنها نشان دادند سهم انباشت سرمایه فیزیکی از رشد اقتصادی ۷۱ درصد، سهم نیروی کار ۲۵ درصد و سهم بهره‌وری کل عوامل برابر ۴ درصد است. محققان نتیجه‌گیری کردند که سهم درآمدی نیروی کار غیرماهر در آمریکا کاهش و از ۰/۱۲ به ۰/۰۶ رسیده اما سهم نیروی کار ماهر افزایش یافته است که این تأثیر زیادی بر حسابداری رشد دارد.

در ایران پژوهش‌های حسابداری رشد اقتصادی با رهیافت برون‌زا انجام شده است که از میان آن‌ها می‌توان به مطالعات کمیجانی و محمودزاده (۱۳۸۷) در سطح کلان، محمودزاده و زیتون‌نژاد (۱۳۹۱) در بخش معدن و محمودزاده و همکاران (۱۳۹۴) در صنایع تولیدی اشاره کرد. همه این مطالعه‌ها بر این باورند سرمایه و نیروی کار پیشران بیش از ۸۵ درصد رشد اقتصادی در کشور بوده است. برخی دانشوران بر ماهیت رشد بهره‌وری متمرکز بوده‌اند. جهانگرد و فیض‌آبادی (۱۳۹۸) دریافتند تغییرات فنی اصلی‌ترین عامل رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران است. صوفی مجیدپور و عیسی‌زاده (۱۳۹۶) دریافتند پیشرفت فناوری

1. Yang, X.

2. Sequeira, T. & Morão, H.

3. Pankratov, E.L.

و اثرات مقیاس اثر مثبت و کارایی تخصیصی و کارایی فنی اثر منفی بر بهره‌وری کل عوامل دارند. محمودزاده و فتح‌آبادی (۱۳۹۵) نشان دادند پیشرفت فناوری تنها عامل پیشران بهره‌وری کل بوده و سه عامل دیگر یعنی کارایی فنی، اثرات مقیاس و کارایی تخصیصی باعث پسرفت بهره‌وری کل شده‌اند. فتح‌آبادی و صوفی مجیدپور (۱۳۹۷) نشان دادند پیشرفت فناوری عامل اصلی رشد بهره‌وری کل است.

۴. روش تحقیق

بخش نخست روش‌شناسی به توضیح تفاوت همگرایی و هم‌پایگی اختصاص دارد؛ یعنی نشان داده خواهد شد که چگونه توزیع نرخ‌های رشد میان کشورها باعث تغییر متوسط تولید ناخالص داخلی سرانه نسبت به آمریکا و همچنین میانگین لگاریتم انحراف^۱ (MLD) در طول زمان می‌شود. میانگین لگاریتم انحراف بیان می‌دارد چگونه تفاوت در میانگین رشد نسبت به آمریکا و همچنین توزیع نرخ رشد میان کشورها سبب تغییر این دو معیار در زمان می‌گردد.

اگر y_i بیانگر تولید ناخالص داخلی سرانه کشور i باشد، در این صورت $\bar{y} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_i$ متوسط تولید ناخالص داخلی سرانه خواهد بود، و $R = \frac{\bar{y}}{y^*}$ نشان‌دهنده متوسط تولید ناخالص داخلی سرانه نسبت به تولید ناخالص داخلی سرانه پیش‌رو یعنی آمریکا (y^*) است. با استفاده از تقریب مرتبه اول سری تیلور، نرخ رشد متوسط تولید ناخالص داخلی سرانه نسبت به آمریکا ($g_R = \frac{\Delta R}{R}$) را می‌توان به صورت متوسط وزنی رشد تولید ناخالص داخلی سرانه هر کشور ($g_i = \frac{\Delta y_i}{y_i}$) نسبت به رشد تولید ناخالص داخلی سرانه آمریکا ($g^* = \frac{\Delta y^*}{y^*}$) نوشت؛

$$g_R = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{y_i}{\bar{y}} (g_i - g^*) \quad (1)$$

براساس معادله (۱)، رشد هر کشوری که بیشتر از رشد آمریکا باشد ($g_i > g^*$)، بدان معنی است که افزایش متوسط درآمد سرانه آن کشور نسبت به آمریکا بیشتر خواهد بود ($g_R > 0$) اما نکته مهم این است که توزیع نرخ‌های رشد نیز حائز اهمیت است. درواقع، رشد سریع‌تر از آمریکا در یک کشور ثروتمندتر با تولید ناخالص داخلی سرانه بالاتر از میانگین ($\frac{y_i}{\bar{y}} > 1$)، رشد بیشتری در متوسط درآمدهای سرانه نسبت به آمریکا در مقایسه با همان میزان رشد در یک کشور فقیرتر با تولید ناخالص داخلی سرانه کمتر از میانگین ($\frac{y_i}{\bar{y}} < 1$) خواهد

1. Mean Log Deviation

داشت. دلیل این است که نرخ رشد موجود استفاده شده برای یک مبنای بزرگتر (در یک کشور ثروتمندتر) منجر به افزایش مطلق بیشتر درآمد سرانه می شود که به نوبه خود میانگین درآمدهای سرانه را بیش از زمانی که همان رشد برای یک مبنای کوچکتر (در یک کشور فقیر) استفاده می شود، افزایش می دهد. نتیجه اینکه، هم پایگی زمانی رخ می دهد که رشد به طور متوسط نسبت به آمریکا بالاتر باشد و به سمت کشورهای ثروتمندتر برود. همین تحلیل را می توان برای میانگین لگاریتم انحراف $(M = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln(\frac{y_i}{\bar{y}}))$ انجام داد. درواقع، نرخ رشد میانگین لگاریتم انحراف $(g_M = \frac{\Delta M}{M})$ را می توان به صورت متوسط وزنی نرخ های رشد بین کشورها نوشت.

$$g_M = \frac{1}{MLD} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{y_i}{\bar{y}} - 1 \right) g_i \quad (2)$$

معادله (۲) بیان می دارد رشد در کشورهای با درآمد سرانه بیشتر از میانگین $(\frac{y_i}{\bar{y}} > 1)$ ، نابرابری را که با میانگین لگاریتم انحراف اندازه گیری می شود، افزایش می دهد، درحالی که رشد در کشورهای با درآمد سرانه کمتر از میانگین $(\frac{y_i}{\bar{y}} < 1)$ ، میانگین لگاریتم انحراف را کاهش می دهد. نتیجه اینکه پراکندگی درآمدهای سرانه بین کشورها زمانی افزایش می یابد که رشد به سمت کشورهای ثروتمند متمایل شود (یعنی واگرایی) و زمانی که رشد به سمت کشورهای فقیر متمایل می شود، پراکندگی کاهش می یابد (یعنی همگرایی). برای ارزیابی عملکرد هم پایگی یک کشور در یک دوره مشخص، شاخص هم پایگی (CUI) به صورت زیر تعریف می شود:

$$CUI_{0,T}^i = \ln \left[\frac{rel_y_T^i}{rel_y_0^i} \right] / T \quad (3)$$

که در آن $rel_y_t^i$ درآمد سرانه کشور i در سال t نسبت به آمریکا است. یعنی

$$rel_y_t^i = \frac{y_t^i}{y_t^{us}} \quad (4)$$

لازم به ذکر است y_t^i و y_t^{us} به ترتیب درآمد سرانه کشور i و آمریکا در سال t هستند که براساس برابری قدرت خرید (PPP) با قیمت های ثابت اندازه گیری می شوند. با توجه به این تعریف، اگر شاخص $CUI_{0,T}^i$ مثبت باشد $(rel_y_T^i > rel_y_0^i)$ ، کشور i از هم پایگی برخوردار بوده است، اگر شاخص $CUI_{0,T}^i$ منفی باشد $(rel_y_T^i < rel_y_0^i)$ ، کشور i جامانده است و اگر شاخص $CUI_{0,T}^i$ صفر باشد $(rel_y_T^i = rel_y_0^i)$ ، کشور i نه دارای هم پایگی بوده

و نه جامانده است. برای تجزیه شاخص هم‌پایگی، با توجه به تعریف شاخص، می‌توان نوشت:

$$CUI_{0,T}^i = \ln \left[\frac{rel_y_T^i}{rel_y_0^i} \right] / T = \ln \left[\frac{\frac{y_T^i}{y_{US}^i}}{\frac{y_0^i}{y_{US}^i}} \right] / T \quad (5)$$

که در آن $\Delta \ln y_{0,T}^i$ متوسط نرخ رشد سالانه درآمد سرانه کشور i در دوره $[0, T]$ است. توجه داشته باشید که

$$\Delta \ln y_{0,T}^i = \Delta \ln Y_{0,T}^i - \Delta \ln P_{0,T}^i \quad (6)$$

که $\Delta \ln Y_{0,T}^i$ و $\Delta \ln P_{0,T}^i$ به ترتیب تولید ناخالص داخلی و جمعیت کشور i در دوره $[0, T]$ هستند. براساس رویکرد جورجینسون و استیرو^۱ (۲۰۱۷) و جورجینسون و همکاران (۲۰۰۵)، رشد تولید ناخالص داخلی یک کشور را می‌توان به سهم نهاده سرمایه، نیروی کار و بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) تجزیه کرد. بنابراین، برای تعیین سهم پیشران‌های هم‌پایگی، از چارچوب تجزیه رشد تولید ناخالص داخلی جورجینسون و همکاران (۲۰۰۵) بهره گرفته می‌شود که به صورت زیر است:^۲

$$\Delta \ln Y = \bar{v} \Delta \ln K + (1 - \bar{v}) \Delta \ln L + \Delta \ln A \quad (7)$$

که $\bar{v}$ سهم درآمدی موجودی سرمایه و $(1 - \bar{v})$ سهم درآمدی نیروی کار هستند. همچنین $\bar{v} \Delta \ln K$ سهم مقداری سرمایه از رشد، $(1 - \bar{v}) \Delta \ln L$ سهم مقدار نیروی کار از رشد و $\Delta \ln A$ سهم بهره‌وری کل عوامل هستند. با ترکیب معادله‌های (۶) و (۷) خواهیم داشت:

$$\Delta \ln y = \Delta \ln Y - \Delta \ln P = [\bar{v} \Delta \ln K + (1 - \bar{v}) \Delta \ln L + \Delta \ln A] - \Delta \ln P \quad (8)$$

$$\Delta \ln y = \bar{v} (\Delta \ln K - \Delta \ln P) + (1 - \bar{v}) (\Delta \ln L - \Delta \ln P) + \Delta \ln A$$

با توجه به معادله (۸)، منابع رشد درآمد سرانه یک کشور در یک دوره به قرار زیر هستند:

$\bar{v} \cdot \Delta \ln(K/P)$: سهم تعمیق سرمایه که از این پس به صورت **kpopc** نشان داده می‌شود.

