



Allameh Tabataba'i University
Economic Research Institute

Iranian Journal of
ECONOMIC RESEARCH

*A Quarterly Journal of the Economic Research
Institute*

Allameh Tabataba'i University

Volume 30, Issue 104, Autumn 2025

Iranian Journal of ECONOMIC RESEARCH

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

Volume 30, Issue 104, Autumn 2025

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

Editorial Board:

Hossein Abbasinejad
Professor,
University of Tehran

Ghahreman Abdoli
Professor,
University of Tehran

Javid Bahrani
Associate Professor,
Allameh Tabataba'i University

Mohammad Bakhshoodeh
Professor,
University of Shiraz

Ali Asghar Banouei
Professor,
Allameh Tabataba'i University

Yadollah Dadgar
Professor,
Shahid Beheshti University

Karim Eslamloueyan
Professor,
University of Shiraz

Abdolrasoul Ghasemi
Associate Professor,
Allameh Tabataba'i University

Esfandiar Jahangard
Associate Professor,
Allameh Tabataba'i University

Gholam Reza Keshavarz Haddad
Associate Professor,
Sharif University of Technology

Abolghasem Mahdavi
Associate Professor,
University of Tehran

Saeed Moshiri
Professor,
University of Saskatchewan

Teymour Mohammadi
Professor,
Allameh Tabataba'i University

Mohsen Renani
Professor,
University of Isfahan

Abbas Shakeri
Professor,
Allameh Tabataba'i University

Abbas Valadkhani
Professor,
University of Swin Burne

All rights reserved for Allameh Tabataba'i University. Opinions expressed in this Journal do not necessarily reflect the views of the institute and the University.

Address: Economic Research Institute, Allameh Tabataba'i University, Shahid Beheshti Ave. Tehran, Iran. Postal Code: 1513615411, Tel: (9821) 88725400, 88703261. Fax: (9821) 88703263.

Website: ijer.atu.ac.ir, Email: ijer@atu.ac.ir

ISSN 1726-0728 eISSN:2476-6445

Statement of Policy

The *Iranian Journal of Economic Research* is a scientific publication on diverse issues in Economics focusing on research and scholarly studies on the Iranian economy and related topics. We intend to provide a forum for members of the academic community in Iran and abroad who are Interested in the Iranian economy and research activities in the field of Applied studies for Iranian economy.

Manuscripts are subject to anonymous reviews. More information about the Journal can be found at ijer.atu.ac.ir

Scientific Advisers

Ghahreman Abdoli	Teymour Mohammadi
Nematollah Akbari	Farshad Momeni
Aliasghar Banouei	Habib Morovvat
Esfanjar Jahangard	Seaad Rasekhi
Zahra Karimi Moughari	Alihoissein Samadi
Gholamreza Keshavarz Haddad	Mohammad Vesal
Mohsen Mehrara	Mehdi Yazdani
Parisa Mohajeri	

Scientific Editor: Teymour Mohammadi

English Editor: Parviz Rasooli

Literary editor & Layout Designer: Javad Gianloo

Contents:

A Comparative Analysis of National and Regional Poverty Targeting: A Case Study of Urban Areas in Iran.....	1
<i>Bagher Darvishi, Fereshteh Mohamadian & Ali Asghar Salem</i>	
Voluntary Disclosure Strategies of Soft and Hard Information for Good and Bad News: The Case of Digital Companies Listed on the Tehran Stock Exchange	41
<i>Mohamad Feghhi Kashani, Teimur Mohamadi & Hadi Pirdaye</i>	
Determinants of Tax Revenues: A Meta-Analysis Approach	83
<i>Ali Nassiri Aghdam & Mahtab Moradzadeh</i>	
Power Balance Between the State and Society and Its Role in Reducing Unjustified Inequalities in Iran's Political Economy (2005–2021)	124
<i>Mahsa Karimi & Hossein Raghfar</i>	
A Spatial Analysis of the Role of Afghan Migrants in Iran's Regional Economic Development (2010–2024).....	167
<i>Nematullah Yaqubi & Rozita Moayedfar</i>	
The Threshold Effect of Fintech on the Impact of Oil Rent on Economic Growth in Iran	202
<i>Reza Maaboudi & Zeynab Dare Nazari</i>	
A Ranking of Iranian Provinces and Counties by Value-Added Shares in 18 Subsectors of ISIC Rev. 4 Using VIKOR and Shannon Entropy....	234
<i>Morteza Ghanbarzadeh Chaleshtori & Parsa Riahi Dehkordi</i>	

A Comparative Analysis of National and Regional Poverty Targeting: A Case Study of Urban Areas in Iran

Bagher Darvishi  *

Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Literature and Humanities, Ilam University, Ilam, Iran

Fereshteh Mohamadian 

Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Literature and Humanities, Ilam University, Ilam, Iran

Ali Asghar Salem 

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

Abstract

Universal subsidies have a limited impact on the welfare of vulnerable groups, while substantially increasing government expenditures and disproportionately benefiting high-income households. This highlights the urgent need to reconsider the mechanisms for subsidy payment and the identification of poor households. One proposed approach is the regionalization of the subsidy system. In this respect, the current study compared national and regional subsidy targeting at the urban level. Using the data from the Urban Household Income and Expenditure Survey (2022/2023), the study measures the poverty line and poverty indices. On the basis of these indices, urban areas across provinces were classified into eight regions using a hierarchical clustering method. Then, a numerical optimization method was employed to compare the outcomes of subsidy targeting at the national and regional levels. According to the results, subsidy targeting based on both individual and combined characteristics of the most vulnerable groups leads to significant differences at national and regional levels. These differences are evident in optimal subsidy amounts, poverty reduction outcomes, efficiency of targeting, and associated errors. Therefore, even when policymakers target households with identical characteristics at both national and regional levels, subsidy payment amounts must still vary across regions and population groups to achieve effective targeting.

* Corresponding Author: ba.darvishi@ilam.ac.ir

How to Cite: Darvishi, B., Mohamadian, F. & Salem, A.A. (2025). A Comparative Analysis of National and Regional Poverty Targeting: A Case Study of Urban Areas in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 30(104), 1-40.

1. Introduction

Untargeted subsidy payments in Iran have not only failed to improve the welfare of vulnerable groups but have also disproportionately benefited higher-income households. This outcome prompted reforms to certain commodity subsidies; however, the cash subsidies introduced as replacements were likewise not targeted. Consequently, universal commodity subsidies were effectively replaced by universal cash subsidies, which had little impact on poverty reduction in Iran. In light of these challenges, the need to reconsider subsidy payment mechanisms and improve the identification of poor households has become increasingly evident. Targeting subsidies by distinguishing the poor from the non-poor can reduce resource waste and increase the share of benefits received by the poor within a fixed budget. However, such benefits depend on the government's ability to accurately identify poor households. In practice, structural weaknesses in the tax system and social provision institutions limit the government's capacity to do so (Darvishi et al., 2019). To address this limitation, the current research aimed to propose a numerical optimization method for targeting the poor under conditions of a fixed budget and missing information about household welfare. The study also compared subsidy targeting outcomes in Iran at the national and regional levels.

2. Materials and Methods

The study relied on three main categories of data: (a) data on per capita household expenditure excluding received subsidies, household size, and household population weights; (b) information on the economic and social characteristics of households; and (c) the poverty line. The data for the first and second categories was obtained from the Household Income and Expenditure Survey for urban and rural areas of the country for the year 1401 (2022/2023). The third category concerned the estimation of the poverty line, for which several points merit clarification. First, a daily intake of 2,300 kilocalories was used as the standard calorie requirement. This decision was based on the calculations that account for the calorie needs of different age and gender groups and their respective population shares. Second, the cost-of-basic-needs (food basket) approach was employed to calculate the poverty line. Third, using household equivalence scales was deemed unnecessary since the 2,300-kilocalorie threshold was derived from population-weighted calorie requirements across age and gender groups.

The Foster–Greer–Thorbecke (FGT) class of poverty indices was employed to measure poverty, which is defined as follows:

$$F(\alpha) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^\alpha$$

where z denotes the poverty line, y_i represents the income of the i -th individual, and α reflects society's degree of poverty aversion. For $\alpha = 0$, $\alpha = 1$, and $\alpha = 2$, the index corresponds to the headcount ratio, the poverty gap, and the squared poverty gap (poverty severity), respectively.

In the next stage, the estimated poverty indices were used to classify urban areas across the country's provinces using hierarchical clustering methods. Finally, a numerical optimization model was applied to compare subsidy targeting at the national and regional levels. Specifically, drawing on the existing literature, the study adopted a numerical optimization method to target poor households under conditions of a fixed budget and missing information about individual welfare. This approach could determine optimal transfer payments that maximize reductions in any additively decomposable poverty index, such as those in the FGT family of poverty measures.

3. Results and Discussion

According to the results, the characteristics associated with efficient targeting are identical at both the national level and across the eight urban regions—namely household size, the education level of the household head, and the number of children under six years of age. However, substantial differences exist in targeting efficiency as well as in inclusion and exclusion errors between the national and regional approaches. Among the characteristics, household size is the only variable that shows a strong and consistent correlation with poverty across all regions examined. Therefore, it should receive serious consideration in poverty alleviation policymaking, and greater coordination and alignment should be established between population policies, which are aimed at encouraging population growth, and poverty reduction policies.

Moreover, a comparison was made between national and regional targeting outcomes based on individual and combined household characteristics. The former included gender and marital status of the household head, household size, the education level and employment status of the head, housing status, and household demographic composition, such as the number of members aged six years or younger and those aged 65 years or older. Combined household characteristics consisted of the following: 1) divorced women, widows, or married women who are female household heads for any reason; 2) illiterate household heads; 3) households with five or more members; 4) households with at least one member under six years of age; and 5) households with unemployed heads. The comparison revealed substantial differences. These differences are evident in the population shares of target groups, the amount of subsidies paid, targeting efficiency, and the outcomes, particularly poverty reduction. Therefore, even when policymakers seek to target identical households at both the national and regional levels based on individual or combined characteristics, subsidy payment amounts to the same population groups must still vary across regions.

4. Conclusion

The findings indicated that several necessary conditions exist for replacing national targeting with regional targeting. However, implementing regional targeting requires careful consideration of the political, technical, and migration-related challenges, yet it is also essential to take into account the

following key factors. First, a fundamental prerequisite for geographic targeting is the development of poverty maps at the smallest feasible geographic units within the country. Second, because of limitations in the precision of geographic targeting, this approach is rarely used in isolation for transfer payments involving large amounts. Geographic targeting should therefore be combined with other targeting methods to enhance efficiency and reduce errors. Third, it should not be assumed that poverty can be eradicated—or even substantially reduced—solely through subsidy payments. Actually, meaningful poverty reduction requires the implementation of comprehensive social development policies. In this regard, geographic targeting based on poverty mapping is not limited to the allocation of transfer payments; it can also be used to design and implement programs aimed at improving infrastructure and expanding access to social services at the regional level.

Keywords: Poverty indices, Hierarchical Clustering, Optimal Group Targeting, Urban Areas, Iran

JEL Classification: C38 , I3, I32, I38, R19



بررسی مقایسه‌ای هدفگذاری ملی و منطقه‌ای فقر: با تأکید بر مناطق شهری کشور

باقر درویشی* دانشیار، اقتصاد، دانشکده ادبیات و علوم انسانی دانشگاه ایلام، ایلام، ایران

فرشته محمدیان استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده ادبیات و علوم انسانی دانشگاه ایلام، ایلام، ایران

علی اصغر سالم دانشیار، اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

یارانه‌های همگانی نه تنها تأثیر چندانی در رفاه اقشار آسیب‌پذیر ندارد بلکه موجب افزایش هزینه‌های دولت شده و منافع آنها بیشتر نصیب گروه‌های بالای درآمدی می‌شود. لذا لزوم بازنگری در شیوه پرداخت یارانه‌ها و شناسایی فقرا احساس می‌شود. در این خصوص یکی از ایده‌های مطرح، منطقه‌ای کردن نظام یارانه‌ها در ایران است. لذا هدف اصلی این مقاله مقایسه هدفگذاری ملی و منطقه‌ای یارانه‌ها در سطح مناطق شهری کشور است. در ابتدا با استفاده از اطلاعات طرح هزینه درآمد خانوارهای شهری در سال ۱۴۰۱، خط فقر و شاخص‌های فقر محاسبه شد، سپس با استفاده از روش خوشه‌بندی سلسله‌مراتبی، مناطق شهری استان‌های کشور مبتنی بر شاخص‌های فقر به هشت منطقه دسته‌بندی شدند و در نهایت با استفاده از یک روش بهینه‌سازی عددی نتایج هدفگذاری یارانه‌ها در سطح ملی و مناطق مورد مقایسه قرار گرفت. نتایج مقایسه هدفگذاری خانوارها براساس مشخصه‌های انفرادی و ترکیبی از آسیب‌پذیرترین ویژگی‌ها در سطح ملی و مناطق هشت گانه شهری، تفاوت‌های زیادی را آشکار ساخت. این تفاوت در میزان یارانه بهینه، میزان کاهش فقر، کارایی هدفگذاری و خطاهای حاصله از آن وجود دارند. بنابراین حتی اگر سیاست‌گذار بخواهد براساس مشخصه‌هایی یکسان، خانوارهای خاصی را در سطح ملی و منطقه‌ای هدف قرار دهد، باز هم لازم است میزان پرداختی به گروه‌های جمعیتی یکسان در سطح مناطق مختلف متفاوت باشد.

کلیدواژه‌ها: شاخص‌های فقر، خوشه‌بندی سلسله‌مراتبی، هدفگذاری بهینه گروهی فقر، مناطق شهری ایران

طبقه‌بندی JEL: C38 , I3, I32, I38, R19

این مقاله برگرفته از طرح پژوهشی «امکان‌سنجی منطقه‌ای کردن نظام یارانه‌ها در ایران: براساس اولویت‌بندی گروه‌های مختلف جمعیتی برای دریافت یارانه نقدی» در مؤسسه عالی پژوهش‌های تأمین اجتماعی است.

* نویسنده مسئول: ba.darvishi@ilam.ac.ir

۱. مقدمه

سیاست‌های بازتوزیعی و حمایت از گروه‌های نیازمند، یکی از برنامه‌های مهم اکثر کشورها است. در ایران نیز این مهم از طریق یارانه‌های غیرهدفمند و همگانی بر روی کالاهای مختلف دنبال می‌شد اما شواهد نشان می‌دهد که این نوع پرداخت، نه تنها در رفاه اقشار آسیب‌پذیر اثری ندارد بلکه منافع آن بیشتر نصیب گروه‌های بالای درآمدی می‌شود. این وضع موجب حذف و اصلاح برخی یارانه‌های کالایی در کشور شد اما یارانه نقدی جایگزین نیز به صورت هدفمند پرداخت نشد و یارانه کالایی همگانی با یارانه نقدی همگانی جایگزین شد که تأثیر چندانی بر کاهش فقر در کشور نداشت. با توجه به چالش‌های مذکور، لزوم بازنگری در شیوه پرداخت یارانه‌ها و همچنین در شیوه شناسایی فقرا احساس می‌شود. اجرای این مهم مستلزم به کارگیری روش‌های استاندارد هدفگذاری و فقرزدایی براساس تجربیات بین‌المللی است. در این زمینه، هدفمندی با تمیز فقرا از غیرفقرا و حذف گروه دوم از برنامه از اتلاف منابع جلوگیری کرده و موجب می‌شود تا منافع حاصل از یک بودجه ثابت برای فقرا افزایش یابد. اما منافع مذکور بر این فرض مبتنی است که دولت توانایی تفکیک فقرا از غیرفقرا را دارد که در عمل و به ویژه در کشورهای در حال توسعه به دلیل ضعف ساختاری در نظام مالیاتی و نهادهای حمایتی، دولت‌ها قادر به شناسایی دقیق فقرا نیستند (درویشی و همکاران، ۱۳۹۸).

برای مواجهه با چالش مذکور، در کشورهای مختلف هدفگذاری اغلب مبتنی بر روش‌های آزمون تقریبی وسع، دموگرافیکی، جغرافیایی، طبقه‌ای، خودگزینی، جامعه‌محور و یا ترکیبی از روش‌های مذکور صورت می‌پذیرد (Coady, et al., 2004). همچنین همه روش‌های مذکور دو خطای شناخته شده شمول و حذف (شمول افراد غیرفقیر و حذف فقرا) را موجب می‌شوند (Cornia & Stewart, 1995). در این بین، هدفگذاری جغرافیایی (که هدفگذاری منطقه‌ای نیز نامیده می‌شود) به دنبال رتبه‌بندی مناطق جغرافیایی براساس یک یا بیشتر از یک معیار فقر است و هدف اصلی آن متمرکز کردن مداخلات کاهنده فقر بر فقیرترین مناطق است. این رویکرد می‌تواند به کاهش تنش‌های بین منطقه‌ای و قومی کمک کرده و مانع ظهور تله‌های فقر جغرافیایی شود. علاوه بر این، تمرکز مداخلات کاهنده فقر بر زیرمناطق ملی می‌تواند در شناسایی و رفع موانع و محدودیت‌های خاص توسعه‌ای این مناطق کمک کند. با وجود مزایای مذکور، اثربخشی هر مکانسیم هدفگذاری وابسته به در دسترس بودن معیارهای غیرمستقیم کارآمد برای شناسایی فقرا، هزینه‌های اجرایی بررسی واجد شرایط بودن براساس معیارهای

تعیین شده، میزان کاهش در هزینه‌های ناشی از حذف مؤثر غیرفقر از برنامه‌ها و ظرفیت دولت برای اجرای برنامه بستگی دارد. اثر بخشی هدفگذاری جغرافیایی نیز مستقل از عوامل فوق نبوده و این روش نیز برای عملکرد مناسب خود نیازمند توجه به الزامات داده‌ای، چالش‌های سیاسی و مشکلات فنی در اجرا است. با این وجود، طی بیست سال گذشته طرح‌های حمایت اجتماعی به‌طور اساسی پیشرفت کرده و امروزه در اکثر کشورهای در حال توسعه یک برنامه و یا بیشتر از یک برنامه در حال اجرا است (Margitic & Ravallion, 2019) اما محققان (Coady, et al., 2004; Devereux, et al., 2017; Hanna & Olken, 2018) با اجماع توافق دارند که در شناسایی فقرا هیچ روشی به روشنی بر سایر روش‌ها برتری ندارد و اثربخشی آنها در زمینه کاهش فقر بستگی به فاکتورهای متعددی مانند خط فقر، عمق فقر، سطح نابرابری در بین فقرا، شاخص فقر مورد استفاده و... دارد. از طرف دیگر، روش‌هایی که تاکنون در ادبیات مربوطه پیشنهاد شده‌اند، به گونه‌ای تنظیم نشده‌اند که با توجه به بودجه‌ای ثابت، میزان کاهش در فقر به ازای هر واحد پول هزینه شده را حداکثر کنند. با هدف پر کردن شکاف مذکور، در این مقاله به پیروی از مطالعات کانبور^۱ (۱۹۸۷)، راولیون و چاو^۲ (۱۹۸۹)، البرس و همکاران^۳ (۲۰۰۷)، گلیوی^۴ (۱۹۹۲) و آرار و لوکا^۵ (۲۰۱۹) یک روش بهینه‌سازی عددی برای هدفگذاری فقرا در شرایط ثابت بودن بودجه و اطلاعات ناقص در زمینه وضعیت رفاهی افراد جامعه معرفی می‌شود و سپس با استفاده از آن هدفگذاری یارانه‌ها در ایران به صورت ملی و منطقه‌ای مورد مقایسه قرار می‌گیرد. به بیان دیگر، این تحقیق در راستای پاسخ به سؤالات زیر انجام می‌پذیرد: آیا هدفگذاری ملی و منطقه‌ای از نظر کارایی، میزان خطاها و شناسایی خانوارهای هدف منجر به نتایج یکسانی خواهد شد؟ اجرای هدفگذاری منطقه‌ای مستلزم چه الزاماتی است؟ برای پاسخ به این سؤالات، این مطالعه به صورت زیر سازماندهی شده است: در بخش‌های دوم و سوم، ادبیات نظری و پیشینه تحقیق ارائه می‌گردد؛ در بخش چهارم، روش پژوهش بحث شده و در بخش پنجم به اجرای مدل بهینه‌سازی عددی و تحلیل نتایج می‌پردازد و در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

-
1. Kanbur, R.
 2. Ravallion, M. & Chao, K.
 3. Elbers, C., et al.
 4. Glewwe, P.
 5. Araar, A. & Luca, T.

۲. مبانی نظری

در ادبیات هدفگذاری فقر، سؤال کلیدی این است که بهترین روش هدفگذاری کدام است؟ در پاسخ، کودای و همکاران^۱ (۲۰۰۴) و دوروکس و همکاران^۲ (۲۰۱۷) به بررسی عملکرد، خطاها، هزینه‌ها و منافع روش‌های مختلف هدفگذاری پرداختند. براساس این مطالعات می‌توان روش‌های هدفگذاری فقر را به شش دسته شامل: آزمون سنجش وسع^۳، آزمون تقریب وسع^۴، هدفگذاری طبقه‌ای^۵، هدفگذاری جغرافیایی^۶، خودهدفگذاری^۷ و هدفگذاری جامعه‌محور^۸ تقسیم کرد. روش‌های مذکور از نظر داده‌های مورد نیاز، میزان پیچیدگی روش‌شناسی و هزینه‌های مربوطه با یکدیگر تفاوت دارند (Coady, et al., 2004). باین وجود محققان (Coady, et al., 2004; Devereux, et al., 2017; Hanna & Olken, 2018) با اجماع توافق دارند که در شناسایی فقرا هیچ روشی بر سایر روش‌ها برتری ندارد و اثربخشی هر برنامه هدفگذاری وابسته به در دسترس بودن معیارهای غیرمستقیم کارآمد برای شناسایی فقرا، هزینه‌های اجرایی بررسی واجد شرایط بودن با این معیارها، میزان کاهش در هزینه‌های ناشی از حذف مؤثر خانوارهای غیرفقیر از برنامه‌ها و ظرفیت دولت برای اجرای برنامه بستگی دارد که در این خصوص توجه به نکات زیر ضروری است (Coady, et al., 2004; Hanna & Olken, 2018):

- اول، بین دقت و هزینه هدفگذاری یک مبادله اجتناب‌ناپذیر وجود دارد. در این اینجا، مهم است که نه فقط هزینه‌های اجرایی بلکه طیف کامل هزینه‌های هدفگذاری (شامل: هزینه‌های خصوصی برای متقاضیان، هزینه‌های اجتماعی، هزینه‌های انگیزی و هزینه‌های سیاسی) مورد توجه قرار گیرند.
- دوم، عملکرد ضعیف یک برنامه فقرزدایی الزاماً معادل با ضعف روش هدفگذاری انتخابی نیست بلکه پیاده‌سازی و اجرای درست مهم‌ترین عامل موفقیت آن است.
- سوم، روش‌های مختلف هدفگذاری اگر در ترکیب با هم به کار گرفته شوند نسبت به زمانی که به تنهایی مورد استفاده می‌گیرند، عملکرد بسیار بهتری خواهند داشت.

1. Coady, D., et al.
 2. Devereux, S., et al.
 3. Means testing
 4. Proxy means testing
 5. Categorical targeting
 6. Geographical targeting
 7. Self-targeting
 8. Community-based targeting

با توجه به نکات مذکور به عنوان یک نتیجه گیری کلی می توان گفت که هیچ مکانیسم هدفگذاری واحدی در همه زمینه ها بهترین کار را انجام نمی دهد لذا عامل یا فاکتور اصلی در این زمینه، انتخاب روش هدفگذاری مبتنی بر اهداف برنامه مداخله ای و ارزیابی از زمینه (بستر) محلی است. در این زمینه بستر مناسب برای اجرای روش های مختلف هدفگذاری به شرح زیر است (Devereux, et al., 2017):

✓ برنامه های آزمون سنجش وسع، نیازمند مستندسازی درآمد و هزینه خانوارها و ظرفیت اجرایی بالایی است لذا در کشورهای با حجم بالای فعالیت های غیررسمی چندان کاربرد ندارد.

✓ آزمون های تقریب وسع، نیازمند شناسایی متغیرهایی است که ضمن همبستگی بالا با درآمد به آسانی قابل مشاهده بوده و قابلیت دستکاری نداشته باشند و به دلیل نیاز به شرایط جمعیتی و اقتصادی پایدار، بهترین عملکرد را در مواجهه با فقر مزمن دارد و برای فقر گذرا مناسب نیست.

✓ هدفگذاری طبقه ای، اغلب به خطاهای حذف و شمول پائینی بر حسب معیارهای واجد شرایط بودن دست می یابد اما در زمینه دستیابی به فقرا و غربالگری غیرفقرا خطاها بالا هستند.

✓ برنامه های هدفگذاری شده به روش جغرافیایی، به توزیع فضایی فقر حساس هستند و بهترین عملکرد را در جایی دارند که فقر در مناطق مجزای محدود متمرکز شده باشد.

✓ هدفگذاری جامعه محور، چه به صورت نظارتی و چه به صورت تفویض اختیار شده^۱ شرایط خاصی (مثلاً انسجام اجتماعی، عدم تسلط / تسخیر نخبگانی) را می طلبد تا مؤثر باشد.

✓ خود-هدفگذاری، مستلزم کاهش مزایا و/یا افزایش هزینه های دسترسی برای جلوگیری از ورود افراد غیرفقیر است اما انجام این کار در شرایط فقر بالا دشوار است.

باوجود مباحث مذکور، هدفگذاری جغرافیایی / منطقه ای به عنوان متداول ترین روش هدفگذاری در بین کشورهای جهان سوم مطرح است. دلیل این امر این است که در اکثر کشورهای در حال توسعه، فقر در مناطق جغرافیایی خاصی متمرکز شده که «انباشتگاه فقر»^۲

1. 'delegated' or 'devolved'

2. Pockets of Poverty

نامیده می‌شوند (Bigman & Fofack, 2000). این نابرابری‌ها به دلیل تفاوت‌های زیاد در قیمت و کیفیت مسکن، کیفیت زیرساخت‌های فیزیکی، ویژگی‌های اجتماعی-اقتصادی جمعیت و کیفیت خدمات عمومی به‌ویژه بهداشت و آموزش است که چرخه فقر را تداوم می‌بخشند. همچنین، بخش زیادی از نابرابری‌های بزرگ بین مناطق و حتی بیشتر از آن نابرابری‌های بین جوامع ساکن در درون یک منطقه به دلیل تفاوت در توزیع جغرافیایی مخارج دولت (عمدتاً مخارج مربوط به زیرساخت‌ها) ایجاد می‌شود. چنین تفاوت‌هایی نشان‌دهنده قدرت سیاسی محدود مناطق فقیر و همچنین تلاش دولت‌ها برای تمرکز سرمایه‌گذاری در مناطقی است که پتانسیل بالایی برای رشد دارند (Hammer, et al., 1995). همچنین، سیاست‌های انتخاباتی نیز تفاوت‌های زیادی را در تخصیص بودجه عمومی (به‌عنوان مثال، بین مناطق نسبتاً پرجمعیت، عمدتاً شهری و مناطق کم‌جمعیت‌تر، عمدتاً روستایی) به‌وجود می‌آورد (Ravallion & Wodon, 1997). این مشاهدات بسیاری از سیاست‌گذاران و مدیران برنامه‌های کاهش فقر را بر آن داشته است تا ذینفعان برنامه را براساس منطقه جغرافیایی محل سکونت انتخاب کنند. بنابراین هدفگذاری جغرافیایی در شرایطی که نرخ فقر بالا و به‌صورت فضایی متمرکز باشد بسیار مؤثر است (Handa & Davis, 2006). در حالت کلی و همانگونه که بکر و گروش^۱ (۱۹۹۴) درباره ونزوئلا، مکزیک و جامائیکا بررسی کردند، هر چقدر که میزان تفکیک جغرافیایی دقیق‌تر باشد، آنگاه شانس بیشتری برای یافتن افراد با وضعیت فقر مشابه در درون آن منطقه وجود خواهد داشت. بنابراین هدف قرار دادن مناطق اداری کوچک‌تر، محله‌های حاشیه‌ای یا حتی روستاها و برخی محله‌های شهری می‌تواند به میزان زیادی خطای نشت را کاهش دهد.

باوجود چالش‌های مذکور، هدفگذاری جغرافیایی یا منطقه‌ای مزایای متعددی نسبت به سایر روش‌های هدفگذاری دارد.

- اول، معیارهای روشنی برای شناسایی جمعیت هدف ارائه می‌کند و از محدودیت‌های اطلاعاتی که مانع اکثر دیگر برنامه‌های هدفمند می‌شود، اجتناب می‌کند.
- دوم، نظارت و اجرای آن نسبتاً آسان است و نهادهای محلی و سازمان‌های غیردولتی می‌توانند در اجرای برنامه‌ها کمک کنند.

1. Baker, L. & Grosh, M.

- سوم، هدفگذاری جغرافیایی تأثیر نسبتاً کمی بر رفتار خانواده‌ها دارد زیرا تغییر محل زندگی دشوار و پرهزینه است.
- چهارم، بهبود هدفگذاری از طریق ترکیب معیار جغرافیا با سایر معیارهای واجد شرایط بودن براساس ویژگی‌های فردی یا خانواده امکان پذیر است.
- پنجم، برنامه‌های هدفمند جغرافیایی می‌توانند نه تنها شامل پرداخت‌های انتقالی مستقیم به جمعیت هدف بلکه طیف گسترده‌ای از اقدامات دیگر با هدف ارتقای استانداردهای زندگی کل جمعیت منطقه باشد. به عنوان مثال هدفگذاری جغرافیایی می‌تواند دستورالعمل‌هایی را برای تخصیص منابع تحت برنامه‌های توسعه اجتماعی و برنامه‌های توسعه اقتصادی یک کشور ارائه کند (Bigman and Fofack, 2000).
- اگرچه مزایای مذکور، جغرافیا را به شاخصی جذاب برای هدفگذاری برنامه‌های فقرزدایی تبدیل می‌کند اما تحقق عملکرد مناسب آن، نیازمند توجه به چالش‌های زیر است:
 - چالش اول محدودیت‌های داده‌ای است، عملکرد هدفگذاری جغرافیایی به شدت وابسته به بهنگام بودن، دقت و درجه تفکیک داده‌های اقتصادی و اجتماعی از نظر جغرافیایی است. اگر داده‌های مربوطه در سطح مناطق به اندازه کافی تفکیک نشده باشند هدفگذاری جغرافیایی ممکن است در پوشش دادن فقرا در نواحی که تعداد افراد غیرفقیر زیاد است شکست بخورد (Kanbur, et al., 1994).
 - چالش دوم، از دیدگاه سیاسی هدفگذاری جغرافیایی می‌تواند منجر به بی‌اعتمادی سیاسی و تنش در سطوح مختلف دولت شود. این مسئله بیشتر زمانی رخ می‌دهد که حذف یک منطقه به نفع منطقه دیگر باعث ایجاد حس تبعیض و ناعادلانه بودن شود. این مشکل را می‌توان را با هدفگذاری درون‌استانی به جای هدفگذاری بین‌استانی حل کرد. با این حال، در بسیاری از موارد، مهم‌ترین دلیل مخالفت سیاسی با یک برنامه هدفمند، نشت منافع برنامه به خانوارهای غیرواجد شرایط است لذا بهبود روش‌های هدفگذاری می‌تواند تا حد زیادی این تنش‌ها را کاهش دهد (Gelbach & Pritchett, 2001).
 - چالش سوم محدودیت‌های فنی و اجرایی است، از این دیدگاه در صورتی که جمعیت فقیر به صورت کم‌ویش برابر در سطح کشور توزیع شده باشند، هدفگذاری جغرافیایی نتایج ضعیفی را ارائه می‌دهد. همچنین این روش برای هدفگذاری فقرای

بدون مکان ثابت زندگی و گروه‌های مهاجران و افرادی که در درون خانواده زندگی نمی‌کنند مناسب نخواهد بود (Skoufias, et al., 2001).

▪ چالش چهارم مسئله مهاجرت است. در این مورد البرس و همکاران (۲۰۰۷) هشدار می‌دهند که هدفگذاری جغرافیایی ممکن است موجب تهییج مهاجرت‌های ناکارآمد و اخلال‌زا شود.

▪ در نهایت چالش پنجم مربوط به ترکیب روش‌های هدفگذاری است. به کارگیری هدفگذاری جغرافیایی به تنهایی ممکن است باعث افزایش خطاهای پوشش کم‌تر از حد (خارج کردن فقرا) و نشت (وارد کردن غیرفقیران) شود. این موضوع یکی از دلایل اصلی است که چرا هدفگذاری جغرافیایی اغلب در ترکیب با سایر روش‌های هدفگذاری (از جمله هدفگذاری طبقه‌ای و جامعه‌محور) به کار گرفته می‌شود (Devereux, et al., 2017).

۳. پیشنهاد پژوهش

بررسی پیشنهاد موضوع در کشور نشان می‌دهد که مطالعات صورت گرفته در زمینه هدفگذاری در ایران را می‌توان در دو دسته کلی، یکی بررسی آثار هدفگذاری یارانه‌ها (حمزه‌ئی و همکاران (۱۴۰۱)، پروین و بانویی (۱۳۹۶)، سهیلی و همکاران (۱۳۹۶)، رحیمی‌نیا و اکبری مقدم (۱۳۹۵)، حاجی‌پور و فالسلیمان^۱ (۲۰۱۶) و امامی و همکاران^۲ (۲۰۱۶)) و دوم روش‌های اجرای هدفگذاری به‌ویژه در زمینه شناسایی فقرا (بخشوده (۲۰۱۳)، خسروی‌نژاد و مالکی (۱۳۸۷)، خسروی‌نژاد و خدادادکاشی (۱۳۹۱)، درویشی (۱۴۰۱) و درویشی (۱۴۰۲)) تقسیم کرد. در ادامه به دلیل قرابت موضوعی با مطالعه جاری، دسته دوم مطالعات مذکور مورد بحث قرار می‌گیرند.

بخشوده (۲۰۱۳) با استفاده از داده‌های هزینه درآمد خانوارها در سال ۲۰۰۸ و آزمون تقریب وسیع، طرح هدفگذاری یارانه‌ها در ایران را بررسی کرد. متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه در پنج گروه ویژگی‌های جمعیتی، کیفیت مسکن، دارایی‌های اصلی خانوار، فعالیت اقتصادی و موقعیت مکانی (شهری/روستایی) طبقه‌بندی شدند. براساس نتایج حاصل با تعریف یک حد آستانه در سطح چهار دهک اول درآمدی، بیش از ۷۰ درصد فقرا با یک خطای شمول هفت

1. Hajipour, M. & Fallsolyman, M.

2. Emami, A., et al.

درصدی تحت پوشش طرح قرار گرفتند. با روش‌شناسی مشابه، خسروی‌نژاد و مالکی (۱۳۸۷) با به‌کارگیری داده‌های خام هزینه درآمد خانوارهای شهری کشور در سال ۱۳۸۱ و تکنیک طبقه‌بندی درونزای خانوار و آزمون تقریب وسع به شناسایی خانوارهای فقیر پرداختند. نتایج حاکی از طبقه‌بندی خانوارها به پنج گروه متفاوت و استخراج ویژگی‌های متنوع سرپرست خانوار، اعضای خانوار، محل سکونت و نهایتاً مخارج آنها برای هر یک از گروه‌های پنج‌گانه است که طبقه‌بندی فوق، توانایی سیاست‌گذار را در انتخاب یکی یا ترکیبی از سیستم‌های هدفمندی به میزان زیادی افزایش می‌دهد. در مطالعه‌ای مشابه، خسروی‌نژاد و خدادادکاشی (۱۳۹۱)، براساس اطلاعات هزینه درآمد خانوارهای شهری و روستایی کشور در سال ۱۳۸۶ برای شناسایی خانوارهای فقیر ایرانی روش شناسایی دوحله‌ای را به‌کار گرفتند. در مرحله اول، خانوارها طبقه‌بندی شدند و در مرحله دوم، آزمون تقریب وسع برای طبقات و خانوارهای زیر خط فقر به‌کار گرفته شد. براساس نتایج، بالا بودن درصد سرپرستی خانوار توسط زنان، پایین بودن درصد اشتغال و بالا بودن میزان بی‌سوادی سرپرست خانوارها، بار تکفل زیاد، کوچک و محقر بودن محل سکونت و نیز کیفیت نامناسب و دوام کم مصالح آن، از ویژگی‌های بارز خانوارها شناسایی شده است.

درویشی (۱۴۰۱) با مقایسه ویژگی‌های مختلف اقتصادی و اجتماعی خانوارهای شهری کشور با هدف شناسایی بهترین مشخصه‌ها برای هدفگذاری یارانه‌ها در ایران، یک روش بهینه‌سازی عددی به نام هدفمندسازی بهینه گروهی را به‌کار گرفته است. برای این منظور داده‌های هزینه درآمد خانوارهای شهری کشور در سال ۱۳۹۹ به‌کار گرفته شده و برای بررسی دقت هدفگذاری از سه شاخص کارایی هدفگذاری، خطای شمول و خطای حذف استفاده شده است. براساس نتایج، مشخصه‌ای که باید در هدفگذاری مورد توجه قرار گیرد بعد خانوار است. براساس این شاخص، کارایی هدفگذاری ۷۴/۶۲ درصد، نرخ پوشش جمعیتی ۸۶/۳۷ میزان خطای حذف ۴/۶۰ و خطای شمول ۳۰/۳۰ است. همچنین با روش‌شناسی مشابه، درویشی (۱۴۰۲)، مشخصه‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارهای روستایی برای هدفگذاری برنامه‌های فقرزدایی مورد مقایسه قرار گرفتند. براساس نتایج، در هدفگذاری براساس سه شاخص فقر مورد بررسی، مشخصه‌های بعد خانوار، تعداد اعضای زیر هفت سال و تحصیلات سرپرست خانوار بهترین مشخصه‌ها برای هدفگذاری فقر هستند.