$(1 - \bar{v}) \cdot \Delta \ln(L/P)$: سهم مشارکت نیروی کار که به صورت **lpopc** نشان داده خواهد شد.

1. Jorgenson, D.W. & Stiroh, K.J.

۲. برای سادگی اندیس‌ها و بالانویس‌ها کنار گذاشته شدند.

$\Delta \ln A$ ، سهم بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP).

بنابراین می‌توان شاخص هم‌پایگی در معادله (۳) را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$CUI_{0,T}^I = (kpopc_{0,T}^I - kpopc_{0,T}^{us}) + (lpopc_{0,T}^I - lpopc_{0,T}^{us}) + (TFP_{0,T}^I - TFP_{0,T}^{us}) \quad (9)$$

حال شاخص CUI یک کشور را می‌توان به سه جزء تفکیک کرد که عملکرد آن را

نسبت به آمریکا براساس سه منبع رشد سرانه نشان می‌دهد:

$(kpopc_{0,T}^I - kpopc_{0,T}^{us})$: تفاوت نرخ تعمیق سرمایه.

$(lpopc_{0,T}^I - lpopc_{0,T}^{us})$: تفاوت نرخ مشارکت نیروی کار.

$(TFP_{0,T}^I - TFP_{0,T}^{us})$: تفاوت در بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP).

از رهگذر این روش، نخست هم‌پایگی یا جاماندگی کشورهای منارزیابی و به دنبال

آن سنجه هم‌پایگی براساس تعمیق سرمایه، نیروی کار و بهره‌وری کل تجزیه می‌شود.

۵. یافته‌ها

تولید ناخالص جهان برحسب برابری قدرت خرید در سال ۲۰۱۹ برابر با ۱۱۹/۴ تریلیون دلار و جمعیت آن ۷/۴ میلیارد نفر بود. بیست کشور در منطقه منارقرار دارند. پنج کشور فاقد داده مناسب هستند. مجموع تولید ناخالص داخلی ۱۵ کشور منطقه حدود ۷ تریلیون دلار (۵/۹ درصد جهان) و جمعیت آن حدود ۴۰۵ میلیون نفر (۵/۵ درصد جهان) است. سه کشور عربستان (۱/۷)، مصر (۱/۱) و ایران (۱/۰۸) تریلیون دلار ۵۷ درصد تولید این منطقه و ۵۲ درصد جمعیت را در اختیار دارند. پس از آن امارات، الجزایر و عراق قرار دارند که تولید ملی بین ۰/۷-۰/۵ تریلیون دلار دارند (مجموع سهم آن‌ها بیش از ۲۰ درصد است). این شش کشور بیش از ۸۰ درصد تولید منطقه را به خود اختصاص داده‌اند. مجموع سهم مراکش، قطر و کویت از تولید حدود ۱۰ درصد است. سایر اقتصادها سهم کمتری از کیک اقتصادی منطقه دارند. وضعیت این کشورها از نظر درآمد سرانه متفاوت است. قطر (بیش از ۱۰۳ هزار دلار)، امارات (حدود ۷۰ هزار دلار)، کویت (حدود ۵۶ هزار دلار) و عربستان (بیش از ۵۱ هزار دلار) در صدر قرار دارند. بحرین با ۴۵ هزار دلار و عمان با ۲۹/۵ هزار دلار در جایگاه چهارم و پنجم است. درآمد سرانه سایر کشورها کمتر از ۱۵ هزار دلار است. نسبت درآمد سرانه ثروتمند کشور (قطر) به فقیرترین کشور (سوریه) حدود ۱۸/۲ برابر است. درآمد سرانه عربستان، امارات، کویت، قطر و بحرین بیش از متوسط منطقه است. درآمد سرانه قطر حدود

۳/۵ برابر و امارات ۲/۳ برابر متوسط منطقه است. سوریه فقیرترین کشور تلقی می‌شود و درآمد سرانه آن کمتر از ۲۰ درصد متوسط منطقه است (جدول ۳).

جدول ۳. شاخص‌های اقتصادی کشورهای منا در سال ۲۰۱۹

کشور	سطح		سهم		جمعیت
	GDP (میلیارد دلار)	GDP سرانه (دلار)	نسبت درآمد سرانه به متوسط	GDP	
۱. عربستان	۱۷۵۴	۵۱۱۹۹	۱/۷	۲۵/۰	۸/۴۵
۲. مصر	۱۱۰۱	۱۰۹۷۶	۰/۳۶	۱۵/۷	۲۴/۷۵
۳. ایران	۱۰۸۲	۱۳۰۶۰	۰/۴۳	۱۵/۴۳	۲۰/۴۴
۴. امارات	۶۸۱	۶۹۷۵۳	۲/۳۲	۹/۷۱	۲/۴۱
۵. الجزایر	۴۸۸	۱۱۳۵۷	۰/۳۸	۶/۹۷	۱۰/۶۱
۶. عراق	۴۵۱	۱۱۴۸۳	۰/۳۸	۶/۴۳	۹/۶۹
۷. قطر	۲۹۲	۱۰۳۴۴۴	۳/۴۴	۴/۱۷	۰/۷۰
۸. مراکش	۲۸۱	۷۷۲۵	۰/۲۶	۴/۰۱	۸/۹۹
۹. کویت	۲۳۵	۵۵۹۴۳	۱/۸۶	۳/۳۵	۱/۰۴
۱۰. عمان	۱۴۶	۲۹۵۰۶	۰/۹۸	۲/۰۹	۱/۲۳
۱۱. تونس	۱۲۵	۱۰۷۳۹	۰/۳۶	۱/۷۹	۲/۸۸
۱۲. اردن	۱۰۲	۱۰۱۹۵	۰/۳۴	۱/۴۷	۲/۴۹
۱۳. لبنان	۱۰۰	۱۴۶۲۵	۰/۴۹	۱/۴۳	۱/۶۹
۱۴. سوریه	۹۶	۵۶۷۳	۰/۱۹	۱/۳۸	۴/۲۱
۱۵. بحرین	۷۴	۴۵۱۴۸	۱/۵	۱/۰۵	۰/۴۰
جمع/متوسط	۷۰۱۷	۳۰۰۵۵	۱	۱۰۰	۱۰۰

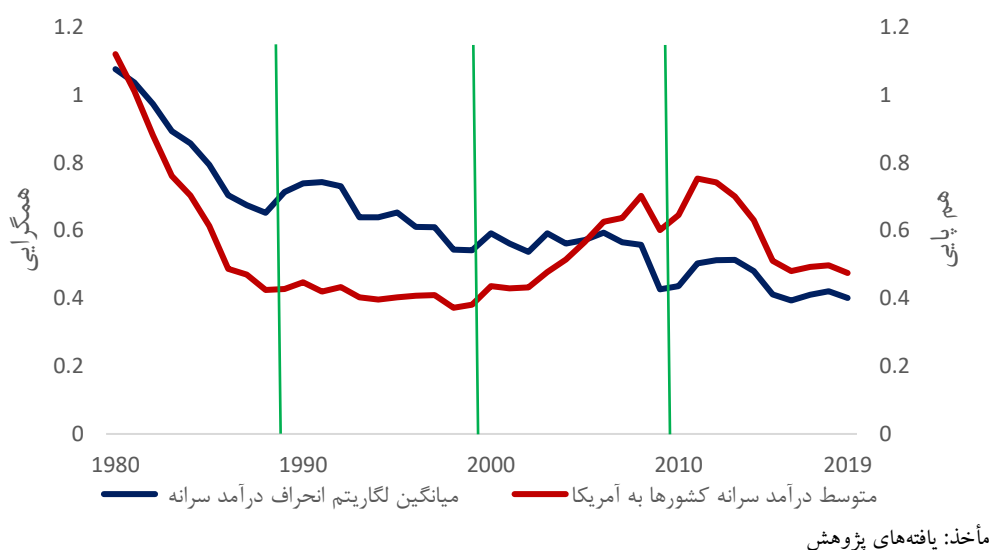
مأخذ: Penn World Tables

کریمر و همکاران^۱ (۲۰۲۲) برای اندازه‌گیری شکاف درآمد سرانه بین کشورها، از میانگین لگاریتم انحراف (MLD) تولید ناخالص داخلی سرانه بین کشورها بهره گرفتند. این شاخص MLD یک شاخص متداول برای نابرابری است که جهت اندازه‌گیری پراکندگی درآمد سرانه تمامی کشورها استفاده می‌شود. اقتصاددانان حوزه رشد اقتصادی، از کاهش

1. Kremer, M., et al.

پراکنده‌گی درآمدها در کشورها به عنوان «همگرایی زیگما» یاد می‌کنند.^۱ همچنین آنها برای اندازه‌گیری هم‌پایگی، از متوسط تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای مختلف نسبت به تولید ناخالص داخلی سرانه آمریکا استفاده نمودند. افزایش این معیار بیانگر هم‌پایگی استانداردهای زندگی یک کشور نسبت به استانداردهای زندگی آمریکا است. به عبارت دیگر، افزایش این نسبت همان «هم‌پایگی» خواهد بود. در نمودار (۱) محور سمت چپ همگرایی را نشان می‌دهد که همان میانگین لگاریتم انحراف تولید ناخالص داخلی سرانه است (خط آبی) و محور سمت راست بیانگر هم‌پایگی است که به وسیله متوسط تولید ناخالص داخلی سرانه ۱۵ کشور مناسبت به تولید ناخالص داخلی سرانه آمریکا اندازه‌گیری شده است (خط قرمز).