در مطالعات خسروی‌نژاد و مالکی (۱۳۸۷) و خسروی‌نژاد و خدادادکاشی (۱۳۹۱) برخی مشخصه‌های خانوارها به عنوان متغیرهای راهنما برای شناسایی فقرا برگزیده شدند. اما این سؤال مطرح است که اگر سیاست‌گذار بخواهد یک یا چند مشخصه را برای انتخاب در اولویت قرار دهد، معیار وی برای انجام این کار چیست؟ در پاسخ به سؤال مذکور، تحقیق جاری تأثیر هدفگذاری براساس هر کدام از مشخصه‌های فوق به تنهایی و براساس ترکیبی از آنها بر فقر کل و کارایی هدفگذاری را مورد بررسی قرار می‌دهد. همچنین در مقایسه مقاله جاری با مطالعات درویشی (۱۴۰۲ و ۱۴۰۱) می‌توان گفت در این مطالعات به چند مسئله مهم توجه نشده است: اول مسئله خوشه‌بندی استان‌ها و شناسایی استان‌های همگن از نظر شاخص‌های فقر است؛ دوم، به کارگیری ترکیبی از مشخصه‌های خانوار به جای مشخصه‌های انفرادی است و سوم، مقایسه هدفگذاری ملی و منطقه‌ای است. بنابراین می‌توان نوآوری مطالعه حاضر را در موارد زیر دانست: اول، خوشه‌بندی استان‌ها براساس شاخص‌های فقر؛ دوم، بررسی مقایسه‌ای هدفگذاری ملی و منطقه‌ای برای پاسخ به این سؤال مهم سیاستی که آیا می‌توان هدفگذاری یارانه‌ها را در ایران به صورت منطقه‌ای اجرا کرد؟ و سوم، نتایج اجرای یارانه‌ها به صورت ملی و منطقه‌ای چه تفاوت‌ها و تشابه‌هایی خواهد داشت؟

۴. روش‌شناسی پژوهش

چارچوب کلی روش‌شناسی تحقیق به این شرح است که در ابتدا با استفاده از داده‌های هزینه-درآمد خانوارهای شهری و روستایی کشور در سال ۱۴۰۱، خط فقر و شاخص‌های فقر محاسبه خواهند شد. سپس مناطق شهری استان‌ها در قالب مناطق خوشه‌بندی می‌شوند و در نهایت با استفاده از یک روش بهینه‌سازی عددی نتایج هدفگذاری یارانه‌ها در سطح ملی و مناطق مورد مقایسه قرار می‌گیرند که جزئیات روش‌شناسی مذکور به شرح زیر است.

۱. در زمان انجام محاسبات این تحقیق در فروردین ۱۴۰۳ جدیدترین داده‌های موجود هزینه-درآمد خانوارهای شهری و روستایی کشور مربوط به سال ۱۴۰۱ بوده است. شایان ذکر است که داده‌های هزینه-درآمد مربوط به هر سال در شهریور سال بعد منتشر می‌شوند.

انجام این تحقیق نیازمند اطلاعات زیر است: اول، هزینه سرانه هر خانوار بدون یارانه پرداختی^۱، بعد خانوار و وزن جمعیتی خانوارها در نمونه است؛ دوم، مشخصه‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارها و درنهایت سوم، خط فقر است. دسته اول و دوم اطلاعات از طرح هزینه درآمد خانوارهای شهری و روستایی کشور در سال ۱۴۰۱ تهیه شدند. برای استخراج دسته سوم اطلاعات یعنی خط فقر مطلق می‌توان از دو روش سبد غذایی مطلوب و هزینه میزان انرژی غذا دریافتی (FEI)^۲ استفاده کرد. اولی مبتنی بر یک سبد استاندارد غذایی و دومی براساس الگوی مصرف واقعی خانوارهاست. با این وجود، جهت محاسبه خط فقر در این تحقیق، راهی جز استفاده از روش سبد مطلوب غذایی نداریم زیرا شامل شدن یا نشدن یارانه در هزینه سرانه افراد، مقدار خط فقر مطلق به روش هزینه میزان انرژی غذا دریافتی (FEI) را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از آنجا که اطلاعات دقیقی در مورد تأثیر یارانه بر سبد غذایی و غیر غذایی خانوارها در دسترس نیست، محاسبه خط فقر بعد از کسر یارانه‌ها به این روش تورش‌دار خواهد بود. در مقابل، محاسبه خط فقر براساس سبد مطلوب غذایی وابسته به کالاهای موجود در سبد مطلوب غذایی و شاخص قیمت‌های آنها است و از مقدار یارانه پرداختی تأثیر نمی‌پذیرد. لذا براساس دلایل مذکور برای محاسبه خط فقر در سطح کشور و هر یک از مناطق هشت‌گانه از سبد مطلوب غذایی وزارت بهداشت (۱۳۹۲) و ۲۳۰۰ کیلو کالری استفاده خواهد شد. برای اندازه‌گیری شاخص‌های فقر از شاخص فقر فوستر، گریر و توربک (FGT)^۱ به شرح زیر استفاده می‌شود:

$$F(\alpha) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^\alpha \quad (1)$$

که z خط فقر، y_i درآمد فرد i ام و α میزان تنفر و گریز از فقر در جامعه است. این شاخص برای مقادیر $\alpha=0$ ، $\alpha=1$ و $\alpha=2$ به ترتیب سه شاخص فقر سرشمار، شکاف فقر و توان دوم شکاف فقر (شدت فقر) را نتیجه می‌دهد.

در مرحله بعد، با به‌کارگیری شاخص‌های فقر (شاخص فقر سرشمار، شکاف فقر و توان دوم شکاف فقر (شدت فقر))، مناطق روستایی استان‌های کشور براساس روش خوشه‌بندی سلسه‌مراتبی دسته‌بندی می‌شوند. دو روش متداول برای خوشه‌بندی، یکی روش سلسه‌مراتبی و

۱. برای بررسی تأثیر هدفگذاری یارانه‌ها به دو شیوه ملی و منطقه‌ای بر فقر، لازم است هزینه سرانه خانوارها بدون یارانه به‌دست آید که برای این منظور در ابتدا دهک هزینه‌ای هر خانوار با استفاده از هزینه کل خانوار مشخص شد و سپس با کسر مقادیر یارانه‌های پرداختی دولت به دهک‌های مختلف هزینه‌ای، مقدار هزینه سرانه بدون یارانه به‌دست آمد.

2. The Cost of Food Energy Intake (FEI)

دیگری روش k-means است که در این تحقیق به دلایل زیر برای خوشه‌بندی استان‌ها از روش خوشه‌بندی سلسه‌مراتبی استفاده می‌شود: اول، درک و پیاده‌سازی الگوریتم خوشه‌بندی سلسه‌مراتبی بسیار آسان است؛ دوم، خروجی دندروگرام الگوریتم^۱ می‌تواند برای درک بهتر گروه‌های موجود در داده‌ها استفاده شود و سوم، برخلاف روش k-means نیازی به تعیین تعداد خوشه‌ها از قبل ندارد.

در نهایت برای مقایسه هدفگذاری ملی و منطقه‌ای، مدل بهینه‌سازی عددی به کار گرفته می‌شود. در این تحقیق به پیروی از مطالعات کانبور (۱۹۸۷)، راوالیون وچاو (۱۹۸۹)، البرس و همکاران (۲۰۰۷)، گلیوی (۱۹۹۲) و آرار و لوکا (۲۰۱۹) یک روش بهینه‌سازی عددی برای هدفگذاری فقرا در شرایط ثابت بودن بودجه و اطلاعات ناقص در زمینه وضعیت رفاهی افراد جامعه معرفی می‌شود. این روش برای یافتن پرداخت‌های انتقالی بهینه که موجب بیشترین کاهش در هر شاخص فقر جمع‌پذیر (مانند خانواده شاخص‌های فقر^۲ FGT) می‌شوند طراحی شده است. به پیروی از آرار و لوکا (۲۰۱۹) روش عددی مورد استفاده در هدفگذاری بهینه گروهی، به شرح زیر است:

فرض کنید که یک پرداخت انتقالی مقطوع فقط به گروه جمعیتی g تخصیص داده شود. پرداخت انتقالی مقطوع سرانه با τ_g نمایش داده می‌شود. تغییر در سهم فرد i (که فرد i در گروه هدفگذاری شده g قرار دارد و دارای درآمد $y_{g,i}$ است) از فقر کل با نماد $d\pi_{g,i}$ نشان داده می‌شود. هنگامی که گروه شاخص‌های فقر FGT به کار گرفته شود برای $\alpha = 0$ (شاخص فقر سرشمار) خواهیم داشت که:

$$d\pi_{g,i}(\tau_g; \alpha = 0) = -\frac{1}{n} I[y_{g,i} < z] I\left[y_{g,i} + \frac{\tau_g}{\phi_g} \geq z\right] \quad (2)$$

که n کل جمعیت (بنابراین $1/n$ بیانگر وزن جمعیتی فرد i است)، ϕ_g نیز سهم جمعیتی گروه هدفگذاری شده g و شاخص $I[\cdot]$ نیز اگر شرایط $y_{g,i} < z$ و $y_{g,i} + \frac{\tau_g}{\phi_g} \geq z$ برآورده شود برابر یک و در غیر این صورت صفر است. توجه داشته باشید فقط یک گروه هدفگذاری شده، پرداخت انتقالی سرانه برابر با τ_g/ϕ_g می‌شود. همانطور که رابطه (۲) نشان می‌دهد برای ایجاد کاهش در شاخص فقر سرشمار، برقراری دو شرط ضروری است: اول اینکه فرد i در ابتدا باید فقیر باشد (یعنی درآمد اولیه وی $y_{g,i}$ زیر خط فقر z باشد) و دوم اینکه مقدار

1. Dendrogram Algorithm
2. Foster, Greer, Thorbecke

انتقال یافته به این فرد باید به اندازه کافی بزرگ باشد تا اینکه در آمد وی را حداقل به سطح خط فقر برساند. به طور مشابه برای شاخص شکاف فقر ($\alpha = 1$) خواهیم داشت که:

$$d\pi_{g,i}(\tau_g; \alpha = 1) = -\frac{1}{n} I[y_{g,i} < z] \min\left(\frac{\tau_g}{\varphi_g}, (z - y_{g,i})\right) \quad (3)$$

و برای شاخص توان دوم شکاف فقر نیز رابطه (۴) برقرار است.

$$d\pi_{g,i}(\tau_g; \alpha = 2) = -\frac{1}{n} I[y_{g,i} < z] \left(\left((z - y_{g,i}) \right)^2 - \left(z - \min\left(y_{g,i} + \frac{\tau_g}{\varphi_g}, z\right) \right)^2 \right) \quad (4)$$

در نتیجه در مورد شاخص های فقر جمع پذیر، مشخص کردن کاهش در فقر کل، برای گروه هدف گذاری شده g ، به صورت زیر است (برای سادگی در رابطه (۵) مخرج مشترک $1/z^\alpha$ برای گروه شاخص های فقر FGT حذف شده است):

$$PR_g(\tau_g; \alpha) = \sum_{i=1}^{n_g} d\pi_{g,i}(\tau_g; \alpha) \quad (5)$$

تابع $PR_g(\tau_g; \alpha)$ هدف گذاری گروهی کاهش فقر ($GTPR^1$) نامیده می شود. برای کلیه پرداخت های انتقالی داده شده τ_g و زمانی که فقط یک گروه هدف گذاری می شود، هدف مند سازی بهینه آن است که در سطح τ_g گروه با بالاترین منحنی $GTPR$ را در اولویت قرار دهد.^۲ حال فرض کنید که هدف سیاست گذار این باشد که از طریق تخصیص سطوح مختلف پرداخت های انتقالی مقطوع چندین گروه جمعیتی را هدف گذاری کند. در این صورت هدف یافتن پرداخت های انتقالی بهینه ای است که محدودیت بودجه $\tau = \sum_{g=1}^G \tau_g$ و نابرابری $0 \leq \tau_g \leq l_g \quad \forall g$ را برآورده سازند و بیشترین کاهش را در فقر کل ایجاد کنند که l_g نشان دهنده بزرگترین شکاف فقر در درون گروه g است. به بیان دقیق تر، اگر کاهش فقر کل را با $PR_g(\tau; \alpha) = \sum_{g=1}^G PR_g(\tau_g; \alpha)$ نشان دهیم، مسئله بهینه سازی کاهش فقر به صورت رابطه (۶) است.

$$\max_{\tau_g: \tau_g} \{PR(\tau; \alpha)\} \quad s.t. \quad \tau = \sum_{g=1}^G \tau_g \quad \text{and} \quad 0 \leq \tau_g \leq l_g \quad \forall g \quad (6)$$

که در آن بردار τ برابر با $\tau = \{\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_G\}$ است. براساس روش تحلیلی شرایط مرتبه اول برای بهینه سازی، رابطه (۶) به شرح زیر است:

1. Group Targeting Poverty Reduction

۲. منحنی $GTPR$ تابع $PR_g(\tau_g; \alpha)$ را در مقابل مقادیر مختلف τ_g برای یک α داده شده رسم می کند. اندازه α ، $\alpha = 0, 1, 2$ نوع شاخص فقر را مشخص می کند.

$$\frac{\partial PR_g(\tau_g, \alpha)}{\partial \tau_g^2} - \lambda = 0 \quad \forall g \quad (7)$$

شرایط مرتبه دوم بهینه‌سازی مستلزم آن است که $\partial \partial PR_g(\tau_g, \alpha) / \partial \tau_g^2 \leq 0$ باشد. در عمل و به پیروی از آزار و لوکا (۲۰۱۹) روش عددی مورد استفاده در هدفمندسازی بهینه گروهی، دارای چهار مرحله اساسی به شرح زیر است:

مرحله اول: برآورد کاهش فقر نرمال شده^۱: مرحله اول با محاسبه کاهش در فقر کل (در سطح جمعیت کل) برای سطوح مختلف پرداخت انتقالی سرانه شروع می‌شود. این شبیه به برآورد تابع $PR_g(\tau_g; \alpha)$ برای سطوح مختلف τ_g است. بعد از آن $PR_g(\tau_g; \alpha)$ برآورد شده با استفاده از پرداخت انتقالی سرانه متناظر (τ_g) نرمال‌سازی می‌شود. نسبت بین کاهش در فقر کل و پرداخت انتقالی سرانه برای گروه g با رابطه (۸) نشان داده می‌شود.

$$\theta_g(\tau_g; \alpha) = PR_g(\tau_g; \alpha) / \tau_g \quad (8)$$

توجه داشته باشید که با پوشش دادن کلیه سطوح بالقوه / ممکن $\tau_g \in [0, \bar{\tau}] \quad \forall g$ الگوریتم بهینه سراسری کاهش فقر را دنبال می‌کند.

مرحله دوم: رتبه‌بندی کاهش فقر کل نرمال شده: برای هر گروه جمعیتی نتایج θ_g به صورت نزولی و طبق جدول ۱، رتبه‌بندی می‌شود. توجه داشته باشید برای مسئله حداکثرسازی چنین رتبه‌بندی براساس θ_g به همگرایی سریع الگوریتم سراسری کمک می‌کند.

جدول ۱. ساختار کاهش در فقر کل و پرداخت انتقالی سرانه برای گروه‌های مختلف جمعیتی در

تکرارهای مختلف الگوریتم

	Group 1		Group 2		...Group G	
Position(P)	θ_1	τ_1	θ_2	τ_2	θ_G	τ_G
1						
2						
...						
1000						

مأخذ: آزار و لوکا (۲۰۱۹)

به‌طور کلی مفهوم ترکیب $(\theta_{g,p}(s), \tau_{g,p}(s))$ به کاهش فقر نرمال شده و پرداخت انتقالی سرانه متناظر با آن برای گروه g در موقعیت p در مرحله s اشاره دارد.

مرحله سوم: جستجوی پرداخت‌های انتقالی بهینه: با شروع از موقعیت اول جدول ۱ به دنبال گروه با بالاترین سطح $\theta_{g,1}$ و گروه با دومین بالاترین سطح $\theta_{k,1}$ می‌گردیم سپس سطح پرداخت انتقالی گروه g با قاعده زیر تثبیت می‌شود.

$$\tau_g^*(s=1) = \max\{\tau_{g,p}(s=1) | \theta_{g,p} \geq \theta_{k,1}\} \quad (9)$$

سپس پرداخت انتقالی متناظر را به آن گروه g تخصیص می‌دهیم.

مرحله چهارم: به‌روز کردن داده‌ها: در این قسمت درآمد فرد i -ام (عضو گروه g) با اضافه کردن پرداخت انتقالی تخصیص‌یافته به وی به‌روز می‌شود (یعنی $y_{g,i} = y_{g,i} + \tau_g^*(s=1)/\phi_g$). سپس با به‌روز کردن بودجه باقیمانده، $\bar{\tau}(s) = \bar{\tau}(s-1) - \tau_g^*(s)$ ادامه خواهیم داد که s به مرحله محاسبات اشاره دارد که در مرحله اول $s=1$ است. بعد از این به‌روزرسانی‌ها به مرحله بعدی خواهیم رفت و در آن مرحله نیز چهار گام مذکور تکرار می‌شوند و این کار به مرحله‌های بعدی می‌رود تا زمانی که بودجه تمام شود. آرار و لوکا (۲۰۱۹) اثبات کردند که تخصیص پرداخت‌های انتقالی مبتنی بر الگوریتم مذکور به بهینه سراسری کاهش فقر همگرا می‌شود. در حالت وجود چندین بهینه غیر محلی و محدب بودن تابع هدف، برخلاف روش نیوتن-رافسون^۱، امکان رسیدن الگوریتم آرار و لوکا (۲۰۱۹) به بهینه سراسری را فراهم می‌کند.

درنهایت، برای بررسی اندازه‌گیری عملکرد هدفمندسازی در این مطالعه از سه شاخص کارایی هدفمندسازی، خطای شمول و خطای حذف استفاده خواهد شد که این شاخص‌ها به‌صورت زیر برآورد می‌شوند:

کارایی هدفگذاری: نوع خانوار هدف یا شاخص هدفگذاری با نماد x نشان داده می‌شود. همچنین فرض کنید $PR^*(y, \tau; \alpha)$ حداکثر مقدار ممکن کاهش در فقر با پرداخت انتقالی سرانه τ و با فرض اطلاعات کامل سیاست‌گذار در مورد رفاه افراد (سطح درآمد آنها یا Y) باشد. همچنین اجازه دهید که $PR^*(x, \tau; \alpha)$ بیانگر حداکثر مقدار ممکن کاهش در فقر با پرداخت انتقالی سرانه τ برای زمانی باشد که افراد براساس شاخص x هدفگذاری شوند. در این صورت کارایی شاخص هدفگذاری x به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$\rho(x, \tau; \alpha) = \frac{PR^*(x, \tau; \alpha)}{PR^*(y, \tau; \alpha)} \quad (10)$$

میزان خطای شمول (IER)^۱: خطای شمول برابر با درصدی از غیرفقرا است که به اشتباه مشمول مزایای برنامه حمایت اجتماعی شده‌اند. این شاخص جهت نظارت بر کارایی اقتصادی برنامه مورد استفاده قرار می‌گیرد و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$IER = \frac{P(y \geq z | \hat{y} < z)}{P(\hat{y} < z)} \quad (11)$$

میزان خطای حذف (EER)^۲: این شاخص برابر با درصد فقرایی است که تحت پوشش مزایای رفاهی برنامه حمایت اجتماعی قرار نگرفته‌اند. به بیان دیگر، درصدی از فقرا است که به اشتباه به عنوان افراد غیرفقیر تشخیص داده شده‌اند. این شاخص نیز در نظارت بر کارایی اجرایی برنامه کاربرد دارد و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

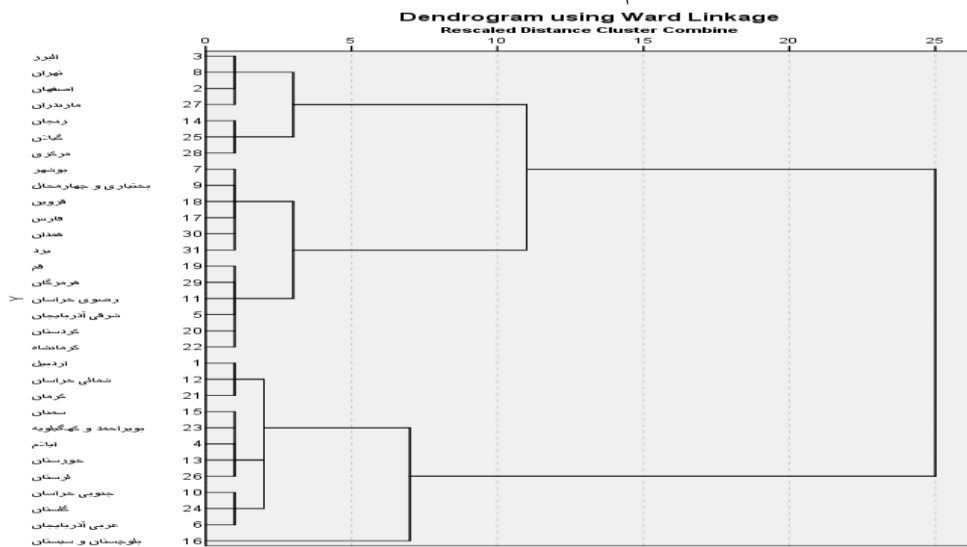
$$EER = \frac{P(y \geq z | y < z)}{P(y < z)} \quad (12)$$

۵. یافته‌های پژوهش

جهت مقایسه هدفگذاری ملی و منطقه‌ای یارانه‌ها در سطح مناطق شهری کشور، در ابتدا خط فقر و شاخص‌های فقر محاسبه و سپس با به کارگیری سه شاخص فقر سرشمار، شکاف فقر و توان دوم شکاف فقر و مبتنی بر روش خوشه‌بندی سلسه‌مراتبی مناطق شهری کشور در قالب هشت خوشه دسته‌بندی شدند. براساس دندروگرام در نمودار ۱ می‌توان مناطق شهری استان‌ها را در قالب ۴ تا ۸ خوشه دسته‌بندی کرد.

حال سؤال این است که برای هدفگذاری منطقه‌ای یارانه‌ها از بین ۴ تا ۸ خوشه حاصل باید چند خوشه در نظر گرفته شود؟ در پاسخ هر چه تعداد خوشه‌ها کمتر باشد، احتمال قرار گرفتن استان‌های ناهمگن از نظر فقر در یک خوشه افزایش می‌یابد و هر چه تعداد خوشه‌ها بیشتر شوند احتمال مذکور کاهش می‌یابد لذا در این تحقیق جهت افزایش دقت، از بین ۴ تا ۸ خوشه شناسایی شده، تعداد ۸ خوشه به شرح جدول ۲ در نظر گرفته شد.

نمودار ۱. دندروگرام خوشه‌بندی مناطق شهری استان‌های کشور



مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. نتایج خوشه‌بندی مناطق شهری استان‌ها براساس ۸ خوشه

شماره خوشه	اسامی استان‌ها
۱	اردبیل، خراسان شمالی، کرمان
۲	اصفهان، البرز، تهران، مازندران
۳	ایلام، خوزستان، سمنان، کهگیلویه و بویراحمد، لرستان
۴	آذربایجان شرقی، خراسان رضوی، قم، کردستان، کرمانشاه، هرمزگان
۵	آذربایجان غربی، خراسان جنوبی، گلستان
۶	بوشهر، چهارمحال و بختیاری، فارس، قزوین، همدان، یزد
۷	زنجان، گیلان، مرکزی
۸	سیستان و بلوچستان

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه، نتایج اجرای مدل بهینه‌سازی عددی در سطح ملی (کل مناطق شهری) ارائه و سپس با نتایج حاصل از هدفگذاری در سطح مناطق هشت‌گانه شهری مورد مقایسه قرار می‌گیرد.

هدفگذاری بهینه در سطح ملی (کل مناطق شهری کشور)

نتایج حاصل از روش بهینه‌سازی عددی برای مناطق شهری کشور برای سه شاخص فقر سرشمار، شکاف فقر و توان دوم شکاف فقر به ترتیب در جداول ۳، ۴ و ۵ آمده است. در ستون اول جداول، مشخصه‌های جمعیتی خانوارها، در ستون دوم جزئیات مربوط به هر مشخصه، در ستون سوم سهم جمعیتی از کل جمعیت شهری کشور، در ستون چهارم شاخص فقر، در ستون پنجم میزان پرداخت بهینه سرانه (محاسبه شده توسط روش بهینه‌سازی تحقیق) که باید به هر عضو از آن گروه جمعیتی پرداخت شود تا شاخص فقر مورد بررسی مینیمم گردد، در ستون ششم معادل میزان بودجه لازم برای پرداخت بهینه به هر گروه جمعیتی براساس سرانه برای کل جمعیت شهری کشور، در ستون هفتم میزان کاهش در شاخص فقر براساس روش بهینه‌سازی و تخصیص سرانه مبتنی بر مشخصه‌های جمعیتی (تخصیص یارانه براساس اطلاعات ناقص)، در ستون هشتم میزان کاهش در شاخص فقر براساس تخصیص بودجه براساس اطلاعات کامل یعنی اطلاع سیاست‌گذار از میزان فقر هر نفر، در ستون نهم کارایی روش هدفگذاری یعنی میزان کاهش در فقر براساس تخصیص بودجه مبتنی بر روش پیشنهادی این تحقیق نسبت به کاهش در فقر در نتیجه هدفگذاری و تخصیص بودجه براساس اطلاعات کامل و در نهایت در ستون‌های ده، یازده و دوازده نرخ پوشش جمعیتی و خطاهای حذف و شمول آمده است.

جهت درک بهتر بحث، در ادامه اطلاعات جداول ۳ تا ۵ در جدول ۶ خلاصه شده است. براساس نتایج حاصل، برای شاخص فقر سرشمار کارایی هدفگذاری برای مشخصه‌های مختلف خانوار بین ۱۵/۶ تا ۲۱/۳۲ درصد، نرخ پوشش جمعیتی بین ۱۰/۶۶ تا ۱۰۰ درصد و جمع دو خطای شمول و حذف نیز بین ۲۰/۱۵ تا ۷۵ تغییر می‌کند. بیشترین کارایی هدفگذاری (۲۱/۳۲ درصد) زمانی محقق می‌شود که خانوارها براساس تعداد اعضای زیر ۶ سال هدفگذاری شوند که در این صورت نرخ پوشش جمعیتی برابر با ۱۰۰ درصد و جمع دو خطای شمول و حذف نیز ۲۰/۱۵ درصد (با خطای حذف ۰ و خطای شمول ۲۰/۱۵) است.

جدول ۳. نتایج هدفگذاری فقر برای مناطق شهری کشور (براساس شاخص فقر سرشمار)

مشخصه (۱)	جزئیات مشخصه (۲)	سهم جمعیتی (۳)	شاخص فقر (۴)	پرداخت سرانه بهینه گروهی (۵)	هزینه معادل سرانه در سطح جامعه (۶)	کاهش در فقر با اطلاعات ناقص (۷)	کاهش در فقر با اطلاعات کامل (۸)	کارایی هدفگذاری (۹)	نرخ پوشش (۱۰)	خطای حذف (۱۱)	خطای شمول (۱۲)
جنسیت و تاهل سرپرست	زن- طلاق یا فوت همسر	۸/۳	۷۲	۲۷۱۰۰۳۱۶	۲۲۵۰۱۶۲	-۶/۲۹	-۳۰/۴۶	۲۰/۶۵	۱۰/۶۶	۷۲	۳
	زن- دارای همسر	۰/۹۶	۸۴	۳۴۶۵۳۰۵۶	۳۳۲۴۲۵						
	زن- مجرد	۰/۲۳	۵۶	۰	۰						
	مرد- طلاق یا فوت همسر	۱/۴	۷۰	۲۹۷۹۱۸۹۶	۴۱۷۴۱۳						
	مرد- دارای همسر	۸۸/۶	۸۱	۰	۰						
سن سرپرست (سال)	مرد- مجرد	۰/۴۷	۵۲	۰	۰	-۵/۲۷	-۳۰/۴۶	۱۷/۳۰	۲۶/۴	۶۰	۶/۵
	زیر ۳۰	۳/۸	۸۰/۸	۳۲۰۳۷۴۴۲۶	۱۲۰۰۶۳۱						
	۳۱-۶۰	۷۳/۶	۸۱/۵	۰	۰						
	بالای ۶۰	۲۲/۷	۷۴/۳	۷۹۴۲۸۷۱	۱۷۹۹۳۷۰						
	بی‌سواد	۱۲/۸	۸۹/۳	۲۲۴۳۹۲۳۲	۲۸۶۴۲۲۲						
تحصیلات سرپرست	دیپلم و زیر دیپلم	۶۶/۷	۸۳/۴	۰	۰	-۵/۱۲	-۳۰/۴۶	۱۶/۷۹	۳۲/۳۳	۵۵/۶۳	۹/۱
	فوق دیپلم و لیسانس	۱۵/۷	۶۵	۹۸۰۴۹	۱۵۳۴۰						
	ارشد و دکتری	۴/۵۶	۵۲	۱۴۴۰۰۶	۶۵۶۹						
	سایر	۰/۳۵	۸۶	۳۲۴۷۲۸۲۲	۱۱۳۸۶۹						
	۲-۱	۱۵	۵۸/۴	۰	۰						
بعد خانوار به نفر	۴-۳	۵۸	۷۹/۲	۰	۰	-۴/۷۷	-۳۰/۴۶	۱۵/۶۶	۲۷	۵۴/۷۲	۱/۸۶
	۵-۶	۲۳/۳	۹۲/۲	۷۱۶۷۱۳۳	۱۶۷۲۷۹۳						
	بالای ۶	۳/۶۶	۹۸/۸	۳۶۲۹۷۷۵۶	۱۳۲۷۲۰۸						
	۰	۷۰	۷۶/۶	۳۱۶۴۶	۲۲۱۶۷						
	۱	۲۳/۵۲	۸۶/۲	۲۷۴۴۰۷۹	۶۴۵۴۲۱						
عضو زیر ۶ سال	۲ و بیشتر	۶/۴۵	۹۲/۳	۳۶۲۴۳۰۸۸	۲۳۳۲۴۱۳	-۶/۵۰	-۳۰/۴۶	۲۱/۳۲	۱۰۰	۰	۲۰/۱۵
	۰	۸۲	۸۰/۸	۰	۰						
	۱	۱۲/۴	۷۵/۳	۱۰۳۹۸۱۸۵	۱۲۸۸۷۱۰						
	۲ و بیشتر	۵/۶	۷۶/۲	۳۰۵۰۱۲۰۲	۱۷۱۱۲۹۰						
	دارای درآمد بدون کار	۲۸	۷۴/۵	۶۷۰۱۹۴۸	۱۸۷۹۷۷۶						
وضع فعالیت سرپرست	بیکار	۲	۹۳/۵	۳۶۵۰۱۳۲۸	۷۲۵۶۸۵	-۵/۴۹	-۳۰/۴۶	۱۸/۱	۳۱/۱۹	۵۶/۱	۷/۴۳
	خانه‌دار و محصل	۱/۳۴	۷۴	۰	۰						
	شاغل	۶۷/۴۷	۸۱/۷	۰	۰						
	سایر	۱/۱۶	۸۶	۳۴۱۴۵۰۸۸	۳۹۴۵۴۰						
	مستأجر	۲۱/۲۲	۸۲/۲	۱۴۱۳۷۳۶۶	۳۰۰۰۰۰۰						
وضعیت مسکن	غیرمستأجر	۷۸/۷۸	۷۹/۲	۰	۰	-۴/۷۹	-۳۰/۴۶	۱۵/۷۱	۲۱/۲۲	۶۲/۴۱	۳/۷۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴: نتایج هدفگذاری فقر برای مناطق شهری کشور (براساس شاخص شکاف فقر)

مشخصه (۱)	جزئیات مشخصه (۲)	سهم جمعیتی (۳)	شاخص فقر (۴)	پرداخت سرانه بهینه گروهی (۵)	هزینه معادل سرانه در سطح جامعه (۶)	کاهش در فقر با اطلاعات ناقص (۷)	کاهش در فقر با اطلاعات کامل (۸)	کارایی هدفگذاری (۹)	نرخ پوشش (۱۰)	خطای حذف (۱۱)	خطای شمول (۱۲)
جنسیت و تأهل سرپرست	زن- طلاق یا فوت همسر	۸/۳	۳۵	۰	۰	-۵/۹۶	-۷/۵۴	۷۹	۹۰	۷/۳۴	۱۷/۱
	زن- دارای همسر	۰/۹۶	۴۶	۳۲۷۰۱۰	۳۱۴۳۶						
	زن- مجرد	۰/۲۳	۲۳	۰	۰						
	مرد- طلاق یا فوت همسر	۱/۴	۳۱	۰	۰						
	مرد- دارای همسر	۸۸/۶	۳۹	۳۳۴۸۹۶۰	۲۹۶۸۵۶۳						
سن سرپرست (سال)	مرد- مجرد	۰/۴۷	۲۳	۰	۰	-۵/۹۹	-۷/۵۴	۷۹/۴۴	۷۷/۳۵	۱۶/۸۳	۱۴/۳۳
	زیر ۳۰	۳/۸	۴۲	۳۸۸۳۱۱۲	۱۴۵۵۲۲						
	۳۱-۶۰	۷۳/۶	۴۰	۳۸۷۸۴۴۴	۲۸۵۴۴۷۷						
	بالای ۶۰	۲۲/۷	۳۵	۰	۰						
	بی‌سواد	۱۲/۸	۵۱	۹۲۵۶۸۳۱	۱۱۸۱۵۷۴						
تحصیلات سرپرست	دیپلم و زیردیپلم	۶۶/۷	۴۱	۲۷۲۷۱۷۶	۱۸۱۸۴۲۶	-۶/۳۰	-۷/۵۴	۸۳/۵۹	۷۹/۴۴	۱۲/۸۳	۱۲/۴۲
	فوق‌دیپلم و لیسانس	۱۵/۷	۲۵	۰	۰						
	ارشد و دکتری	۴/۵۶	۱۸	۰	۰						
	سایر	۰/۳۵	۴۱	۰	۰						
	۱-۲	۱۵	۲۳	۰	۰						
بعد خانوار به نفر	۳-۴	۵۸	۳۶	۰	۰	-۶/۷۸	-۷/۵۴	۸۹/۹۰	۲۷	۵۴/۷۲	۱/۸۶
	۵-۶	۲۳/۳	۵۲	۹۵۳۴۴۸۹	۲۲۵۳۲۸						
	بالای ۶	۳/۶۶	۶۸	۲۱۱۸۶۴۸۲	۷۷۴۶۷۳						
	۰	۷۰	۳۵	۱۶۳۸۳۵	۱۱۴۷۵۶						
	۱	۲۳/۵۲	۴۴	۸۲۸۷۶۶۵	۱۹۴۹۳۰۰						
عضو زیر ۶ سال	۲ و بیشتر	۶/۴۵	۵۴	۱۴۵۴۳۵۱۲	۹۳۵۹۴۳	-۶/۲۶	-۷/۵۴	۸۲/۹۹	۱۰۰	۰	۲۰/۱۵
	۰	۸۲	۳۹	۳۹۳۶۵۸۷۲۳	۳۰۰۰۰۰۰						
	۱	۱۲/۴	۳۶	۰	۰						
	۲ و بیشتر	۵/۶	۳۶	۰	۰						
	دارای درآمد بدون کار	۲۸	۳۵	۰	۰						
وضع فعالیت سرپرست	بیکار	۲	۵۹	۱۵۰۶۲۹۷۳	۲۹۹۴۶۸	-۶/۱۰	-۷/۵۴	۸۰/۵۲	۷۰/۶۱	۲۱/۹۰	۱۲/۶۶
	خانه‌دار و محصل	۱/۳۴	۳۹	۰	۰						
	شاغل	۶۷/۴۷	۴۰	۳۸۵۲۹۲۹	۲۵۹۹۵۲۹						
	سایر	۱/۱۶	۴۹	۸۷۴۱۲۵۸	۱۰۱۰۰۳						
	مستأجر	۲۱/۲۲	۴۱	۵۰۸۳۲۷۴	۱۰۷۸۴۹۸						
وضعیت مسکن	غیرمستأجر	۷۸/۷۸	۳۸	۲۴۳۹۰۸۵	۱۹۲۱۵۰۲	-۵/۹۲	-۷/۵۴	۷۸/۵۰	۱۰۰	۰	۲۰/۱۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. نتایج هدفگذاری فقر برای مناطق شهری کشور (براساس شاخص توان دوم شکاف فقر)