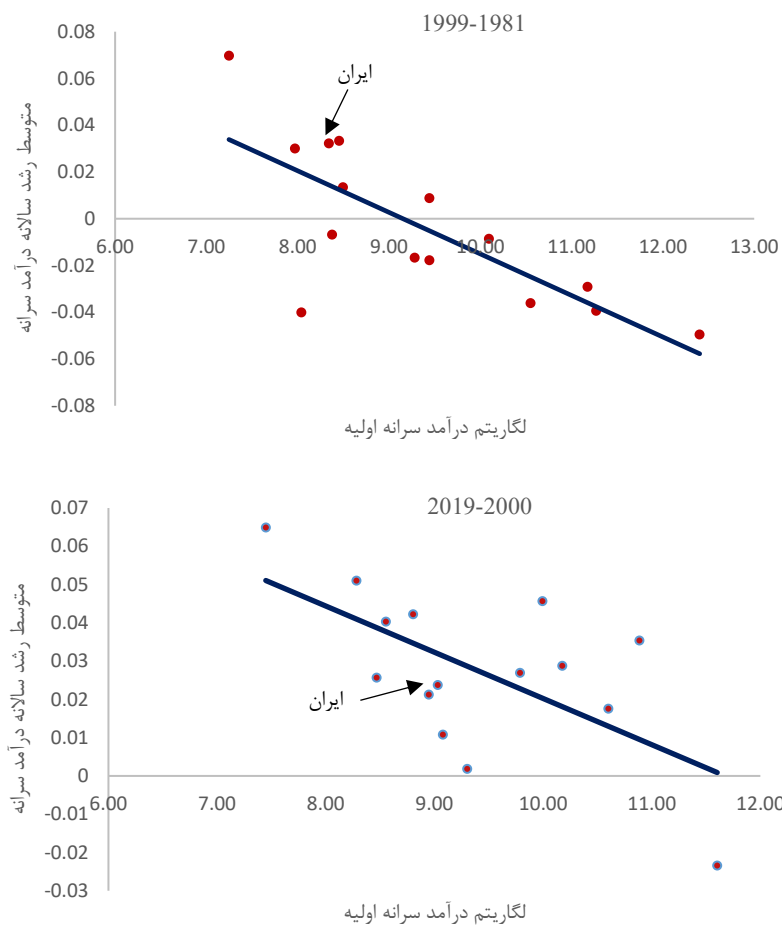
نمودار ۱. همگرایی و هم‌پایگی کشورهای منا



۱. به‌طور معمول، همگرایی با استفاده از انحراف استاندارد لگاریتم درآمد در تمامی کشورها اندازه‌گیری می‌گردد. در اینجا از میانگین لگاریتم انحراف استفاده شده است که هر دو معیار به‌طور کلی الگوی یکسانی را نشان می‌دهند؛ بین سال‌های ۱۹۶۰ و ۲۰۰۰ افزایش یافته و سپس بین سال‌های ۲۰۰۰ و ۲۰۱۹ کمی مسطح و کاهش یافته‌اند.

در نمودار (۱)، ترکیب‌هایی همگرایی و هم‌پایگی قابل مشاهده است. بین سال‌های ۱۹۸۰ تا ۱۹۸۹، همگرایی همراه با جاماندگی است. در دوره ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۹، همگرایی و جاماندگی، در دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۹ همگرایی و هم‌پایگی و در سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۹، همگرایی خفیف و جاماندگی برقرار است.

نمودار ۲. رشد اقتصادی و درآمد سرانه اولیه کشورهای منا



مأخذ: یافته‌های پژوهش

لازم به ذکر است که تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت سال ۲۰۱۷ و براساس برابری قدرت خرید هستند. ملاحظه می‌شود «همگرایی» و «هم‌پایگی» کاملاً تفاوت دارند. مقایسه سال‌های ۱۹۸۰ و ۲۰۱۹ به‌وضوح همگرایی را نشان می‌دهد زیرا پراکندگی درآمد سرانه میان کشورها در سال ۲۰۱۹ ($MLD=0/40$) به‌طور قابل توجهی کمتر از سال ۱۹۸۰ ($MLD=1/07$) است. در مقابل اما در این دوره هم‌پایگی را هم نمی‌توان دید زیرا نسبت متوسط درآمدهای سرانه این کشورها به درآمد سرانه آمریکا از ۱/۱۲ در سال ۱۹۸۰ به ۰/۴۷ در سال ۲۰۱۹ کاهش یافته است. با نگاهی دقیق‌تر به دوره‌های ۱۰ ساله، ترکیب‌های مختلفی از همگرایی و هم‌پایگی قابل مشاهده است. بین سال‌های ۱۹۸۰ تا ۱۹۸۹، در افزایش پراکندگی درآمدهای سرانه همگرایی وجود دارد، در همان زمان متوسط نسبت درآمد کشورهای منا به آمریکا کاهش یافته است و این یعنی در این دوره همگرایی رخ داده اما همراه با جاماندگی بوده است.

در دوره ۱۰ ساله بعدی یعنی بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۹، پراکندگی درآمدهای سرانه همچنان کاهش داشته، در حالی که متوسط نسبت درآمدها به آمریکا تغییر چندانی نداشته است و این یعنی در این دوره نیز همگرایی در کنار جاماندگی اتفاق افتاده است. در دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۹ نیز هرچند خفیف اما همچنان همگرایی دیده می‌شود، همچنین متوسط نسبت درآمدها به آمریکا به شدت با افزایش همراه بوده است که به معنای همگرایی در کنار هم‌پایگی است. در نهایت، در سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۹، پراکندگی درآمد سرانه اندکی کاهش یافته و یا حتی می‌توان بیان داشت تغییر نکرده است، و متوسط نسبت درآمدها به آمریکا نیز به شدت با کاهش همراه بوده است که به معنای همگرایی خفیف در کنار جاماندگی است.^۱

حال پرسش این است دلیل این الگوهای متفاوت میان همگرایی و هم‌پایگی در ۴ دهه گذشته چه بوده است؟ در پاسخ باید گفت، دو واقعیت در الگوهای رشد این دوره نهفته است. واقعیت نخست به الگوهای جابجایی رابطه بین رشد اقتصادی و درآمد سرانه اولیه برمی‌گردد که اقتصاددانان حوزه رشد از آن به عنوان «همگرایی بتا» یاد کرده و اقتصاددانان

۱. چهار بازه زمانی ۱۰ ساله برای تحلیل انتخاب شده است. در دوره‌های طولانی، تکان‌های کوتاه‌مدت از بین می‌رود و امکان مقایسه فراز و فرود کشورها میسر می‌شود. با این وجود برای کل دوره نیز تحلیل انجام یافته است.

خرد کاربردی به آن «منحنی بروز رشد»^۱ می‌گویند^۲ (Patel, D., et al, 2021). رابطه بین رشد اقتصادی و درآمد سرانه اولیه (همگرایی بتا) در نمودار (۲) نشان داده شده است. بر مبنای این نظریه، ضریب منفی بین رشد اقتصادی و درآمد سرانه اولیه، به معنای رشد سریع‌تر کشورهای فقیر نسبت به ثروتمند است. هر یک از این نمودارها پراکنش متوسط رشد سالانه و درآمد سرانه اولیه را در دو دوره ۲۰ ساله نشان می‌دهد. در هر دو دوره رابطه این دو منفی است بنابراین متوسط رشد کشورهای منا بیش از رشد آمریکا بوده است.

جدول ۴. متوسط نرخ رشد سالانه تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی (درصد)

۲۰۱۹-۲۰۱۰	۲۰۰۹-۲۰۰۰	۱۹۹۹-۱۹۸۰	
۱/۸	۰/۸۳	۲/۴۶	آمریکا
۰/۱۳	۷/۵۱	۰/۳۹	کشورهای منا*

* ۱۵ کشوری که داده‌های تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی آنها در دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۹ موجود بوده است.