مشخصه (۱)	جزئیات مشخصه (۲)	سهم جمعیتی (۳)	شاخص فقر (۴)	پرداخت سرانه بهینه گروهی (۵)	هزینه معادل سرانه در سطح جامعه (۶)	کاهش در فقر با اطلاعات ناقص (۷)	کاهش در فقر با اطلاعات کامل (۸)	کارایی هدفگذاری (۹)	نرخ پوشش حذف (۱۰)	خطای خطای شمول (۱۱)	خطای شمول (۱۲)
جنسیت و تأهل سرپرست	زن- طلاق یا فوت همسر	۸/۳	۲۰/۶	۱۰۹۶۶۹۲	۹۱۰۵۹						
	زن- دارای همسر	۰/۹۶	۳۰/۵	۵۱۲۹۴۵۱	۴۹۲۰۷						
	زن- مجرد	۰/۲۳	۱۲/۱	۰	۰						
	مرد- طلاق یا فوت همسر	۱/۴	۱۷/۲	۰	۰						
	مرد- دارای همسر	۸۸/۶	۲۳	۳۲۲۶۱۸۴	۲۸۵۹۷۳۴						
سن سرپرست (سال)	مرد- مجرد	۰/۴۷	۱۲/۳	۰	۰						
	زیر ۳۰	۳/۸	۲۵/۶	۴۶۸۵۱۱۸	۱۷۵۵۷۹						
	۳۱-۶۰	۷۳/۶	۲۳/۵	۳۵۶۲۶۴۴	۲۶۲۲۰۳۸						
	بالای ۶۰	۲۲/۷	۱۹/۷	۸۹۳۳۷۱	۲۰۲۳۸۴						
	بی سواد	۱۲/۸	۳۳/۲	۷۳۶۷۷۶۳	۹۴۰۴۴۷						
تحصیلات سرپرست	دیپلم و زیر دیپلم	۶۶/۷	۲۴/۲	۳۰۸۸۸۰۵	۲۰۵۹۵۵۳						
	فوق دیپلم و لیسانس	۱۵/۷	۱۲/۱	۰	۰						
	ارشد و دکتری	۴/۵۶	۸/۴	۰	۰						
	سایر	۰/۳۵	۲۰	۰	۰						
	۱-۲	۱۵	۱۱/۷	۰	۰						
بعد خانوار به نفر	۳-۴	۵۸	۱۹/۷	۹۹۷۰۳۶	۵۷۸۳۳۸						
	۵-۶	۲۳/۳	۳۳/۲	۸۱۵۴۲۳۷	۱۹۰۳۱۸۰						
	بالای ۶	۳/۶۶	۵۰	۱۴۱۷۹۹۴۸	۵۱۸۴۸۳						
عضو زیر ۶ سال	۰	۷۰	۲۰/۱	۱۴۸۵۲۸۹	۱۰۴۰۳۵۶						
	۱	۲۳/۵۲	۲۷/۱	۵۶۴۳۳۱۴	۱۳۲۷۳۳۷						
	۲ و بیشتر	۶/۴۵	۳۶/۴	۹۸۲۵۳۵۸	۶۳۲۳۰۸						
عضو بالای ۶۵ سال	۰	۸۲	۲۳/۲	۳۳۰۰۲۷۲	۲۷۰۶۰۸۵						
	۱	۱۲/۴	۲۰/۷	۱۶۱۵۵۸۴	۲۰۰۲۲۹						
	۲ و بیشتر	۵/۶	۲۰/۹	۱۶۶۹۸۱۴	۹۳۶۸۶						
وضع فعالیت سرپرست	دارای درآمد بدون کار	۲۸	۱۹/۹	۱۰۳۲۲۶۶	۲۸۹۵۳۲						
	بیکار	۲	۴۲	۱۲۲۷۲۳۴۷	۲۴۳۹۸۸						
	خانه دار و محصل	۱/۳۴	۲۳/۲	۲۷۵۰۵۶۱	۳۶۸۳۸						
	شاغل	۶۷/۴۷	۲۳/۹	۳۴۹۷۶۲۰	۲۳۵۹۸۰۷						
	سایر	۱/۱۶	۳۱/۸	۶۰۴۳۹۱۵	۶۹۸۳۶						
وضعیت مسکن	مستأجر	۲۱/۲۲	۲۴/۳	۴۰۰۱۱۳۴	۸۴۹۰۵۵						
	غیرمستأجر	۷۸/۷۸	۲۲/۳	۲۷۳۰۳۳۲	۲۱۵۰۹۴۵						

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۶. بررسی کارایی و عملکرد هدفگذاری خانوارهای شهری کشور

شاخص	شاخص‌های کارایی	جنسیت و تأهل سرپرست	سن سرپرست	تحصیلات سرپرست	بعد خانوار	عضو زیر ۶ سال	عضو بالای ۶۵ سال	وضع فعالیت سرپرست	وضعیت مسکن
فقر سرشمار	کارایی هدفگذاری	۲۰/۶۵	۱۷/۳۰	۱۶/۷۹	۱۵/۶۶	۲۱/۳۲	۱۹/۱۹	۱۸/۱	۱۵/۷۱
	نرخ پوشش	۱۰/۶۶	۲۶/۴	۳۲/۳۳	۲۷	۱۰۰	۱۸	۳۱/۱۹	۲۱/۲۲
	خطای حذف	۷۲	۶۰	۵۵/۶۳	۵۴/۷۲	۰	۶۶/۲۵	۵۶/۱	۶۲/۴۱
	خطای شمول	۳	۶/۶	۹/۱	۱/۸۶	۲۰/۱۵	۴/۴	۷/۴۳	۳/۷۸
	جمع دو خطا	۷۵	۶۶/۶	۶۴/۷۳	۵۶/۵۸	۲۰/۱۵	۷۰/۶۵	۶۳/۵۳	۶۶/۱۹
شکاف فقر	کارایی هدفگذاری	۷۹	۷۹/۴۴	۸۳/۵۹	۸۹/۹۰	۸۲/۹۹	۷۷/۸۵	۸۰/۵۲	۷۸/۵۰
	نرخ پوشش	۹۰	۷۷/۳۵	۷۹/۴۴	۲۷	۱۰۰	۸۲	۷۰/۶۱	۱۰۰
	خطای حذف	۷/۳۴	۱۶/۸۳	۱۲/۸۳	۵۴/۷۲	۰	۱۳/۶۰	۲۱/۹۰	۰
	خطای شمول	۱۷/۱	۱۴/۳۳	۱۲/۴۲	۱/۸۶	۲۰/۱۵	۱۵/۷۵	۱۲/۶۶	۲۰/۱۵
	جمع دو خطا	۲۴/۴۴	۳۱/۱۶	۲۵/۳۵	۵۶/۵۸	۲۰/۱۵	۲۹/۳۵	۳۴/۵۶	۲۰/۱۵
توان دوم شکاف فقر	کارایی هدفگذاری	۸۸/۵	۸۸/۸۱	۹۶/۷۵	۹۶	۹۳	۸۸/۱۴	۹۰/۲۷	۸۸/۰۳
	نرخ پوشش	۹۸	۱۰۰	۷۹/۴۴	۸۵	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	خطای حذف	۱/۳۴	۰	۱۲/۸۳	۸/۷۶	۰	۰	۰	۰
	خطای شمول	۱۹/۴	۲۰/۱۵	۱۲/۴۲	۱۳/۹۱	۲۰/۱۵	۲۰/۱۵	۲۰/۱۵	۲۰/۱۵
	جمع دو خطا	۲۰/۷۴	۲۰/۱۵	۲۵/۲۵	۲۲/۶۷	۲۰/۱۵	۲۰/۱۵	۲۰/۱۵	۲۰/۱۵

مأخذ: جمع‌بندی پژوهشگر

حال در جدول ۶، اگر به جای شاخص فقر سرشمار هدفگذاری براساس شاخص شکاف فقر صورت گیرد، کارایی هدفگذاری و میزان خطاهای شمول و حذف به میزان زیادی تغییر خواهد کرد به گونه‌ای که براساس هدفگذاری مبتنی بر شاخص شکاف فقر، کارایی هدفگذاری بین ۷۷/۸۵ تا ۸۹/۹۰۸۶، نرخ پوشش جمعیتی بین ۲۷ تا ۱۰۰ و جمع دو خطای حذف و شمول نیز بین ۲۰/۱۵ تا ۵۶/۵۸ خواهند بود.

در این روش هدفگذاری، بهترین مشخصه برای هدفگذاری از نظر کارایی بعد خانوار است که در آن کارایی هدفگذاری برابر با ۸۹/۹۰ درصد، نرخ پوشش جمعیتی ۲۷ درصد و جمع دو خطای حذف و شمول نیز ۵۶/۵۸ درصد (با خطای حذف ۵۴/۷۲ درصد و خطای شمول ۱/۸۶ درصد) است. در مقابل اگر شاخص توان دوم شکاف فقر مبنای هدفگذاری قرار گیرد، میزان کارایی هدفگذاری بین ۸۸/۰۳ تا ۹۶/۷۵ درصد، نرخ پوشش جمعیتی بین ۷۹/۴۴ تا ۱۰۰ درصد و جمع دو خطای شمول و حذف نیز بین ۲۰/۱۵ تا ۲۵/۲۵ درصد تغییر خواهد کرد. در این روش بهترین مشخصه تحصیلات سرپرست خانوار است که کارایی هدفگذاری آن ۹۶/۷۵ درصد، نرخ پوشش جمعیتی ۷۹/۴۴ درصد و جمع دو خطای نیز ۲۵/۲۵ درصد است. مشخصه‌های بعدی دارای بیشترین کارایی به ترتیب بعد خانوار و تعداد اعضای زیر شش سال هستند.

دقت در جداول ۳ تا ۶، نکته مهمی را آشکار می‌کند؛ اگر برای هدفگذاری فقر، شاخص فقر سرشمار مبنا قرار گیرد، در این صورت می‌توان با پرداخت مبالغی اندک به فقرای نزدیک به خط فقر مقدار شاخص فقر سرشمار را به میزان زیادی کاهش داد. به عنوان نمونه در جدول ۳ در مشخصه‌های جنسیت و تأهل (مردان سرپرست خانوار دارای همسر)، سن سرپرست (سن بین ۳۱ تا ۶۵ سال)، تعداد اعضای بالای ۶۵ سال (سن عضو بالای ۶۵ سال) ملاحظه می‌کنید با وجودی که میزان فقر سرشمار براساس ویژگی‌های ذکر شده در مقایسه با بقیه ویژگی‌ها بالاتر است اما تخصیصی برای آنها صورت نگرفته است. در شاخص شکاف فقر نیز به دلیل لحاظ وزن یکسان برای افراد با شکاف‌های مختلف فقر در جدول ۴ ملاحظه می‌شود که تخصیص‌ها با اندازه نسبی شاخص شکاف فقر در مشخصه‌های مختلف همسو نیست. درحالی که در شاخص توان دوم شکاف فقر مشکلات مذکور وجود ندارد؛ به همین دلیل در جدول ۵ نسبت تخصیص‌های بهینه یارانه با میزان نسبی شاخص فقر سازگار است. با توجه به بحث مذکور، توصیه محقق هدفگذاری براساس شاخص توان دوم شکاف فقر است.

براساس این شاخص، سه ویژگی دارای بیشترین کارایی هدفگذاری به ترتیب: تحصیلات سرپرست، بعد خانوار و تعداد اعضای زیر ۶ سال خانوار هستند.

مقایسه هدفگذاری ملی و منطقه‌ای

وضعیت خط فقر و شاخص‌های فقر مناطق هشت گانه شهری در جدول ۷ آمده است. نتایج نشان می‌دهد که مناطق هشت، سه و یک به ترتیب با فقر سرشمار ۹۲/۲، ۹۲ و ۸۶/۵ درصد بدترین وضعیت را در بین مناطق هشت گانه شهری دارند. این مناطق نه تنها از نظر وسعت فقر بلکه همچنین از نظر عمق و شدت فقر نیز بدترین وضعیت را دارند. در مجموع براساس وسعت فقر از بین هشت منطقه مورد بررسی، پنج منطقه (شامل مناطق ۱، ۳، ۴، ۵، ۸) وضعیتی بدتر از متوسط کشور را دارند.

جدول ۷. وضعیت شاخص‌های فقر در سطح کشور و مناطق هشت گانه شهری در سال ۱۴۰۱

شماره خوشه	اسامی استان‌ها در هر خوشه	خط فقر سرانه ماهیاره (به ریال)	فقرشمار (به درصد)	شکاف فقر (به درصد)	توان دوم شکاف فقر (به درصد)
۱	اردبیل، خراسان شمالی، کرمان	۳۸۸۹۰۳۳۲	۹۲	۵۰/۳	۳۱/۴
۲	اصفهان، البرز، تهران، مازندران	۴۰۶۶۹۷۲۶	۵۹/۲	۲۱/۴	۱۰/۱
۳	ایلام، خوزستان، سمنان، کهگیلویه و بویراحمد، لرستان	۳۳۴۵۶۰۱۴	۸۶/۵	۴۰/۷	۲۲/۶
۴	آذربایجان شرقی، خراسان رضوی، قم، کردستان، کرمانشاه، هرمزگان	۳۸۸۸۷۱۹۶	۸۲/۴	۳۹/۲	۲۲/۳
۵	آذربایجان غربی، خراسان جنوبی، گلستان	۳۶۲۴۳۰۳۲	۸۱/۸	۴۱	۲۴/۷
۶	بوشهر، چهارمحال و بختیاری، فارس، قزوین، همدان، یزد	۳۶۹۴۲۹۸۶	۷۲/۶	۳۱	۱۶/۵
۷	زنجان، گیلان، مرکزی	۳۹۹۳۰۳۸۰	۷۰/۵	۲۷/۵	۱۳/۸
۸	سیستان و بلوچستان	۳۷۰۹۶۸۹۹	۹۲/۲	۶۰/۵	۴۳/۸
	مناطق شهری کل کشور	۳۹۸۱۴۳۰۵	۷۹/۹	۳۸/۸	۲۲/۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه، نتایج هدفگذاری ملی و منطقه‌ای مورد مقایسه قرار می‌گیرند. قبل از ارائه نتایج، ذکر دو نکته ضروری است: اول اینکه با توجه به جمع‌بندی بخش قبل، در اینجا هدفگذاری فقط براساس شاخص توان دوم شکاف فقر خواهد بود و دوم اینکه با هدف کاهش حجم مقاله و جلوگیری از تکرار مطالب مشابه در این بخش، نتایج هدفگذاری منطقه‌ای تنها به صورت مقایسه‌ای با هدفگذاری ملی ارائه می‌شود و از ارائه جداول جداگانه برای هر منطقه پرهیز می‌شود. بر این اساس، نتایج مدل بهینه‌سازی عددی در دو سطح مذکور (ملی و منطقه‌ای) در جدول ۸ ارائه شده است. در جدول ۸ با توجه به هدف سیاست‌گذار که می‌تواند بیشترین کاهش در فقر و یا صرفه‌جویی در بودجه و کاهش نشت بودجه‌ای به غیرفقر باشد. سه مشخصه برتر برای هدفگذاری، یک بار براساس کارایی هدفگذاری و یک بار براساس میزان خطای شمول ارائه شده است. براساس کارایی هدفگذاری، نتایج نشان می‌دهد که هرچند هم در سطح ملی و هم در سطح مناطق هشت گانه شهری، مشخصه‌های کارا برای هدفگذاری (شامل: بعد خانوار، تحصیلات سرپرست و تعداد اعضای زیر ۶ سال) یکسان هستند ولی میزان کارایی آنها در سطح مناطق و ملی تفاوت‌های زیادی دارند. بر این اساس، هدف قراردادن مشخصه‌ای یکسان در سطح ملی بدون توجه به شرایط خاص مناطق می‌تواند به نتایج متفاوتی منجر شود.

براساس خطای شمول در سطح ملی سه مشخصه تحصیلات سرپرست، بعد خانوار و جنسیت و تأهل سرپرست به عنوان مشخصه‌های هدفگذاری با کمترین خطای شمول انتخاب شدند. در سطح مناطق نیز در ۶ منطقه از ۸ منطقه مورد بررسی، مشخصه‌های برتر از نظر خطای شمول دقیقاً مشابه سطح ملی هستند. در سطح مناطق دو و هشت نیز با وجود تفاوت مشخصه‌های انتخابی، در منطقه هشت تنها مشخصه متفاوت از سطح ملی تعداد اعضای زیر ۶ سال است در حالی که منطقه دوم در دو مشخصه متفاوت از سطح ملی است. در مشخصه تحصیلات سرپرست میزان خطای شمول در سطح ملی ۱۲/۴۲ درصد است در حالی که در سطح مناطق این خطا بین ۳/۶۳ تا ۲۶/۵۱ درصد تغییر می‌کند.

جدول ۸. مقایسه مشخصه‌ها در سطح مناطق هشت‌گانه شهری استان‌ها و کل کشور (براساس کارایی هدفگذاری و خطای شمول)

مناطق شهری	اسامی استان‌ها در هر منطقه	سه مشخصه برتر براساس کارایی هدفگذاری (درصد)	سه مشخصه برتر براساس خطای شمول (درصد)	خطای شمول (درصد)
منطقه ۱	اردبیل، خراسان شمالی، کرمان	بعد خانوار	تحصیلات سرپرست	۴/۱۱
		تحصیلات سرپرست	بعد خانوار	۴/۷۹
		عضو زیر ۶ سال	جنسیت و تأهل سرپرست	۷/۶۴
منطقه ۲	اصفهان، البرز، تهران، مازندران	بعد خانوار	وضع فعالیت سرپرست	۲۴/۵۴
		تحصیلات سرپرست	تحصیلات سرپرست	۲۶/۵۱
		عضو زیر ۶ سال	سن سرپرست	۲۷/۵۸
منطقه ۳	ایلام، خوزستان، سمنان، کهگیلویه و بویراحمد، لرستان	بعد خانوار	تحصیلات سرپرست	۷/۳۴
		تحصیلات سرپرست	بعد خانوار	۹/۲۶
		عضو زیر ۶ سال	جنسیت و تأهل سرپرست	۱۲/۷۶
منطقه ۴	آذربایجان شرقی، خراسان رضوی، قم، کردستان، کرمانشاه، هرمزگان	بعد خانوار	تحصیلات سرپرست	۱۰/۸۴
		تحصیلات سرپرست	بعد خانوار	۱۲/۰۴
		عضو زیر ۶ سال	جنسیت و تأهل سرپرست	۱۷/۳۱
منطقه ۵	آذربایجان غربی، خراسان جنوبی، گلستان	بعد خانوار	تحصیلات سرپرست	۱۰/۳۴
		تحصیلات سرپرست	بعد خانوار	۱۲/۶۶
		عضو زیر ۶ سال	جنسیت و تأهل سرپرست	۱۸/۰۱
منطقه ۶	بوشهر، چهارمحال و بختیاری، فارس، قزوین، همدان، یزد	بعد خانوار	تحصیلات سرپرست	۱۷/۳۵
		تحصیلات سرپرست	بعد خانوار	۱۹/۹۷
		عضو زیر ۶ سال	جنسیت و تأهل سرپرست	۲۶/۳۷
منطقه ۷	زنجان، گیلان، مرکزی	تحصیلات سرپرست	تحصیلات سرپرست	۱۹/۴۹
		بعد خانوار	بعد خانوار	۱۹/۵۷
		عضو زیر ۶ سال	جنسیت و تأهل سرپرست	۲۹/۲۵
منطقه ۸	سیستان و بلوچستان	بعد خانوار	بعد خانوار	۲
		تحصیلات سرپرست	عضو زیر ۶ سال	۲/۵۲
		عضو زیر ۶ سال	تحصیلات سرپرست	۳/۶۳
کل مناطق شهری کشور		تحصیلات سرپرست	تحصیلات سرپرست	۱۲/۴۲
		بعد خانوار	بعد خانوار	۱۳/۹۱
		عضو زیر ۶ سال	جنسیت و تأهل سرپرست	۱۹/۴

مأخذ: جمع‌بندی پژوهشگر

همچنین درباره مشخصه بعد خانوار در سطح ملی میزان خطای شمول ۱۳/۹۱ درصد و در سطح مناطق بین ۲ تا ۱۹/۹۷ درصد است. در نهایت برای مشخصه جنسیت و تأهل سرپرست در سطح ملی میزان خطای شمول ۱۹/۴ درصد و در سطح مناطق بین ۷/۶۴ الی ۲۹/۲۵ درصد در نوسان است. نتایج فوق نشان می‌دهد که حتی برای مشخصه‌های یکسان، میزان خطای شمول در سطح ملی و مناطق تفاوت زیادی دارد.

تاکنون هدفگذاری ملی و منطقه‌ای برای مناطق شهری کشور براساس مشخصه‌های انفرادی مورد مقایسه قرار گرفت و نتایج نشان داد که براساس شاخص‌های مختلف (سهم جمعیتی، میزان شاخص فقر، کارایی هدفگذاری و میزان خطای شمول) تفاوت‌های زیادی بین هدفگذاری ملی و منطقه‌ای مشاهده می‌شود. حال سؤال این است که اگر ترکیبی از مشخصه‌ها مورد بررسی قرار گیرند آیا نتایج مذکور مجدداً تأیید خواهند شد یا اینکه نتیجه متفاوتی حاصل می‌شود؟ برای پاسخ به این سؤال در ابتدا براساس شاخص توان دوم شکاف فقر، آسیب‌پذیرترین مشخصه‌ها در سطح ملی (شامل: ۱. زنان مطلقه یا فوت همسر یا زنان دارای همسر که به هر دلیل زن سرپرست خانوار است ۲. سرپرستان بی‌سواد ۳. خانوارهای با بعد پنج نفر و بیشتر ۴. خانوارهای دارای حداقل یک عضو زیرشش سال ۵. سرپرستان بیکار) انتخاب شدند. سپس یک کد ترکیبی تعریف شد و براساس آن خانوارها در چهار گروه (گروه اول با کد ۰: خانوارهایی فاقد مشخصه‌های ذکر شده، گروه دوم با کد ۱: خانوارهایی که تنها یکی از مشخصه‌های مذکور را دارند، گروه سوم با کد ۲: خانوارهایی که دو مشخصه از موارد مذکور را دارند و گروه چهارم با کد ۳: خانوارهایی که حداقل ۳ مشخصه از ۵ مشخصه مذکور را دارند. شایان ذکر است به دلیل سهم جمعیتی بسیار پایین خانوارهای دارای سه مشخصه و بیشتر، این گروه خانوارها در گروه چهارم تجمیع شدند) دسته‌بندی شدند و سپس مبتنی بر این دسته‌بندی مدل بهینه‌سازی، یک بار در سطح مناطق شهری کل کشور و یک بار در سطح هر کدام از مناطق هشت گانه شهری اجرا شد که نتایج حاصل در جدول ۹ ارائه شده است.

براساس جدول ۹، مقایسه نتایج هدفگذاری براساس مشخصه‌های آسیب‌پذیری خانوارها در دو سطح ملی و مناطق هشت گانه شهری حاوی نکات زیر است:

جدول ۹. مقایسه هدفگذاری ملی و منطقه‌ای برای آسیب‌پذیرترین خانوارهای شهری

مناطق هشت‌گانه شهری	کد هدفگذاری	سهم جمعیتی	شاخص فقر	پرداخت سرانه بهینه گروهی	هزینه معادل سرانه در سطح جامعه	کاهش در فقر با اطلاعات ناقص	کاهش در فقر با اطلاعات کامل	کارایی هدفگذاری	نرخ پوشش	خطای حذف	خطای شمول
منطقه ۱	۰	۴۶/۶۲	۲۴/۴	۰	۰	-۶/۲۲	-۶/۴۲	-۹۶/۸۵	۵۳/۳۸	۴۱/۳۵	۲/۷۵
	۱	۳۷/۴۶	۳۴/۶	۴۵۵۸۶۷۷	۱۶۶۱۸۸۵	-۶/۲۲	-۶/۴۲	-۹۶/۸۵	۵۳/۳۸	۴۱/۳۵	۲/۷۵
	۲	۱۵/۳۵	۴۳	۷۵۱۰۹۳۱	۱۱۵۳۳۱۵	-۶/۲۲	-۶/۴۲	-۹۶/۸۵	۵۳/۳۸	۴۱/۳۵	۲/۷۵
	۳	۱/۵۷	۵۲/۱	۱۱۷۹۴۳۵	۱۸۴۸۰۰	-۶/۲۲	-۶/۴۲	-۹۶/۸۵	۵۳/۳۸	۴۱/۳۵	۲/۷۵
منطقه ۲	۰	۵۳/۴۷	۶/۴	۰	۰	-۳/۶۴	-۴/۸۹	۷۴/۶۸	۴۶/۵۳	۲۶/۷۳	۱۴/۱۰
	۱	۳۴/۲۱	۱۱/۷	۴۷۱۲۴۳۷	۱۶۱۲۰۶۸	-۳/۶۴	-۴/۸۹	۷۴/۶۸	۴۶/۵۳	۲۶/۷۳	۱۴/۱۰
	۲	۱۰/۱۱	۱۸/۵	۹۷۶۲۹۳۵	۹۸۷۰۲۲	-۳/۶۴	-۴/۸۹	۷۴/۶۸	۴۶/۵۳	۲۶/۷۳	۱۴/۱۰
	۳	۲/۲۱	۳۸/۷	۱۸۱۵۰۶۶۶	۴۰۰۹۱۰	-۳/۶۴	-۴/۸۹	۷۴/۶۸	۴۶/۵۳	۲۶/۷۳	۱۴/۱۰
منطقه ۳	۰	۳۸/۰۵	۱۶/۷	۱۲۵۵۱۵	۴۷۷۵۳	-۶/۲۵	-۶/۷۸	۹۲/۱۵	۱۰۰	۰	۱۳/۴۹
	۱	۳۹/۷۰	۲۲/۵	۳۳۸۰۰۲۶	۱۳۴۱۷۶۹	-۶/۲۵	-۶/۷۸	۹۲/۱۵	۱۰۰	۰	۱۳/۴۹
	۲	۱۹/۷۲	۳۰/۹	۶۶۴۳۵۶۷	۱۳۰۹۹۴۶	-۶/۲۵	-۶/۷۸	۹۲/۱۵	۱۰۰	۰	۱۳/۴۹
	۳	۲/۵۴	۴۷/۳	۱۱۸۳۱۲۴۷	۳۰۰۵۳۲	-۶/۲۵	-۶/۷۸	۹۲/۱۵	۱۰۰	۰	۱۳/۴۹
منطقه ۴	۰	۳۹/۸۷	۱۵/۱	۰	۰	-۵/۴۵	-۶/۰۷	۸۹/۷۵	۶۰/۱۳	۲۹/۷۴	۷/۴۸
	۱	۳۹/۱۴	۲۳/۸	۳۴۴۵۹۵۲	۱۳۴۸۶۲۳	-۵/۴۵	-۶/۰۷	۸۹/۷۵	۶۰/۱۳	۲۹/۷۴	۷/۴۸
	۲	۱۹/۳۴	۳۳	۷۷۵۴۳۱۳	۱۴۹۹۴۱۱	-۵/۴۵	-۶/۰۷	۸۹/۷۵	۶۰/۱۳	۲۹/۷۴	۷/۴۸
	۳	۱/۶۶	۳۹/۴	۹۱۶۱۱۷۲	۱۵۱۹۶۶	-۵/۴۵	-۶/۰۷	۸۹/۷۵	۶۰/۱۳	۲۹/۷۴	۷/۴۸
منطقه ۵	۰	۳۸/۴۸	۱۶/۴	۰	۰	-۵/۸۱	-۶/۴۵	۹۰/۱۲	۶۱/۵۲	۲۷/۴۲	۷/۱۱
	۱	۳۷/۲۴	۲۶/۸	۳۵۸۵۳۱۰	۱۳۳۵۱۴۸	-۵/۸۱	-۶/۴۵	۹۰/۱۲	۶۱/۵۲	۲۷/۴۲	۷/۱۱
	۲	۲۲/۰۵	۳۳/۹	۶۵۹۵۹۳۹	۱۴۵۴۱۸۱	-۵/۸۱	-۶/۴۵	۹۰/۱۲	۶۱/۵۲	۲۷/۴۲	۷/۱۱
	۳	۲/۲۴	۴۱/۴	۹۴۲۷۴۵۴	۲۱۰۶۷۱	-۵/۸۱	-۶/۴۵	۹۰/۱۲	۶۱/۵۲	۲۷/۴۲	۷/۱۱
منطقه ۶	۰	۴۱/۴۶	۱۰/۴	۰	۰	-۵/۳۴	-۶/۱۰	۸۷/۵۴	۵۸/۵۴	۲۵/۸۵	۱۱/۷۴
	۱	۳۸/۹۴	۱۸/۱	۳۶۹۲۴۳۰	۱۴۳۷۷۷۱	-۵/۳۴	-۶/۱۰	۸۷/۵۴	۵۸/۵۴	۲۵/۸۵	۱۱/۷۴
	۲	۱۷/۲۳	۲۴/۵	۷۲۰۶۱۴۳	۱۲۴۱۴۵۳	-۵/۳۴	-۶/۱۰	۸۷/۵۴	۵۸/۵۴	۲۵/۸۵	۱۱/۷۴
	۳	۲/۳۷	۴۰/۴	۱۳۵۲۹۵۱۹	۳۲۰۱۷۶	-۵/۳۴	-۶/۱۰	۸۷/۵۴	۵۸/۵۴	۲۵/۸۵	۱۱/۷۴
منطقه ۷	۰	۵۴/۳۳	۱۱/۵	۱۱۲۸۳۶۳	۶۱۳۰۵۱	-۴	-۵/۳۹	۷۴/۲۶	۱۰۰	۰	۲۹/۵۵
	۱	۳۳/۹۴	۱۵	۴۱۹۰۸۴۹	۱۴۲۲۳۰۳	-۴	-۵/۳۹	۷۴/۲۶	۱۰۰	۰	۲۹/۵۵
	۲	۱۱/۱۹	۲۱	۷۹۶۸۵۷۶	۸۹۱۳۸۷	-۴	-۵/۳۹	۷۴/۲۶	۱۰۰	۰	۲۹/۵۵
	۳	۰/۵۴	۳۳/۸	۱۳۴۵۵۴۲۲	۷۳۲۶۰	-۴	-۵/۳۹	۷۴/۲۶	۱۰۰	۰	۲۹/۵۵
منطقه ۸	۰	۱۴/۲۷	۱۹/۲	۰	۰	-۷/۲۰	-۷/۳۳	۹۸/۲۳	۵۵/۲۰	۳۸/۴۸	۱/۵۱
	۱	۳۰/۵۳	۳۷/۴	۰	۰	-۷/۲۰	-۷/۳۳	۹۸/۲۳	۵۵/۲۰	۳۸/۴۸	۱/۵۱
	۲	۳۸/۵۸	۴۸/۷	۳۹۲۶۷۹۳	۱۵۱۴۹۵۰	-۷/۲۰	-۷/۳۳	۹۸/۲۳	۵۵/۲۰	۳۸/۴۸	۱/۵۱
	۳	۱۶/۶۲	۶۵/۴	۸۹۳۳۶۸۴	۱۴۸۵۰۵۰	-۷/۲۰	-۷/۳۳	۹۸/۲۳	۵۵/۲۰	۳۸/۴۸	۱/۵۱
مناطق شهری کل کشور	۰	۴۲/۴۳	۱۵/۱	۰	۰	-۵/۴۸	-۶/۱۴	۸۹/۲۵	۵۷/۵۷	۳۰/۰۷	۷/۷۹
	۱	۳۷/۱۴	۲۴/۱	۳۲۳۱۵۸۱	۱۲۰۰۰۸۰	-۵/۴۸	-۶/۱۴	۸۹/۲۵	۵۷/۵۷	۳۰/۰۷	۷/۷۹
	۲	۱۷/۷۹	۳۴/۲	۸۰۴۴۲۱۸	۱۴۳۰۸۹۸	-۵/۴۸	-۶/۱۴	۸۹/۲۵	۵۷/۵۷	۳۰/۰۷	۷/۷۹
	۳	۲/۶۵	۵۱/۳	۱۳۹۲۱۱۱۵	۳۶۹۰۲۲	-۵/۴۸	-۶/۱۴	۸۹/۲۵	۵۷/۵۷	۳۰/۰۷	۷/۷۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

اول، براساس سهم جمعیتی در سطح ملی ۴۲/۴۳ درصد خانوارها فاقد مشخصه‌های فوق هستند (کد هدفگذاری صفر) و در سطح مناطق این نسبت بین ۳۸/۴۸ درصد (در منطقه ۵) تا ۵۴/۳۳ درصد (در منطقه ۷) تغییر می‌کند. همچنین از نظر سهم خانوارهایی که دارای حداقل سه مشخصه از موارد مذکور هستند (کد هدفگذاری ۳) در سطح ملی این نسبت برابر با ۲/۶۵ درصد و در سطح مناطق این نسبت بین ۰/۵۴ درصد (در منطقه ۷) و ۱۶/۶۲ درصد (در منطقه ۸) است. این نتایج بیانگر تفاوت زیادی در سهم جمعیتی گروه‌های آسیب‌پذیر در سطح ملی و مناطق هشت گانه شهری است.

نکته دوم اینکه، از نظر شاخص فقر، مقدار این شاخص در سطح ملی، برای خانوارهای فاقد این مشخصه‌ها و خانوارهایی که حداقل سه مشخصه دارند به ترتیب برابر با ۱۵/۱ و ۵۱/۳ درصد است درحالی‌که مقادیر مذکور در سطح مناطق هشت گانه شهری برای خانوارهای فاقد این مشخصه‌ها بین ۶/۴ و ۲۴/۴ درصد و برای خانوارهایی که حداقل سه مشخصه را دارند بین ۳۳/۸ و ۶۵/۴ درصد تغییر می‌کند که در این زمینه نیز در دو سطح ملی و مناطق تفاوت‌ها قابل تأمل است.

سوم، هم در سطح ملی و هم در سطح مناطق (به استثنای منطقه ۷) مدل بهینه‌سازی عددی به‌جز خانوارهای فاقد این ویژگی‌ها بقیه را هدفگذاری کرده است. در سطح ملی رقم تخصیص‌یافته به خانوارهای دارای یک مشخصه آسیب‌پذیری ۳۲۳۱۵۸۱ ریال و مقدار تخصیص‌یافته به خانوارهای دارای حداقل سه مشخصه ۱۳۹۲۱۱۱۵ ریال (۴/۳ برابر مقدار تخصیص‌یافته به گروه اول جمعیتی) است درحالی‌که در سطح مناطق (به‌جز منطقه ۸ که مقدار صفر اختصاص یافته) مقدار تخصیص‌یافته به خانوارهای با کد هدفگذاری یک بین ۳۳۸۰۰۲۶ تا ۴۷۱۲۴۳۷ ریال و مقدار تخصیص‌یافته به خانوارهای با کد هدفگذاری ۳ بین ۹۱۶۱۱۷۲ تا ۱۸۱۵۰۶۶۶ ریال است. در نتیجه تفاوت میزان پرداختی به گروه جمعیتی ذکر شده در سطح مناطق در حداقل مقدار خود ۲/۷ برابر و در حداکثر مقادیر ۳/۸ برابر است. چهارم، میزان کاهش در فقر در این شیوه هدفگذاری در سطح ملی ۶/۳۵- درصد و در سطح مناطق بین ۳/۶۴- تا ۷/۲۰- درصد است.

پنجم، درباره کارایی هدفگذاری در سطح ملی و منطقه‌ای میزان کارایی هدفگذاری ملی برابر با ۸۹/۲۵ درصد و در سطح مناطق بین ۷۴/۲۶ تا ۹۸/۲۲ درصد است. همچنین میزان خطای حذف در سطح ملی برابر با ۳۰/۰۷ درصد و در سطح مناطق بین صفر تا ۴۱/۳۵ درصد

است. در نهایت خطای شمول این روش هدفگذاری در سطح ملی ۷/۷۹ درصد و در سطح مناطق بین ۱/۵۱ تا ۲۹/۵۵ درصد است. شواهد مذکور نشان می‌دهد که نتایج هدفگذاری خانوارها براساس ترکیبی از مشخصه‌های یکسان در سطح ملی و مناطق هشت گانه شهری تفاوت‌های زیادی خواهند داشت. این اختلاف هم در سهم جمعیتی گروه‌های هدف، هم در میزان یارانه پرداختی، هم در میزان کارایی هدفگذاری و هم در نتایج آن یعنی کاهش فقر وجود دارند. بنابراین حتی اگر سیاست‌گذار بخواهد براساس ترکیبی از مشخصه‌ها، خانوارهای یکسانی را در سطح ملی و منطقه‌ای هدف قرار دهد باز هم لازم است میزان پرداختی به گروه‌های جمعیتی یکسان در سطح مناطق مختلف متفاوت باشد. به عنوان مثال در استان سیستان و بلوچستان (منطقه ۸) مشخصه‌های خانوارها و فقر به طور کلی متفاوت از بقیه نقاط کشور است به گونه‌ای که در این استان سهم جمعیتی خانوارهای دارای حداقل سه مشخصه، آسیب‌پذیری برابر با ۱۶/۶۲ درصد (بیش از ۶ برابر متوسط کشوری) و شاخص فقر آنها ۶۵/۴ درصد است که به میزان ۱۴ درصد بالاتر از متوسط کشور است.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مطالعه بررسی مقایسه‌ای دو روش هدفگذاری ملی و منطقه‌ای فقر در سطح مناطق شهری است. در این راستا، در ابتدا با استفاده از داده‌های هزینه-درآمد خانوارهای شهری و روستایی کشور در سال ۱۴۰۱، خط فقر و شاخص‌های فقر محاسبه شدند، سپس مبتنی بر شاخص‌های فقر و براساس روش خوشه‌بندی سلسه‌مراتبی، مناطق شهری استان‌ها در قالب ۸ خوشه‌بندی دسته‌بندی و در نهایت با استفاده از یک روش بهینه‌سازی عددی نتایج هدفگذاری یارانه‌ها در سطح ملی و مناطق مورد مقایسه قرار گرفت.

نتایج نشان می‌دهد که هرچند هم در سطح ملی و هم در سطح مناطق هشت گانه شهری، مشخصه‌های کارا برای هدفگذاری یکسان (شامل: بعد خانوار، تحصیلات سرپرست و تعداد اعضای زیر شش سال) هستند ولی میزان کارایی، خطای شمول و حذف در سطح مناطق و ملی تفاوت‌های زیادی دارند. در این میان بعد خانوار تنها مشخصه‌ای است که در همه مناطق مورد بررسی، همبستگی بالایی با فقر دارد لذا لازم است که در سیاست‌گذاری‌های فقرزدایی به طور جدی مورد توجه قرار گیرد و بین سیاست‌های جمعیتی (تشویق رشد جمعیت) و سیاست‌های فقرزدایی یک هماهنگی و همسازی ایجاد شود.

همچنین مقایسه نتایج هدفگذاری ملی و منطقه‌ای براساس مشخصه‌های انفرادی (جنسیت و وضعیت تأهل سرپرست، بعد خانوار، تحصیلات سرپرست خانوار، وضع فعالیت سرپرست، وضعیت مسکن خانوار و ترکیب جمعیتی خانوار شامل: تعداد اعضای کوچک‌تر یا مساوی ۶ سال و اعضای بزرگتر یا مساوی ۶۵ سال) یا ترکیبی از آسیب‌پذیرترین مشخصه‌ها (شامل: ۱. زنان مطلقه یا فوت همسر یا زنان دارای همسر که به هر دلیل زن سرپرست خانوار است ۲. سرپرستان بی‌سواد ۳. خانوارهای با بعد پنج نفر و بیشتر ۴. خانوارهای دارای حداقل یک عضو زیرشش سال ۵. سرپرستان بیکار) تفاوت‌های زیادی را آشکار ساخت. این تفاوت در سهم جمعیتی گروه‌های هدف، در میزان یارانه پرداختی، در میزان کارایی هدفگذاری و در نتایج آن یعنی کاهش فقر وجود دارد. بنابراین حتی اگر سیاست‌گذار بخواهد براساس مشخصه‌های انفرادی یا ترکیبی از آنها، خانوارهای یکسانی را در سطح ملی و منطقه‌ای هدف قرار دهد، باز هم لازم است میزان پرداختی به گروه‌های جمعیتی یکسان در سطح مناطق مختلف، متفاوت باشد.

نتایج این تحقیق، وجود بسیاری از شرایط لازم جهت اجرای هدفگذاری منطقه‌ای به جای هدفگذاری ملی را آشکار ساخت اما برای اجرای هدفگذاری منطقه‌ای به جای هدفگذاری ملی ضمن در نظر گرفتن چالش‌های سیاسی، فنی و مهاجرتی ناشی از آن، همچنین ضروری است که ملاحظات زیر نیز مورد توجه قرار گیرند:

- پیش‌نیاز اصلی اجرای هدفگذاری جغرافیایی تهیه نقشه جغرافیایی فقر در سطح کوچک‌ترین واحدهای جغرافیایی کشور است. انجام این مهم به‌شدت وابسته به بهنگام بودن، دقت و درجه تفکیک داده‌های اقتصادی و اجتماعی از نظر جغرافیایی است.
- روش هدفگذاری جغرافیایی عموماً در ترکیب با سایر روش‌های هدفگذاری و به‌عنوان اولین مرحله شناسایی فقرا به کار گرفته می‌شود. امکان به‌کارگیری سایر گزینه‌ها بر این موضوع که آیا از هدفگذاری جغرافیایی استفاده شود یا خیر؟ تأثیر دارد. جایی که ظرفیت اجرایی برای راه‌اندازی یک برنامه پرداخت انتقالی نقدی مبتنی بر آزمون سنجش وسع به اندازه کافی مناسب باشد، هدفگذاری جغرافیایی جایگزین مناسبی نیست اما جایی که آزمون سنجش وسع امکان اجرا نداشته باشد

ترکیبی از هدفگذاری جغرافیایی و هدفگذاری جامعه‌محور یک جایگزین مناسب خواهد بود.

- هدفگذاری جغرافیایی به‌ندرت به‌تنهایی برای هدفمند کردن پرداخت‌های انتقالی با مبالغ بالا مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ دلیل این امر محدودیت‌های مرتبط با دقت این روش است. لذا برای کارایی بیشتر لازم است ترکیبی از روش‌های هدفگذاری مورد استفاده قرار گیرد.
- نباید تصور شود که صرفاً با استفاده از روش‌های هدفگذاری کاهش فقر و پرداخت یارانه‌ها می‌توان فقر را ریشه‌کن کرد و یا اینکه حتی به میزان زیادی آن را کاهش داد بلکه مبارزه جدی با فقر مستلزم به‌کارگیری سیاست‌های جامع توسعه اجتماعی است. به همین دلیل در اکثر موارد، روش هدفگذاری جغرافیایی مبتنی بر تهیه نقشه‌های فقر، لزوماً برای هدفگذاری برنامه‌های پرداخت انتقالی به‌کار گرفته نمی‌شود بلکه براساس این روش همچنین می‌توان برنامه‌هایی برای بهبود یا توسعه زیرساخت‌ها و خدمات اجتماعی در سطح مناطق اجرا کرد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Bagher Darvishi

Fereshteh Mohamadian

AliAsghar Salem



<http://orcid.org/0000-0001-7893-8240>



<http://orcid.org/0000-0002-9680-530X>



<http://orcid.org/0000-0003-1360-923X>

منابع

- پروین، سهیلا و بانویی، علی‌اصغر. (۱۳۹۶). آثار و تبعات اجرای مرحله اول قانون هدف‌گذاری یارانه‌ها بر رفاه دهک‌های پایین درآمدی در چارچوب رویکرد تحلیل مسیر ساختاری. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۱۷(۳)، ۱۹۳-۲۲۵. doi: 20.1001.1.17356768.1396.17.3.7.1
- حمزه‌ئی، مجید، عنابستانی، علی‌اکبر و جوان، جعفر. (۱۴۰۱). تأثیر اجرای هدفمندی یارانه‌ها بر فقر و ناپایداری اقتصاد خانوار روستایی در ایران: مطالعه موردی روستاهای شهرستان نیشابور،

- فصلنامه علمی برنامه‌ریزی منطقه‌ای، ۱۲ (۴۵)، ۸۳-۱۰۹، doi: 10.30495/jzpm.2022.4284
خسروی‌نژاد، علی‌اکبر و خداداد کاشی، فرهاد. (۱۳۹۱). شناسایی اقتصادی خانوارها براساس روش دومرحله‌ای: کاربرد آزمون تقریب وسع. فصلنامه رفاه اجتماعی، ۱۲ (۴۵)، ۹۳-۱۲۶، URL: <http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-1014-fa.html>
خسروی‌نژاد، علی‌اکبر و مالکی، امین. (۱۳۸۷). هدف‌گذاری، شناسایی و طبقه‌بندی خانوارها، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، ۴۷، ۱-۴۶، <https://www.ensani.ir/fa/article/7799>
درویشی، باقر. (۱۴۰۱). معرفی و برآورد روش هدف‌گذاری بهینه گروهی برای تخصیص یارانه‌ها: مطالعه موردی خانوارهای شهری ایران. تحقیقات اقتصادی، ۵۷، شماره ۴ (پیاپی ۱۴۱)، ۶۸۵-۷۱۴، doi: 10.22059/jte.2023.92431
درویشی، باقر. (۱۴۰۲). هدف‌مندی در شرایط اطلاعات ناقص و محدودیت بودجه: مطالعه موردی خانوارهای روستایی ایران. پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۲۳ (۴)، ۲۱۳-۲۴۴، doi: 10.22034/23.4.213
درویشی، باقر، محمدیان، فرشته و احمدی‌خواه، مهین. (۱۳۹۸). بررسی تأثیر هدف‌مندی یارانه‌ها بر مشاغل آزاد و مزد و حقوق‌بگیر: با تأکید بر فقر و نابرابری. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۸ (۲۹)، ۲۳۹-۲۶۷، doi: 10.22084/aes.2019.17575.2745
رحیمی‌نیا، هیوا و اکبری‌مقدم، بیت‌اله. (۱۳۹۵). آثار اصلاح یارانه‌ها بر نابرابری رفاهی در ایران) مدل‌سازی CGE و شاخص تغییرات معادل (EV). مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۷، ۲۴۳-۲۴۳، doi: 10.22084/aes.2016.1416
سهیلی، کیومرث، سحاب‌خداامردی، مرتضی، منیری، محمدرضا و گلی، یونس. (۱۳۹۶). اثر هدف‌گذاری یارانه‌ها بر ترکیب هزینه‌ای خانوارها در ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۱۷ (۳)، ۱۰۱-۱۲۹، doi: 20.1001.1.17356768.1396.17.3.4.8
وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی ایران، سبد غذایی مطلوب برای جامعه ایرانی، دفتر بهبود تغذیه جامعه وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی دانشکده بهداشت دانشگاه علوم پزشکی تهران، انستیتو تحقیقات تغذیه‌ای و صنایع غذایی کشور، دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی، دانشکده علوم تغذیه و رژیم‌شناسی دانشگاه علوم پزشکی تهران. نشر قم: اندیشه ماندگار، ۱۳۹۲.
https://www.piho.ir/Content/media/image/2022/08/79396_orig.pdf

References

- Araar, A. & Luca, T. (2019). Optimal Targeting and Poverty Reduction with fixed budget and imperfect information, <http://www.ecineq.org>
- Baker, L. & Grosh, E. (1994). Measuring the effects of geographic targeting on poverty reduction LSMS. Working Paper, 0253-4517; No. 99, World Bank, isbn10 | asin: 082132666X, <http://documents.worldbank.org/curated/en/187171468776964190>
- Bakhshoodeh, M. (2013). Proxy means tests for targeting subsidies scheme in Iran. *Iranian Journal of Economic Studies*, 2(2), 25-46. doi: 10.22099/ijes.2013.2718
- Bigman, D. & Fofack, H. (2000). Geographical targeting for poverty alleviation: an introduction to the special issue. *World Bank Economic Review*, 14(1), 129-145. <http://documents.worldbank.org/curated/en/474541468179358450>
- Coady, D., Grosh, M. & Hoddinott, J. (2004). Targeting of transfers in developing countries: Review of lessons and experience. The World Bank. <http://documents.worldbank.org/curated/en/464231468779449856>
- Cornia, G. & Stewart, F. (1995). *Two errors of targeting*, in Dominique van de Walle and Kimberly Nead (eds) Public Spending and the Poor, Johns Hopkins University Press. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ucf:iopeps:iopeps93/54>
- Darvishi, B. (2023). Introducing and estimation of optimal group targeting method for allocating subsidies: a case study of urban households in Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 57(4), 685-714. doi: 10.22059/jte.2023.92431. [In Persian]. doi: 10.22059/jte.2023.92431
- Darvishi, B. (2023). Targeting under conditions of imperfect information and budget constraint: a case study of rural households in Iran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 23(4), 213-244. [In Persian]. doi: 10.22034/23.4.213
- Darvishi, B., Mohammadian, F. & Ahmadikhah, M. (2019). Investigation the effects of targeted subsidies on self-employed and wage and salary earners: based on poverty and inequality. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 8(29), 239-267. doi: 10.22084/aes.2019.17575.2745. [In Persian]. doi: 10.22084/aes.2019.17575.2745
- Devereux, S., Masset, E., Sabates-Wheeler, R., Samson, M., Rivas, A.M. & Te Lintelo, D. (2017). The targeting effectiveness of social transfers. *Journal of Development Effectiveness*, 9(2), 162-211. <https://doi.org/10.1080/19439342.2017.1305981>
- Elbers, C., Fujii, T., Lanjouw, P., Özler, B. & Yin, W. (2007). Poverty alleviation through geographic targeting: How much does disaggregation help? *Journal of Development Economics*, 83(1), 198-213. doi: 10.1016/j.jdeveco.2006.02.001
- Emami, A., Lustig, N. & Taqdiri, A.R. (2016). Fiscal policy, inequality and poverty in Iran: assessing the impact and effectiveness of taxes and

- transfers, commitment to equality institute (CEQ), Tulane university, CEQ Working Paper 48. doi: 10.1080/17938120.2019.1583510
- Gelbach, J.B. & Pritchett, L. (2001). Indicator targeting in a political economy: leakier can be better. *The Journal of Policy Reform*, 4(2), 113-145. doi: <https://doi.org/10.1080/13841280008523416>
- Glewwe, P. (1992). Targeting assistance to the poor: efficient allocation of transfers when household income is not observed. *Journal of Development Economics*, 38(2), 297-321. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(92\)90002-Q](https://doi.org/10.1016/0304-3878(92)90002-Q)
- Hajipour, M. & Fallsolyman, M. (2016). The effects of targeted subsidies on misery index in urban and rural settlements of Iran regions. *International Journal of Humanities and Cultural Studies*, 3(2), 714-725. ISSN 2356-5926. <https://www.ijhcs.com/index.php/ijhcs/article/view/4436>
- Hammer, J.S., Nabi, I. & Cercone, J. (1995). Distributional effects of social sector expenditures in Malaysia, 1974 to 1989. In Dominique van de Walle and Kimberly Nead, eds., *Public Spending and the Poor: Theory and Evidence*. Baltimore, Md.: Johns Hopkins University Press. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/5976>
- Hamzehi, M., Anabestani, A. & Javan, J. (2022). Impact of targeted subsidies implementation on poverty and instability of rural household economy in Iran (case study: villages of Neishabour county). *Regional Planning*, 12(45), 83-108. doi: 10.30495/jzpm.2022.4284. [In Persian]. doi: 10.30495/jzpm.2022.4284
- Handa, S. & Davis, B. (2006). The experience of conditional cash transfers in Latin America and the Caribbean. *Development Policy Review*, 24(5), 513-536. <https://doi.org/10.22004/ag.econ.289060>
- Hanna, R. & Olken, B.A. (2018). Universal basic incomes versus targeted transfers: Antipoverty programs in developing countries. *Journal of Economic Perspectives*, 32(4), 201-26. doi: 10.1257/jep.32.4.201
- Kanbur, R. (1987). Measurement and alleviation of poverty: With an application to the effects of macro-economic adjustment. International monetary Fund Staff Papers 34, No. 1, Newbery, David and Nicholas Stem, *The theory of taxation FOF developing countries* (Oxford University Press, Oxford). <https://doi.org/10.5089/9781451956740.024>
- Kanbur, R., Keen, M. & Tuomala, M. (1994). Labor supply and targeting in poverty alleviation programs. *The World Bank Economic Review*, 8(2), 191-211. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:oup:wbecrv:v:8:y:1994:i:2:p:191-211>
- Khosravinejad, A. & Khodadad Kashi, F. (2012). Households identification by two- stage identification method (an application of proxy mean test). *Social Welfare Quarterly*, 12(45), 103-142. [In Persian]. URL: <http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-1014-fa.html>

- Margitic, J. & Ravallion, M. (2019). Lifting the floor? Economic development, social protection and the developing World's poorest. *Forthcoming in Journal of Development Economics*. 139, issue C, 97-108 doi: 10.1016/j.jdeveco.2019.03.003
- Parvin, S. & Banouei, A.A. (2017). The Effects of the First Phase Implementation of Subsidy Targeting on the Welfare of Low Income Households Using. *Structural Path Analysis, The Economic Research (Sustainable Growth and Development)* 17(3), 193-225. [In Persian]. doi: 20.1001.1.17356768.1396.17.3.7.1
- Rahiminia, H. & Akbari Moghadam, B. (2016). The impact of subsidies reform on the inequality of welfare in Iran (CGE Modelling and Equivalent Variation (EV) Index). *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 5(17), 243-271. doi: 10.22084/aes.2016.1416. [In Persian]. doi: 10.22084/aes.2016.1416
- Ravallion, M. & Chao, K. (1989). Targeted policies for poverty alleviation under imperfect information: Algorithms and applications. *Journal of Policy Modeling*, 11(2), 213-224.
<https://ideas.repec.org/a/eee/jpolmo/v11y1989i2p213-224.html>
- Ravallion, M. & Wodon, Q. (1997). Poor areas or only poor people? Policy Research Working Paper 1798. Development Research Group, World Bank, Washington, D.C.
<https://EconPapers.repec.org/RePEc:wbk:wbrwps:1798>
- Skoufias, E., Davis, B. & de la Vega, S. (2001). Targeting and the poor in Mexico: An evaluation of the selection of households into PROGRESA. *World Development*, 29(10), 1769-84
[https://doi.org/10.1016/S0305-750X\(01\)00060-2](https://doi.org/10.1016/S0305-750X(01)00060-2)

استناد به این مقاله: درویشی، باقر، محمدیان، فرشته و سالم، علی‌اصغر. (۱۴۰۴). بررسی مقایسه‌ای هدف‌گذاری ملی و منطقه‌ای فقر: با تأکید بر مناطق شهری کشور. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۰ (۱۰۴)، ۴۰-۱.



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



Voluntary Disclosure Strategies of Soft and Hard Information for Good and Bad News: The Case of Digital Companies Listed on the Tehran Stock Exchange

Mohamad Fegghi Kashani



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

Teimur Mohamadi



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

Hadi Pirdaye



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

Abstract

Companies adjust their voluntary information disclosure based on the volatilities they experience in their cash flows. Focusing on the digital industry segment of the Tehran Stock Exchange during the period 2012–2022, the current study aimed to investigate the effects of news related to risk, ambiguity, and ambiguity aversion on the policies adopted by firms regarding voluntary disclosure of soft and hard information. The analysis employed dynamic panel models to explain the voluntary disclosure behavior by the selected companies. The corporate voluntary disclosure lag was also used to capture disclosure dynamics, along with control variables including cost of capital, financial leverage, and stock liquidity. According to the results, managers of digital industry companies respond differently to news concerning risk, ambiguity, and ambiguity aversion depending on the type of information available for voluntary disclosure—whether disclosed conservatively or non-conservatively. This variation may be attributed to the nature of the disclosed information and its perceived credibility by investors. Furthermore, the findings confirmed that voluntary disclosures in previous periods positively influenced disclosures in subsequent periods, suggesting the presence of inertia in voluntary disclosure policies in the digital industry.

* Corresponding Author: hadi_pirdaye@atu.ac.ir

How to Cite: Fegghi Kashani, M., Mohamadi, T. & Pirdaye, H. (2025). Voluntary Disclosure Strategies of Soft and Hard Information for Good and Bad News: The Case of Digital Companies Listed on the Tehran Stock Exchange. *Iranian Journal of Economic Research*, 30(104), 41-82.

1. Introduction

The type of information disclosed by a company can be interpreted differently by participants in the stock market. According to the cheap talk literature, soft information is somewhat informative and can serve as an imperfect substitute for hard information (Kirk & Vincent, 2014). In contrast, hard information is quantitative and more reliable (Stein, 2002). Moreover, the market often interprets the disclosure of hard information as favorable news, whereas soft information is frequently perceived as unfavorable (Bertomeu & Marinovic, 2016). It is thus expected that firm managers employ different response tools—specifically, the disclosure of hard and soft information—when faced with news that affects firm value. Additionally, corporate disclosure environments are characterized by multi-period, multi-dimensional flows of information from the firm to the market (Guttman et al., 2014). Accordingly, it is hypothesized that the disclosure of hard and soft information in one period will encourage increased disclosure in subsequent periods, reflecting the presence of inertia in disclosure policies.

According to decision-making theories, investors' reactions to a company's information disclosure differ in the presence of ambiguity and risk. As the level of ambiguity increases—assuming investors are ambiguity-averse and risk-averse—stock price volatility rises because ambiguity leads investors to place greater weight on the possibility of an unfavorable future state (Brenner & Izhakian, 2018a; Epstein & Schneider, 2007a). Therefore, the effectiveness of an information disclosure policy under ambiguity may differ from its effectiveness under risk (Billings et al., 2015; Rava, 2022). In this respect, the present study aimed to model the transition of the information environment from risk to ambiguity. Furthermore, theoretical literature emphasizes that both the level of ambiguity and the degree of investors' aversion or preference toward ambiguity independently influence how firm value is evaluated. Ignoring these independent effects in empirical model specifications can introduce specification errors, as these factors affect managers' assessment of a firm's financing costs and, consequently, their decisions regarding the amount of voluntary information disclosure needed to achieve their disclosure objectives. Accordingly, this study also examined the independent effects of changes in the level of ambiguity and investors' ambiguity aversion on the level of voluntary information disclosure.

2. Materials and Methods

The sample consisted of eight companies operating in the digital industry segment of the Tehran Stock Exchange during the period 2012–2022. The detrended state of variables was used to extract news related to ambiguity, ambiguity aversion, and risk. Moreover, the generalized method of moments (GMM) was employed to address potential endogeneity among the research variables and improve the accuracy of coefficient estimates. The empirical model of the study is specified as follows:

$$\begin{aligned} \text{disclosure}_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \text{disclosure}_{i,t-1} + \beta_2 \text{AAN}_{i,t} + \beta_3 \text{DAN}_{i,t} \\ & + \beta_4 \text{RiskN}_{i,t} + \beta_5 \text{WACC}_{i,t} + \beta_6 \text{Leverage}_{i,t} \\ & + \beta_7 \text{Turnover}_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

In the model above, respectively, the variable ($\text{disclosure}_{i,t}$) represents the level of voluntary information disclosure by company i at time t in two different categories, that is, hard information and soft information. ($\text{disclosure}_{i,t-1}$) captures dynamics of voluntary disclosure for both types of information. ($\text{AAN}_{i,t}$) denotes news related to investors' ambiguity aversion, and ($\text{DAN}_{i,t}$) represents news concerning the level of investors' ambiguity. Moreover, ($\text{RiskN}_{i,t}$) corresponds to news about the firm's risk. Control variables include ($\text{WACC}_{i,t}$) as the weighted average cost of capital, ($\text{Leverage}_{i,t}$) as the firm's financial leverage, and ($\text{Turnover}_{i,t}$) as the stock liquidity of the firm. The model also incorporates (μ_i) to account for cross-sectional effects, (λ_t) for time effects, and ($\varepsilon_{i,t}$) as the error term.

3. Results and Discussion

At the 95% confidence level, voluntary disclosure of both soft and hard information exhibited persistence over time (Tables 1 and 2). Moreover, when soft information was viewed as a managerial response tool to news affecting firm value, news related to investors' ambiguity aversion ($\text{AAN}_{i,t}$ variable) had a negative and statistically significant effect on the level of voluntary disclosure of soft information. Specifically, when this news is unfavorable—represented by a positive deviation from the expected trend—and given the negative regression coefficient, managers are expected to reduce the level of soft information disclosure in response to an unexpected increase in investors' ambiguity aversion, thereby adopting a non-conservative reporting approach.

Similarly, news related to the level of investors' ambiguity ($\text{DAN}_{i,t}$) had a negative effect on soft information disclosure. When this news is favorable—indicated by a negative deviation from the expected trend—and given the negative coefficient, managers tend to pursue a non-conservative disclosure policy for soft information in an effort to reduce investors' ambiguity, and vice versa. In contrast, news concerning the firm's risk ($\text{RiskN}_{i,t}$) had a negative but statistically insignificant effect on the voluntary disclosure of soft information. This result may be attributed to the unverifiable nature of soft information for investors and managers' limited ability to influence investors' worst-case beliefs under conditions of ambiguity, particularly given the characteristics of the digital industry.

As shown in Table 2, when the firm manager's response tool is hard information (the dependent variable) and news related to firm risk is unfavorable—indicated by a positive deviation from the expected trend—the negative regression coefficient suggests that managers respond strategically through voluntary disclosure. Specifically, managers adjust their disclosure of hard information in reaction to unfavorable risk-related news, a finding that is consistent with the results of Bertomeu et al. (2011).

Table 1. Regression Model Related to Voluntary Disclosure of Soft Information

	(1)	(2)	(3)
Dependent variable: Soft information	Pooled estimation	Fixed effect estimation	GMM estimation
Lag Soft Information	0.78 (0.00)	0.52 (0.00)	0.64 (0.00)
AAN	-0.26 (0.54)	-0.5 (0.26)	-8.7 (0.00)
DAN	0.035 (0.55)	-0.019 (0.75)	-0.54 (0.01)
RiskN	0.038 (0.95)	0.14 (0.89)	-0.54 (0.44)
WACC	0.03 (0.34)	0.005 (0.89)	0.34 (0.00)
Leverage	0.45 (0.02)	0.86 (0.00)	4.76 (0.00)
Stock Turnover	-0.006 (0.9)	-0.041 (0.45)	0.33 (0.00)
_Cons	0.07 (0.26)	0.11 (0.33)	-0.61 (0.01)
R-squared	0.61	0.80	-
F-Leamer	-	3.31 (0.00)	-
Arellano-Bond test for AR (1)	-	-	-2.91 (0.00)
Arellano-Bond test for AR (2)	-	-	0.97 (0.33)
Sargan-Hansen Test	-	-	8.00 (0.71)

The numbers in parentheses show the probability level of each coefficient statistic.

Source: Research findings

According to the results in Table 2, due to the verifiable nature of hard information for investors, managers can influence investors' worst-case beliefs by disclosing hard information. In response to unexpected changes in investors' ambiguity aversion and the level of ambiguity, managers expand the extent of voluntary disclosure. Moreover, given managers' disclosure behavior in reaction to bad news concerning the level of ambiguity and investors' ambiguity aversion, it seems that they adopt a conservative reporting approach in their voluntary disclosure policy.

4. Conclusion

Using the disclosure tools available to them, managers of digital industry companies listed on the Tehran Stock Exchange adjust the degree of conservatism in their voluntary information disclosure in response to news related to ambiguity, risk, and investors' ambiguity aversion. This behavior critically depends on the nature of the information disclosed by the companies.

Table 2. Regression Model Related to Voluntary Disclosure of Hard Information

	(1)	(2)	(3)
Dependent variable: Hard information	Pooled estimation	Fixed effect estimation	GMM estimation
Lag Hard Information	0.7 (0.00)	0.33 (0.00)	0.56 (0.03)
AAN	0.16 (0.6)	0.5 (0.13)	17.12 (0.05)
DAN	0.005 (0.89)	0.01 (0.75)	4.02 (0.04)
RiskN	-0.61 (0.18)	-0.38 (0.61)	-14.1 (0.05)
WACC	0.03 (0.19)	0.02 (0.36)	0.51 (0.11)
Leverage	0.12 (0.36)	-0.06 (0.77)	-0.59 (0.77)
Stock Turnover	0.03 (0.36)	-0.005 (0.89)	0.32 (0.02)
_Cons	0.13 (0.00)	0.26 (0.00)	-0.48 (0.27)
R-squared	0.66	0.65	–
F-Leamer	–	2.34 (0.03)	–
Arellano-Bond test for AR (1)	–	–	-7.29 (0.00)
Arellano-Bond test for AR (2)	–	–	0.88 (0.37)
Sargan-Hansen Test	–	–	8.00 (0.88)

The numbers in parentheses show the probability level of each coefficient statistic.

Source: Research findings

Keywords: Dynamic Voluntary Disclosure, Ambiguity, Soft Information, Hard Information, Good News, Bad News

JEL Classification: D81, D83, G30



بررسی استراتژی‌های افشای داوطلبانه اطلاعات نرم و سخت در خصوص اخبار خوب و بد: مطالعه موردی شرکت‌های دیجیتال در بازار بورس اوراق بهادار تهران

استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

محمد فقهی کاشانی ^{ID}

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

تیمور محمدی ^{ID}

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

هادی پیردایه ^{ID*}

چکیده

بنگاه‌ها با توجه به نوساناتی که در جریانات نقدی تجربه می‌نمایند، افشای داوطلبانه اطلاعات خود را تنظیم می‌کنند. هدف از این مطالعه، بررسی آثار مربوط به اخبار ریسک، سطح ابهام و همچنین اخبار مربوط به ابهام‌گریزی سرمایه‌گذاران بر سیاست اتخاذی بنگاه‌ها به این نوسانات در افشای (محافظه‌کارانه یا غیرمحافظه‌کارانه) داوطلبانه اطلاعات نرم و سخت در صنعت دیجیتال بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۱-۱۴۰۰ می‌باشد. همچنین از متغیر توضیحی وقفه افشای داوطلبانه بنگاه‌ها، برای نمایش پویایی‌های زمانی افشا در کنار متغیرهای کنترلی هزینه سرمایه، اهرم مالی و نقدشوندگی سهام بنگاه در قالب الگوهای پانل پویا برای توضیح رفتار افشای داوطلبانه اطلاعات نرم و سخت بنگاه‌ها استفاده شد. نتایج گویای این است که مدیران بنگاه‌های فعال در صنعت دیجیتال بسته به نوع اطلاعات در دسترس‌شان برای افشای داوطلبانه به‌طور محافظه‌کارانه یا غیرمحافظه‌کارانه نسبت به اخبار مربوط به ریسک، ابهام و ابهام‌گریزی سرمایه‌گذاران واکنش‌های متفاوتی از خود نشان می‌دهند. دلیل این امر می‌تواند به ماهیت اطلاعات افشاشده (اعتبار اطلاعات از سوی سرمایه‌گذاران) برگردد. همچنین، یافته‌ها مؤید اثرات فزاینده افشای داوطلبانه ادوار قبل بر افشای ادوار بعدی است که تأییدکننده وجود چسبندگی در سیاست‌های افشای داوطلبانه در صنعت مورد مطالعه می‌باشد.

کلیدواژه‌ها: افشای داوطلبانه اطلاعات، ابهام، اطلاعات سخت و نرم، اخبار خوب و بد

طبقه‌بندی JEL: G30, D83, D81

۱. مقدمه

مدیر بنگاه سه دلیل عمده برای افشای داوطلبانه اطلاعات دارد: (۱) کاهش هزینه‌های نمایندگی (۲) افزایش کارایی قیمت و در ادامه افزایش انگیزه‌های سرمایه‌گذاری مدیران و (۳) کاهش هزینه سرمایه بنگاه (Diamond & Verrecchia, 1991). این تئوری‌ها، تنها در حالتی که اطلاعات افشاشده از نوع اطلاعات سخت باشند قابل توجیه می‌باشند (Edmans, et al., 2013). زیرا اطلاعات سخت برخلاف اطلاعات نرم، کمی و معتبر هستند (Stein, 2002). اما از یکسو و مطابق با ادبیات صحبت ارزان^۱، اطلاعات نرم تاحدودی آموزنده است و می‌تواند جایگزین ناقصی از اطلاعات سخت محسوب شود (Kirk & Vincent, 2014). از سوی دیگر، افشای اطلاعات سخت معمولاً به‌عنوان اخبار مطلوب و اطلاعات نرم به‌عنوان اخبار نامطلوب از سوی بازار استنباط می‌شود زیرا در حالت افشای اطلاعات نرم، بنگاه از تمام منابع اطلاعاتی در دسترس خود تنها اطلاعات کیفی و غیرقابل اعتبار را افشا نموده است (Bertomeu & Marinovic, 2016). در این پژوهش انتظار داریم که مدیر بنگاه در مواجهه با اخباری که ارزش بنگاه را تحت تأثیر قرار می‌دهد ابزار پاسخگویی متفاوتی از جمله افشای اطلاعات سخت و نرم را در اختیار خواهد داشت. براین اساس، در مطالعه حاضر تمرکز خود را معطوف به بررسی آثار اخبار مربوط به ریسک، ابهام و ابهام‌گریزی سرمایه‌گذاران بر چگونگی افشای اطلاعات بنگاه‌ها در صنعت دیجیتال بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۱-۱۴۰۰ خواهیم نمود.^۲

ادبیات نظری موجود در حیطه افشای داوطلبانه، بر مدل‌های ایستایی متمرکز هستند که در آن ذینفع (مدیر یک شرکت) توانایی مشاهده اطلاعات خصوصی را دارد (Grossman, 1981) یا مدل‌های پویا که در آن زمان‌بندی افشا نقشی ندارد (Song Shin, 2006) زیرا تصمیم مدیر بر این محور است که چه چیزی را افشا کند نه اینکه چه زمانی آن را افشا کند. بااین حال، محیط‌های اطلاعاتی بنگاه از جریان‌های چندبعدی و چنددوره‌ای جریان اطلاعات از بنگاه به بازار تشکیل شده‌اند؛ جایی که عدم تقارن اطلاعات بین بنگاه و بازار سرمایه حاصل

1. Cheap Talk

۲. مطابق با ادبیات موجود، گزارشگری مالی در کنار سیاست افشای داوطلبانه بنگاه دو منبع اطلاعاتی رقیب می‌باشند که در عین تعامل با یکدیگر، به‌عنوان یک سیستم واحد هدف مشترک افزایش ارزش بنگاه را دنبال می‌نمایند (Guay & Verrecchia, 2018).

این است که بنگاه چه اطلاعات سازنده‌ای را در چه زمانی احتمالاً فراگرفته است (Guttman, et al., 2014). همچنین، چندین پژوهش نشان دادند که شرکت‌ها اغلب اخبار نامطلوب را در زمانی منتشر می‌کنند که بنگاه‌ها انتظار دارند سرمایه‌گذاران با شدت کمتری نسبت به اخبار بد واکنش نشان دهند (Asthana & Kalelkar, 2020; Kothari, et al., 2009). بنابراین در پژوهش حاضر انتظار داریم که افشای اطلاعات سخت و نرم در یک دوره، منجر به افزایش افشا در ادوار بعدی گردد و در سیاست افشای بنگاه‌ها چسبندگی وجود داشته باشد.

نایت^۱ (۱۹۲۱) بین ریسک (با دانستن توزیع احتمال) و عدم اطمینان (با ندانستن توزیع احتمال) تمایز قائل شد. در یک فضای ریسکی، تأثیر افشای داوطلبانه بر نوسانات بازدهی سهام منجر به افزایش نرخ یادگیری سرمایه‌گذاران و کاهش درجه عدم تقارن اطلاعاتی میان ذینفعان بنگاه و درنهایت منجر به کاهش ریسک می‌شود (Easley, et al., 2002). اما با افزایش سطح ابهام و با فرض سرمایه‌گذاران ابهام‌گریز و ریسک‌گریز، نوسانات قیمت سهام افزایش می‌یابد زیرا ابهام سبب می‌شود تا سرمایه‌گذاران ابهام‌گریز به احتمالات ادراک شده وضعیت بد آینده (بدترین سناریوهای موجود در مجموعه باورهای ممکن سرمایه‌گذاران) وزن بیشتری دهند و هنگام ارائه اخبار (اطلاعات افشاشده) از سوی بنگاه‌ها به این نوسانات قیمتی دامن زده شود (Brenner & Izhakian, 2018; Epstein & Schneider, 2007). بنابراین منبع نوسانات در جریان‌ات نقدی بنگاه می‌تواند متفاوت باشد. به عبارت دقیق‌تر، با تغییر محیط اطلاعاتی بنگاه از ریسک به ابهام، رفتار نوسانی جریان‌ات نقدی بنگاه تغییر خواهد نمود که منجر به تغییر در هزینه تأمین مالی و همچنین سیستم افشای اطلاعات بنگاه خواهد شد. براین اساس، مدلسازی تغییر محیط اطلاعاتی از ریسک به ابهام در پژوهش حاضر به‌صورت همزمان صورت خواهد گرفت که یکی از نوآوری‌های مهم این پژوهش قلمداد می‌شود.

همچنین برخلاف معدود ادبیات تجربی بین‌المللی موجود که در آنها اثرات غیرتفکیکی ابهام سرمایه‌گذاران بر سطح افشای اطلاعات مدیران مورد سنجش قرار می‌گیرد، در پژوهش حاضر بررسی اثرات مستقل تغییرات سطح ابهام و درجه ابهام‌گریزی سرمایه‌گذاران بر سطح

1. Knight, F.H.

افشای داوطلبانه اطلاعات مورد توجه قرار گرفته است.^۱ با توجه به تأکید ادبیات نظری درباره تأثیرگذاری مستقل سطح ابهام و درجه ابهام‌گریزی یا ابهام‌پذیری سرمایه‌گذاران بر نحوه ارزیابی آنها از ارزش بنگاه‌ها و طبیعتاً ارزیابی مدیران از هزینه‌های تأمین مالی بنگاه و به دنبال آن، تصمیم‌سازی آنها در رابطه با میزان افشای داوطلبانه اطلاعات برای رسیدن به اهداف افشا، نادیده گرفتن اثرات مستقل آن دو در تصریح مدل‌های تجربی، آنها را در معرض درجات مختلفی از خطای تصریح به لحاظ تجربی قرار خواهد داد. به علاوه، توجه صرف بر اثرات غیرتفکیکی آن دو می‌تواند عدم ارزیابی دقیق‌تر مدیران از هزینه‌ها و منافع مترتب بر این نوع افشا و به تبع آن، تنظیم سیاست‌های افشا به‌طور کاراتر در عمل را در پی داشته باشد. به عبارت دقیق‌تر، با این رویکرد در پژوهش حاضر به بررسی تجربی این فرضیه نیز خواهیم پرداخت که آیا با تغییر در درجه ابهام‌گریزی (سطح ابهام) سرمایه‌گذاران برای هر سطح (درجه) داده شده‌ای از ابهام (ابهام‌گریزی) سرمایه‌گذاران، بنگاه‌های مورد مطالعه برای رسیدن به اهداف افشا، سطح افشای داوطلبانه اطلاعات خود را تعدیل نموده‌اند؟

به‌طور کلی، یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که مدیر بنگاه با تغییر در اخبار مربوط به ریسک و همچنین سطح ابهام و ابهام‌گریزی سرمایه‌گذاران واکنش‌های متفاوتی با افشای انواع اطلاعات (سخت و نرم) از خود نشان می‌دهد. تفاوت در سیاست بنگاه در پاسخگویی به اخبار مؤثر بر ارزش بنگاه، به خصوصیات اطلاعات افشاشده بازمی‌گردد.

بخش‌های مختلف مقاله به این صورت است که ابتدا مبانی نظری پژوهش مورد بررسی قرار خواهد گرفت؛ در ادامه مروری بر پیشینه تجربی پژوهش خواهیم داشت؛ سپس الگوی تجربی پژوهش را به تفصیل شرح خواهیم داد. در بخش بعدی پس از بررسی آماری متغیرهای پژوهش، یافته‌های حاصل از برآورد مورد تحلیل و بررسی قرار خواهد گرفت و در قسمت آخر نیز نتیجه‌گیری‌های پژوهش بیان خواهد شد.