مأخذ: Penn World Tables

واقعیت دوم به الگوهای جابجایی طی زمان در متوسط نرخ رشد کشورها نسبت به رشد آمریکا اشاره دارد. همانطور که جدول (۴) نشان می‌دهد طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۹، متوسط رشد اقتصادی آمریکا بیشتر از متوسط رشد منا بوده است (۲/۴۶ درصد در مقابل ۰/۳۹ درصد). اما در دوره ۲۰۰۰-۲۰۰۹، منا به‌طور قابل ملاحظه‌ای سریع‌تر از آمریکا رشد کرده است (۷/۵۱ درصد در مقابل ۰/۸۳ درصد)، این در حالی است که در دوره ۲۰۱۰-۲۰۱۹، رشد اقتصادی آمریکا مجدد بیشتر از متوسط منا بوده است (۱/۸ درصد در مقابل ۰/۱۳ درصد). با توجه به این دو واقعیت، می‌توان تفاوت بین نمودار همگرایی و هم‌پایگی در نمودار (۱) را درک کرد. روند همگرایی را در نظر بگیرید، هر گاه رشد اقتصادی آمریکا از کشورهای منا سریع‌تر بوده، پراکندگی در درآمدهای سرانه افزایش یافته است که این موضوع در دوره‌های ۱۹۸۰-۱۹۹۹ و ۲۰۱۹-۲۰۰۰ دیده می‌شود. اما هنگامی که رشد کشورهای منا بیشتر است، میانگین لگاریتم انحراف (MLD) کاهش یافته که در دوره ۲۰۰۰-۲۰۰۹ قابل مشاهده است.

1. Growth Incidence Curves (GIC)

۲. منحنی بروز رشد، نرخ رشد سالانه درآمد سرانه را برای هر صدک از توزیع درآمد بین دو نقطه در زمان به‌صورت گرافیکی نشان می‌دهد.

درک الگوهای هم‌پایگی به دو نکته بستگی دارد. نخست اینکه اگر متوسط نرخ رشد کشورهای منای بیشتر از رشد آمریکا باشد، متوسط شکاف در درآمدها نسبت به آمریکا باید کاهش یابد. این موضوع در دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۹ رخ داده است. در این دوره متوسط رشد منطقه منای سالانه ۷/۵۱ درصد بوده در حالی که رشد آمریکا تنها ۰/۸۳ درصد است و در این دوره گرایش به هم‌پایگی وجود داشته است. اما در دو دوره دیگر وضعیت چطور بوده است؟ چرا متوسط درآمد سرانه منطقه منای نسبت به آمریکا در دوره ۱۹۹۹-۱۹۹۰ تغییر چندانی نداشته و کاهش نیافته است، در حالی که رشد آمریکا به‌طور قابل توجهی سریع‌تر از منطقه بوده است؟ و چرا متوسط درآمدها نسبت به آمریکا در دوره ۱۹۹۹-۱۹۸۰ کاهش یافته است؟ نکته دوم می‌تواند پاسخ این پرسش‌ها را بدهد. رشد در متوسط درآمدهای سرانه نسبت به آمریکا نیز به «شتاب» نرخ‌های رشد کشورها حساس است. با نرخ رشد برابر در دو کشور فقیر و ثروتمند، درآمد سرانه در یک کشور ثروتمند بیش از درآمد سرانه کشور فقیر افزایش می‌یابد زیرا درآمد سرانه اولیه کشور ثروتمند بیش از درآمد سرانه اولیه کشور فقیر است.

به‌طور خلاصه، هم‌پایگی زمانی رخ می‌دهد که رشد یک کشور نسبت به رشد آمریکا بیشتر باشد و یا زمانی که شتاب رشد به اندازه کشورهای ثروتمندتر باشد. بین سال‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۹، به‌طور متوسط رشد منطقه منای از رشد آمریکا کمتر بوده اما این تفاوت با «شتاب» نرخ رشد جبران نشده و در نتیجه درآمدهای سرانه نسبت به آمریکا کاهش یافته است. در مقابل طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۹، «شتاب» نرخ رشد در کشورهای منای برای جبران رشد نسبتاً کند در آمریکا کافی بوده و منجر به افزایش متوسط درآمدهای سرانه منای نسبت به آمریکا گردیده و بنابراین می‌توان هم‌پایگی را ملاحظه نمود. در نهایت در دوره ۲۰۱۰-۲۰۱۹ نیز مشابه دوره نخست بوده و سبب گردیده متوسط درآمدهای سرانه نسبت به آمریکا دوباره کاهش یابد. حال همه این‌ها به چه معناست؟ درس اصلی این است که هنگام بحث درباره الگوهای «همگرایی» در درآمد سرانه کشورها، مهم است که درخصوص مفاهیم مورد بررسی دقیق باشیم. لازم است میان مفهوم همگرایی که به معنای کاهش پراکندگی در درآمد سرانه کشورها است و مفهوم هم‌پایگی که به معنای افزایش متوسط درآمدهای سرانه نسبت به آمریکا است تمایز قائل شد. همچنین با توجه به اینکه الگوهای متفاوتی از همگرایی و هم‌پایگی در ۴ دهه گذشته مشاهده شده است، بنابراین تعیین دوره زمانی مورد بررسی نیز

مهم است. برای درک بهتر به جدول (۵) نگاه کنید. ملاحظه می‌شود که وقتی کل دوره ۴۰ ساله یکجا ارزیابی می‌گردد، نتیجه همگرایی و جاماندگی بوده است.

جدول ۵. همگرایی و هم‌پایگی

۱۹۸۰-۲۰۱۹	۲۰۱۰-۲۰۱۹	۲۰۰۰-۲۰۰۹	۱۹۸۰-۱۹۹۹	
همگرایی	همگرایی خفیف	همگرایی	همگرایی	پراکندگی میان کشورها
جاماندگی	جاماندگی	هم‌پایگی	جاماندگی	شکاف‌ها نسبت به آمریکا

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مقایسه نسبت درآمد سرانه کشورها نسبت به آمریکا در ۱۹۸۰-۲۰۱۹ نشان می‌دهد ۱۱ کشور هم‌پایگی دارند. بیشترین هم‌پایگی را مصر تجربه کرده است. درآمد سرانه این کشور نسبت به آمریکا در کل دوره حدود ۱۲ درصد بهبود یافته است. لبنان و ایران در رتبه دوم و سوم قرار دارند (حدود ۷ درصد). بیشترین افت را امارات (۶۸۱ درصد)، کویت (۱۴۳ درصد)، قطر (۹۲ درصد) داشته‌اند. برای دریافت بهتر، هم‌پایگی در چهار دوره ۸۹-۱۹۸۰ (دوره نخست)، ۹۹-۱۹۹۰ (دوره دوم)، ۰۹-۲۰۰۰ (دوره سوم) و ۱۹-۲۰۱۰ (دوره چهارم) محاسبه شده است (جدول ۷). در دوره نخست، درآمد سرانه کشورها نسبت به آمریکا به غیر از مصر و مراکش کاهش یافته است. در انتهای دوره دوم، درآمد سرانه ۹ کشور نسبت به آمریکا افزایش و ۶ کشور کاهش یافته است. بیشترین افت را الجزایر، عربستان و امارات داشته‌اند. در دوره سوم، بهبود قابل ملاحظه‌ای در درآمد سرانه کشورها نسبت به آمریکا مشاهده می‌شود. این نسبت در ایران، عمان، عربستان، قطر و اردن دو یا بیش از دو برابر شده و در سوریه حدود ۴ برابر شده است؛ و برای مصر ۷ درصد، عراق ۶ درصد، مراکش ۲ درصد، تونس ۵ درصد، بحرین ۳۱ درصد، کویت ۴۶ درصد، الجزایر ۲ درصد بهبود یافته است. در این دوره فقط امارات موفق نبوده و کاهش ۹۰ درصدی را تجربه کرده و مسیر جاماندگی را طی کرده است. این روند در دوره چهارم معکوس شده و کشورها در سراسیابی قرار گرفته‌اند. کاهش درآمد سرانه کشورها نسبت به آمریکا در ایران شدید است. این نسبت برای مصر (۱ درصد)، لبنان (۷ درصد)، ایران (۱۵ درصد)، عراق (۶ درصد)، عمان (۳۸ درصد)، اردن (۲ درصد)، سوریه (۳ درصد)، تونس (۵ درصد)، بحرین (۲۰ درصد)، قطر (۸۰ درصد)، کویت (۴۲ درصد)، عربستان (۱۵ درصد)، الجزایر (۹ درصد) و امارات (۱۰ درصد).

درصد) کاهش یافته است. بر این مبناء همه کشورها از مسیر هم‌پایگی خارج شده‌اند. این دوره مقارن با تحولات و تنش‌های شدید سیاسی در منطقه بوده که آثار آن آشکارا محسوس است.