۱. تا آنجا که مؤلفین آگاه هستند تاکنون در هیچ‌یک از مطالعات تجربی، اثرات مربوط به تغییر در تمایلات مربوط به ابهام سرمایه‌گذاران بر سطح افشای اطلاعات بنگاه مورد تحلیل قرار نگرفته است و صرفاً با فرض ارتباط مستقیم ابهام‌گریزی سرمایه‌گذاران با سطح ابهام، اثرات تغییر در سطح ابهام سرمایه‌گذاران بر سیاست‌های افشای داوطلبانه بنگاه مورد بررسی قرار گرفته است (برای بررسی بیشتر می‌توان به (Billings, et al., 2015; Rava, 2022) مراجعه نمود).

۲. مبانی نظری

بیشتر مطالعات در حوزه حاکمیت شرکتی استدلال می‌کنند که به دلیل مرزبندی موجود در محیط سیاسی و اجتماعی کشورهای در حال توسعه و همچنین میزان رشد بازار، شرکت‌های فعال در بازارهای سرمایه این کشورها تمایل به اجرای ضعیف سیستم‌های حاکمیت شرکتی و به‌ویژه افشای داوطلبانه اطلاعات را دارند (Md Zaini, et al., 2018). در این راستا، پژوهشگران چندین نظریه برای توجیه این پدیده بیان نموده‌اند که شامل نظریه نیاز سرمایه^۱، نظریه سهامداران^۲، نظریه نمایندگی^۳ و نظریه علامت‌دهی^۴ می‌باشد.

نظریه نیاز سرمایه نشان می‌دهد که افشای داوطلبانه به شرکت‌ها در افزایش سرمایه (از طریق منابع خارج از بنگاه همچون بدهی و سهام) با هزینه کم کمک می‌کند (Choi, 1973). در چارچوب این نظریه، کاهش هزینه سرمایه شرکت مادامی اتفاق خواهد افتاد که سرمایه‌گذاران بتوانند چشم‌انداز اقتصادی شرکت را از طریق افشای داوطلبانه تفسیر نمایند (Shehata, 2014). نظریه ذینفعان فرض می‌کند که شرکت‌ها باید نیازهای اطلاعاتی و منافع همه ذینفعان و نه فقط سهامداران را برآورده کنند (Abed, et al., 2014). براین اساس، شرکت‌های بزرگ در مقایسه با شرکت‌های کوچک به دلیل آن که هم با طیف وسیع‌تر و هم با تعداد بیشتری از سهامداران مواجهند، انگیزه‌های بیشتری برای ارائه اطلاعات داوطلبانه دارند. نظریه نمایندگی فرض می‌کند که شرکت‌ها به افشای داوطلبانه اطلاعات بیشتر زمانی متوسل می‌شوند که بتوانند هزینه‌های نمایندگی نشأت گرفته از تضاد منافع بین مدیران و سهامداران را کاهش دهند (Lambert, 2001). نظریه علامت‌دهی^۵ بیان می‌کند مادامی شرکت‌ها سطوح زیادی از افشای داوطلبانه را دنبال می‌نمایند که قصد دارند با ارائه اطلاعات بیشتر به طرف‌های غیرمطلع، عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش دهند و از این طریق کیفیت و ارزش واقعی خود را در مقایسه با سایر شرکت‌ها نشان دهند (Ross, 1977). از سوی دیگر، چندین مطالعه استدلال نمودند که رویکرد گزارشگری مالی^۶ شرکت‌ها، نوع آن‌ها را به بازار

-
1. Capital Need Theory
 2. Stakeholder Theory
 3. Agency Theory
 4. Signaling Theory
 5. Signaling
 6. Financial Reporting

علامت می‌دهد (Hand & Skantz, 1997) که در کنار سیاست افشای داوطلبانه اتخاذ شده به صورت تعاملی بر ارزش بنگاه اثر می‌گذارند^۱ (Gietzmann & Trombetta, 2003).

مطابق با ادبیات موجود، گزارشگری مالی به دو دسته کلی متقارن و نامتقارن قابل تقسیم است. در گزارشگری مالی متقارن^۲، مدیر بنگاه به صورت متقارن نسبت به اخبار خوب و بد واکنش نشان می‌دهد و متعهد به افشای همه اخبار می‌شود اما در گزارشگری نامتقارن^۳، مدیر بنگاه مادامی که تنها متعهد به افشای اخبار بد باشد و اخبار خوب را تنها در صورت اطمینان بیشتر افشا می‌نماید، گزارشگری محافظه کارانه^۴ را اتخاذ نموده است. همچنین در صورتی که تنها متعهد به افشای اخبار خوب باشد و افشای اخبار بد را منوط به اطمینان بیشتر از صحت اطلاعات بداند، گزارشگری تهاجمی^۵ را اتخاذ نموده است. در کنار این تقسیم‌بندی، سیاست افشای داوطلبانه نیز به دو دسته کلی افشای استراتژیک و افشای کامل اطلاعات تقسیم می‌شود که در این بین افشای استراتژیک اطلاعات شامل افشای داوطلبانه اخبار خوب و عدم افشای اخبار بد است (Guay & Verrecchia, 2018). در غیاب هرگونه تعهدی برای افشا و در صورت افزایش عدم اطمینان در بازار، رفتار استراتژیک در افشای داوطلبانه اطلاعات منجر به کاهش ارزش بنگاه می‌شود زیرا مدیر بنگاه، داوطلبانه اخبار خوب را افشا و از افشای اخبار بد مضایقه می‌نماید که این رفتار منجر به اعمال تنزیل ارزش بنگاه به خاطر عدم افشای اخبار بد (و در نتیجه گسترش عدم اطمینان در بازار) از سوی سرمایه‌گذاران می‌شود. برای حل این مشکل، مدیر بنگاه با اتخاذ چارچوب گزارشگری مالی، خود را متعهد به افشای اطلاعات بد می‌کند (مانند گزارشگری محافظه کارانه) و از این طریق مانع تنزیل ارزش بنگاه به خاطر عدم اطمینان سرمایه‌گذاران می‌شود (Guay & Verrecchia, 2018).

در کنار نظریه‌های ارائه شده در این حوزه، برتومئو و همکاران^۶ (۲۰۱۱) در مدل نظری خود بیان می‌کنند که سطح بهینه افشای داوطلبانه، ساختار سرمایه و هزینه سرمایه بنگاه

۱. اطلاعات گزارشگری مالی بیشتر شامل پیش‌بینی صورت گرفته توسط مدیریت، اخبار منتشر شده در کنفرانس‌ها، بیانیه‌های مطبوعاتی و رسانه‌های اجتماعی است. اما اطلاعاتی که در قالب افشای داوطلبانه افشا می‌شود بیشتر معطوف به اطلاعات صورت‌های سود و زیان و ترازنامه است (Guay & Verrecchia, 2018).

2. Symmetric Financial Reporting
3. Asymmetric Financial Reporting
4. Conservatism Financial Reporting
5. Aggressive Financial Reporting
6. Bertomeu, J., et al.

براساس میزان نوسانات در جریانات نقدی بنگاه تعیین می‌شوند. آن‌ها با بیان این روابط در یک فضای ریسکی نتیجه می‌گیرند که در یک حالت حدی، بنگاه‌هایی که کمترین نوسانات را در جریانات نقدی خود تجربه می‌کنند (ریسک کمتر) اقدام به انتشار اوراق بدهی و به‌طور همزمان سیاست افشای گسترده اطلاعات را اتخاذ می‌نمایند اما با بالا رفتن ریسک بنگاه، بنگاه‌ها از انتشار بدهی به سمت انتشار سهام متمایل می‌شوند و به‌طور همزمان از سیاست افشای گسترده اطلاعات به سیاست افشای محدود متمایل خواهند شد. اما محیط اطلاعاتی بنگاه و در نتیجه منبع نوسانات در جریانات نقدی بنگاه می‌تواند متفاوت باشد. در این راستا، ایژاکیان و همکاران^۱ (۲۰۱۶) در پژوهش خود و در چارچوب یک الگوی بده-بستان^۲ تعمیم‌یافته با تأکید بر نقش ابهام سرمایه‌گذاران بیان می‌کنند در شرایطی که تنها ریسک بنگاه افزایش یابد، تأمین منابع مالی از طریق سهام به دلیل هزینه تأمین مالی کمتر در مقایسه با بدهی توجیه خواهد داشت اما هنگامی که ابهام سرمایه‌گذاران نسبت به جریانات نقدی آتی بنگاه گسترش یابد انتشار اوراق بدهی بهترین سیاست تأمین مالی از سوی مدیر بنگاه خواهد بود. به عبارت دیگر، تغییر در محیط اطلاعاتی (از فضای ریسکی به فضای ابهام) منجر به تغییر در نوع نوسانات جریانات نقدی بنگاه خواهد شد که در ادامه باعث تغییر در ساختار سرمایه بنگاه و همچنین هزینه سرمایه بنگاه می‌شود. ایژاکیان و همکاران (۲۰۱۶) مهم‌ترین دلیل برای اتخاذ چنین تصمیمی از سوی مدیر بنگاه را به تفاوت در شیوه تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در شرایط ریسکی در مقایسه با ابهام نسبت می‌دهند.

بنابراین با توجه به نظریه‌های مطرح‌شده در این حوزه و همچنین الگوهای نظری بسط‌یافته، اقدام به ارائه الگوی تجربی خود در پژوهش حاضر می‌نماییم.

۳. پیشینه پژوهش

در ادامه مروری بر پیشینه پژوهش‌های صورت گرفته در زمینه افشای اطلاعات در شرایط ابهام خواهیم داشت. رویکرد استفاده‌شده در این پژوهش‌ها از چند جنبه قابل تفکیک است؛ نخست، پژوهش‌هایی که ترکیبی از افشای اطلاعات سخت و نرم را و پاسخ سرمایه‌گذاران به افشای چنین اطلاعاتی در شرایط ابهام را مورد تحلیل قرار می‌دهند (Demers & Vega,

1. Izhakian, Y., et al.

2. Tradeoff Theory

(Rava, 2022; 2008) و در مقابل سایر پژوهش‌هایی که فقط به افشای اطلاعات سخت (اطلاعات درآمدی بنگاه) توجه دارند. دوم، پژوهش‌هایی که آثار اطلاعات افشاشده (در قالب اعلانات درآمدی) بر واکنش سرمایه‌گذاران از طریق نوسانات غیرعادی بازده سهام در شرایط ابهام را مورد ارزیابی قرار می‌دهند (Arabsalehi, et al., 2018; Asthana & Kalelkar, 2020; Billings, et al., 2015; Williams, 2015). سوم، پژوهش‌هایی که با تفکیک ابهام بنگاه (ابهام نسبت به پارامترهای بنگاه) از ابهام بازار (ابهام نسبت به پارامترهای بازار) نحوه تفسیر اطلاعات توسط سرمایه‌گذاران در این دو حالت را مورد تحلیل قرار می‌دهند (Asthana & Kalelkar, 2020).

جمع‌بندی مطالعات تجربی مختلف نشان می‌دهد که رویکرد پژوهش حاضر از چند جهت با مطالعات پیشین تمایز دارد: نخست، تحلیل پارامترهای اثرگذار بر سطح افشای داوطلبانه اطلاعات، مادامی که نوع اطلاعات افشاشده تغییر نمایند. دوم، رویکرد اتخاذ شده در محاسبه متغیرهای ابهام و ابهام‌گریزی سرمایه‌گذاران در پژوهش حاضر نسبت به پژوهش‌هایی که در حوزه بازار بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است، تفاوت بنیادین دارد.^۱ سوم، با توجه به این نکته که عمده نوسانات در ارزش بنگاه‌ها به دلیل تغییرات غیرمنتظره در پارامترهای اثرگذار بر ارزش بنگاه (ریسک، ابهام و ابهام‌گریزی) رخ می‌دهد، رویکرد استخراج اخبار مربوط به پارامترهای مورد نظر در مقایسه با مطالعات تجربی پیشین منحصر به فرد است. چهارم، در چارچوب فضای ترسیم شده در بندهای قبلی سعی در تحلیل نوع سیاست‌های افشای اطلاعات اتخاذ شده از سوی مدیر بنگاه در کنار رویکرد گزارشگری بنگاه داریم. در پایان با توجه به وجود اینرسی (لختی - چسبندگی - مداومت) در سیاست‌های افشای داوطلبانه اطلاعات بنگاه‌ها در عمل، اقدام به تحلیل اثرات این پدیده در مدل‌سازی عوامل اثرگذار بر سیاست‌های افشای بنگاه خواهیم نمود.

بنابراین در این پژوهش و با هدف توسعه ادبیات موجود در صدد نشان دادن ابعاد اثرگذار جدیدی بر افشای داوطلبانه بنگاه‌ها خواهیم بود.

۱. البته در هیچ‌یک از پژوهش‌های تجربی، آثار ابهام‌گریزی سرمایه‌گذاران بر سطح افشای اطلاعات را به‌طور مستقل مورد تحلیل قرار نداده است.

جدول ۱. مطالعات تجربی صورت گرفته

عنوان	گردآورندگان	دامنه مکانی و زمانی پژوهش	نتایج
اطلاعات نرم در اعلامیه‌های درآمد: اخبار یا نویز؟	دمرس و وگا ^۱ (۲۰۰۸)	بنگاه‌های موجود در پایگاه‌های داده IBES ^۳ و CRSP ^۲ در بازه زمانی ۱۹۹۸-۲۰۰۶	درک مفاهیم اطلاعات نرم نسبت به سخت، بیشتر طول می‌کشد. در شرایطی که اطلاعات درآمدی (اطلاعات سخت) کمتر آموزنده هستند، بازار بیشتر به اطلاعات نرم تکمیلی واکنش نشان می‌دهد.
بررسی نقش عدم اطمینان اطلاعات حسابداری بر واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود	عرب‌صالحی و همکاران (۱۳۹۷)	۱۶۲ شرکت لیست‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۴	هنگامی که عدم اطمینان بالایی در اطلاعات شرکت وجود دارد، واکنش سرمایه‌گذاران به اخبار اعلان سود کمتر و منجر به وزن‌دهی کمتر سرمایه‌گذاران به اخبار مطلوب می‌شود.
در باب راهنما و نوسانات	بلینگز و همکاران ^۴ (۲۰۱۵)	همه شرکت‌های موجود در پایگاه داده (کامپوستات) ^۵ و (تامسون رویترز) ^۶ در بازه زمانی ۲۰۰۱-۲۰۱۰	درآمدهای افشاشده به همراه اعلاات همراه آن توسط بنگاه نقش سازنده‌ای در کاهش نوسانات غیرعادی بزرگ پس از اعلاات افشا شده دارد.
پاسخ‌های نامتقارن به اخبار درآمدی: مطالعه موردی ابهام	ویلیامز ^۷ (۲۰۱۵)	اطلاعات مربوط به ۵۰۹۷۸ بنگاه در پایگاه‌های اطلاعاتی کامپوستات، CRSP و IBES در بازه زمانی ۲۰۰۷-۱۹۸۶	در شرایطی که عدم اطمینان بالاست سرمایه‌گذاران نسبت به افشای اخبار نامطلوب در مقایسه با اخبار مطلوب، عکس‌العمل بدبینانه‌تری داشته و در نتیجه در این ادوار نوسانات قیمتی بیشتری را بنگاه تجربه خواهند نمود.
تأثیر عدم اطمینان سیاست اقتصادی روی افشا و ارزش‌گذاری اخبار درآمدی	آستانه و کالککار ^۸ (۲۰۲۰)	همه بنگاه‌های موجود در پایگاه داده (کامپوستات) و (CRSP) در بازه زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۶	عدم اطمینان، اعتماد سرمایه‌گذاران به اطلاعات مربوط به سود را کاهش می‌دهد و در نتیجه ضریب پاسخ سرمایه‌گذاران را کاهش می‌دهد. عدم اطمینان اثرات نامطلوب بلندمدتی بر اخبار مربوط به سود دارد.
فراتر از ریسک: افشای داوطلبانه تحت ابهام	راوا ^۹ (۲۰۲۲)	بنگاه‌های موجود در پایگاه داده IBES در بازه زمانی ۲۰۰۱-۲۰۱۹	با افزایش ابهام سرمایه‌گذاران ابهام‌گریز و ریسک‌گریز، ارائه اطلاعات بیشتر باعث افزایش نوسان در قیمت سهام می‌شود.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Demers, E. & Vega, C.
2. The Center for Research in Security Prices
3. The Institutional Brokers' Estimate System Explained
4. Billings, M.B., et al.
5. Compustat
6. Thomson Reuters
7. Williams, C.D.
8. Asthana, S. & Kalelkar, R.
9. Rava, A.

۴. تصریح مدل

در این قسمت مدل تجربی پژوهش تشریح خواهد شد که در آن، اخبار مربوط به متغیرهای ریسک، سطح ابهام و ابهام‌گریزی سرمایه‌گذاران در کنار پویایی‌های افشای داوطلبانه اطلاعات، مهم‌ترین متغیرهای توضیحی سطح افشای داوطلبانه اطلاعات بنگاه هستند. ابزار در دسترس مدیر بنگاه در واکنش به اخبار مربوطه، افشای داوطلبانه اطلاعات سخت و نرم است که متغیرهای وابسته در مدل مورد نظر را تشکیل می‌دهند. همچنین، از حالت روندزدایی متغیرها برای انعکاس اخبار مربوط به ابهام‌گریزی سرمایه‌گذاران، اخبار مربوط به سطح ابهام سرمایه‌گذاران و اخبار مربوط به ریسک بنگاه استفاده می‌نماییم. علاوه بر این، به منظور استحکام بیشتر نتایج مدل تجربی از متغیرهای توضیحی هزینه سرمایه، اهرم مالی و نقدشوندگی سهام بنگاه به عنوان متغیرهای کنترلی بهره خواهیم برد. در تصریح این مدل داریم:

$$\text{disclosure}_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{disclosure}_{i,t-1} + \beta_2 \text{AAN}_{i,t} + \beta_3 \text{DAN}_{i,t} + \quad (1)$$

$$\beta_4 \text{RiskN}_{i,t} + \beta_5 \text{WACC}_{i,t} + \beta_6 \text{Leverage}_{i,t} + \beta_7 \text{Turnover}_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}$$

در مدل (۱) به ترتیب، متغیر ($\text{disclosure}_{i,t}$) سطح افشای داوطلبانه اطلاعات بنگاه i در

زمان t در دو حالت مختلف یعنی افشای اطلاعات سخت و افشای اطلاعات نرم را نشان می‌دهد، ($\text{disclosure}_{i,t-1}$) پویای‌های زمانی افشای داوطلبانه اطلاعات (سخت و نرم)، ($\text{AAN}_{i,t}$) اخبار مربوط به ابهام‌گریزی سرمایه‌گذاران، ($\text{DAN}_{i,t}$) اخبار مربوط به سطح ابهام سرمایه‌گذاران، ($\text{RiskN}_{i,t}$) اخبار مربوط به ریسک بنگاه، ($\text{WACC}_{i,t}$) میانگین موزون هزینه سرمایه بنگاه، ($\text{Leverage}_{i,t}$) اهرم مالی بنگاه، ($\text{Turnover}_{i,t}$) نقدشوندگی سهام بنگاه، (μ_i) اثرات مقطعی، (λ_t) اثرات زمانی و ($\varepsilon_{i,t}$) جملات اخلال مدل را نشان می‌دهد.^۱

برای تخمین الگوی پانل پویا می‌توان از تخمین‌زننده‌های آرلانو و بوور^۲ (۱۹۹۵) و بلوندل و باند^۳ (۱۹۹۸) استفاده کرد. تخمین‌زننده گشتاورهای تعمیم‌یافته دو مرحله‌ای آرلانو

۱. مطابق با نظریه ذینفعان، یکی از مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر سطح افشای اطلاعات متغیر اندازه بنگاه است. در این مطالعه نیز از این متغیر کنترلی در برآورد مدل تجربی بهره گرفته شد اما به دلیل عدم معناداری این متغیر و حفظ انسجام در مدل تجربی این متغیر کنار گذاشته شد.

2. Arellano, M. & Bover, O.

3. Blundell, R. & Bond, S.

و باند زمانی که متغیرهای ابزاری به‌خاطر استفاده از اطلاعات به شکل تفاضلی آن‌ها ضعیف باشند، نسبتاً ناکارا می‌باشند و بلوندل و باند (۱۹۸۸) پیشنهاد کردند که بایستی در کنار متغیرهای تفاضلی از اطلاعات اضافی دیگری نیز که مربوط به سطح متغیرها می‌باشد، استفاده کرد. ترکیب محدودیت‌های گشتاوری برای متغیرها در سطح تفاضل و سطح متغیرها، برآوردگری را نتیجه می‌دهد که توسط آرلانو و باند به تخمین‌زننده گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی^۱ مشهور شده‌اند. اما در نمونه‌های آماری محدود (N و T کوچک)، تخمین ماتریس وزنی بهینه ممکن است به ماتریس وزنی اولیه انتخاب شده، حساس باشد. در چنین شرایطی هانسن و همکاران^۲ (۱۹۹۶) پیشنهاد می‌کنند که از یک برآوردگر تکرارشونده گشتاوری تعمیم‌یافته^۳ استفاده گردد به گونه‌ای که ماتریس وزنی و تخمین ضرایب را تا زمان همگرایی به‌روزرسانی نماید. براساس نکات ذکر شده، از برآوردگر GMM سیستمی تکرارشونده برای استخراج خروجی‌ها بهره خواهیم برد.

برای بررسی اعتبار ابزارهای استفاده شده در هر دو الگوی تخمینی، از آزمون‌های خودهمبستگی مرتبه اول (AR1) و مرتبه دوم (AR2) و همچنین آزمون سارگان-هانسن^۴ استفاده شده است. بر این اساس، آرلانو و باند^۵ (۱۹۹۱) قائلند که در تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته باید جملات اخلاص دارای همبستگی سریالی مرتبه اول (AR1) بوده ولی دارای همبستگی سریالی مرتبه دوم (AR2) نباشند. از سوی دیگر، هانسن و همکاران (۱۹۸۸) به منظور بررسی اعتبار کلی ابزارها، آزمون هانسن-سارگان را معرفی نمودند که براساس فرضیه صفر این آزمون، ابزارها معتبر خواهند بود. در زیربخش بعدی، ادبیات نظری هر یک از متغیرهای توضیحی به همراه نحوه محاسبه آن‌ها به تفصیل شرح داده خواهد شد.

۴-۱. متغیر وابسته

برای محاسبه سطح افشای اختیاری در هر شرکت، ابتدا چک‌لیستی از موارد افشای اختیاری با توجه به تحقیقات قبلی تهیه شد.^۶ جدول ۲، عناوین کلی و عناصر

1. System Generalized Method of Moments

2. Hansen, L. P., et al.

3. Iterated GMM Estimator (IGMM)

4. Sargan-Hansen test

5. Arellano, M., & Bond, S.

۶. می‌توان به کارهای پورحیدری و همکاران (۱۳۹۶) و قاسمی و همکاران (۱۴۰۱) اشاره نمود.

چک‌لیست افشای اختیاری به کار رفته در تحقیق به همراه منابع گردآوری آنها را نشان می‌دهد.

جدول ۲. عناصر چک‌لیست افشای داوطلبانه

نوع اطلاعات افشا شده	عنوان	افشای داوطلبانه
پیش‌بینی‌های شرکت		- پیش‌بینی فروش آتی
		- مقایسه پیش‌بینی فروش با فروش‌های تحقق‌یافته
		- پیش‌بینی سودهای آتی
		- مقایسه پیش‌بینی‌های قبلی سود با سودهای تحقق‌یافته
		- پیش‌بینی دریافت‌ها و پرداخت‌های نقدی برای دوره‌های آتی
اطلاعات نرم	تحقیق و توسعه	- پیش‌بینی مخارج سرمایه‌ای پیش‌بینی سهم از بازار
		- توضیح پروژه‌های تحقیق و توسعه
		- سیاست شرکت در رابطه با تحقیق و توسعه
		- موقعیت فعالیت‌های تحقیق و توسعه
		- هزینه‌های برآوردی در تحقیق و توسعه
ریسک‌های شرکت		- تشریح توسعه محصولات جدید
		- تشریح و توضیح ریسک کلی و ریسک عمومی شرکت
		- اطلاعات و جزئیاتی در رابطه با سایر ریسک‌ها (ریسک نقدینگی، تورم، نرخ بهره و...)
		- نسبت‌های سودآوری
		- نسبت‌های نقدینگی
اطلاعات سخت	اطلاعات مربوط به تحلیل وضعیت مالی و عملیاتی شرکت	- نسبت‌های فعالیت
		- نسبت‌های ارزیابی بازار
		- نسبت‌های اهرمی
		- فروش سربه‌سر مربوط به محصولات یا خدمات
		- قیمت سهام و روند آن
اطلاعات مربوط به بازار		- حجم مبادلات سهام و روند آن
		- ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و روند آن
		- درصد مالکیت سهامداران عمده
		- نوع مالکیت سهامداران شرکت (حقیقی یا حقوقی بودن مالکان)
		- تجزیه و تحلیل کمی رقبا
آماره‌های کلیدی غیرمالی		- تجزیه و تحلیل کمی سهم از بازار محصولات یا خدمات
		- میزان رشد کمی فروش

مأخذ: برگرفته از پژوهش‌های پیشین

در انتخاب بخش‌های افشا شده و زیر بخش‌های مربوط به آن‌ها سعی شده است که به دو نکته مهم توجه شود: نخست، پارامترهای در نظر گرفته شده، پارامترهای بنیادی و اثرگذار بر ارزش شرکت‌ها باشد زیرا اوراق بهاداری که کمبود چنین اطلاعاتی در مورد آن‌ها وجود دارد به دلیل نااطمینانی‌های موجود پیرامون ارزش‌گذاری آن‌ها، ریسکی‌تر و مبهم‌تر تلقی می‌شوند (Lambert, et al., 2007). همچنین، پارامترهای مورد نظر باید مطابق با تقسیم‌بندی اطلاعات سخت و نرم در ادبیات باشند. اطلاعات سخت شامل اطلاعاتی که به طور مشترک کمی و قابل تأیید می‌باشند و ذخیره و انتقال آن‌ها آسان است اما در مورد اطلاعات نرم نمی‌توان چنین ویژگی‌های را در نظر گرفت (Petersen, 2004). بر این اساس پیش‌بینی‌های بنگاه، اطلاعات مربوط به تحقیق و توسعه به همراه اطلاعات مربوط به ریسک بنگاه، اطلاعات نرم (Bertomeu & Marinovic, 2016) و سایر موارد افشا شده جزء اطلاعات سخت دسته‌بندی شدند. در صورتی که بنگاه مربوطه هر قلم از چک‌لیست را افشا نموده باشد عدد ۱ و در غیر این صورت عدد ۰ به آن مورد تعلق خواهد گرفت و در نهایت شاخص افشای اختیاری با تقسیم جمع موارد افشا شده به کل مواردی که می‌بایست افشا شود، محاسبه شد. به طور کلی شاخص افشای داوطلبانه به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$Disclosure_i = \frac{\sum_{i=1}^n d_i}{n} \quad (2)$$

که در این معادله اگر مورد افشا شده باشد، d_i معادل ۱ در نظر گرفته شده است و در غیر این صورت ۰ در نظر گرفته شده است.

۴-۲. پویای‌های متغیر وابسته

ماهیت چندبعدی بازی افشا (چند دوره‌ای و چند سیگنالی) نقش مهمی در شکل دادن به تعادل ایفا می‌کند و هنگام تصمیم‌گیری برای افشای برشی از اطلاعات، مدیر بنگاه باید امکان یادگیری و افشای بالقوه برش دیگری از اطلاعات جدید را در آینده نیز در نظر بگیرد (Guttman, et al., 2014). همچنین براساس مطالعات تجربی، سیاست‌های افشای داوطلبانه اطلاعات از سوی شرکت‌ها در طول زمان معمولاً از یک رویه ثابت استفاده می‌شود (Botosan, 1997). کوساری و همکاران^۱ (۲۰۰۹) با معرفی نقش محتوای اطلاعات ارائه شده بر باورهای سرمایه‌گذاران، بیان می‌کنند که اطلاعات نامطلوب (اخبار بد) در مقایسه با

1. Kothari, S.P., et al.

اخبار مطلوب (اخبار خوب) باورپذیری بیشتری بین ذینفعان داشته اما با تأخیر بیشتری افشا می‌شوند که از مهم‌ترین دلایل تأخیر در افشای اطلاعات می‌توان به نگرانی‌های شغلی مدیران بنگاه در صورت افشای این اطلاعات اشاره نمود. برآیند این مطالعات در ساختار سیاست‌های افشای داوطلبانه بنگاه، از بروز نوعی چسبندگی در محتوای اطلاعات افشا شده توسط بنگاه در طی زمان خبر می‌دهد. برای بررسی مستقیم اثرات پویای‌های افشای داوطلبانه، از وقفه متغیر وابسته در مدل خود بهره می‌گیریم و انتظار داریم این متغیر به صورت مثبت سطح افشای داوطلبانه بنگاه را تحت تأثیر قرار دهد.

۴-۳. اخبار مربوط به ابهام‌گزیزی سرمایه‌گذاران

برنر و ایذاکیان^۱ (۲۰۱۸) به این نکته پی بردند که با افزایش احتمالات انتظاری بازدهی‌های مطلوب (عایدی‌ها)، ابهام‌گزیزی افزایش می‌یابد و درمقابل با افزایش احتمالات انتظاری بازدهی‌های نامطلوب (زیان‌ها) علاقه به ابهام افزایش می‌یابد. بنابراین برای محاسبه متغیر ابهام‌گزیزی، احتمال تجمعی بازدهی‌های مطلوب به طریق زیر محاسبه گردید:

$$E[P(r > r_f)] = E[1 - \Phi(r_f; \eta; \sigma)] \quad (۳)$$

که در رابطه (۳)، r نرخ بازدهی سهام، r_f نرخ بازدهی ریسک خنثی، η میانگین توزیع تجمعی Φ و σ انحراف معیار توزیع تجمعی و E امید ریاضی را نشان می‌دهد. در رابطه (۳) انحراف مثبت از نرخ بازدهی ریسک خنثی به عنوان بازدهی‌های مطلوب در نظر گرفته شده است. برای محاسبه رابطه (۳) به کمک نرخ‌های بازدهی روزانه و ریسک خنثی، بسته به تعداد روزهای معاملاتی در هر ماه امکان وجود حداکثر ۲۲ انحراف مثبت در بازدهی وجود دارد که با تقسیم این تعداد روز که چنین شرطی را برآورده می‌نمایند بر کل روزهای معاملاتی (حداکثر ۲۲ روز معاملاتی در هر ماه)، ابهام‌گزیزی به صورت ماهانه محاسبه شده و در نهایت میانگین آن در ۱۲ ماه معاملاتی هر سال، نشان‌دهنده ابهام‌گزیزی آن سال خواهد بود. همچنین در محاسبات بالا از نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار که معادل با ۱۸٪ است، به عنوان نرخ ریسک خنثی استفاده شد. در نهایت برای محاسبه متغیر اخبار مربوط به ابهام‌گزیزی سرمایه‌گذاران، به کمک رویکرد کریستیانو- فیدزجرالد^۲ (۲۰۰۳)، متغیر

1. Brenner, M. & Izhakian, Y.

2. Christiano, L.J. & Fitzgerald, T.J.

مربوطه را روندزدایی نموده و مقادیر به‌جامانده را به‌عنوان تغییرات غیرمنتظره متغیر مذکور در نظر گرفتیم.^۱

در رابطه با جهت اثرگذاری اخبار مربوط به ابهام‌گزیزی سرمایه‌گذاران بر افشای داوطلبانه باید خاطرنشان کرد که مطابق با ادبیات تجربی موجود، اثرات ابهام‌گزیزی سرمایه‌گذاران مجزا از درجه ابهام سرمایه‌گذاران مورد بررسی قرار نگرفته است. با افزایش درجه ابهام سرمایه‌گذاران به دلیل بدبین‌تر شدن‌شان، سرمایه‌گذاران ابهام‌گزیزتر می‌شوند (یعنی احتمالات از حالت با جریان‌ات نقدی بالا به حالت با جریان‌ات نقدی پایین تغییر جهت می‌دهد). در چنین شرایطی گسترش افشای داوطلبانه اطلاعات به دلیل وزن‌دهی بیشتر سرمایه‌گذاران به بدترین سناریوهای ممکن در مجموعه باورهایشان منجر به افزایش نوسانات قیمتی سهام می‌شود (Brenner & Izhakian, 2018; Rava, 2022). اما با توجه به این نکته که در پژوهش حاضر به دنبال تحلیل اثرات مستقل اخبار مربوط به ابهام‌گزیزی سرمایه‌گذاران بر افشای داوطلبانه بنگاه می‌باشیم، استدلال می‌شود که با توجه به ماهیت متغیر ابهام‌گزیزی، مقادیر بالاتر از روند نشان‌دهنده اخبار بد و مقادیر پایین‌تر از روند این متغیر نشان‌دهنده اخبار خوب از جانب این متغیر برای بنگاه باشد.^۲ بنابراین هنگامی که مدیر بنگاه اخبار بد بیشتری (انحراف بیشتر از روند) را به دلیل ابهام‌گزیزی سرمایه‌گذاران دریافت می‌کند، انتظار دارد که سرمایه‌گذاران بدبین‌تر شده و در نتیجه وزن بیشتری به بدترین سناریوهای ممکن در مجموعه باورهایشان بدهند. در این چارچوب، مدیر بنگاه برای جلوگیری از این رخداد (ابهام‌گزیزتر شدن سرمایه‌گذاران) چاره‌ای جز کاهش پیاپی در سطح ابهام سرمایه‌گذاران به کمک تنها ابزار خود یعنی افشای داوطلبانه اطلاعات نخواهد داشت.

۱. توجه شود که روند هر متغیر، تغییرات مورد انتظار متغیر مورد نظر از دیدگاه عوامل اقتصادی را نشان می‌دهند و همچنین، چرخه‌های حول روند، نشان‌دهنده تغییرات غیرقابل انتظار متغیر مورد نظر از دیدگاه عوامل اقتصادی است. بنابراین، انتظار داریم که چرخه‌های حول روند هر متغیر، اخبار غیرمنتظره مربوط به آن متغیر را انعکاس دهد.

۲. به عبارت دیگر، انتظار داریم انحراف مثبت از روند هر متغیری که ماهیت هزینه برای بنگاه دارد، نشان‌دهنده اخبار بد برای بنگاه باشد و بالعکس انحراف مثبت از روند متغیری که ماهیت عایدی برای بنگاه دارد، نشان‌دهنده اخبار مثبت برای بنگاه باشد و بالعکس.

اما نکته اساسی در افشای داوطلبانه اطلاعات بنگاه این است که، مدیر بنگاه با توجه به ابزارهای در دسترس خود در قالب افشای اطلاعات سخت و نرم به اخبار مربوط به ابهام‌گریزی سرمایه‌گذاران پاسخ خواهد داد. در صورتی که افشای اطلاعات جدید نرخ یادگیری سرمایه‌گذاران را افزایش داده و از درجه بدبینی سرمایه‌گذاران بکاهد، مدیر بنگاه مطابق با انتظار سیاست‌گسترش افشای اطلاعات را اتخاذ می‌نماید در غیر این صورت، مدیر بنگاه افشای داوطلبانه خود را محدود خواهد کرد. بنابراین در این چارچوب انتظار داریم، تنها افشای داوطلبانه اطلاعات سخت (برخلاف اطلاعات نرم) به دلیل ماهیت قابل تأیید آن از سوی سرمایه‌گذاران، توانایی کاهش در ابهام‌گریزی سرمایه‌گذاران (اخبار بد) را داشته باشد.

۴-۴. اخبار مربوط به سطح ابهام سرمایه‌گذاران

در مطالعات نظری و تجربی، درجه ریسک را نوسان در پیامدها و درجه ابهام را نوسان در احتمال پیامدها توصیف می‌نمایند (Brenner & Izhakian, 2018). برای محاسبه درجه ابهام $U^2[r]$ ، ایزاکیان^۱ (۲۰۲۰) رابطه زیر را در نظر می‌گیرد:

$$U^2[r] = \int E[\varphi(r)]Var[\varphi(r)]dr \quad (۴)$$

که در این رابطه $\varphi(.)$ تابع چگالی احتمال، $E[\varphi(r)]$ احتمال انتظاری نرخ بازدهی r و $Var[\varphi(r)]$ واریانس احتمالات بازدهی را نشان می‌دهد. همان‌طور که از رابطه (۴) نیز مشخص است، درجه ابهام وابسته به احتمالات بازدهی‌ها است. با کمک رابطه (۴)، برای محاسبه درجه ابهام سالانه ابتدا محدوده تغییر ممکن بازدهی روزانه را از ۳٪- تا ۳٪ تنظیم کرده^۲ و سپس این محدوده مجاز را به ۳۰ قسمت مساوی تقسیم می‌کنیم به گونه‌ای که فاصله هر محدوده ۰/۲ درصد تغییر نماید. همچنین برای مقادیر بازدهی بیشتر از ۳٪ و کمتر از ۳٪- نیز دو محدوده جدید اضافه می‌نماییم؛ بنابراین در هر ماه معاملاتی مجموعاً ۳۲ محدوده مجزا خواهیم داشت. در ادامه برای هر محدوده تعریف‌شده میانگین و واریانس احتمالات آن را

1. Izhakian, Y.

۲. انتخاب این محدوده کاملاً اختیاری است و نویسندگان با توجه به پراکندگی بازدهی قیمت سهام در هر ماه معاملاتی، اقدام به انتخاب این محدوده نمودند.