جدول ۶. هم‌پایگی و نسبت درآمد سرانه کشورهای منا به آمریکا، ۱۹۸۰-۲۰۱۹

کشور	هم‌پایگی		نسبت درآمد سرانه به		هم‌پایگی
	مقدار شاخص	رتبه در منطقه	۱۹۸۰	۲۰۱۹	تغییر
مصر	۳/۶۹	۱	۰/۰۵	۰/۱۷	۰/۱۲
لبنان	۲/۴۲	۲	۰/۱۶	۰/۲۳	۰/۰۷
ایران	۱/۴۵	۳	۰/۱۴	۰/۲۱	۰/۰۷
عراق	۱/۱۶	۴	۰/۳۵	۰/۱۸	-۰/۱۷
عمان	۱/۰۲	۵	۰/۴۱	۰/۴۶	۰/۰۵
مراکش	۰/۸۳	۶	۰/۰۹	۰/۱۲	۰/۰۳
اردن	۰/۶۲	۷	۰/۱۴	۰/۱۶	۰/۰۲
سوریه	۰/۴۴	۸	۰/۱۰	۰/۰۹	-۰/۰۱
تونس	۰/۳۱	۹	۰/۱۵	۰/۱۷	۰/۰۲
بحرین	۰/۱۳	۱۰	۰/۷۹	۰/۷۱	-۰/۰۸
قطر	۰/۰۴	۱۱	۲/۵۵	۱/۶۳	-۰/۹۲
کویت	-۰/۰۵	۱۲	۲/۳۱	۰/۸۸	-۱/۴۳
عربستان	-۰/۵۸	۱۳	۱/۲۴	۰/۸۱	-۰/۴۳
الجزایر	-۱/۹۵	۱۴	۰/۴۱	۰/۱۸	-۰/۲۳
امارات	-۴/۷۴	۱۵	۷/۹۱	۱/۱۰	-۶/۸۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

فراز و فرود این کشورها نشان می‌دهد هم‌پایگی در آنها پایدار نیست. در دوره اول فقط مصر و مراکش هم‌پایگی داشته‌اند و سایر کشورها جاماندگی را تجربه کرده‌اند. بنابراین در این بازه زمانی کشورهای منطقه شرایط مناسبی نداشته‌اند. جنگ طولانی مدت بین ایران و عراق به دنبال آن جنگ خلیج فارس ریسک‌های اقتصادی را به شدت در منطقه افزایش داده بود. پس از سپری شدن این دوره پر آشوب، نشانه‌هایی از هم‌پایگی در دهه پایانی قرن بیستم

در این کشورها مشاهده می‌شود. نکته نخست این است که مصر، لبنان، ایران، عراق، عمان، تونس، بحرین، قطر و کویت (۹ کشور) به مسیر هم‌پایگی برگشته‌اند. نکته دوم، کاهش میزان جاماندگی سایر کشورها در مقایسه با دهه ۱۹۸۰ است. به نظر می‌رسد رقابت اقتصادی شدیدی در منطقه برای بهبود وضعیت اقتصادی ایجاد شده که منشأ تحولات آتی باشد. این آثار در دهه نخست قرن ۲۱ به خوبی آشکار شده است و به جز امارات، هم‌پایگی افزایش یافته است. در این دوره، هم‌پایگی لبنان، عمان، اردن، سوریه، بحرین، قطر، عربستان و الجزایر نسبت به دهه قبل به شدت تقویت شده است. بنابراین در این دهه کشورها وضعیت اقتصادی شکوفایی را تجربه کرده‌اند. هم‌پایگی اغلب کشورهای حاشیه خلیج فارس در این دوره جالب توجه است و به نظر می‌رسد تحولات اقتصادی حال حاضر این کشورها ریشه در تغییرات دهه پایانی قرن بیستم داشته باشد که آثار آن به تدریج در اوایل قرن ۲۱ آشکار شده است. ایران در این سه دوره تجربه مشابه کشورهای دیگر داشته است. در دوره نخست جاماندگی شدیدی همانند سایر کشورها داشته، در دوره دوم به شدت از دوره اول فاصله گرفته و در مسیر هم‌پایگی قرار گرفته است. این موفقیت با اندکی بهبود در دوره سوم نیز ادامه یافته است.

در دوره چهارم این کشورها تجربه تلخی داشته‌اند و همه آن‌ها در مسیر واگرایی قرار گرفته‌اند. درگیری‌های داخلی در عراق و سوریه، درگیری‌های یمن با عربستان، تنش‌های سیاسی در لبنان، تحریم‌های شدید آمریکا بر ضد ایران و تنش‌های فزاینده در این دوره، به شدت ریسک‌های اقتصادی سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار داده و جریان هم‌پایگی با اختلال جدی روبه‌رو شده به گونه‌ای که سرریز این وقایع، اقتصاد همه کشورهای منطقه را تحت تأثیر قرار داده است.

در این دوره، در جریان «بهار عربی»^۱، چهار حکومت عربی (تونس، مصر، لیبی و یمن) سرنگون شدند؛ سه حکومت (بحرین، اردن و تا حدی عربستان) با مشکلات جدی روبه‌رو شدند و یک حکومت (سوریه) دستخوش جنگ داخلی گشت. بنابراین ۸ کشور از ۱۵ کشور مورد مطالعه به‌طور مستقیم درگیر بهار عربی و سایر کشورها نیز غیرمستقیم از این

۱. بهار عربی به انقلاب‌ها، خیزش‌ها و اعتراضات در جنوب غربی آسیا و شمال آفریقا از سال ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۲ گفته می‌شود.

واقعۀ متأثر شدند. در جریان بهار عربی، بحران‌های غیرمنتظره شکل گرفتند و بحران‌های سیاسی، اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی پدید آمدند. بعضی از این کشورها از خطر سقوط رهایی یافتند. با این وجود پیامدهای اقتصادی این واقعه بر اقتصاد منطقه کاملاً آشکار است.

جدول ۷. هم‌پایی و نسبت درآمد سرانه کشورهای خاورمیانه به آمریکا به تفکیک دوره‌های ده ساله

کشور	دوره ۱۹۸۰-۱۹۸۹			دوره ۱۹۹۰-۱۹۹۹			دوره ۲۰۰۰-۲۰۰۹			دوره ۲۰۱۰-۲۰۱۹		
	نسبت درآمد		مقدار شاخص	نسبت درآمد		مقدار شاخص	نسبت درآمد		مقدار شاخص	نسبت درآمد		وضعیت
	۱۹۸۰	۱۹۸۹		۱۹۹۰	۱۹۹۹		۲۰۰۰	۲۰۰۹		۲۰۱۰	۲۰۱۹	
مصر	۰/۰۵	۰/۰۵	۱/۸	✓	۷/۱	۰/۰۶	۰/۱۰	۰/۱۷	✓	-۰/۳	۰/۱۸	✗
لبنان	۰/۱۶	۰/۰۸	-۳/۳	✗	۳/۳	۰/۱۰	۰/۱۳	۰/۳۰	✓	-۳/۰	۰/۳۰	✗
ایران	۰/۱۴	۰/۰۷	-۶/۶	✗	۷/۴	۰/۰۹	۰/۱۷	۰/۳۴	✓	-۵/۸	۰/۳۶	✗
عراق	۰/۳۵	۰/۱۹	-۵/۹	✗	۶/۰	۰/۱۹	۰/۱۵	۰/۲۱	✓	-۱/۹	۰/۲۴	✗
عمان	۰/۴۱	۰/۲۶	-۴/۳	✗	۰/۴	۰/۳۰	۰/۳۶	۰/۸۲	✓	-۶/۱	۰/۸۴	✗
مراکش	۰/۰۹	۰/۱۱	۲/۱	✓	-۰/۴	۰/۱۱	۰/۱۰	۰/۱۲	✓	۰/۰۶	۰/۱۲	✓
اردن	۰/۱۴	۰/۱۱	-۲/۵	✗	-۱/۲	۰/۰۹	۰/۰۸	۰/۱۸	✓	-۱/۳	۰/۱۸	✗
سوریه	۰/۱۰	۰/۰۴	-۱۰/۵	✗	-۱/۷	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۱۱	✓	-۲/۵	۰/۱۲	✗
تونس	۰/۱۵	۰/۱۴	-۰/۷	✗	۲/۲	۰/۱۵	۰/۱۷	۰/۲۱	✓	-۲/۷	۰/۲۲	✗
بحرین	۰/۷۹	۰/۴	-۶/۹	✗	۰/۰۲	۰/۴۳	۰/۵۳	۰/۸۴	✓	-۲/۶	۰/۹۱	✗
قطر	۲/۵۵	۰/۶۸	-۱۳/۰	✗	۱/۱	۰/۷۲	۱/۱	۲/۱	✓	-۳/۴	۲/۴	✗
کویت	۲/۳۱	۰/۷۶	-۱۱/۰	✗	۱۰/۱	۰/۵۶	۰/۸۳	۱/۲۶	✓	-۳/۴	۱/۳	✗
عربستان	۱/۲۴	۰/۴۶	-۱۰/۶	✗	-۱/۹	۰/۴۷	۰/۴۴	۰/۸۰	✓	-۱/۳	۰/۹۶	✗
الجزایر	۰/۴۱	۰/۲۴	-۵/۸	✗	-۳/۰	۰/۲۴	۰/۲۲	۰/۲۴	✓	-۴/۳	۰/۲۷	✗
امارات	۷/۹۱	۲/۸۱	-۱۰/۹	✗	-۵/۴	۳/۱۸	۱/۹	۲/۲	✗	-۱/۱	۱/۲	✗

مأخذ: یافته‌های پژوهش

هم‌پایی در این دهه نسبت به دهه اول قرن ۲۱ به شدت کاهش یافته است. همه کشورها شدیدترین جاماندگی را در این دوره تجربه کرده‌اند. بنابراین می‌توان این دهه را دهه گمشده منا نامید. تنش‌های دو یا چندجانبه در این دوره به اوج خود رسیده است. جنگ‌های داخلی فضای سرمایه‌گذاری و اقتصادی را آشفته کرده و سایه جنگ، ریسک را به شدت افزایش داده است. ظهور گروه داعش در منا و شکل‌گیری تنش‌های سیاسی و حضور قدرت‌های بزرگ در منطقه، وقایع پیش‌بینی نشده و چشم‌انداز نامعین را در منطقه ایجاد کرده است. کشورها به جای اندیشیدن به توسعه و رفاه، با مسائل امنیتی روبه‌رو شده‌اند. بی‌تردید در چنین فضایی، اولویت کشورها تغییر می‌کند و برقراری امنیت در صدر قرار می‌گیرد و فرصت‌های سرمایه‌گذاری و تجاری از بین می‌رود. بنابراین یکی از مهم‌ترین پیامدهای شکل‌گیری

بحران‌ها در این منطقه، دور شدن کشورها از مسیر توسعه و هم‌پایگی بوده و بخشی از منافع دهه اول قرن به دلیل این رخداد در دهه دوم از بین رفته است.