برای یک سال معاملاتی محاسبه می‌نماییم و سپس براساس رابطه (۵) درجه ابهام سالانه محاسبه می‌شود:

$$U^2[r] = \frac{1}{\omega(1-\omega)} \times (E[\Phi(r_0; \eta; \sigma)] \text{Var}[\Phi(r_0; \eta; \sigma) + \sum_{i=1}^{30} E[\Phi(r_i; \eta; \sigma) - \Phi(r_{i-1}; \eta; \sigma)] \text{Var}[\Phi(r_i; \eta; \sigma) - \Phi(r_{i-1}; \eta; \sigma)] + E[1 - \Phi(r_{30}; \eta; \sigma)] \text{Var}[1 - \Phi(r_{30}; \eta; \sigma)]) \quad (5)$$

که در این رابطه $r_0 = -0.03$ ، $\omega = r_i - r_{i-1} = 0.002$ و $\frac{1}{\omega(1-\omega)}$ ضریبی است که میانگین موزون نوسانات احتمالات را با اندازه محدوده‌ها متناسب می‌کند. در نهایت از متغیر روندزدایی شده سطح ابهام، برای انعکاس اخبار مربوط به ابهام سرمایه‌گذاران بر سطح افشای داوطلبانه استفاده می‌نماییم.

براساس ادبیات نظری و تجربی موجود و با فرض ابهام‌گزیزی سرمایه‌گذاران، انتظار داریم با افزایش درجه ابهام، سرمایه‌گذاران وزن بیشتری به بدترین سناریوهای موجود در مجموعه باورهای خود بدهند (Brenner & Izhakian, 2018). اما در این پژوهش انتظار داریم با انحراف مثبت ابهام سرمایه‌گذاران از روند انتظاری خود (اخبار بد)، بنگاه در اتخاذ سیاست بهینه افشای داوطلبانه خود متناسب با ماهیت اطلاعات افشا شده عمل نماید. به عبارت دقیق‌تر، انتظار داریم افشای اطلاعات سخت (برخلاف اطلاعات نرم) به دلیل ماهیت قابل تأیید چنین اطلاعاتی در پاسخ به اخبار نامطلوب سطح ابهام سرمایه‌گذاران گسترش یابد و سیاست افشای غیراستراتژیک را دنبال نماید.^۱ پس همانند اخبار مربوط به ابهام‌گزیزی سرمایه‌گذاران، نوع واکنش به اخبار مربوط به سطح ابهام سرمایه‌گذاران بستگی به ابزار در دسترس مدیر بنگاه دارد.

۱. در صورت افشای خبرهای بد و با توجه به تعریف سیاست افشای داوطلبانه استراتژیک، مدیر بنگاه غیراستراتژیک عمل نموده است. از سوی دیگر، سیاست افشای کامل منوط به افشای تمام اخبار (خوب و بد) است که در این حالت نیز مدیر بنگاه در افشای خبرهای خوب سکوت کرده است. در مجموع انتظار داریم که مدیر بنگاه غیراستراتژیک عمل نموده باشد. همچنین با پذیرش شرایط گزارشگری مالی، این حالت مطابق با رویکرد گزارشگری محافظه کارانه می‌باشد که مدیر متعهد به افشای اخبار بد و اخبار خوب را تنها در صورت اطمینان افشا می‌نماید.

۴-۵. اخبار مربوط به ریسک بنگاه

در این بخش نوسانات بازدهی سهام را به عنوان معیاری از ریسک بنگاه در نظر می گیریم. همچنین به پیروی از رویکرد ارائه شده توسط شولز و ویلیامز^۱ (۱۹۷۷) نوسانات بازدهی سهام را با اعمال تعدیلاتی برای معاملات غیرهمزمان، به صورت زیر محاسبه می نماییم:

$$\sigma_t^2 = \sum_{i=1}^{N_t} (r_{t,i} - E[r_{t,i}])^2 + 2 \sum_{i=2}^{N_t} (r_{t,i} - E[r_{t,i}])(r_{t,i-1} - E[r_{t,i-1}]) \quad (۶)$$

در رابطه (۶)، r نرخ بازدهی و اندیس t سال، و i هر ماه را نشان می دهد. بنابراین $r_{t,i}$ نرخ بازدهی در ماه i ($i=1, \dots, 12$) برای سال t را نشان می دهد که براساس قیمت ابتدا و انتهای هر ماه معاملاتی محاسبه می شود و σ_t^2 واریانس بازدهی سهام را نشان می دهد. همچنین در این رابطه، $E[r_{t,i}]$ میانگین هندسی نرخ های بازدهی در هر ماه معاملاتی را نشان می دهد. پس از محاسبه ریسک هر بنگاه، همانند قبل به منظور استخراج اخبار مربوط به ریسک بنگاه متغیر ریسک را روندزدایی می نماییم.

ادبیات موجود در حوزه اثرگذاری ریسک بر سطح افشای داوطلبانه بنگاه نشان می دهد که مدیران تمایل دارند زمانی که نوسان در سود کمتر و پیش بینی آن آسان تر است، بیشتر افشاگری کنند (Cotter, et al., 2006). اما رشته ای دیگر از مطالعات تجربی نشان می دهد، هنگامی که نوسانات در بازدهی سهام بالاست، مدیر بنگاه با ارائه اطلاعات بیشتر به سرمایه گذاران ریسک گریز، نرخ یادگیری آن ها را افزایش داده و با این اقدام منجر به کاهش ریسک و نوسانات قیمت سهام می شوند (Billings, et al., 2015; Rava, 2022). اما مطابق با یافته های برتومئو و همکاران (۲۰۱۱)، هنگامی که نوسانات جریانات نقدی محدود باشد بنگاه در کنار ساختار سرمایه خود، اقدام به افشای گسترده اطلاعات می نماید. بنابراین در مطالعه حاضر به طور مشخص انتظار داریم، هنگامی که نوسان در بازدهی سهام در جهت انحراف مثبت از روندش قرار گیرد (اخبار منفی مربوط به ریسک بنگاه)، مدیر بنگاه با توجه به ابزار در دسترس خود (افشای اطلاعات نرم و سخت) تمایل به کاهش افشای داوطلبانه اطلاعات داشته باشد.

1. Scholes, M. & Williams, J.

۴-۶. هزینه سرمایه بنگاه

هزینه سرمایه عبارت است از شکاف بین ارزش حال مورد انتظار سرمایه‌گذاران از اوراق بهاداری که توسط بنگاه منتشر می‌شود، با مبلغی که سرمایه‌گذاران تمایل به پرداخت برای این اوراق بهادار دارند (Bertomeu, et al., 2011). مادامی که سرمایه‌گذاران در برآورد ارزش انتظاری اوراق بهادار خود با ابهام روبه‌رو شوند، شکاف مذکور افزایش یافته و در نتیجه هزینه سرمایه بنگاه افزایش می‌یابد. بنابراین افشای اطلاعاتی که منجر به افزایش نرخ یادگیری سرمایه‌گذاران از ارزش انتظاری اوراق بهادار شود سبب کاهش شکاف مورد نظر و در نتیجه کاهش هزینه سرمایه بنگاه می‌شود. از سوی دیگر، بیشتر مطالعات تجربی با بررسی اثرات افشای داوطلبانه اطلاعات بر هزینه سرمایه بنگاه نشان دادند که افشای داوطلبانه منجر به کاهش هزینه سرمایه بنگاه می‌شود (Parandin, et al., 2014). دسته‌ای دیگر از مطالعات نشان دادند که افشای داوطلبانه اثر معناداری بر هزینه سرمایه بنگاه ندارد (ناظمی و نصیری، ۱۳۹۳). با استدلالی مشابه انتظار داریم که افزایش هزینه سرمایه بنگاه منجر به افزایش افشای داوطلبانه اطلاعات (سخت و نرم) شود.

در این پژوهش از میانگین موزون هزینه سرمایه^۱ بنگاه که شامل هزینه بدهی و هزینه سرمایه سهام می‌باشد، استفاده شده است. به منظور محاسبه هزینه سرمایه بدهی (r_d) از نرخ وام‌های بلندمدت بنگاه که به‌طور متوسط معادل ۱۸ درصد است و برای محاسبه هزینه سرمایه سهام از نرخ بازده تاریخی سهام هر بنگاه استفاده شود. همچنین نرخ مالیات پرداختی برای هر بنگاه (r_{tax}) براساس اطلاعات موجود در صورت‌های مالی حسابرسی شده استخراج شد. در نهایت با استفاده از نسبت بدهی به دارایی هر بنگاه، وزن‌های مربوط به بدهی (W_d) و سهام ($1 - W_d$) در ساختار سرمایه بنگاه محاسبه و میانگین هزینه سرمایه هر بنگاه در هر سال معاملاتی براساس رابطه (۷) محاسبه شد:^۲

$$WACC = W_d \times r_d \times (1 - r_{tax}) + (1 - W_d) \times r_s \quad (۷)$$

1. Weighted Average Cost of Capital

۲. در این پژوهش به دلیل استفاده از نرخ بازده تاریخی سهام هر بنگاه به‌عنوان هزینه سرمایه سهام بنگاه، میانگین موزون هزینه سرمایه بنگاه در انتها نرمالایز شده است.

۷-۴. اهرم مالی بنگاه

در این پژوهش مطابق با مطالعه خلیف و همکاران^۱ (۲۰۱۵) از نسبت بدهی بلندمدت به ارزش بازاری بنگاه به عنوان جایگزینی برای سطح اهرم بنگاه استفاده شد. براساس تئوری نمایندگی، شرکت‌هایی که در ساختار سرمایه خود اهرم بالایی دارند افشای داوطلبانه اطلاعات را برای کاهش هزینه‌های نمایندگی، افزایش می‌دهند (Jensen & Meckling, 1976). از سوی دیگر و براساس یافته‌های هولمستروم^۲ (۲۰۱۰)، هنگامی که ارزش دارایی‌های پایه^۳ بسیار بیشتر از مرز نکول^۴ خود قرار داشته باشند، اوراق بدهی به اطلاعات مربوط به ارزش دارایی‌ها حساسیت نشان نخواهد داد. بنابراین با توجه به موقعیت ارزش هر بنگاه نسبت به مرز نکول از تعهداتش، بدهی منتشر شده توسط بنگاه‌ها به اطلاعات افشا شده واکنش متفاوتی نشان خواهد داد.

براساس مطالعات تجربی، شواهد متفاوتی در مورد رابطه بین اهرم و سطح افشای داوطلبانه ارائه شده است. مطالعاتی همچون والاس و همکاران^۵ (۱۹۹۴) و حسین و همکاران^۶ (۱۹۹۴) نشان دادند که ارتباط معناداری بین سطح اهرم بنگاه با افشای داوطلبانه وجود دارد و در این چارچوب والاس و همکاران (۱۹۹۴) نشان دادند که این ارتباط مثبت است اما حسین و همکاران (۱۹۹۴) وجود این ارتباط معنادار را رد کردند. انتظار داریم که درجه اهرم بنگاه با توجه به وضعیت هر بنگاه، اثر مثبت و معناداری بر سطح افشای داوطلبانه داشته باشد.

۸-۴. نقدشوندگی سهام

ادبیات تجربی نشان می‌دهد که افشای داوطلبانه به شکل‌گیری نقدشوندگی سهام کمک می‌کند زیرا عدم تقارن اطلاعاتی را در بین سرمایه‌گذاران و هزینه‌های معاملاتی ناشی از انتخاب نامطلوب را کاهش می‌دهد و در نتیجه نقدشوندگی را بهبود می‌بخشد (Leuz & Wysocki, 2008). این مطالعات نشان می‌دهند نقدشوندگی سهام به صورت درونزا از افشای داوطلبانه تأثیر می‌پذیرد اما در مطالعات تجربی به ندرت تأثیر برونزای نقدشوندگی سهام بر

1. Khlif, H., et al.

2. Holmstrom, B.

3. The Underlying Assets

4. The Default Boundary

5. Wallace, R., et al.

6. Hossain, M.I., et al.

سطح افشای داوطلبانه مورد بررسی قرار گرفته است. برای سنجش نقدشوندگی سهام و بررسی اثرات آن بر سطح افشای داوطلبانه اطلاعات از نسبت گردش سهام استفاده می‌نماییم:

$$Stock\ Turnover_{i,t} = \frac{Number\ of\ Shares\ Traded_{i,t}}{Number\ of\ Shares\ Outstanding_{i,t}} \quad (۷)$$

که در این رابطه صورت کسر تعداد سهام معامله شده در هر سال معاملاتی و مخرج کسر تعداد کل سهام منتشر شده توسط بنگاه i ، در سال t را نشان می‌دهد. اما در رابطه با علامت متغیر نقدشوندگی سهام بر افشای داوطلبانه بنگاه، هوپ و لیو^۱ (۲۰۲۲) نشان دادند که کاهش نقدشوندگی سهام ممکن است اثرات کاهنده‌ای بر واکنش بازار به افشای داوطلبانه اطلاعات داشته باشد و احتمالاً انگیزه مدیران برای افشا و تقاضای سرمایه‌گذاران برای افشای داوطلبانه را تضعیف کند. در نتیجه، توانایی مدیران برای تأثیرگذاری بر قیمت سهام با استفاده از افشا تضعیف می‌شود و در ادامه منافع انتظاری که می‌توانند از افشای داوطلبانه به دست آورند، کاهش می‌یابد. در همین حال، سرمایه‌گذاران ممکن است کمتر معامله کنند و بنابراین تقاضای کمتری برای افشا داشته باشند زیرا نقدشوندگی کم، هزینه‌های معاملاتی اضافی را تحمیل می‌کند. بنابراین، معاملات کمتر منجر به تمایل کمتر سرمایه‌گذاران به تقاضای اطلاعات از مدیران می‌شود و مدیران را از افشای اطلاعات بیشتر باز می‌دارد. براین اساس انتظار داریم نقدشوندگی سهام رابطه مثبتی با سطح افشای داوطلبانه داشته باشد.

۵. خلاصه آماری متغیرها

در این پژوهش به منظور برآورد انواع الگوهای پانل پویا، از داده‌های مربوط به ۸ بنگاه فعال در صنعت دیجیتال بازار سرمایه ایران در بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۹۱ استفاده شده است (جدول ۳).

این ۸ شرکت بیش از ۶۳٪ درصد از کل ارزش بازاری صنعت دیجیتال در بازار بورس اوراق بهادار تهران را به خود اختصاص داده‌اند. در جدول ۴ نیز، انواع آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش ارائه شده است. براساس اطلاعات مربوط به این جدول می‌توان بیان داشت که مهم‌ترین شاخص مرکزی یعنی میانگین دو متغیر سطح افشای اطلاعات سخت و نرم در صنعت مربوطه بسیار به یکدیگر نزدیک می‌باشند اما پراکندگی افشای اطلاعات نرم در مقایسه با اطلاعات سخت بیشتر است. از سوی دیگر، اخبار مربوط به ابهام‌گریزی در کنار

1. Hope, O.K. & Liu, J.

اخبار مربوط به سطح ابهام سرمایه گذاران در طول دوره زمانی ۱۰ ساله در صنعت مربوطه به ترتیب مقادیر منفی و مثبت به خود اختصاص داده است که نشان دهنده این است که با وجود اخبار مطلوب معطوف به کاهش رفتار ابهام گریزی سرمایه گذاران، سطح ابهام سرمایه گذاران به طور متوسط در نمونه مورد نظر افزایش یافته است (اخبار منفی).

جدول ۳. اطلاعات مربوط به دوره زمانی و شرکت های مورد مطالعه

نام شرکت	حوزه فعالیت	دوره زمانی
مخابرات ایران	خدمات ارتباطی	۱۳۹۱-۱۴۰۰
شرکت ارتباطات سیار	خدمات ارتباطی	
خدمات انفورماتیک	نرم افزار و خدمات	
همکاران سیستم	نرم افزار و خدمات	
تجارت الکترونیک پارسیان	نرم افزار و خدمات	
کارت اعتباری ایران کیش	نرم افزار و خدمات	
داده پردازی ایران	سخت افزار و خدمات	
افرانت	خدمات ارتباطی	

مأخذ: یافته های پژوهش

جدول ۴. آماره های توصیفی متغیرها

متغیرها	مشاهدات	میانگین	حداقل	حداکثر	اتحراف معیار
اطلاعات نرم	۸۰	۰/۵۹۳	۰/۰۷۱	۰/۹۲۸	۰/۲۱۹
اطلاعات سخت	۸۰	۰/۵۹۲	۰/۱۱۵	۰/۸۱۱	۰/۱۷۹
اخبار مربوط به ابهام گریزی	۸۰	-۰/۰۰۱	-۰/۱۱۹	۰/۱۲۸	۰/۰۵۸
اخبار مربوط به سطح ابهام	۸۰	۰/۰۰۹	-۰/۷۸۸	۱/۲۴۶	۰/۳۸۴
اخبار مربوط به ریسک	۸۰	۰/۰۰۳	-۰/۰۶۵	۰/۱۳۲	۰/۰۳۱
هزینه سرمایه بنگاه	۸۰	۱/۳۹۹	۰/۶۴۲	۵/۸۵۵	۰/۷۰۵
اهرم مالی	۸۰	۰/۰۵۹	۰/۰۰۴	۰/۴۳۶	۰/۰۹۷
نقدشوندگی سهام	۸۰	۰/۲۱۹	۰/۰۰۲	۲/۴۷۵	۰/۳۶۱

مأخذ: یافته های پژوهش

پیش از برآوردهای رگرسیونی، لازم است مانایی متغیرهای مورد استفاده در تخمین‌ها مورد بررسی قرار گیرد. براین اساس در جدول ۵، نتایج مربوط به مانایی متغیرها گزارش شده است. با توجه به آن که در این پژوهش از ۸ مقطع (بنگاه) متفاوت در بازه زمانی (۱۳۹۱-۱۴۰۰) استفاده شده است، باید از آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های پانل استفاده نمود. فرضیه صفر در هر دو آزمون وجود ریشه واحد (مشترک یا مقطعی) می‌باشد که با توجه به سطح احتمال گزارش شده در جدول ۵، می‌توان نتیجه گرفت کلیه متغیرهای استفاده شده در پژوهش در سطح اطمینان ۹۵٪ مانا هستند.

جدول ۵. مانایی متغیرها

متغیرها	LLC t-Statistic	ADF-Fisher Inverse chi-squared Statistic
اطلاعات نرم	-۳/۴۴***	۸۱/۷۷***
اطلاعات سخت	-۲/۸۵***	۳۲/۲۷***
اخبار مربوط به ابهام‌گریزی	-۶/۸۹***	۱۲۳/۱۶***
اخبار مربوط به ابهام	-۵/۱۲***	۶۳/۱۱***
اخبار مربوط به ریسک	-۵/۸۸**	۵۵/۸۵***
هزینه سرمایه بنگاه	-۳/۵۷***	۶۴/۵۰***
اهرم مالی	-۷/۸۷***	۳۶/۱۷**
نقدشوندگی سهام	-۵/۶۶***	۴۵/۲۱***

***، **، * به ترتیب معناداری در سطح ۹۰٪، ۹۵٪ و ۹۹٪ اطمینان را نشان می‌دهند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۶. یافته‌ها

در این بخش از پژوهش با استفاده از متغیرهای توصیف شده در قسمت قبل، اقدام به برآورد انواع الگوهای پانل پویا می‌نماییم. ابتدا، نتایج خروجی جدول ۶ که در آن سه روش برآوردی مختلف الگوی شامل افشای اطلاعات نرم می‌باشد را تفسیر می‌نماییم. در دو ستون نخست جدول ۶، روش‌های تجمیعی و اثرات ثابت مورد برآورد قرار گرفته‌اند که علت بررسی این دو روش این است که آیا الگوی مورد نظر در قالب روش تجمیعی قابل برآورد است یا می‌توان در قالب پانل دیتا برآوردهای خود را انجام داد که این مهم توسط آماره آزمون (F-Limer) قابل استنتاج می‌باشد. با توجه به سطح احتمال این آماره آزمون می‌توان نتیجه‌گیری

نمود که روش پانل دیتا الگوی مناسب‌تری برای برآورد ضرایب است. علاوه بر این، به منظور ارتقای قدرت توضیح‌دهندگی الگوی مورد بررسی و بهبود معناداری ضرایب آن الگوی پانل پویا به کمک تخمین‌زننده گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی مورد برآورد مجدد قرار گرفت که نتایج آن در ستون (۳) از جدول ۶ موجود است. در این الگو برای بررسی اعتبار ابزارهای استفاده شده در برآورد الگوی گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی از آزمون‌های آرلانو- باند استفاده می‌شود. آزمون آرلانو- باند با فرض نبود همبستگی مرتبه اول میان جملات اخلاص مدل بوده که فرضیه صفر مذکور تقریباً در سطح ۹۵٪ اطمینان رد می‌شود. همچنین بخش دوم این آماره نشان‌دهنده نبود همبستگی مرتبه دوم میان اجزای اخلاص می‌باشد که این مورد نیز به شدت تأیید می‌شود. بنابراین می‌توان استنباط نمود که برآوردهای به‌دست آمده از اعتبار لازم برخوردار است. دیگر آزمون اعتبارسنجی ابزارهای مورد استفاده در روش گشتاوری سیستمی، یعنی آزمون سارگان- هانسن است که این مورد نیز با توجه سطح احتمال گزارش شده بیش از ۵٪ نشان‌دهنده اعتبار ابزارهای استفاده شده در برآورد می‌باشد.

مطابق با انتظارمان و در سطح اطمینان ۹۵٪ می‌توان این استدلال که افشای داوطلبانه اطلاعات نرم در طی زمان خاصیت چسبندگی داشته و افشای ادوار گذشته به‌عنوان نیرویی در جهت گسترش افشای داوطلبانه در ادوار بعدی عمل می‌نماید را مورد تأیید قرارداد. این نخستین نتیجه مهم این پژوهش و یکی از نقاط تمایز آن با دستاوردهای سایر پژوهش‌های تجربی داخل و خارج ایران در این حوزه است.

متغیر $AAN_{i,t}$ که اخبار مربوط به ابهام‌گریزی سرمایه‌گذاران را نشان می‌دهد، اثرات منفی و معناداری بر سطح افشای داوطلبانه اطلاعات نرم داشته است. به عبارت دیگر، در صورتی که اخبار مربوط به ابهام‌گریزی سرمایه‌گذاران از نوع اخبار نامطلوب باشد (انحراف مثبت از روند مورد انتظار)، با توجه به ضریب رگرسیونی منفی این متغیر، انتظار داریم که مدیر بنگاه در پاسخ به افزایش غیرقابل انتظار در ابهام‌گریزی سرمایه‌گذاران، سطح افشای اطلاعات نرم را کاهش دهد تا از این طریق منجر به شکل‌گیری تعادل جدید گردد. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که بنگاه‌های صنعت دیجیتال در کنار سیاست افشای داوطلبانه استراتژیک خود، رویکرد گزارشگری محافظه‌کارانه‌ای نداشته‌اند. این یافته، یکی از مهم‌ترین نتایج این پژوهش و نقطه تمایز آن با سایر پژوهش‌های تجربی از جمله بلینگز و

همکاران (۲۰۱۵) و راوا (۲۰۲۲) در این حوزه می‌باشد که در آن اثرات تغییرات مربوط به ابهام سرمایه‌گذاران صرفاً با فرض ابهام‌گریزی سرمایه‌گذاران مورد بررسی قرار گرفته است.

جدول ۶. الگوی رگرسیونی مربوط به افشای داوطلبانه اطلاعات نرم

شناسه الگو	(۱)	(۲)	(۳)
متغیر وابسته: اطلاعات نرم	Pooled Estimation	Fixed Effect Estimation	SYS-GMM Estimation
وقفه اطلاعات نرم (Lag Soft Information)	۰/۷۸ (۰/۰۰)	۰/۵۲ (۰/۰۰)	۰/۶۴ (۰/۰۰)
اخبار مربوط به ابهام‌گریزی (AAN)	-۰/۲۶ (۰/۵۴)	-۰/۵۰ (۰/۲۶)	-۸/۷ (۰/۰۰)
اخبار مربوط به ابهام (DAN)	۰/۰۳۵ (۰/۵۵)	-۰/۰۱۹ (۰/۷۵)	-۰/۵۴ (۰/۰۱)
اخبار مربوط به ریسک (RiskN)	۰/۰۳۸ (۰/۹۵)	۰/۱۴ (۰/۸۹)	-۰/۵۴ (۰/۴۴)
هزینه سرمایه‌بنگاه (WACC)	۰/۰۳ (۰/۳۴)	۰/۰۰۵ (۰/۸۹)	۰/۳۴ (۰/۰۰)
اهرم مالی (Leverage)	۰/۴۵ (۰/۰۲)	۰/۸۶ (۰/۰۰)	۴/۷۶ (۰/۰۰)
نقدشوندگی سهام (Stock-turnover)	-۰/۰۰۶ (۰/۹۰)	-۰/۰۴۱ (۰/۴۵)	۰/۳۳ (۰/۰۰)
عرض از مبدأ	۰/۰۷ (۰/۲۶)	۰/۱۱ (۰/۳۳)	-۰/۶۱ (۰/۰۱)
R-squared	۰/۶۱	۰/۸۰	-
F-لیمر	-	۳/۳۱ (۰/۰۰)	-
آزمون آرانو-باند برای AR(1)	-	-	-۲/۹۱ (۰/۰۰)
آزمون آرانو-باند برای AR(2)	-	-	۰/۹۷ (۰/۳۳)
آزمون سارگان-هانسن	-	-	۸/۰۰ (۰/۷۱)

اعداد داخل پرانتز سطح احتمال مربوط به آماره هر ضریب را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همچنین اخبار مربوط به سطح ابهام سرمایه گذاران ($DAN_{i,t}$) در صنعت دیجیتال بازار سرمایه منجر به کاهش افشای اطلاعات نرم از سوی مدیران این بنگاه ها شده است. به عبارت دقیق تر، مادامی که مدیر بنگاه با اخبار مطلوب سطح ابهام سرمایه گذاران (انحراف منفی از روند مورد انتظار) مواجه شود، با توجه به ضریب رگرسیونی منفی این متغیر، وی سیاست غیرمحافظه کارانه ای در قبال افشای اطلاعات نرم از خود نشان می دهد تا از این طریق سطح ابهام سرمایه گذاران را کاهش دهد و بالعکس. بنابراین همسو با یافته های راوا (۲۰۲۲)، در این پژوهش هنگامی که نوسانات در جریانان نقدی بنگاه ها (به واسطه اخبار مربوط به سطح ابهام و ابهام گریزی سرمایه گذاران) افزایش یابد مدیر بنگاه به طور استراتژیک سیاست کاهش افشای اطلاعات نرم را اتخاذ می نماید.

اما با توجه به نتایج جدول ۶، اخبار مربوط به ریسک بنگاه ($RiskN_{i,t}$) اثر منفی و غیرمعناداری بر افشای داوطلبانه اطلاعات نرم داشته است. دلیل اصلی چنین حالتی، به ماهیت غیرقابل تأیید اطلاعات نرم از سوی سرمایه گذاران و عدم توانایی مدیر بنگاه در اثرگذاری بر بدترین باورهای سرمایه گذاران در شرایط ابهام و همچنین ماهیت صنعت دیجیتال^۱ بازمی گردد. درحالی که افشای اطلاعات نرم که شامل افشای اطلاعات مربوط به پیش بینی و تحقیق و توسعه و ریسک معطوف به شرکت ها است، اطلاعات کافی برای پاسخ به اخبار مربوط به ریسک بنگاه و پیش بینی فرصت های آتی برای سرمایه گذاران فراهم می آورد (Bravo, 2015) اما به دلیل وجه غالب مبهم ساختار شرکت های دیجیتال تغییرات غیرمنتظره مربوط به ریسک بنگاه اثرمعناداری بر سطح افشای داوطلبانه نداشته است. اما مطابق با نظریه نیاز سرمایه، با توجه به اینکه افزایش در هزینه سرمایه بنگاه منجر به افزایش حداقل بازدهی مورد انتظار سرمایه گذاران برای خرید سهام بنگاه (ریسک بنگاه) می شود. افشای داوطلبانه اطلاعات نرم به خوبی توانسته است نرخ یادگیری سرمایه گذاران از توزیع بازده های انتظاری شان از سهام بنگاه را افزایش داده و شرایط را برای کاهش هزینه سرمایه بنگاه فراهم آورد که نتایج مربوط به خروجی ضریب متغیر ($WACC_{i,t}$) مؤید این موضوع است.

۱. شرکت های فعال در این صنعت به دلیل نوپا بودن صنعت و همچنین قرارگیری بنگاه ها در مراحل اولیه رشد از نوع بنگاه های سرمایه گذاری مخاطره آمیز (Venture Capital Firm) می باشند که وجه قالب این شرکت ها ماهیت مبهم و غیرشفاف صورت های مالی آنها است.

ضریب معنادار اهرم مالی در جدول ۶ نشان می‌دهد، اعتباردهندگان نسبت به اطلاعات افشاشده واکنش نشان داده‌اند زیرا با تغییر در سطح اهرم بنگاه (و در نتیجه تغییر در سطح مطالبات بنگاه در قبال وام‌دهندگان) مدیر بنگاه توانسته است با تغییر در سطح افشای اطلاعات نرم به آن پاسخ دهد. از سوی دیگر، با افزایش سطح اهرم مالی و در نتیجه افزایش هزینه‌های نمایندگی در صنعت دیجیتال بازار بورس اوراق بهادار تهران این انگیزه برای مدیران این صنعت به وجود خواهد آمد تا برای جلوگیری از افزایش چنین هزینه‌هایی، سطح افشای داوطلبانه اطلاعات نرم را برای پاسخگویی به نیاز اطلاعاتی مطالبه‌گران گسترش دهند. همچنین کاهش نقدشوندگی سهام و در نتیجه افزایش عدم تقارن اطلاعاتی پیرامون بنگاه در سطح ۹۹٪ اطمینان، منجر به محدود شدن افشای داوطلبانه اطلاعات نرم شده است. به عبارت دقیق‌تر، کاهش نقدشوندگی سهام اثر کاهنده‌ای بر واکنش بازار به افشای داوطلبانه اطلاعات نرم داشته است که احتمالاً انگیزه مدیران برای افشا و تقاضای سرمایه‌گذاران برای افشای داوطلبانه را تضعیف کرده است و بالعکس (Cotter, et al., 2006; Hope & Liu, 2022).

در ادامه پژوهش به آزمون این فرضیه که آیا بنگاه‌های فعال در صنعت دیجیتال بسته به ابزار افشای اطلاعاتی که در دسترس دارند، واکنش‌های متفاوتی به اخبار اثرگذار بر ارزش بنگاه‌ها از خود نشان می‌دهند می‌پردازیم. برای پاسخ به این سؤال، مدل (۱) را در شرایطی که افشای داوطلبانه اطلاعات سخت تنها ابزار افشای داوطلبانه اطلاعات باشد مورد برآورد قرار دادیم که نتایج آن در جدول ۷ گزارش شده است.

نتایج ستون سوم از این جدول نشان می‌دهد که مدیر بنگاه بسته به ابزار افشای داوطلبانه اطلاعاتی که در دسترس دارد، واکنش‌های متفاوتی به اخبار اثرگذار بر ارزش بنگاه از خود نشان می‌دهد.

جدول ۷. الگوی رگرسیونی مربوط به افشای داوطلبانه اطلاعات سخت

شناسه الگو	(۱)	(۲)	(۳)
متغیر وابسته: اطلاعات سخت	Pooled Estimation	Fixed Effect Estimation	SYS-GMM Estimation
وقفه اطلاعات سخت (Lag Hard Information)	۰/۷ (۰/۰۰)	۰/۳۳ (۰/۰۰)	۰/۵۶ (۰/۰۳)
اخبار مربوط ابهام‌گزیزی (AAN)	۰/۱۶ (۰/۶۰)	۰/۵۰ (۰/۱۳)	۱۷/۱۲ (۰/۰۵)
اخبار مربوط به ابهام (DAN)	۰/۰۰۵ (۰/۸۹)	۰/۰۱ (۰/۷۵)	۴/۰۲ (۰/۰۴)
اخبار مربوط به ریسک (RiskN)	-۰/۶۱ (۰/۱۸)	-۰/۳۸ (۰/۶۱)	-۱۴/۱ (۰/۰۵)
هزینه سرمایه بنگاه (WACC)	۰/۰۳ (۰/۱۹)	۰/۰۲ (۰/۳۶)	۰/۵۱ (۰/۱۱)
اهرم مالی (Leverage)	۰/۱۲ (۰/۳۶)	-۰/۰۶ (۰/۷۷)	-۰/۵۹ (۰/۷۷)
نقدشوندگی سهام (Stock-turnover)	۰/۰۳ (۰/۳۶)	-۰/۰۰۵ (۰/۸۹)	۰/۳۲ (۰/۰۲)
عرض از مبدأ	۰/۱۳ (۰/۰۰)	۰/۲۶ (۰/۰۰)	-۰/۴۸ (۰/۲۷)
R-squared	۰/۶۶	۰/۶۵	-
F-لیمر	-	۲/۳۴ (۰/۰۳)	-
آزمون آرلانو-باند برای AR(1)	-	-	-۷/۲۹ (۰/۰۰)
آزمون آرلانو-باند برای AR(2)	-	-	۰/۸۸ (۰/۳۷)
آزمون سارگان-هانسن	-	-	۸/۰۰ (۰/۸۸)

اعداد داخل پرانتز سطح احتمال مربوط به آماره هر ضریب را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همچنین برخلاف حالت افشای اطلاعات نرم، در صورتی که اخبار مربوط به ریسک بنگاه نامطلوب باشند (انحراف مثبت از روند انتظاری) و با توجه به ضریب منفی رگرسیونی این

متغیر، مدیر بنگاه با اتخاذ سیاست افشای داوطلبانه استراتژیک به این اخبار واکنش نشان داده است که مطابق با یافته‌های برتومثو و همکاران (۲۰۱۱) است.^۱

بر خلاف یافته‌های راوا (۲۰۲۲)، اخبار مربوط به ابهام‌گزیزی سرمایه‌گذاران ($AAN_{i,t}$) و اخبار مربوط به سطح ابهام سرمایه‌گذاران ($DAN_{i,t}$) هر یک اثر مثبت و معناداری بر افشای داوطلبانه اطلاعات سخت داشته‌اند. این نتایج نشان می‌دهند که اخبار نامطلوب مربوط به ابهام‌گزیزی سرمایه‌گذاران، با توجه به ضریب رگرسیونی مثبت این متغیر، منجر به افزایش افشای داوطلبانه اطلاعات سخت از سوی مدیر بنگاه‌های صنعت دیجیتال شده است. به عبارت دقیق‌تر و در تکمیل تحلیل‌های مطرح شده در جدول ۷ می‌توان بیان داشت که به دلیل ماهیت قابل تأیید اطلاعات افشا شده برای سرمایه‌گذاران، مدیر بنگاه با افشای اطلاعات سخت توانایی اثرگذاری بر بدترین باورهای سرمایه‌گذاران در مجموعه باورهایشان را داشته و در پاسخ به تغییرات غیرقابل انتظار در ابهام‌گزیزی و همچنین سطح ابهام سرمایه‌گذاران، سطح افشای داوطلبانه اطلاعات را گسترش داده است. همچنین با توجه به رویکرد مدیر بنگاه در افشای اطلاعات در پاسخ به اخبار بد سطح ابهام و ابهام‌گزیزی سرمایه‌گذاران می‌توان استدلال نمود که مدیر بنگاه در کنار سیاست افشای داوطلبانه خود رویکرد گزارشگری محافظه‌کارانه را دنبال نموده است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که مدیران بنگاه‌های فعال در صنعت دیجیتال بازار بورس اوراق بهادار تهران، با توجه به ابزار افشای داوطلبانه‌ای که در دسترس دارند سطح محافظه‌کاری در افشای اطلاعات را در پاسخ به اخبار مربوط به سطح ابهام، سطح ریسک و ابهام‌گزیزی سرمایه‌گذاران تنظیم می‌کنند و این رفتار کاملاً به ماهیت اطلاعات افشاشده توسط بنگاه‌ها بستگی دارد.

نقدشوندگی سهام در شرایط افشای اطلاعات سخت به مانند حالتی که ابزار پاسخگویی مدیر بنگاه در قبال تغییرات این متغیر اطلاعات نرم باشد، اثر مثبت و معناداری بر افشای اطلاعات دارد. فارغ از نوع اطلاعات افشا شده توسط مدیر بنگاه، برآوردهای حاصل مؤید آن هستند که کاهش نقدشوندگی سهام به‌طور همزمان منجر به کاهش انگیزه مدیر بنگاه

۱. با توجه به آنکه آمار مربوط به اطلاعات سخت بیشتر برگرفته از اطلاعات صورت‌های مالی است بنابراین انتظار داریم که این متغیر خصوصیات سیاست‌های افشای داوطلبانه (تا گزارشگری مالی) را دنبال نماید. حال و در صورت نادیده گرفتن این شرایط، به دلیل سکوت مدیر بنگاه در پاسخ به اخبار منفی ریسک بنگاه، مدیر بنگاه به مانند افشای اطلاعات نرم رویکرد گزارشگری تهاجمی (یا غیرمحافظه‌کارانه) را در این مورد دنبال نموده‌است.

برای افشای اطلاعات بیشتر به طور کلی شده است. بنابراین می توان استدلال نمود که از بین متغیرهای کنترلی پژوهش (هزینه سرمایه، اهرم مالی و نقدشوندگی سهام)، نقدشوندگی سهام متغیر مهم تری در تحلیل پارامترهای اثرگذار بر ارزش بنگاه در صنعت مربوطه طی بازه زمانی پژوهش بوده است.