جدول ۸. پیشران‌های هم‌پایگی اقتصادی، ۱۹۸۰-۲۰۱۹

کشور	شاخص هم‌پایگی	اجزای هم‌پایگی (مقدار)			اجزای هم‌پایگی (سهم)		
		تعمیق سرمایه	مشارکت نیروی کار	بهره‌وری کل عوامل	تعمیق سرمایه	مشارکت نیروی کار	بهره‌وری کل عوامل
مصر	۳/۶۹	۹/۳۶	۰/۴۷	-۶/۱۴	۲۵۳/۳	۱۲/۷	-۱۶۶/۰
لبنان	۲/۴۲	۴/۲۵	۱/۱۳	-۲/۹۶	۱۷۵/۸	۴۶/۵	-۱۲۲/۳
ایران	۱/۴	۲/۶	۰/۴	-۱/۶	۱۷۹/۶	۲۸/۴	-۱۰۸/۰
عراق	۱/۱۳	۰/۹	-۰/۰۳	۰/۲۶	۷۹/۹	-۲/۶	۲۲/۷
عمان	۱/۰۲	۶/۰۳	۲/۹۵	-۷/۹۶	۵۹۴/۳	۲۹۰/۱	-۷۸۴/۴
مراکش	۰/۸۳	۷/۲۴	۰/۴۹	-۶۹/۱	۸۷۳/۳	۵۹/۷	-۸۳۳/۰
اردن	۰/۶	۳/۸	۱/۲	-۴/۴	۶۰۶/۷	۱۹۶/۰	-۷۰۲/۷
سوریه	۰/۴۴	۳/۹۵	-۰/۴۱	-۳/۱	۹۰۰/۹	-۹۴/۰	-۷۰۶/۹
تونس	۰/۳۱	۶/۱	۰/۶۱	-۶/۴	۱۹۴۶/۱	۲۰۱/۴	-۲۰۴۷/۵
بحرین	۰/۱۳	۳/۳۳	۱/۳۷	-۴/۵۷	۲۶۱۰/۸	۱۰۷۲/۲	-۳۵۸۳/۰
قطر	۰/۰۴	۳/۲۷	۱/۴۶	-۴/۶۹	۷۳۵۰/۷	۳۲۹۰/۶	-۱۰۵۴۱/۳
کویت	-۰/۰۵	۰/۷۴	۱/۸۴	-۲/۶۳	-۱۵۲۹/۹	-۳۷۸۲/۵	۵۴۱۲/۴
عربستان	-۰/۵۸	۰/۷۹	-۰/۲۱	-۱/۱۶	-۱۳۵/۲	۳۶/۱	۱۹۹/۱
الجزایر	-۱/۹۵	-۰/۰۳	۱/۵۷	-۳/۴۹	۱/۴	-۸۰/۳	۱۷۸/۹
امارات	-۴/۷۴	-۴/۱۴	۰/۲۶	-۰/۸۶	۸۷/۵	-۵/۶	۱۸/۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

چه عواملی بر هم‌پایگی یا جاماندگی کشورها مؤثر بوده‌اند؟ همان‌گونه که بیان شد می‌توان مقدار هم‌پایگی را به سه جزء تعمیق سرمایه، مشارکت نیروی انسانی و بهره‌وری کل عوامل تجزیه کرد. مقادیر این سه جزء تبیین‌کننده پیشران‌های هم‌پایگی است. شواهد ارائه شده در جدول (۸) نشان می‌دهد تعمیق سرمایه در ۱۱ کشور (دارای هم‌پایگی) نقش مسلط بر عملکرد آن‌ها داشته است. این مقدار برای مصر (۹/۳۶)، لبنان (۴/۲۵)، ایران (۲/۶)، عراق (۰/۹)، عمان (۶/۰۳)، مراکش (۷/۲۴)، اردن (۳/۸)، سوریه (۳/۹۵)، تونس (۶/۱)، بحرین (۳/۳۳)، قطر (۳/۲۷)، کویت (۰/۷۴) و عربستان (۰/۷۹) بوده است. سهم تعمیق سرمایه در

این کشورها قابل ملاحظه است. عملکرد ایران فقط نسبت به عراق بهتر بوده و ۹ کشور بهتر از ایران عمل کرده‌اند. در این میان کشورهای کویت، عربستان، الجزایر و امارات دچار جاماندگی شده‌اند با این وجود انباشت سرمایه در کویت و عربستان نسبت به آمریکا بهتر بوده است.

این یافته‌ها نشان می‌دهد این کشورها به انباشت و تعمیق سرمایه توجه جدی دارند و سرمایه‌گذاری را راه حل دسترسی به رفاه اقتصادی می‌دانند. داستان مشارکت نیروی انسانی تا حدی متفاوت است. مشارکت نیروی انسانی در سه کشور عراق، سوریه و عربستان منفی و در سایر کشورها مثبت است. از این نظر لبنان (۱/۱۳)، عمان (۲/۹۵)، اردن (۱/۲)، بحرین (۱/۳۷) و قطر (۱/۴۶) نسبت به سایر کشورهای هم‌پایه بهتر عمل کرده‌اند. عملکرد ایران در این زمینه اندکی مثبت بوده است (۰/۴). با این وجود سهم مشارکت نیروی انسانی کمتر از تعمیق سرمایه است.

مشکل کلیدی این کشورها در رشد بهره‌وری است که همگی نسبت به آمریکا بدتر عمل کرده‌اند. در هیچ یک از کشورها (به جز عراق که آن هم بسیار ناچیز است)، مشارکت بهره‌وری مثبت نبوده است. پسرفت بهره‌وری، بخشی از هم‌پایگی این کشورها را که در اثر تعمیق سرمایه و مشارکت نیروی انسانی حاصل می‌شود، از بین می‌برد. به عبارت دیگر، بهره‌وری در این کشورها مانع جدی هم‌پایگی است. از نظر رشد بهره‌وری، این کشورها فاصله عمیقی با آمریکا دارند و دور از انتظار است که بتوانند به سادگی بر این مشکل غلبه کنند. هر چند مقدار این مؤلفه برای ایران منفی است ولی نسبت به سایر کشورها وضعیت بهتری دارد. یافته‌ها به روشنی نشان می‌دهند اقتصاد کشورهای منطقه متکی به انباشت و تعمیق سرمایه است و تعمیق سرمایه محرک و پیشران رشد اقتصادی این کشورها است. این اتفاق در بیش از ۴۰ سال ادامه داشته است و به نظر می‌رسد همچنان تداوم داشته باشد. نیروی کار، کم و بیش در اقتصاد این کشورها نقش‌آفرینی می‌کند هر چند سهم آن نسبت به تعمیق سرمایه کمتر است. با این وجود، به نظر می‌رسد نیروی انسانی در کانون توجه این کشورها قرار دارد. شواهدی از نقش‌آفرینی رشد بهره‌وری در عملکرد این کشورها مشاهده نمی‌شود و فاصله عمیقی با آمریکا (به عنوان کشور پیش‌رو متری) دارند. افزون بر این، الگوی رفتاری اقتصادهای بزرگ با اقتصادهای کوچک مشابه است. سه کشور عربستان با (۱/۷)، مصر (۱/۱) و ایران (۱/۰۸) تریلیون دلار حدود ۵۷ درصد تولید این منطقه و ۵۲ درصد جمعیت

را در اختیار دارند و مجموع سهم امارات، الجزایر و عراق حدود ۲۰ درصد است. این شش کشور بیش از ۸۰ درصد تولید منطقه را به خود اختصاص داده‌اند. با این وجود الگوی هم‌پایگی این کشورها تا حد زیادی مشابه است. هم‌پایگی همه این کشورها ریشه در تعمیق سرمایه دارد. حتی کشورهای کوچک نسبت به اقتصادهای بزرگ (مانند عربستان، عراق، امارات و الجزایر) در انباشت سرمایه و بهره‌مندی از نیروی کار بهتر عمل کرده‌اند. برخی از این کشورها مانند عمان (اقتصاد کوچک) نسبت به ایران (اقتصاد بزرگ) عملکرد بهتری داشته است. کشورهای کم‌جمعیت از نظر مشارکت نیروی انسانی کارنامه بهتری نسبت به کشورهای پرجمعیت (مصر، ایران، عربستان، عراق و الجزایر) دارند. به نظر می‌رسد وضعیت نامناسب فناوری در این کشورها، بازار کار جذاب برای نیروی انسانی ماهر فراهم نکرده است و احتمالاً نیروی انسانی ماهر فرصت‌های شغلی بهتر را در مهاجرت به کشورهای توسعه‌یافته جستجو می‌کنند.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

هدف این مقاله ارزیابی پیش‌ران‌های هم‌پایگی ۱۵ کشور منطقه منا و شمال آفریقا در دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۹ در زیربازه‌های مختلف بود. شواهد نشان می‌دهد ۱۱ کشور در دوره مورد بررسی هم‌پایگی دارند. با وجود این، هم‌پایگی این کشورها باثبات نبوده و با فراز و فرود همراه است. شواهد تجربی نشان داد تعمیق سرمایه در ۱۱ کشور (دارای هم‌پایگی) نقش مسلط بر عملکرد آن‌ها داشته است. مشارکت نیروی انسانی در سه کشور عراق، سوریه و عربستان منفی و در سایر کشورها مثبت است. با این وجود سهم مشارکت نیروی انسانی کمتر از تعمیق سرمایه است. در هیچ یک از کشورها، مشارکت بهره‌وری مثبت نبوده است و شواهدی از نقش‌آفرینی رشد بهره‌وری در عملکرد این کشورها مشاهده نمی‌شود و فاصله عمیقی با آمریکا (به عنوان نمونه بهینه) دارند. پسرفت بهره‌وری، بخشی از هم‌پایگی این کشورها را که در اثر تعمیق سرمایه و مشارکت نیروی انسانی حاصل می‌شود از بین می‌برد. به عبارت دیگر، بهره‌وری در این کشورها مانع جدی هم‌پایگی است. از نظر رشد بهره‌وری، این کشورها فاصله عمیقی با آمریکا دارند و دور از انتظار است که بتوانند به سادگی بر این مشکل غلبه کنند. هر چند مقدار این مؤلفه برای ایران منفی است ولی نسبت به سایر کشورها وضعیت بهتری دارد.