۷. نتیجه گیری

در این پژوهش به بررسی آثار مربوط به وقفه افشای داوطلبانه اطلاعات، اخبار مربوط به ریسک و سطح ابهام سرمایه گذاران به همراه اخبار مربوط به ابهام گریزی سرمایه گذاران بر استراتژی های افشای اطلاعات نرم و سخت در صنعت دیجیتال بازار بورس تهران در بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۹۱ پرداختیم. با استفاده از رویکرد ارائه شده توسط شولز و ویلیامز (۱۹۷۷) متغیر ریسک استخراج و در ادامه به کمک رویکرد برنر و ایژاکیان (۲۰۱۸) به ترتیب درجه ابهام و ابهام گریزی سرمایه گذاران استخراج شدند. در نهایت برای استخراج اخبار مربوط به ریسک، ابهام و ابهام گریزی سرمایه گذاران، با استفاده از رویکرد کریستیانو- فیدزجرالد (۲۰۰۳) متغیرهای مربوطه را روندزدایی نموده و متغیر باقیمانده را به عنوان نوسانات حول روند انتظاری در نظر گرفتیم. همچنین برای بررسی استحکام نتایج، از متغیرهای توضیحی هزینه سرمایه بنگاه، اهرم مالی بنگاه و نقدشوندگی سهام استفاده شد تا تحلیل دقیق تری از اثرات متغیرهای کلیدی بر سطح افشای داوطلبانه داشته باشیم.

خروجی های الگوهای برآوردی، نشان داد که مدیران بنگاه های فعال در صنعت دیجیتال با توجه به ابزار افشای داوطلبانه ای که در دسترس دارند نسبت به اخبار مربوط به ابهام و ابهام گریزی سرمایه گذاران واکنش های متفاوتی از خود نشان می دهند که دلیل این تفاوت به ماهیت اطلاعات افشا شده برمی گردد. در این چارچوب، اطلاعات سخت به دلیل ویژگی قابل تأیید بودن از سوی سرمایه گذاران، توانایی لازم در اثرگذاری بر مجموعه باورهای سرمایه گذاران در مورد جریان نقدی بنگاه را داشته و مدیران بنگاه ها با اتخاذ سیاست افشای داوطلبانه غیراستراتژیک (همچنین گزارشگری محافظه کارانه) در مواجهه با اخبار نامطلوب سطح ابهام و ابهام گریزی سرمایه گذاران افشای داوطلبانه اطلاعات خود را افزایش داده اند؛ این یافته نتایج راوا (۲۰۲۲) را تأیید نکرد.

همچنین، مطابق با یافته‌های برتومثو و همکاران (۲۰۱۱)، هنگامی که نوسانات در جریان‌ات نقدی بنگاه‌ها به دلیل اخبار نامطلوب مربوط به ریسک بنگاه افزایش می‌یافت و در شرایطی که ابزار افشای داوطلبانه اطلاعات از نوع اطلاعات نرم بود، مدیر بنگاه با اتخاذ رویکرد گزارشگری تهاجمی (همچنین سیاست افشای داوطلبانه استراتژیک) افشای داوطلبانه خود را کاهش می‌داد. اما دیگر یافته متمایز این پژوهش، تأثیر فزاینده افشای داوطلبانه اطلاعات ادوار قبل بر افشای ادوار بعدی است که تأییدکننده وجود چسبندگی در سیاست‌های افشای داوطلبانه اطلاعات (نرم و سخت) در صنعت مورد مطالعه است.

در مجموع، یافته‌های پژوهش حاضر نه تنها ابعاد مختلفی از محیط اطلاعاتی پیرامون بنگاه از جمله ریسک، ابهام، ابهام‌گریزی و پویایی‌های افشای داوطلبانه را برای سرمایه‌گذاران و حتی مدیران بنگاه مشخص می‌نماید بلکه می‌تواند راهنمای مناسبی در اتخاذ سیاست‌گذاری مناسب در محیط‌های اطلاعاتی مختلف برای سیاست‌گذاران و مقررات‌گذاران این حوزه باشد. کشورهای در حال توسعه به دلیل انواع اصطکاک‌های موجود (ضعف ساختارهای مالی، ضعف قوانین، انواع شوک‌های اقتصادی و...) با سطوح متفاوتی از ریسک و ابهام نسبت به بازارهای کشورهای توسعه‌یافته روبه‌رو هستند. بنابراین، تحلیل مدل‌های تجربی موجود بدون تعدیل فروض این مدل‌ها، منجر به بروز خطای تصریح در الگوهای پژوهش می‌شود. بر این اساس، یکی از مهم‌ترین فروض الگوهای مرسوم، برقراری شرایط ریسکی در فضای تصمیم‌گیری عوامل اقتصادی است اما اقتصاد کلان کشور (و به‌ویژه بازار سرمایه به‌عنوان یکی از مهم‌ترین ارکان اقتصاد کشور) از دیرباز با انواع شوک‌های اقتصادی روبه‌رو بوده است که منجر به تغییرپذیری بیش‌ازپیش شرایط تصمیم‌گیری در فضای اقتصادی شده است که تحلیل شرایط در فضای ریسکی را بسیار سخت و تاحدودی غیرممکن نموده است (مشیری و همکاران، ۱۳۸۹) و نیاز به تحلیل مدل‌های تجربی در شرایط ابهام را بالا برده است. بنابراین پژوهش حاضر، لزوم تحلیل آثار مربوط به ابهام و تمایلات مربوط به ابهام بر ارزش بنگاه‌ها را مشخص‌تر می‌نماید. از سوی دیگر، یکی از الزامات توسعه بازارهای مالی شفافیت اطلاعاتی و به‌هنگام بودن افشای اطلاعات است و هرگونه کاهش انگیزه مدیریت برای افشای اطلاعات بنگاه می‌تواند ناشی

از هزینه‌های مالکانه^۱ باشد.^۲ اما یافته‌های پژوهش حاضر نشان می‌دهد که چگونه در عمل مدیر بنگاه با هدف حداکثرسازی ارزش بنگاه، نسبت به پارامترهای اثرگذار بر ارزش بنگاه واکنش نشان می‌دهد و به صورت استراتژیک سطح افشای داوطلبانه اطلاعات را در کنار رویکرد گزارشگری مالی اتخاذ شده تعدیل می‌نماید. بنابراین، بنگاه‌های صنعت دیجیتال با اتخاذ سیستم گزارشگری مالی مناسب سعی در حداکثرسازی ارزش خود دارند اما تسری نتایج این پژوهش به کل بازار بورس اوراق بهادار تهران باید با احتیاط صورت گیرد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Mohammad Feghhi Kashani



<https://orcid.org/0000-0002-9509-0218>

Teymor Mohammadi



<https://orcid.org/0000-0003-4394-774X>

Hadi Pirdaye



<https://orcid.org/0009-0003-3980-9157>

منابع

- پورحیدری، امید، یوسف‌زاده، نسرین، اعظمی، زینب و معصومی بیلندی، زهرا. (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین کیفیت سود و هزینه سرمایه با افشای اختیاری. *دانش حسابداری مالی*، ۴(۳)، ۱-۲۰. https://jfak.journals.ikiu.ac.ir/article_1281.html
- عرب‌صالحی، مهدی، حمیدیان، نرگس و امیری، هادی. (۱۳۹۷). بررسی نقش عدم اطمینان اطلاعات حسابداری بر واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۵(۵۷)، ۱۴۷-۱۷۰. doi: 10.22054/qjma.2018.8917
- قاسمی، قاسم، خادمی‌پور، احمد و شمس‌الدینی، کاظم. (۱۴۰۱). نقش عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی در ارتباط بین افشای داوطلبانه اطلاعات و عدم تقارن اطلاعاتی. *پیشرفت‌های مالی و سرمایه‌گذاری*، ۳(۶)، ۳۱-۵۲. doi: 10.30495/afi.2022.1950672.1103
- مشیری، سعید، پاکیزه، کامران، دبیریان، منوچهر و جعفری، ابوالفضل. (۱۳۸۹). بررسی رابطه میان بازدهی سهام و تورم با استفاده از تجزیه و تحلیل مویک در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۴(۴۲)، ۷۴-۵۵.

1. Proprietary Costs

۲. اطلاعاتی که افشای آن‌ها موجب کاهش ارزش بنگاه می‌شود را اطلاعات مالکانه می‌نامند.

https://ijer.atu.ac.ir/article_3468.html?lang=fa
 ناظمی، امین و نصیری، طاهره. (۱۳۹۳). بررسی ارتباط میان افشای اطلاعات و هزینه سرمایه
 شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های کاربردی در
 گزارشگری مالی، ۳(۱)، ۹۷-۱۱۸. https://www.arfr.ir/article_50606.html

References

- Abed, S., Roberts, C. & Hussainey, K. (2014). Managers' incentives for issuing cash flow forecasts. *International Journal of Accounting, Auditing and Performance Evaluation*, 10(2), 133-152. <https://doi.org/10.1504/IJAAPE.2014.060202>
- Arabsalehi, M., Hamidian, N. & Amiri, H. (2018). Investigating the role of accounting information uncertainty on investors' reaction to earnings announcement. *Empirical Studies in Financial Accounting*, 15(57), 147-170. [In Persian] <https://doi.org/10.22054/qjma.2018.8917>
- Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Arellano, M. & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)
- Asthana, S. & Kalelkar, R. (2020). Impact of economic policy uncertainty on disclosure and pricing of earnings news. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 55(4), 1481-1512. <https://doi.org/10.1007/s11156-020-00881-1>
- Bertomeu, J., Beyer, A. & Dye, R.A. (2011). Capital structure, cost of capital, and voluntary disclosures. *The Accounting Review*, 86(3), 857-886. <https://doi.org/10.2308/accr.00000037>
- Bertomeu, J. & Marinovic, I. (2016). A theory of hard and soft information. *The Accounting Review*, 91(1), 1-20. <https://doi.org/10.2308/accr-51102>
- Billings, M.B., Jennings, R. & Lev, B. (2015). On guidance and volatility. *Journal of Accounting and Economics*, 60(2-3), 161-180. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2015.07.008>
- Blundell, R. & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Botosan, C.A. (1997). Disclosure level and the cost of equity capital. *Accounting Review*, 72(3), 323-349. <http://www.jstor.org/stable/248475>
- Bravo, F. (2015). Forward-looking disclosure and corporate reputation as mechanisms to reduce stock return volatility. *Revista de Contabilidad*, 19(1), 122-131. <https://doi.org/10.1016/j.rcsar.2015.03.001>

- Brenner, M. & Izhakian, Y. (2018). Asset pricing and ambiguity: empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 130(3), 503–531. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.07.007>
- Choi, F.D.S. (1973). Financial disclosure and entry to the European capital market. *Journal of Accounting Research*, 11(2), 159–175. <http://dx.doi.org/10.2307/2490187>
- Christiano, L.J. & Fitzgerald, T.J. (2003). The band pass filter. *International Economic Review*, 44(2), 435–465. <https://doi.org/10.1111/1468-2354.t01-1-00076>
- Cotter, J., Tuna, I. & Wysocki, P.D. (2006). Expectations management and beatable targets: How do analysts react to explicit earnings guidance? *Contemporary Accounting Research*, 23(3), 593–624. <https://doi.org/10.1506/FJ4D-04UN-68T7-R8CA>
- Demers, E. & Vega, C. (2008). Soft information in earnings announcements: News or noise? *International Finance Discussion Papers 951, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.)*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1153450>
- Diamond, D.W. & Verrecchia, R.E. (1991). Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *The Journal of Finance*, 46(4), 1325–1359. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04620.x>
- Easley, D., Hvidkjaer, S. & O'hara, M. (2002). Is information risk a determinant of asset returns? *The Journal of Finance*, 57(5), 2185–2221. <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00493>
- Edmans, A., Heinle, M. & Huang, C. (2013). Optimal disclosure when some information is soft. ECGI-Finance Working Paper, 380.
- Epstein, L.G. & Schneider, M. (2007). Learning under ambiguity. *The Review of Economic Studies*, 74(4), 1275–1303. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2007.00464.x>
- Ghasemi, G., Khodamipour, A. & Shamsadini, K. (2022). The role of economic policy uncertainty in the relationship between voluntary disclosure of information and information asymmetry. *Advances in Finance and Investment*, 3(6), 31–52. [In Persian] <https://doi.org/10.30495/afi.2022.1950672.1103>
- Gietzmann, M.B. & Trombetta, M. (2003). Disclosure interactions: accounting policy choice and voluntary disclosure effects on the cost of raising outside capital. *Accounting and Business Research*, 33(3), 187–205. <https://doi.org/10.1080/00014788.2003.9729646>
- Grossman, S.J. (1981). The informational role of warranties and private disclosure about product quality. *The Journal of Law and Economics*, 24(3), 461–483. <http://dx.doi.org/10.1086/466995>
- Guay, W.R. & Verrecchia, R.E. (2018). Conservative disclosure. *Journal of Financial Reporting*, 3(1), 73–92. <https://doi.org/10.2308/jfir-52051>
- Guttman, I., Kremer, I. & Skrzypacz, A. (2014). Not only what but also when: A theory of dynamic voluntary disclosure. *American Economic Review*, 104(8), 2400–2420. <https://doi.org/10.1257/aer.104.8.2400>

- Hand, J.R.M. & Skantz, T.R. (1997). The economic determinants of accounting choices: the unique case of equity carve-outs under SAB 51. *Journal of Accounting and Economics*, 24(2), 175–203. [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(98\)00005-6](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(98)00005-6)
- Hansen, L.P., Heaton, J.C. & Ogaki, M. (1988). Efficiency bounds implied by multiperiod conditional moment restrictions. *Journal of the American Statistical Association*, 83(403), 863–871. <https://doi.org/10.1080/01621459.1988.10478675>
- Hansen, L.P., Heaton, J. & Yaron, A. (1996). Finite-sample properties of some alternative GMM estimators. *Journal of Business & Economic Statistics*, 14(3), 262–280. <https://doi.org/10.1080/07350015.1996.10524656>
- Holmstrom, B. (2010). Comment on ‘The Credit Rating Crisis’. In NBER Macroeconomics Annual 2009, Volume 24 (pp. 215–222). National Bureau of Economic Research, Inc. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:nbr:nberch:11796>
- Hope, O.K. & Liu, J. (2022). Does stock liquidity shape voluntary disclosure? Evidence from the SEC tick size pilot program. *Review of Accounting Studies*, 21(28), 2223–2270. <https://doi.org/10.1007/s11142-022-09686-0>
- Hossain, M.I., Tan, L.M. & Adams, M. (1994). Voluntary disclosure in an emerging capital market: Some empirical evidence from companies listed on the Kuala Lumpur stock exchange. *The International Journal of Accounting*, 29, 334–351.
- Izhakian, Y. (2020). A theoretical foundation of ambiguity measurement. *Journal of Economic Theory*, 187, 105001. <https://doi.org/10.1016/j.jet.2020.105001>
- Izhakian, Y., Yermack, D. & Zender, J. (2016). Ambiguity and the tradeoff theory of capital structure. *National Bureau of Economic Research Working Paper No. w22870*. <https://doi.org/10.3386/w22870>
- Jensen, M.C. & Meckling, W.H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305–360. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90026-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X)
- Khelif, H., Samaha, K. & Azzam, I. (2015). Disclosure, ownership structure, earnings announcement lag and cost of equity capital in emerging markets: the case of the Egyptian stock exchange. *Journal of Applied Accounting Research*, 16, 28–57. <https://doi.org/10.1108/JAAR-06-2012-0046>
- Kirk, M.P. & Vincent, J.D. (2014). Professional investor relations within the firm. *The Accounting Review*, 89(4), 1421–1452. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2362952>
- Knight, F.H. (1921). *Risk, uncertainty and profit* (Vol. 31). Houghton Mifflin.
- Kothari, S.P., Li, X. & Short, J.E. (2009). The effect of disclosures by management, analysts, and business press on cost of capital, return

- volatility, and analyst forecasts: a study using content analysis. *The Accounting Review*, 84(5), 1639–1670.
<https://doi.org/10.2308/accr.2009.84.5.1639>
- Lambert, R.A. (2001). Contracting theory and accounting. *Journal of Accounting and Economics*, 32(1–3), 3–87.
[https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(01\)00037-4](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00037-4)
- Lambert, R., Leuz, C. & Verrecchia, R.E. (2007). Accounting information, disclosure, and the cost of capital. *Journal of Accounting Research*, 45(2), 385–420. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2007.00238.x>
- Leuz, C. & Wysocki, P.D. (2008). Economic consequences of financial reporting and disclosure regulation: A review and suggestions for future research. Available at SSRN 1105398.
<https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1105398>
- Md Zaini, S., Samkin, G., Sharma, U. & Davey, H. (2018). Voluntary disclosure in emerging countries: a literature review. *Journal of Accounting in Emerging Economies*, 8(1), 29–65.
<https://doi.org/10.1108/JAEE-08-2016-0069>
- Moshiri, S., Pakizeh, K. & Dabirian, M. (2010). Stock returns and inflation: a wavelet analysis in Tehran stock exchange (TSE). *Iranian Journal of Economic Research*, 14(42), 74–55. [In Persian]
<https://ssrn.com/abstract=1679681>
- Nazemi, A. & Nasiri, T. (2014). The relationship between information disclosure and cost of capital in entities listed on Tehran stock exchange (TSE). *Applied Research in Financial Reporting*, 3(1), 97–118. [In Persian] https://www.arfr.ir/article_50606.html
- Parandin, K., Rezaee, H. & Parvizi, M. (2014). Investigate the effect of voluntary disclosure on earnings quality and cost of capital in companies listed in Tehran stock exchange. *New Researches on Accounting*, 2(4), 34–44.
https://nra.journals.pnu.ac.ir/article_4073.html
- Petersen, M.A. (2004). Information: Hard and soft. NBER Working Paper 25075. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3252869>
- Pourheidari, O., Yousefzadeh, N., Aazami, Z. & Masoumi, B.Z. (2017). The relation between earnings quality, and cost of capital with voluntary disclosure. *Journal of Financial Accounting Knowledge*, 4 (3), 1–20. [In Persian] https://jfak.journals.ikiu.ac.ir/article_1281.html
- Rava, A. (2022). Beyond risk: voluntary disclosure under ambiguity. Available at SSRN 4100755. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4100755>
- Ross, S.A. (1977). The determination of financial structure: the incentive-signaling approach. *The Bell Journal of Economics*, 8(1), 23–40.
<https://doi.org/10.2307/3003485>
- Scholes, M. & Williams, J. (1977). Estimating betas from nonsynchronous data. *Journal of Financial Economics*, 5(3), 309–327.
[http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(77\)90041-1](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(77)90041-1)
- Shehata, N.F. (2014). Theories and determinants of voluntary disclosure. *Accounting and Finance Research (AFR)*, 3(1). 18–26.

- <https://doi.org/10.5430/afr.v3n1p18>
- Song Shin, H. (2006). Disclosure risk and price drift. *Journal of Accounting Research*, 44(2), 351–379.
<https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2006.00204.x>
- Stein, J.C. (2002). Information production and capital allocation: decentralized versus hierarchical firms. *The Journal of Finance*, 57(5), 1891–1921. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00483>
- Wallace, R., Naser, K. & Mora, A. (1994). The relationship between the comprehensiveness of corporate annual reports and firm specific characteristics in Spain. *Accounting and Business Research- Account Bus Res*, 25, 41–53. <https://doi.org/10.1080/00014788.1994.9729927>
- Williams, C.D. (2015). Asymmetric responses to earnings news: a case for ambiguity. *The Accounting Review*, 90(2), 785–817.
<https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1470085>

استناد به این مقاله: فقهی کاشانی، محمد، محمدی، تیمور و پیردایه، هادی. (۱۴۰۴). بررسی استراتژی‌های افشای داوطلبانه اطلاعات نرم و سخت درخصوص اخبار خوب و بد: مطالعه موردی شرکت‌های دیجیتال در بازار بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۰(۱۰۴)، ۴۱–۸۲.



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



Determinants of Tax Revenues: A Meta-Analysis Approach

Ali Nassiri Aghdam *

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

Mahtab Moradzadeh

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

Abstract

The present study addressed the question of why countries exhibit substantial disparities in tax revenue performance, using a comprehensive multilevel meta-analysis of 48 empirical studies (799 effect sizes). After accounting for publication bias and relevant moderator variables, the analysis identified the key determinants of tax revenue performance. The findings indicated that gross domestic product (GDP), international trade, inflation, industrial sector value added, and the lagged value of tax revenue exerted significant positive effects on tax revenues. In contrast, agricultural sector value added and corruption had significant negative effects. Foreign direct investment (FDI), however, did not exhibit a statistically significant relationship with tax revenues. Moreover, how tax revenue is measured—whether including or excluding social security contributions—critically shapes the estimated relationships between these determinants and tax revenue. The analysis also demonstrated that methodological choices (e.g., model specification and estimation techniques), the study period, and control variables (e.g., population size and institutional quality) significantly contributed to the heterogeneity observed across prior empirical findings.

1. Introduction

The persistent disparities in tax-to-GDP ratios across countries pose a critical challenge for policymakers and economists. Numerous empirical studies have examined the determinants of tax revenue, highlighting factors such as economic size, trade openness, sectoral composition, inflation, and institutional quality. However, their findings remain fragmented and, at times, contradictory. These inconsistencies largely arise from differences in methodological approaches, data sources, model specifications, and contextual moderators. To address this gap, the present study aimed to conduct a comprehensive multilevel meta-analysis to synthesize the existing evidence,

* Corresponding Author: alin110@atu.ac.ir

How to Cite: Nassiri Aghdam, A. & Moradzadeh, M. (2025). Determinants of Tax Revenues: A Meta-Analysis Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 30(104), 83-123.

identify the core determinants of tax revenue, and explain the sources of heterogeneity in prior empirical findings.

2. Materials and Methods

Adopting a meta-analysis method, the present study systematically identified and synthesized quantitative evidence from 48 empirical studies, yielding 799 effect sizes. The analysis was centered on a meta-regression framework that models reported effect sizes as a function of their standard errors and a vector of moderator variables. This approach enabled the correction for publication bias and the systematic consideration of methodological and contextual heterogeneity across studies.

The empirical model was specified as follows:

$$effect_i = \beta_1 + \beta_0 SE_i + \sum_{k=1}^k \alpha_k z_{jk} + e_i$$

where $effect_i$ is the reported effect on tax revenue, SE_i is its standard error, z_{jk} represents moderators, and e_i is the error term. A multi-level framework was also employed to address dependencies arising from multiple effects per study.

3. Results and Discussion

The meta-analysis yielded robust, synthesized findings on the key drivers of tax revenue, with the moderator analysis providing critical contextual insights. Among the positive and significant determinants, GDP (Effect Size = 0.20) emerged as a primary driver, confirming that economic scale plays a central role in revenue generation. This effect was the strongest in panel, static, and fixed/random effects models. International trade (Effect Size = 0.068) also exerted a positive and significant influence, indicating that trade openness enhances revenue performance. The effect was particularly pronounced when tax revenue was measured excluding social security (TRISSC), and it remained consistent in static and fixed/random effects models. Industrial value added (Effect Size = 0.079) demonstrated a stable positive impact, with its influence reinforced in model specifications that controlled for GDP, trade, and corruption. The strongest predictor was lagged tax revenue (Effect Size = 0.528), highlighting strong persistence in revenue collection over time. This effect was consistently observed across nearly all model specifications and definitions.

In contrast, several determinants exhibited negative and significant relationships with tax revenue. Agricultural value added (Effect Size = -0.185) significantly constrained revenue mobilization, suggesting that a larger agricultural share in the economy hampers tax collection capacity. This negative relationship became even stronger in models that controlled for inflation, population, and corruption. Corruption (Effect Size = -0.156) also consistently undermined tax revenue performance, with the effect most pronounced in panel and static models. Foreign direct investment (FDI), by contrast, did not display a statistically significant relationship with tax

revenue. This finding suggests that its overall impact may be neutral or highly context-dependent, making it difficult to detect a systematic average effect across studies. A key insight from the moderator analysis is that the definition of the tax base matters profoundly. The relationship between several determinants (e.g., trade and agriculture) and tax revenue varies significantly depending on whether social security contributions are included (TRESSC) or excluded (TRISSC) from the revenue measure.

Table 1. Meta-Analysis Results With Key Moderators

Variable	Overall effect	TRISSC (Tax Excl. SSC)	TRESSC (Tax Incl. SSC)	Panel models	Static models	With corruption control
GDP	0.20***	0.002	0.194***	0.20***	0.239***	0.09***
Trade	0.068***	Insignificant	0.062***	0.053***	0.066**	0.055***
Agriculture	-0.185**	-0.361	-0.18***	-0.147***	-0.186***	-0.089***
Industry	0.079***	0.024	0.091***	0.071***	0.117***	0.09***
Inflation	0.03**	0.133	0.003	0.005	-0.013	0.023***
Corruption	-0.156**	0.038	-0.154***	-0.16***	-0.355***	-
Tax (t-1)	0.528**	0.53*	0.675*	0.566*	0.491*	0.381*
FDI	-0.019	-	-	-	-	-

*Note: *p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01. SSC = Social Security Contributions.*

Source: Results Research

4. Conclusion

This study offered a comprehensive synthesis of the determinants of tax revenue, demonstrating that economic structure (i.e., sectoral composition), the macroeconomic environment (e.g., trade and inflation), and institutional quality (especially corruption), play pivotal roles in shaping revenue outcomes. Importantly, the impact of these factors is not fixed or absolute; rather, it is significantly moderated by methodological choices and by how the tax base is defined. The findings can be translated into several clear policy implications. Governments should promote trade openness through well-designed, trade-liberalizing policies, as it can enhance revenue both directly and indirectly by expanding and formalizing economic channels. At the same time, agricultural taxation requires rationalization. Efforts should focus on formalizing the agricultural sector and reassessing blanket tax exemptions that may unintentionally create loopholes and narrow the tax base. In addition, a strategic emphasis on industrial development is also essential. Policies that support industrialization, particularly those enabling small and medium enterprises to scale up, can help create a more easily taxable economic base. Finally, combating corruption and strengthening institutions must remain a central priority. Improving governance and curbing corruption are indispensable for improving tax compliance and for increasing the overall efficiency of revenue collection.

Keywords: Tax Revenues, Economic Structure, Trade Openness, Inflation, Corruption, Meta-Analysis

JEL Classification: H27, E31, F40, C10, E01

عوامل تعیین کننده درآمدهای مالیاتی: رویکرد فراتحلیل

علی نصیری اقدم ^{ID}* | دانشیار گروه برنامه‌ریزی و توسعه اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

مهتاب مرادزاده ^{ID} | دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

چرا عملکرد کشورهای مختلف جهان در وصول درآمدهای مالیاتی تا این حد متفاوت است؟ از میان عواملی که در مطالعات مختلف مؤثر بر درآمدهای مالیاتی تشخیص داده شده، کدام عوامل می‌توانند تفاوت عملکرد کشورها را در مالیات‌ستانی بهتر توضیح دهند؟ به منظور درک بهتر این عوامل، مطالعه حاضر از روش فراتحلیل چندسطحی استفاده می‌کند. در این مطالعه ۴۸ مقاله شامل ۷۹۹ اندازه اثر برای تحلیل انتخاب شد. نتایج فراتحلیل حاکی از آن است که پس از کنترل تورش انتشار و متغیرهای تعدیل کننده، تولید ناخالص داخلی، تجارت خارجی، تورم، ارزش افزوده بخش صنعت و وقفه درآمدهای مالیاتی تأثیر مثبت و معناداری بر درآمدهای مالیاتی دارد. همچنین، متغیرهای ارزش افزوده بخش کشاورزی و فساد نیز اثر منفی و معناداری را بر درآمدهای مالیاتی نشان داده است و در نهایت سرمایه گذاری مستقیم خارجی اثر معناداری بر درآمدهای مالیاتی نداشته است. علاوه بر این، مطالعه حاضر نشان می‌دهد زمانی که درآمدهای مالیاتی با احتساب بیمه تأمین اجتماعی و بدون آن اندازه گیری شود، رابطه بین این متغیرها و درآمدهای مالیاتی متفاوت خواهد بود. علاوه بر این، متغیرهای کنترلی مانند جمعیت، فساد، تجارت خارجی، نهاد، تولید ناخالص داخلی، تورم، اندازه نمونه، مدل و روش (سری زمانی، پنل، ایستا، پویا، اثرات ثابت، اثرات تصادفی، روش گشتاورهای تعمیم یافته، سایر روش‌های پویا) و دوره‌های زمانی در توضیح تفاوت‌های موجود در نتایج مطالعات مختلف مؤثر هستند.

کلیدواژه‌ها: درآمدهای مالیاتی، ساختار تولیدی اقتصاد، باز بودن اقتصاد، تورم، فراتحلیل

طبقه‌بندی JEL: E01، C10، F40، E31، H27

* نویسنده مسئول: alin110@atu.ac.ir

مقاله حاضر مستخرج از طرحی پژوهشی با عنوان «محاسبه نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی براساس داده‌های تلفیقی و ارزیابی عوامل تعیین کننده آن» است که به کارفرمایی مرکز پژوهش‌های اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی ایران انجام شده است.

۱. مقدمه

تقریباً همه کشورهای جهان برای اداره دولت و ارائه کالاها و خدمات عمومی به مالیات‌ها متکی هستند. مالیات‌گیری عملی‌ترین سیستم برای افزایش درآمد دولت به منظور تأمین هزینه‌های کالاها و خدمات مورد نیاز جامعه است (Nugraha & Wijaya, 2023). دولتی که قصد دارد وظایف و تعهدات مورد انتظار خود را به درستی انجام دهد، نمی‌تواند این نوع درآمدها را نادیده بگیرد (Ithuarulam, et al., 2021). علاوه بر این، درآمدهای مالیاتی نقش مهمی در تقویت رابطه دولت و ملت دارد زیرا ملتی که مالیات می‌دهد خواهان پاسخگویی دولت درباره چگونگی هزینه‌کرد منابع مالیاتی می‌شود.

طبق جدول ۱، نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی در کشورهای مختلف جهان تفاوت‌های زیادی دارد. کشورهای عضو OECD با نرخ ۱۶/۷ درصد و کشورهای عضو اتحادیه اروپا با ۱۹/۷ درصد، از بالاترین نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی برخوردارند. در مقابل، کشورهای کمتر توسعه‌یافته با نرخ ۱۰/۴ درصد و جنوب آسیا با ۶/۷ درصد، نرخ‌های پایین‌تری دارند. کشورهای منطقه آمریکای شمالی با نرخ ۱۲/۱ درصد وضعیتی بینابین در وصول مالیات دارند.

جدول ۱. نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی در مناطق مختلف جهان

منطقه	نسبت مالیات به GDP (درصد)	سال
کشورهای عضو OECD	۱۶/۷	۲۰۲۲
کشورهای کمتر توسعه‌یافته	۱۰/۴	۲۰۱۹
جنوب آسیا	۶/۷	۲۰۲۲
آمریکای شمالی	۱۲/۱	۲۰۲۲
اتحادیه اروپا	۱۹/۷	۲۰۲۲
آفریقای جنوبی	۲۶	۲۰۲۲
کل کشورها	۱۴/۳	۲۰۲۲

مأخذ: بانک جهانی

سؤالی که مطرح می‌شود این است که چه عواملی باعث تفاوت در نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی در کشورهای مختلف جهان می‌شود؟ محققان با استفاده از روش‌های متفاوت، مطالعاتی را در کشورها و مناطق مختلف انجام داده و عوامل مؤثر بر درآمد مالیاتی

را شناسایی کرده‌اند. با این حال، این مطالعات به یک اجماع نرسیده‌اند (Ithuarulam, et al., 2021). زیرا عوامل مختلف (مانند تولید ناخالص داخلی، تجارت خارجی^۱، ارزش افزوده بخش کشاورزی، تورم، ارزش افزوده بخش صنعت، فساد^۲، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی^۳ و وقفه درآمدهای مالیاتی) با شدت و ضعف مختلف و به صورت متفاوتی درآمدهای مالیاتی را متأثر کرده‌اند. برای مثال، باز بودن اقتصاد که با حجم واردات و صادرات اندازه‌گیری می‌شود، می‌تواند منجر به افزایش درآمدهای مالیاتی شود اما حذف موانع تجاری ممکن است به دلیل کاهش درآمدهای حاصل از وضع و وصول حقوق گمرکی، این درآمدها را کاهش دهد (Neog & Gaur, 2020; Dioda, 2012). تورم نیز می‌تواند به هر دو صورت بر درآمدهای مالیاتی تأثیر بگذارد؛ از یکسو، تورم بالا می‌تواند ارزش واقعی درآمدهای مالیاتی را کاهش دهد و از سوی دیگر، مالیات‌های پولی^۴ مانند مالیات بر ارزش افزوده (VAT) در دوره‌های تورمی منجر به افزایش درآمد مالیاتی می‌شوند (Terefe & Teera, 2018; Calvo, 2024).

وقفه درآمدهای مالیاتی نیز که نشان‌دهنده تأثیر بالقوه درآمد مالیاتی سال گذشته است، تأثیر متفاوتی بر درآمد مالیاتی فعلی دارد. از دیدگاه کینزی، سطح بالای جمع‌آوری مالیات می‌تواند هزینه‌های عمومی را افزایش داده و منجر به رشد اقتصادی و درآمدهای مالیاتی بیشتر شود. در مقابل، طبق نظریه رشد نئوکلاسیک^۵، نرخ‌های مالیاتی بالا می‌توانند فعالیت‌های اقتصادی را محدود کنند و آثار منفی بر درآمد مالیاتی داشته باشند (Minh Ha, et al., 2022).

دلایل ناهمگنی نتایج در مطالعات تجربی پیشین مختلف است. ممکن است دلیل آن استفاده از معیارهای متفاوتی برای درآمد مالیاتی باشد. برای مثال، در مطالعات گذشته از شاخص‌هایی چون درآمدهای مالیاتی با احتساب بیمه تأمین اجتماعی^۶ و درآمدهای مالیاتی بدون در نظر گرفتن بیمه تأمین اجتماعی^۷ برای سنجش درآمدهای مالیاتی استفاده شده است. دلایل دیگر نتایج ناهمگون ممکن است مربوط به استفاده از مدل و روش‌های مختلف،

-
1. Trade openness
 2. Corruption
 3. Foreign Direct Investment
 4. Monetary Taxes
 5. Neoclassical Growth Theory
 6. Tax Revenues Including Social Security Contributions
 7. Tax Revenues Excluding Social Security Contributions

دوره‌های زمانی متفاوت، ناهمگنی جمعیت در کشورهای مورد بررسی، کیفیت نهادی مختلف، فساد، تورم و نظایر آن باشد.

در مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته به بررسی عوامل مختلف بر درآمدهای مالیاتی پرداخته‌اند. اما در این مطالعات تاکنون تأثیر عوامل مختلف با رویکرد فراتحلیل مورد بررسی قرار نگرفته است. به همین دلیل در مطالعه حاضر، تأثیر عوامل مذکور با استفاده از روش فراتحلیل به‌طور جامع مورد بررسی قرار گرفته است.

ادامه مباحث به این ترتیب سازماندهی شده است: قسمت بعد با مرور مبانی نظری به این پرسش می‌پردازد که نظریه پردازان تاکنون چه عواملی را بر درآمدهای مالیاتی مؤثر تشخیص داده‌اند. پس از آن روش پژوهش و چگونگی انجام دادن فراتحلیل تشریح شده است. در قسمت چهارم یافته‌های فراتحلیل گزارش شده است و در نهایت، مطالب جمع‌بندی شده است.

۲. ادبیات موضوع

درآمدهای مالیاتی یکی از منابع اصلی تأمین مالی دولت‌ها و اجرای سیاست‌های عمومی است. عوامل متعددی می‌توانند بر میزان و نوسانات درآمدهای مالیاتی تأثیر بگذارند. این عوامل شامل مواردی نظیر تولید ناخالص داخلی، تجارت خارجی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، تورم، ارزش افزوده بخش صنعت، فساد و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. هر یک از این عوامل می‌تواند به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم بر توانایی دولت در جمع‌آوری مالیات و تأمین منابع مالی لازم برای ارائه خدمات عمومی تأثیر بگذارد. در ادامه، به بررسی تأثیر هر یک از این عوامل بر درآمدهای مالیاتی پرداخته می‌شود.

تولید ناخالص داخلی^۱: تأثیر تولید ناخالص داخلی (GDP) بر درآمدهای مالیاتی به‌طور گسترده‌ای در ادبیات اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است. با افزایش GDP درآمدهای مالیاتی افزایش می‌یابند زیرا افزایش تولید ناخالص داخلی نشانی است از اینکه در کشور شرکت‌های تجاری بیشتری ظهور کرده‌اند، نرخ اشتغال زیاد شده است و درآمد سرانه (با فرض ثبات جمعیت) افزایش یافته است. درآمد سرانه بالاتر به معنای ظرفیت بالاتر برای پرداخت مالیات و همچنین ظرفیت بیشتر برای وضع و جمع‌آوری آن‌ها است. لذا با

1. Gross Domestic Product

افزایش پایه مالیاتی، افرادی که قبلاً مالیات پرداخت نمی‌کردند، اکنون به دولت مالیات پرداخت خواهند کرد که این امر به بهبود عملکرد درآمد مالیاتی در کشور منجر می‌شود (Ayyele, 2015).

براساس قانون واگنر^۱، تقاضا برای خدمات عمومی به درآمد حساس است؛ به این معنی که با افزایش درآمد، تقاضا برای کالاها و خدمات عمومی نیز افزایش می‌یابد. به تعبیر دقیق‌تر، براساس قانون واگنر کاهش درآمدی تقاضا برای کالاها و خدمات عمومی بیش از یک است. لذا با افزایش تولید ناخالص داخلی، دولت باید کالاها و خدمات بیشتری را از طریق افزایش درآمدهای مالیاتی تأمین مالی کند (Zarra-Nezhad, et al., 2016). همچنین با رشد درآمد سرانه، نسبت شهرنشینی در کشورها افزایش پیدا می‌کند و شهرنشینی تقاضای بیشتری برای خدمات عمومی به همراه دارد و درعین حال جمع‌آوری مالیات را تسهیل می‌کند (Terefe & Teera, 2018; Teera, 2003).