یافته‌ها به روشنی نشان می‌دهد که اقتصاد کشورهای منطقه متکی به انباشت و تعمیق سرمایه است و تعمیق سرمایه محرک و پیشران رشد اقتصادی این کشورها است. این اتفاق در بیش از ۴۰ سال ادامه داشته است و به نظر می‌رسد همچنان تداوم داشته باشد. شواهدی از نقش‌آفرینی رشد بهره‌وری در عملکرد این کشورها مشاهده نمی‌شود و فاصله عمیقی با آمریکا دارند. افزون بر این، الگوی هم‌پایگی اقتصادهای بزرگ با اقتصادهای کوچک مشابه است. با این اوصاف، بهره‌مندی از سرمایه‌گذاری، مشارکت جدی نیروی انسانی ماهر به‌ویژه در بخش‌های دانش‌بنیان، تغییر تدریجی ساختار اقتصادی به سمت اقتصاد دانش‌بنیان و تولید محصولات نسبتاً پیچیده و همکاری‌های منطقه‌ای با کاهش تنش‌های سیاسی و ریسک اقتصادی، به هم‌پایگی این کشورها در آینده کمک مؤثری خواهد کرد.

برخی یافته‌های این مقاله با یافته‌های برخی پژوهش‌ها مانند وو (۲۰۲۰)، یانگ (۲۰۲۰) و سکوئرا و مارائو (۲۰۲۰) از نظر نقش مسلط سرمایه در رشد و هم‌پایگی همسو است. با این وجود برخلاف نقش فناوری در هم‌پایگی کشورهای گروه ای هفت و جی هفت، فناوری در هم‌پایگی کشورهای منا نقش مؤثری ندارد و عوامل سنتی رشد (سرمایه و نیروی کار) عوامل مسلط هم‌پایگی هستند. بنابراین هنوز از نظر نقش فناوری، تفاوت معناداری بین کشورهای ثروتمند و پیشرو با کشورهای منطقه منا وجود دارد.

تعارض منافع

برای ارائه مطالب و نگارش این مقاله هیچ‌گونه کمک مالی از هیچ فرد، نهاد و سازمانی دریافت نشده است و نتایج و دستاوردهای این مقاله به نفع یا ضرر سازمان یا فردی خاص نخواهد بود. حضور نویسندگان در این پژوهش به عنوان شاهدی بی‌طرف ولی متخصص بوده است و نویسندگان هیچ‌گونه تعارض منافع ندارند.

ORCID

Mohsen Namaei Ghasemi		https://orcid.org/0009-0009-4257-2414
Mehdi Fathabadi		https://orcid.org/0000-0001-5478-9148
Masood Soufi Majidpoor		https://orcid.org/0000-0002-1538-0427
Mahmood Mahmoodzade		https://orcid.org/0000-0002-5844-8604

منابع

- جهانگرد، اسفندیار و فیض‌آبادی، فائزه. (۱۳۹۸). تجزیه منابع رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد ایران. *اقتصاد و تجارت نوین*، ۱۴ (۴)، (۴۵)، ۱-۲۵.
<https://doi.org/10.30465/jnet.2019.5147>
- عیسی‌زاده، سعید و صوفی مجیدپور، مسعود. (۱۳۹۶). رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، پیشرفت تکنولوژیکی، تغییرات کارایی: شواهدی تجربی از صنایع تولیدی ایران. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۴ (۴۰)، ۲۹-۴۸.
- فتح‌آبادی، مهدی و صوفی مجیدپور، مسعود. (۱۳۹۷). آموزش عالی، کارایی فنی و تغییرات بهره‌وری کل؛ شواهدی از صنایع تولیدی ایران. *پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی*، ۲۴ (۲)، ۲۷-۵۱.
- کمیحجانی، اکبر و محمودزاده، محمود. (۱۳۸۷). نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات در رشد اقتصادی ایران (رهیافت حسابداری رشد). *پژوهشنامه اقتصادی*، ۲ (۲۹)، ۷۵-۱۰۷.
- محمودزاده، محمود و زیتون‌نژاد موسویان، سیدعلی. (۱۳۹۱). اندازه‌گیری و تحلیل منابع رشد اقتصادی بخش معدن در ایران. *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۷ (۱۳)، ۱۲۱-۱۴۲.
- محمودزاده، محمود و فتح‌آبادی، مهدی. (۱۳۹۵). عوامل پیشران بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع تولیدی ایران. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی*، ۲۶، ۱۴۱-۱۶۵.
<http://dx.doi.org/10.18869/acadpub.jemr.7.26.141>
- محمودزاده، محمود، موسوی، میرحسین و پاک‌نهاد، فرزاد. (۱۳۹۴). حسابداری رشد ارزش افزوده در صنایع تولیدی ایران با تأکید بر فناوری اطلاعات. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۴ (۳۲)، ۴۱-۶۴.

References

- Abramovitz, M. (1986). Catching up, forging ahead, and falling behind. *The Journal of Economic History*, 46(2), 385-406.
<https://doi.org/10.1017/S0022050700046209>.

- Caselli, F. & Coleman, W.J. (2001). The US structural transformation and regional convergence: A reinterpretation. *Journal of Political Economy*, 109(3), 584-616. <https://doi.org/10.1086/321015>
- Chun, H., Miyagawa, T., Pyo, H.K. & Tonogi, K. (2015). Do intangibles contribute to productivity growth in East Asian countries? Evidence from Japan and Korea. *Retrieved September*, 21, 2016. doi.org/10.1017/9781316534502.010
- Corrado, C., Hulten, C. & Sichel, D. (2009). Intangible capital and US economic growth. *Review of Income and Wealth*, 55(3), 661-685. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.2009.00343.x>
- Denison, E.F. (1967). Sources of postwar growth in nine western countries. *The American Economic Review*, 57(2), 325-332. <https://doi.org/10.2307/2230167>
- Eisazadeh, S. & Soufimajidpour, M. (2018). TFP growth, technological progress, efficiency changes: Empirical evidence from Iranian manufacturing industries. *Economic Modelling*, 11(40), 294-48 [In Persian]
- Fathabadi, M. & Soufimajidpour, M. (2023). Higher education, technical efficiency and total productivity changes: Evidence from Iran's manufacturing industries. *Quarterly Journal of Research and Planning in Higher Education*, 24(2), 27-51 [In Persian]
- Gruss, B., Nabar, M. & Poplawski-Ribeiro, M. (2020). Growth accelerations and reversals in emerging market and developing economies: External conditions and domestic amplifiers. *Open Economies Review*, 31(4), 753-786. DOI: 10.1007/s11079-019-09569-z
- Jahangard, E. & Feizabadi, F. (2019). Decomposition of Total Factor Productivity Growth Sources in Iran. *New Economy and Trad*, 14(4), 1-25. doi: 10.30465/jnet.2019.5147 [In Persian]
- Jorgenson, D.W., Ho, M.S. & Stiroh, K.J. (2005). *Information technology and the american growth resurgence*, MIT Press Books, The MIT Press, edition 1, volume 3.
- Jorgenson, D. & Stiroh, K. (2000), Raising the Speed Limit: US Economic Growth in the Information Age, *OECD Economics Department Working Papers*, No. 261, OECD Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/561481176503>.
- Kant, C. (2019). Income convergence and the catch-up index. *The North American Journal of Economics and Finance*, 48, 613-627. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.07.017>
- Komeyjani, A. & Mahmoodzadeh, M. (2008). The role of information and communication technology (ICT) on economic growth in Iran (growth accounting approach). *Economics Research*, 8(29), 75-107 [In Persian]
- Koopman, E. & Wacker, K.M. (2023). Drivers of growth accelerations: What role for capital accumulation? *World Development*, 169, 1-17. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2023.106297>.
- Kravis, I.B. (1984). Comparative studies of national incomes and prices. *Journal of Economic Literature*, 22(1), 1-39.

- <https://www.jstor.org/stable/2725225>
- Kremer, M., Willis, J. & You, Y. (2022). Converging to convergence. *NBER macroeconomics annual*, 36(1), 337-412.
- Kumar, S. & Russell, R.R. (2002). Technological change, technological catch-up, and capital deepening: Relative contributions to growth and convergence. *American Economic Review*, 92(3), 527-548. DOI: 10.1257/00028280260136381
- Mahmodzadeh, M. & Fathabadi, M. (2016). Driving factors of total factor productivity in Iranian manufacturing industries. *Economic Modeling Research Journal*, 7 (26) :141-165.
doi.org/10.18869/acadpub.jemr.7.26.141 [In Persian]
- Mahmodzadeh, M., Mousavi, M. & Paknahad, F. (2016). Accounting the growth of in Iran manufacturing sector by emphasizing on ICT. *Economic Modelling*, 9(32), 41-64 [In Persian]
- Mahmodzadeh, M. & Zeytonnejad, M.S.A. (2012). Measuring and analyzing sources of economic growth in the mining sector in Iran. *Macroeconomics Research Letter*, 7(13), 121-142 [In Persian]
- Matthews, R.C.O. (1969). Review of Denison (1967). *Economic Journal*, 6, 261-68. <https://doi.org/10.2307/2230167>
- Pankratov, E.L. (2019). Model for prognosis of economic growth: Accounting of influence of the environment. *Global Economy Journal*, 19(01), 1950007. <https://doi.org/10.1142/S2194565919500076>
- Patel, D., Sandefur, J. & Subramanian, A. (2021). The new era of unconditional convergence. *Journal of Development Economics*, 152(4), 102687. <https://doi.org/10.1142/S2194565919500076>
- Rosovsky, H. (1973). *Japanese economic growth: Trend acceleration in the twentieth century*. Stanford University Press.
<https://doi.org/10.2307/2230614>
- Salter, W.E.G. (1965). Productivity Growth and Accumulation as Historical Processes. In *Problems in economic development: Proceedings of a conference held by the international economic association* (pp. 266-294). London: Palgrave Macmillan UK. https://doi.org/10.1007/978-1-349-15223-0_14
- Sequeira, T. & Morão, H. (2020). Growth accounting and regressions: New approach and results. *International Economics*, 162, 67-79.
<https://doi.org/10.1016/j.inteco.2020.01.003>
- Solow, R.M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
<https://doi.org/10.2307/1884513>
- Solow, R.M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*, 312-320.
<https://doi.org/10.2307/1926047>
- Vu, K.M. (2018). *The global dynamics of economic catchup: Patterns, drivers, and determinants*. Oxford University Press.
DOI: 10.1093/oso/9780198841760.003.0012

- Woo, W.T. (2011). Understanding the middle-income trap in economic development: The case of Malaysia. World Economy Lecture delivered at the University of Nottingham. *Globalization and Economic Policy*, 17-34.
- Yang, X. (2020). Health expenditure, human capital, and economic growth: An empirical study of developing countries. *International Journal of Health Economics and Management*, 20(2), 163-176. DOI: 10.1007/s10754-019-09275-w

استناد به این مقاله: نمائی قاسمی، محسن، فتح‌آبادی، مهدی، صوفی مجیدپور، مسعود و محمودزاده، محمود. (۱۴۰۳). هم‌پایگی و جاماندگی کشورهای منا. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹(۹۹)، ۲۴۳-۲۸۳.



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

فهرست

- ارزیابی نظریات متفکرین معاصر در رابطه با علل توسعه نیافتگی ایران با تأکید بر حقوق مالکیت در چارچوب رهیافت های اقتصاد سیاسی ۵
فرشاد مؤمنی، حجت الله میرزایی و علی جعفری شهرستانی
- احساسات به عنوان یک عامل ریسک در بازار سرمایه: تحلیلی از بورس اوراق بهادار تهران در چارچوب عامل تنزیل تصادفی (SDF) ۴۹
رضا طالبلو و محمد مهدی باقری تودشکی
- اثر سیاست تقسیم سود بر نوسانات قیمت سهم: شواهدی از بازار سهام تهران ۹۰
مسعود باغبانی، غلامرضا کشاورز حداد و حسین عبده تبریزی
- بررسی عملکرد سازوکارهای انتقال پولی ایران تحت شرایط نااطمینانی ۱۲۷
رضا علائی و احمد صلاح منش
- مطالعه ای در فقر چندبعدی و سهم بعدها در استان های ایران ۱۶۶
حمیدرضا نواب پور و پریا ترابی کهلان
- تأثیر تحریم های اقتصادی و بلایای طبیعی بر درآمد سرانه ایران ۱۹۴
وحید عزیزی، بختیار جواهری و فاتح حبیبی
- هم پایی و جاماندگی کشورهای منا ۲۴۳
محسن نمائی قاسمی، مهدی فتح آبادی، مسعود صوفی مجید پور و محمود محمودزاده

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، ۴/۵ و ۴/۵ سانتیمتر و فاصله Multiple 0.9 بین خطوط و رعایت اندازه فونت‌ها در قالب جدول زیر:

چهارچوب فونت‌های مورد استفاده در تدوین مقاله

موضوع	اندازه	نوع فونت
عنوان مقاله فارسی	15Bold	B Zar
اسامی نویسندگان فارسی	10نازک	B compset
متن چکیده فارسی	11نازک	B Zar
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 محمدحسن فطرس	◆ دکتر رضا زمانی
◆ دکتر تیمور محمدی	◆ دکتر اسفندیار جهانگرد
◆ دکتر پریسا مهاجری	◆ دکتر یدالله دادگر
◆ دکتر میرحسین موسوی	◆ دکتر محسن رنانی
◆ دکتر حجت‌الله میرزایی	◆ دکتر علی‌اصغر سالم
◆ دکتر علی نصیری اقدم	◆ دکتر رضا طالبلو
	◆ دکتر جواد طاهرپور

سایر همکاران

ویراستار علمی (فارسی): دکتر تیمور محمدی

ویراستار انگلیسی: پرویز رسولی

ویراستار ادبی: جواد گیانلو

صفحه‌آرا: جواد گیانلو

نشانی: تهران - خیابان شهید بهشتی - نبش احمد قصیر - پژوهشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

کد پستی: ۱۵۱۳۶۱۵۴۱۱

تلفن: ۸۸۷۰۳۲۶۱ و ۲- ۸۸۷۲۵۴۰۰

دورنگار: ۸۸۷۰۳۲۶۳

آدرس وبسایت: ijer. atu. ac. ir پست الکترونیکی: ijer@atu. ac. ir

فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصادی ایران

دانشگاه علامه طباطبائی - پژوهشکده اقتصاد

سال بیست‌ونهم - شماره ۹۹ - تابستان ۱۴۰۳

صاحب امتیاز: دانشگاه علامه طباطبائی

مدیر مسئول: دکتر تیمور محمدی

سردبیر: دکتر علی‌اصغر بانویی

دبیر تخصصی: دکتر رضا طالبلو

مدیر داخلی: سمیه اقلامی

هیأت تحریریه

کریم اسلاملوئیان	حسین عباسی‌نژاد
استاد اقتصاد؛ دانشگاه شیراز	استاد اقتصاد؛ دانشگاه تهران
علی‌اصغر بانویی	قهرمان عبدلی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه تهران
محمد بخشوده	عبدالرسول قاسمی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه شیراز	دانشیار اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی
جاوید بهرامی	غلامرضا کشاورز حداد
دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه صنعتی شریف
اسفندیار جهانگرد	تیمور محمدی
دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی
یدا. . . دادگر	سعید مشیری
استاد اقتصاد؛ دانشگاه شهید بهشتی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه ساسکاچوان
محسن رنانی	ابوالقاسم مهدوی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه اصفهان	دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه تهران
عباس شاکری	عباس ولدخانی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه سوین برن استرالیا

به موجب قانون مطبوعات، پروانه انتشار نشریه فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران به زبان فارسی و انگلیسی به شماره ۱۲۴/۳۵۴۸ مورخ ۱۳۸۰/۴/۹ از سوی وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی ثبت و صادر شده است. تمام حقوق برای دانشگاه علامه طباطبائی پژوهشکده اقتصاد محفوظ است. درج مطالب در این نشریه لزوماً منعکس‌کننده دیدگاه پژوهشکده و دانشگاه نیست. بدیهی است مسئولیت صحت مطالب هر مقاله برعهده نویسنده است.

این نشریه به استناد نامه مورخ ۱۳۸۸/۱۰/۸ مرکز اطلاع‌رسانی منطقه‌ای علوم و فناوری در پایگاه کتابخانه منطقه‌ای علوم و فناوری به نشانی www.srlst.com و همچنین در پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی به نشانی www.sid.ir، بانک اطلاعات نشریات کشور به نشانی www.magiran.com، پرتال جامع علوم انسانی به نشانی www.ensani.ir، پایگاه مجلات تخصصی نور به نشانی www.noormags.ir، سایت www.civilica.com و نیز در سایت نشریات دانشگاه علامه طباطبائی به نشانی ijer.atu.ac.ir نمایه می‌شود. ارسال مقالات صرفاً از طریق سایت دانشگاه علامه طباطبائی امکان‌پذیر است. این نشریه دارای ضریب IF از پایگاه استنادی جهان اسلام (ISC) است. لیتوگرافی، چاپ و صحافی: مرکز چاپ و انتشارات دانشگاه علامه طباطبائی

ISSN 1726-0728



دانشگاه علامه طباطبائی
پژوهشکده اقتصاد

پژوهش‌های اقتصادی ایران

فصلنامه علمی - پژوهشکده اقتصاد
دانشگاه علامه طباطبائی

سال بیست‌ونهم - شماره نود و نهم
تابستان ۱۴۰۳

این نشریه براساس تأییدیه شماره ۳/۲۹۱۰/۴۸۸ به تاریخ ۱۳۸۱/۴/۱۸ کمیسیون بررسی نشریات علمی کشور حایز شرایط دریافت درجه علمی - پژوهشی شناخته شد.