تجارت خارجی: در ادبیات اقتصادی، بازبودن اقتصاد که میزان روابط اقتصادی یک کشور با سایر کشورهای جهان را نشان می‌دهد (Yaru & Raji, 2022) با مجموع صادرات و واردات به‌عنوان نسبتی از تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری می‌شود و به‌عنوان یک تعیین‌کننده بالقوه درآمد مالیاتی شناسایی می‌شود. از آنجا که صادرات و واردات رسمی از طریق گمرک هر کشور انجام می‌شود و ترخیص از گمرک مستلزم ردوبدل شدن اسناد مالی بین بانک‌های دو کشور است، شناسایی جریان کالا و خدمات تسهیل می‌شود و وضع مالیات امکان‌پذیر است. این امر منجر به رابطه مثبت بین باز بودن تجارت و درآمد مالیاتی می‌شود (Dioda, 2012). علاوه‌براین، تجارت آزاد می‌تواند اثرات القایی مثبتی بر اقتصاد داشته باشد. یعنی افزایش صادرات و واردات می‌تواند منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی و از آن طریق منجر به افزایش درآمدهای مالیاتی شود.

از طرف دیگر، بازبودن تجارت^۲ کشورها را ملزم به حذف موانع تجاری مانند تعرفه‌ها^۳ (مالیات‌های وارداتی) و سهمیه‌ها^۴ یا کاهش نرخ‌های تعرفه می‌کند و باعث کاهش درآمدهای مالیاتی می‌شود (Neog & Gaur, 2020). درعین حال، کاهش موانع تعرفه‌ای

1. Wagner's Law
2. Trade openness
3. Tariff
4. Quotas

به معنای حذف مالیات بر ارزش افزوده یا مالیات بر فروش نیست. مالیات بر کالاها و خدمات همچنان به قوت خود باقی است و با افزایش واردات کالا به کشور، درآمدهای مالیاتی دولت افزایش پیدا می‌کند. البته این موضوع، به سطح توسعه‌یافتگی کشور نیز مربوط است. افزایش ناگهانی درجه بازبودن کشور می‌تواند منجر به تضعیف صنایع داخلی و کاهش تولیدات ایشان نیز بشود.

ارزش افزوده بخش کشاورزی: برای کشورهای در حال توسعه، سهم کشاورزی ممکن است از هر دو دیدگاه عرضه و تقاضا^۱ تأثیر مهمی بر سهم درآمدهای مالیاتی داشته باشد. از دیدگاه عرضه، بخش کشاورزی عمدتاً به عنوان سخت‌ترین بخش برای مالیات‌گیری در نظر گرفته می‌شود. بخش بزرگی از کشاورزی معمولاً معیشتی است که مازاد مالیاتی زیادی تولید نمی‌کند زیرا بسیاری از کشورها تمایلی به مالیات‌گیری از غذاهای اصلی که برای معیشت استفاده می‌شوند، ندارند. علاوه بر این جمع‌آوری مالیات از کشاورزان کوچک^۲ و معیشتی که محصولات خود را در بازارهای غیررسمی^۳ می‌فروشند، دشوار است و غیررسمی بودن مانع از شامل کردن افراد واجد شرایط در پایه مالیاتی می‌شود. این امر در کشورهای در حال توسعه که سهم کشاورزی در تولید ناخالص داخلی بالاست، به درآمد مالیاتی پایین‌تر منجر می‌شود. بنابراین تأثیر ارزش افزوده بخش کشاورزی بر درآمدهای مالیاتی منفی است اما اگر صادرات کشاورزی نقش مهمی در اقتصاد داشته باشد، ممکن است رابطه مثبتی بین ارزش افزوده بخش کشاورزی و درآمد مالیاتی وجود داشته باشد (Neog & Gaur, 2020; Zarra-Nezhad, et al., 2016; Teera, 2003).

تورم: تورم به معنای کاهش ارزش پول و افزایش قیمت‌ها است (Wijaya & Dewi, 2022) و به عنوان یک شاخص کلی برای ثبات اقتصاد کلان ممکن است به هر دو صورت بر درآمدهای مالیاتی تأثیر بگذارد (Yaru & Raji, 2022). اثر تانزی^۴ نشان می‌دهد که تورم به دلیل تأخیر در جمع‌آوری مالیات، ارزش واقعی درآمدهای مالیاتی را کاهش می‌دهد (Terefe & Teera, 2018). تورم همچنین باعث می‌شود که شرکت‌ها و کسب‌وکارها با

1. Demand and Supply Point of View

2. small farmers

3. Informal markets

4. Tanzi Effect

محدودیت‌های مالی مواجه شوند و به فعالیت‌های اقتصادی غیررسمی روی آورند و زمینه برای فرار مالیاتی فراهم شود (Neog & Gaur, 2020; Amaglo, 2022).

تورم همچنین تأثیر زیادی بر مالیات بر درآمد، به دلیل عدم تعدیل براکت‌های مالیاتی نسبت به تورم دارد. این پدیده با عنوان «خزش مالی»^۱ شناخته می‌شود. در سیستم‌های مالیاتی تصاعدی^۲، جایی که نرخ‌های مالیاتی با افزایش سطح درآمد افزایش می‌یابند، تورم می‌تواند مالیات‌دهندگان را به براکت‌های مالیاتی بالاتر^۳ منتقل کند حتی اگر قدرت خرید واقعی آن‌ها تغییر نکند؛ به این دلیل که آستانه‌های براکت‌های مالیاتی^۴ به صورت اسمی^۵ تعیین شده‌اند و به‌طور خودکار نسبت به تورم تعدیل نمی‌شوند، بار مالیاتی واقعی برای مالیات‌دهندگان بدون افزایش متناسب در توانایی واقعی آن‌ها افزایش پیدا می‌کند و هرچه تعداد براکت‌های مالیاتی در سیستم بیشتر باشد و تفاوت بین نرخ‌های نهایی بیشتر باشد، اثر خزش مالی بیشتر (Calvo, 2024) و مالیات بر درآمد دریافتی بیشتر خواهد بود.

ارزش افزوده بخش صنعت: صنعتی‌سازی^۶ با شهرنشینی و رسمیت بخشی به فعالیت‌های اقتصادی همراه است و منجر به افزایش درآمد سرانه می‌شود. صنایع در بخش‌های اقتصادی تخصصی و پویا، به‌ویژه با حضور شرکت‌های بزرگ می‌توانند سود قابل توجهی کسب کنند که منجر به افزایش پایه مالیاتی و درآمد مشمول مالیات بیشتری می‌شوند. جمع‌آوری مالیات از این صنایع نسبت به بخش‌هایی مانند کشاورزی آسان‌تر است. بنابراین، هرچه ارزش افزوده بخش صنعت بیشتر باشد، درآمد مالیاتی نیز بیشتر خواهد بود (Minh, Ha, et al., 2022).

فساد:^۷ فساد یک مسئله رایج در اقتصادهای توسعه‌یافته و در حال توسعه است. با این حال، فساد در کشورهای در حال توسعه بسیار فراگیر است. فساد به اشکال مختلفی از جمله اخاذی، رشوه‌خواری، اختلاس، قبیله‌گرایی، خویشاوندگرایی و سرقت از خزانه عمومی ایجاد می‌شود و می‌تواند آثار منفی متعددی بر درآمدهای مالیاتی داشته باشد؛ اولاً فساد منجر به

-
1. Fiscal Drag
 2. Progressive Tax Systems
 3. Higher Tax Brackets
 4. Tax Bracket Thresholds
 5. Nominal
 6. Industrialization
 7. Corruption

اختلال در سیستم‌های تشخیص تقلب^۱ مالیاتی می‌شود. به جای اینکه درآمدهای مالیاتی به خزانه‌های دولتی واریز شوند، بخشی از این درآمدها به جیب‌های خصوصی می‌رود. ثانیاً فساد با کاهش جریان‌های سرمایه‌گذاری، افزایش اندازه بخش غیررسمی^۲ اقتصاد، اختلال در ساختار مالی و تضعیف اخلاق مالیات‌دهندگان^۳ به اقتصاد آسیب می‌رساند. این عوامل باعث می‌شوند که دولت نتواند به‌طور مؤثر درآمدهای مالیاتی را جمع‌آوری کند (Alabede, 2018).

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) یکی از منابع مهم سرمایه در بسیاری از کشورهای در حال توسعه است. FDI به ایجاد شغل، انتقال فناوری، رشد اقتصادی و توسعه پایدار کمک می‌کند. ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند بر درآمد مالیاتی تأثیر بگذارد اما تأثیر آن واضح نیست و به سیاست‌های کشور میزبان بستگی دارد (Minh Ha, et al., 2022).

از یک سو، FDI پتانسیل بالایی برای افزایش درآمد مالیاتی دارد زیرا می‌تواند به رشد اقتصادی و افزایش سود شرکت‌ها منجر شود که در نهایت مالیات بیشتری به دولت پرداخت می‌شود و از سوی دیگر، اگر کشور میزبان سیاست‌های ترجیحی برای جذب FDI داشته باشد، از جمله مشوق‌های مالیاتی مانند معافیت‌های مالیاتی^۴ و ایجاد مناطق آزاد تجاری^۵، این مشوق‌ها ممکن است باعث کاهش درآمد مالیاتی شود زیرا شرکت‌های خارجی از پرداخت مالیات معاف می‌شوند یا مالیات کمتری پرداخت می‌کنند (Minh Ha, et al., 2022؛ Amaglo, 2022).

علاوه‌براین، نوع سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) نیز تأثیر متفاوتی بر درآمدهای مالیاتی کشور میزبان دارد. سرمایه‌گذاری سبز^۶ به معنای ایجاد واحدهای تولیدی جدید توسط شرکت‌های چندملیتی در کشور میزبان است که منجر به افزایش درآمدهای مالیاتی می‌شود. در مقابل، سرمایه‌گذاری آلاینده محیط زیست^۷ به معنای خرید یا ادغام شرکت‌های

1. Fraud Detection
2. Informal Sector
3. Morality of Taxpayers
4. Tax Exemptions
5. Free Zones
6. Greenfield FDI
7. Brownfield FDI

داخلی در کشور میزبان توسط شرکت‌های چندملیتی^۱ است که ممکن است باعث کاهش درآمدهای مالیاتی شود (Nugraha & Wijaya, 2023).

وقفه درآمدهای مالیاتی: وقفه درآمدهای مالیاتی یک متغیر وابسته با تأخیر است. این متغیر نشان‌دهنده تأثیر بالقوه درآمد مالیاتی سال گذشته بر درآمد مالیاتی فعلی است. در تحلیل تأثیر وقفه‌های درآمد مالیاتی، دو تفسیر اصلی وجود دارد: از دیدگاه کینزی، سطح بالای جمع‌آوری مالیات می‌تواند هزینه‌های عمومی را افزایش داده و منجر به رشد اقتصادی بیشتر شود زیرا دولت با جمع‌آوری مالیات بیشتر، منابع مالی بیشتری برای سرمایه‌گذاری در پروژه‌های عمومی و خدمات اجتماعی دارد که می‌تواند به تحریک اقتصاد و افزایش درآمدهای مالیاتی در بلندمدت منجر شود. در مقابل، طبق نظریه رشد نئوکلاسیک^۲ نرخ‌های مالیاتی بالا می‌توانند فعالیت‌های اقتصادی را محدود کنند و بنابراین، آثار منفی بر درآمد مالیاتی داشته باشند (Tsaurai, 2021; Minh Ha, et al., 2022).

عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی منحصر در عوامل پیش گفته نیست. عوامل بالا براساس فراتحلیل مطالعات تجربی پیشین استخراج شده است. لذا عواملی را نشان می‌دهد که در مطالعات پیشین توانسته‌اند تغییرات درآمد مالیاتی را توضیح بدهند. بااین‌حال، این موضوع به معنای نفی سایر عوامل تأثیرگذار نیست. برای مثال، دسترسی به داده‌ها از طریق اشخاص ثالث عاملی است که اهمیت به‌سزایی در شناسایی مؤدیان و عملکرد ایشان دارد ولی در این زمینه به اندازه کافی مطالعه تجربی وجود ندارد که بتواند موضوع فراتحلیل قرار گیرد. لذا در قسمت دیگری از این مطالعه، با استفاده از روش تحقیق تحلیل مروری به عوامل مذکور پرداخته شده است.

۳. تصریح مدل

استنلی و ژارل^۳ (۱۹۸۹) در تحقیقات خود به بررسی دلایل دستیابی محققان به نتایج متفاوت هنگام مطالعه یک پدیده پرداختند. آن‌ها به این نکته اشاره کردند که تفاوت در روش‌های آماری، مدل‌های متفاوت یا استفاده از مجموعه داده‌های متفاوت می‌تواند منجر به نتایج متفاوت شود. این دو پژوهشگر یک روش کمی به نام فراتحلیل برای تحلیل موضوعات

1. Multinational Companies

2. Neoclassical Growth Theory

3. Stanley, T.D. & Jarrell, S.B.

اقتصادی به کار گرفتند (Nehrebecka & Dzik-Walczak, 2018). فراتحلیل، یک رویکرد پژوهشی است که در آن نتایج مطالعات مختلف که روابط بین متغیرهای مشابه را بررسی می کنند، به طور سیستماتیک ترکیب و یکپارچه می شود (Capon, et al., 1990). این روش به توضیح تنوع زیادی که در تحقیقات تجربی مشاهده می شود کمک می کند و دلایل احتمالی تناقض یا تنوع شدید در شواهد مربوط به یک سؤال خاص را براساس تحلیل های اولیه تبیین می کند (Stanley, 2001).

به دلیل وجود نتایج ناهمگن در بررسی تأثیر عوامل مختلف بر درآمدهای مالیاتی در مطالعات مختلف، در این تحقیق از روش فراتحلیل چندسطحی استفاده شده است. این روش اجازه می دهد تا داده های حاصل از مطالعات مختلف با هم ترکیب شده و اثرات کلی هر عامل بر درآمدهای مالیاتی مشخص شود.

۱-۳. روش پژوهش

مراحل اجرای فراتحلیل در این پژوهش به پنج بخش اصلی تقسیم می شود: تعریف موضوع و طرح سؤالات تحقیق، طراحی استراتژی جستجو، غربالگری مطالعات، استخراج داده ها، تحلیل آماری و تفسیر یافته ها.

۱-۱-۳. تبیین موضوع و سؤال تحقیق

متغیرهای اصلی که در ادبیات موضوع مورد بررسی قرار گرفته اند شامل تولید ناخالص داخلی، تجارت خارجی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، تورم، ارزش افزوده بخش صنعت، فساد، سرمایه گذاری مستقیم خارجی و وقفه درآمدهای مالیاتی هستند. این متغیرها به عنوان متغیرهای توضیحی عمل می کنند. محققان با استفاده از مدل های رگرسیونی متفاوت، رابطه بین این متغیرها و درآمد مالیاتی را تجزیه و تحلیل کرده اند.

با توجه به اینکه رابطه بین این متغیرها و درآمدهای مالیاتی در مطالعات مختلف متغیر است (گاهی مثبت، گاهی منفی و گاهی بدون معنا)، سؤال پژوهش این است که «برآیند نتایج مطالعات تجربی درباره تأثیر عوامل مختلف بر نسبت کل درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی چه نتیجه ای را نشان می دهد؟» همچنین، پژوهش به بررسی این موضوع می پردازد که شاخص های متفاوت برای درآمدهای مالیاتی (از جمله درآمدهای مالیاتی با

احتساب بیمه تأمین اجتماعی و درآمدهای مالیاتی بدون در نظر گرفتن بیمه تأمین اجتماعی)، و متغیرهای تعدیل‌گر (مانند مدل و روش‌های برآورد مختلف، دوره‌های زمانی متفاوت، تعداد نمونه، ویژگی‌های مختلف اقتصادی و اجتماعی مثل تورم، تولید ناخالص داخلی، جمعیت، نهادها، تجارت خارجی و فساد) چگونه به ناهمگنی نتایج بین مطالعات مختلف منجر می‌شوند. این بررسی به درک بهتر اینکه چرا مطالعات مختلف به نتایج متفاوتی دست یافته‌اند، کمک می‌کند.

۳-۱-۲. استراتژی جستجو

برای انجام فراتحلیل، در مطالعه حاضر تمام مقالات انگلیسی مرتبط با موضوع پژوهش با استفاده از کلیدواژه «درآمدهای مالیاتی» در پایگاه اطلاعاتی گوگل اسکالر مورد جستجو قرار گرفت.

۳-۱-۳. غربالگری مطالعات

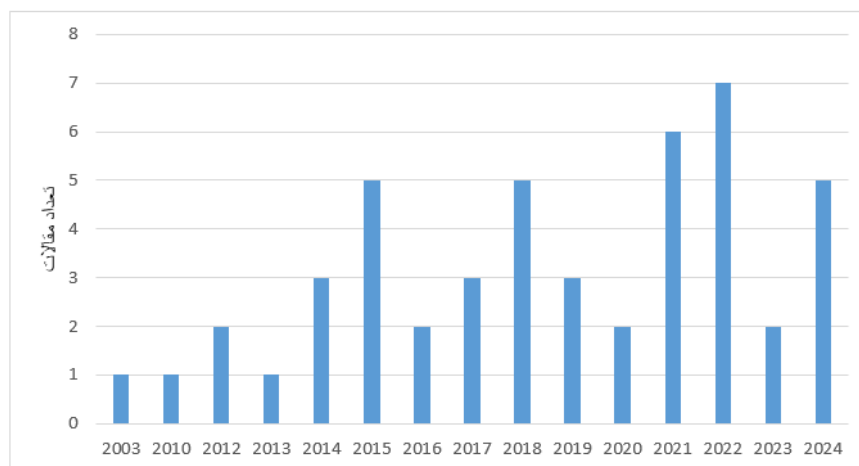
انتخاب مقالات مناسب برای استخراج اطلاعات، یکی از مهمترین گام‌های فراتحلیل است. در این مرحله، ابتدا تمام مقالات جستجو شده از پایگاه‌های اینترنتی فهرست می‌شوند. سپس، مقالات با عناوین تکراری حذف شده و مقالاتی که عناوین نامرتبط با کلیدواژه‌های «درآمدهای مالیاتی» دارند، کنار گذاشته می‌شوند. در نهایت، مقالات منتخب برای فراتحلیل براساس چکیده‌ها و با استفاده از معیارهای زیر مورد بررسی قرار می‌گیرند.

- ۱) مقالاتی که حداقل یک تحلیل رگرسیون یا تجزیه و تحلیل همبستگی دارند.
- ۲) مقالاتی که متن کامل آن‌ها و داده‌های لازم برای انجام فراتحلیل در دسترس است.
- ۳) مقالاتی که در آن‌ها متغیر وابسته، درآمدهای مالیاتی (با شاخص‌های متفاوت) است.

نمودار ۱، تعداد مقالاتی را نشان می‌دهد که در این فراتحلیل استفاده شده‌اند. توزیع مقالات منتشر شده تا سال ۲۰۲۴ نشان می‌دهد که سال ۲۰۲۲ با ۷ مقاله، بیشترین تعداد را به خود اختصاص داده است. نمودار ۲، تنوع تعداد روش‌ها و مدل‌های استفاده شده در این فراتحلیل را نشان می‌دهد. تحلیل داده‌ها حاکی از آن است که مقالات با رویکرد پنل نسبت

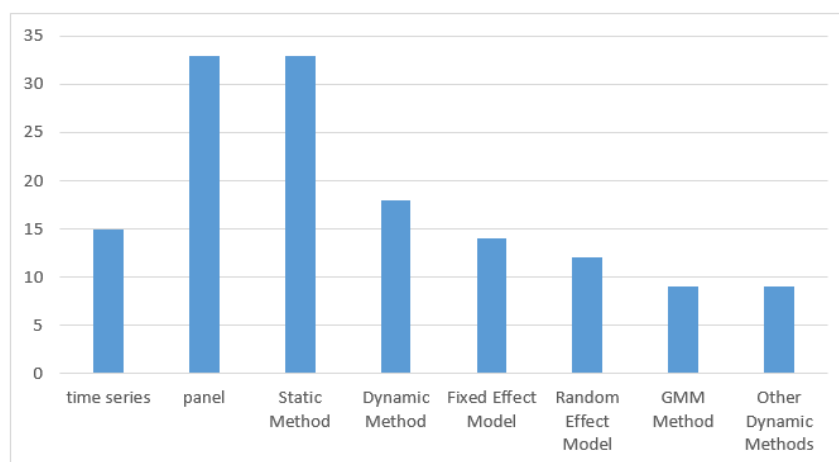
به سری زمانی بیشتر مورد استفاده قرار گرفته‌اند. همچنین، روش‌های مثبتی بر اثرات ایستا در مقایسه با روش‌های پویا کاربرد بیشتری داشته‌اند.

نمودار ۱. توزیع مطالعات براساس سال انتشار



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲. توزیع مطالعات براساس روش‌ها و مدل‌های مختلف



مأخذ: یافته‌های پژوهش

۳-۱-۴. استخراج اطلاعات و توجیه ورود متغیرها

در ابتدا، با استفاده از کلیدواژه درآمدهای مالیاتی در گوگل اسکالر، تمامی مقالات مرتبط از آغاز تا سال ۲۰۲۴ مورد بررسی قرار گرفتند. سپس با مرور چکیده‌های مطالعاتی که به بررسی تأثیر عوامل مختلف بر درآمدهای مالیاتی پرداخته بودند، مطالعاتی که نامناسب یا فاقد اطلاعات کافی برای فراتحلیل بودند، حذف شدند و در نهایت، ۴۸ مقاله شامل ۷۹۷ رگرسیون برای تحلیل، کدگذاری و وارد نرم‌افزار CMA شدند.

در این فراتحلیل، تنها مطالعاتی را در نظر می‌گیریم که تأثیر متغیرهای مختلف بر درآمدهای مالیاتی را برآورد کرده‌اند. بنابراین متغیر وابسته همواره نسبت کل درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی است. باین‌حال، روش اندازه‌گیری درآمدهای مالیاتی متفاوت است. مطالعات منتخب، درآمدهای مالیاتی را با احتساب پرداخت‌های تأمین اجتماعی و بدون آن اندازه‌گیری کرده‌اند. بنابراین هر یک از موارد ذکر شده را به‌صورت یک متغیر ساختگی، کدگذاری و وارد مدل می‌کنیم.

متغیرهای تولید ناخالص داخلی، تجارت خارجی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، تورم، ارزش افزوده بخش صنعت، فساد، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و وقفه درآمدهای مالیاتی به‌عنوان متغیر توضیحی وارد مدل شدند. شایان ذکر است متغیرهای دیگری در این پژوهش مورد بررسی قرار گرفتند اما به دلیل نبود داده کافی از تحلیل حذف شدند. این متغیرها شامل تحصیلات، امید به زندگی، نرخ مرگ و میر کودکان، مالیات مستقیم، مالیات غیرمستقیم، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص^۱، بیکاری^۲، درآمد غیرمالیاتی^۳، شرایط تجارت^۴، قانون و مقررات^۵، شاخص توسعه انسانی^۶، نرخ ارز رسمی^۷، شهرنشینی^۸، کمک‌های خارجی^۹، ارزش افزوده خدمات^{۱۰}، رشد اشتغال^{۱۱}، نقدینگی^{۱۲}، حمایت توسعه رسمی^{۱۳}، کل هزینه‌های

-
1. Gross Fixed Capital Formation
 2. Unemployment
 3. Non-tax revenues
 4. Terms of Trade
 5. Law and Order
 6. Human Development Index
 7. Official Exchange Rate
 8. Urbanization
 9. Foreign Aid
 10. Service Share
 11. Employment Growth
 12. Broad Money
 13. Official Development Assistance

توسعه^۱، مخارج دولت، پس‌انداز ناخالص ملی، کل سرمایه‌گذاری، کارایی اداره مالیات^۲، نرخ مالیات بر درآمد شرکت، نرخ مالیات بر درآمد اشخاص، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، کیفیت مقررات^۳، کسری سال قبل، پیری^۴، شاخص حکمرانی^۵، ضریب جینی^۶، بدهی عمومی^۷، شاخص اثربخشی دولت^۸ و بدهی خارجی^۹ می‌شوند.

جدول ۲، مجموعه‌ای از متغیرهای تعدیل‌گر^{۱۰} را که در این فراتحلیل به کار رفته‌اند، نشان می‌دهد. مجموعه اول، شاخص‌های مورد استفاده برای سنجش درآمدهای مالیاتی را نشان می‌دهد که شامل درآمدهای مالیاتی با احتساب بیمه تأمین اجتماعی و درآمدهای مالیاتی بدون بیمه تأمین اجتماعی می‌باشد. شاخص‌های تعدیل‌گر شامل مدل و روش‌های برآورد مختلف، تعداد نمونه، تجارت خارجی، جمعیت، فساد، نهاد، تورم، تولید ناخالص داخلی و دوره زمانی ۱۹۸۰، ۱۹۹۰، ۲۰۰۰، ۲۰۱۰ هستند.

جدول ۲. متغیرهای مجازی مورد استفاده در فراتحلیل این مطالعه

ردیف	متغیر	توضیحات
متغیرهای مربوط به شاخص‌های اندازه‌گیری درآمدهای مالیاتی		
۱	TRISSC ^{۱۱}	اگر متغیر درآمدهای مالیاتی با احتساب بیمه تأمین اجتماعی باشد مقدار ۱ در غیر این صورت ۰ است.
۲	TRESSC ^{۱۲}	اگر متغیر درآمدهای مالیاتی بدون احتساب بیمه تأمین اجتماعی باشد مقدار ۱ در غیر این صورت ۰ است.

1. Total Development Expenditure
2. Tax Administration Efficiency
3. Regulatory Quality
4. Oldness
5. Governance Index
6. Gini Index
7. Public Debt
8. Government Effectiveness Index
9. External Debt
10. Moderato Variable
11. Tax Revenues Including Social Security Contributions
12. Tax Revenues Excluding Social Security Contributions

ادامه جدول ۲. متغیرهای مجازی مورد استفاده در فراتحلیل این مطالعه

ردیف	متغیر	توضیحات
متغیرهای مربوط به مدل و روش برآورد		
۴	panel	اگر در مطالعه از مدل پنل استفاده شده باشد، مقدار ۱ در غیر این صورت ۰ است.
۵	Dynamic	اگر در مطالعه مدل پانل پویا باشد، مقدار این متغیر ۱ و در غیر این صورت ۰ است.
۶	Static	اگر در مطالعه مدل ایستا باشد، مقدار این متغیر ۱ و در غیر این صورت ۰ است.
۷	Fixed	اگر در مطالعه از روش اثرات ثابت استفاده شده باشد مقدار ۱ در غیر این صورت ۰ است.
۸	Random	اگر در مطالعه از روش اثرات تصادفی استفاده شده باشد مقدار ۱ در غیر این صورت ۰ است.
۹	Gmm	اگر در مطالعه از روش گشاورهای تعمیم‌یافته استفاده شده باشد مقدار ۱ در غیر این صورت ۰ است.
۱۰	Other Dynamic	اگر در مطالعه از سایر روش‌های پویا استفاده شده باشد مقدار ۱ در غیر این صورت ۰ است.
متغیرهای مربوط به تعداد نمونه		
۱۱	Few	اگر تعداد کشورها در مدل رگرسیونی کمتر از ۱۰ باشد، مقدار این متغیر ۱ است و در غیر این صورت ۰ است.
۱۲	Moderate	اگر تعداد کشورها در مدل رگرسیونی بین ۱۰ تا ۵۰ باشد، مقدار این متغیر ۱ است و در غیر این صورت ۰ است.
۱۳	Many	اگر تعداد کشورها در مدل رگرسیونی بیش از ۵۰ باشد، مقدار این متغیر ۱ است و در غیر این صورت ۰ است.
سایر متغیرهای تعدیل‌گر		
۱۴	GDP	اگر متغیری به‌عنوان تولید ناخالص داخلی در مدل رگرسیونی لحاظ شده باشد، این متغیر مجازی برابر ۱ و در غیر این صورت ۰ است.
۱۵	INF	اگر متغیری به‌عنوان تورم در مدل رگرسیونی لحاظ شده باشد، این متغیر مجازی برابر ۱ و در غیر این صورت ۰ است.
۱۶	TRAD	اگر متغیری به‌عنوان تجارت خارجی در مدل رگرسیونی لحاظ شده باشد، این متغیر مجازی برابر ۱ و در غیر این صورت ۰ است.

ادامه جدول ۲. متغیرهای مجازی مورد استفاده در فراتحلیل این مطالعه

ردیف	متغیر	توضیحات
۱۷	POP ^۱	اگر متغیری به عنوان جمعیت در مدل رگرسیونی لحاظ شده باشد، این متغیر مجازی برابر ۱ و در غیر این صورت ۰ است.
۱۸	COR ^۲	اگر متغیری به عنوان فساد در مدل رگرسیونی لحاظ شده باشد، این متغیر مجازی برابر ۱ و در غیر این صورت ۰ است.
۱۹	INST ^۳	اگر متغیری به عنوان نهاد در مدل رگرسیونی لحاظ شده باشد، این متغیر مجازی برابر ۱ و در غیر این صورت ۰ است.
۲۰	۱۹۸۰	اگر دوره زمانی مربوط به دهه ۱۹۹۰ باشد برابر ۱ و در غیر این صورت ۰ است.
۲۱	۱۹۹۰	اگر دوره زمانی مربوط به دهه ۲۰۰۰ باشد برابر ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۲۲	۲۰۰۰	اگر دوره زمانی مربوط به دهه ۲۰۱۰ باشد برابر ۱ و در غیر این صورت ۰ است.
۲۲	۲۰۱۰	اگر دوره زمانی مربوط به دهه ۲۰۲۰ باشد برابر ۱ و در غیر این صورت ۰ است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۳-۱-۵. تحلیل آماری

در فراتحلیل، شاخص اندازه اثر^۴ که از تحلیل‌های اولیه به دست می‌آید، به عنوان متغیر وابسته در یک مدل رگرسیون استفاده می‌شود. این مدل‌سازی با استفاده از متغیرهای مجازی انجام می‌شود که تفاوت‌های موجود در روش‌ها و داده‌های استفاده شده در تخمین‌های اولیه را نشان می‌دهند. بنابراین، تحلیل متارگرسیون به توضیح سیستماتیک تنوع زیادی که در تحقیقات تجربی مشاهده می‌شود، کمک می‌کند (Stanley, 2001).

$$\text{effect}_i = \beta_1 + \beta_0 SE_i + \sum_{k=1}^k \alpha_k Z_{jk} + e_i \quad (۱)$$

در رابطه (۱)، effect_i تأثیر متغیرهای مختلف بر درآمدهای مالیاتی در این فراتحلیل است. SE_i خطای استاندارد اثر برآورد شده (میزان تغییرات در تخمین اندازه اثر) است. Z_{jk} بردار متغیرهای مستقل را که عامل ایجاد تفاوت در مطالعات است، نشان می‌دهد. α_k پارامتر فراتحلیل است که تأثیر متمایز ویژگی‌های مطالعه را بازتاب می‌کند و e_i بیانگر جزء اخلاص فرارگرسیون است. اندیس i مطالعات مختلف و j ویژگی مطالعات مختلف است. k تعداد

-
1. Population
 2. Corruption
 3. Institution
 4. Effect Size Index

ویژگی‌ها یا عواملی است که به‌طور جداگانه مورد تحلیل قرار می‌گیرند تا تأثیر آن‌ها بر متغیر وابسته بررسی شود.

۳-۱-۵-۱. فراتحلیل چندسطحی^۱

با توجه به اینکه هر تحقیق به‌طور مستقل شامل چندین رگرسیون و در نتیجه، چندین اندازه اثر است، نتایج رگرسیون‌های هر تحقیق با هم ترکیب شده و یک اندازه اثر مشخص برای آن تحقیق به‌دست می‌آید. در نهایت، پس از انجام فراتحلیل برای هر تحقیق، تمامی اندازه‌های اثر به‌دست آمده از تحقیقات منفرد در یک فراتحلیل جامع ترکیب می‌شوند.

۴. یافته‌ها

برای انجام فراتحلیل، ابتدا باید مشخص شود کدامیک از مدل‌های اثرات ثابت^۲ یا اثرات تصادفی^۳ قابل استفاده است. تحت مدل اثرات ثابت، فرض بر این است که یک اندازه اثر واقعی وجود دارد که در همه مطالعات منفرد مشترک است. به عبارت دیگر، همه عواملی که می‌توانند بر اندازه اثر تأثیر بگذارند در همه مطالعات یکسان هستند و بنابراین اندازه اثر در همه مطالعات یکسان است. نتیجه این می‌شود که اندازه اثر مشاهده شده از یک مطالعه به مطالعه دیگر تنها به دلیل خطای تصادفی^۴ در هر مطالعه متفاوت است. در مقابل، در مدل اثرات تصادفی، اندازه اثر به دو دلیل از یک مطالعه به مطالعه دیگر متفاوت خواهد بود: اول خطای تصادفی در مطالعات، مانند مدل اثر ثابت و دوم، تغییر واقعی در اندازه اثر از یک مطالعه به مطالعه دیگر (Borenstein, et al., 2007).

در این فراتحلیل اندازه اثر برای متغیرهای کلیدی شامل تولید ناخالص داخلی، تجارت خارجی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، تورم، ارزش افزوده بخش صنعت، فساد، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و وقفه درآمدهای مالیاتی محاسبه شده است. بنابراین، با انتخاب هر کدام از این دو مدل، تخصیص وزن‌ها از طریق تحلیل ناهمگنی متفاوت خواهد بود و این تفاوت منجر به تغییر در نتایج بعدی فراتحلیل می‌شود. لذا به منظور بررسی

1. Multilevel of Meta-Analysis
2. Fixed Effect Model
3. Random Effect Model
4. Random Error

ناهمگنی، از آزمون Q کوکران^۱ استفاده می‌شود که یک آزمون رایج برای ناهمگنی در فراتحلیل است و تغییرات اضافی فراتر از خطای نمونه‌گیری^۲ را اندازه‌گیری می‌کند (Geyer, et al., 2018) و همچنین آزمون مجذور I برای این منظور استفاده می‌شود (Borenstein, et al., 2007). جدول ۳، نتایج حاصل از بررسی ناهمگنی بین مطالعات را از طریق دو آزمون Q کوکران و مجذور I نشان می‌دهد.

جدول ۳. نتایج آزمون‌های ناهمگنی

کوکران Q آزمون							
TAX(t-1)	FDI	COR	IND	INF	AGR	TRAD	GDP
۳۱۱/۷۶۶***	۱۴۶/۴۳۱***	۴۳۹/۷۳۳***	۱۱۶/۱۳۰***	۴۱/۴۶۲**	۶۹۴/۷۸***	۴۵/۸۷***	۱۱۱۴/۳۱۷***
۷	۱۳	۱۱	۲۰	۲۶	۲۷	۳۱	۳۱
۰	۰	۰	۰	۰/۰۴۶	۰	۰/۰۴۲	۰/۰۰۳
۹۸/۷۰۳	۹۱/۱۲۲	۹۷/۶۵۸	۸۲/۷۷۸	۳۷/۲۹۲	۹۶/۱۱	۳۲/۴۱۸	۹۷/۲۱۸

*** p<0/01, ** p<0/05, * P<0/1

مأخذ: یافته‌های پژوهش با استفاده از نرم‌افزار CMA

در آزمون Q کوکران فرضیه H0 نشان‌دهنده همگنی اندازه‌های اثر در مطالعات است و فرضیه H1 نشان‌دهنده وجود تفاوت در اندازه‌های اثر بین مطالعات می‌باشد (Geyer, et al., 2018). در جدول ۳، با توجه به اینکه مقدار P value کمتر از ۰/۱ گزارش شده است، فرضیه H1 تأیید می‌شود که این امر نشان‌دهنده ناهمگن بودن مطالعات به کار رفته در این فراتحلیل است. همچنین، نتیجه آزمون I² نیز نشان می‌دهد که برای اکثر متغیرها، ناهمگنی در حد متوسط تا بالا مشاهده شده است. بنابراین، برای محاسبه اندازه اثر کلی، ضروری است که از مدل اثرات تصادفی استفاده کنیم.

۴-۱. نتایج ترکیب مطالعات و نمودار انباشت^۳

این بخش، مهم‌ترین قسمت نتایج فراتحلیل به شمار می‌رود. جدول ۴، نتایج حاصل از ترکیب اندازه‌های اثر مطالعات مختلف و اندازه اثر کلی را نمایش می‌دهد.

1. Cochran's Q-test
2. Sampling Error
3. Forest plot

جدول ۴. نتایج ترکیب دوسطحی مطالعات منفرد

متغیرها	تعداد مطالعات	تعداد رگرسیون‌های مطالعات	اندازه اثر کل	فاصله اطمینان ۹۵٪	Z – value	p - value
GDP	تولید ناخالص داخلی ^۱	۳۲	۱۸۶	۰/۲*** تا ۰/۰۶۷ ۰/۳۲۵	۲/۹۴۳	۰/۰۰۳
TRAD	تجارت خارجی	۳۲	۱۵۴	۰/۰۶۸*** تا ۰/۰۵۲ ۰/۰۴۱	۴/۹۱۲	۰
AGR	ارزش افزوده بخش کشاورزی	۲۸	۱۳۳	۰/۱۸۵** تا -۰/۲۹۱ -۰/۰۷۴	-۳/۲۵۸	۰/۰۰۱
INF	تورم	۲۷	۱۰۴	۰/۰۳*** تا ۰/۰۰ ۰/۰۶	۱/۹۷۶	۰/۰۴۸
IND	ارزش افزوده بخش صنعت	۲۱	۱۰۳	۰/۰۷۹*** تا ۰/۰۱۳ ۰/۱۴۵	۲/۳۳۵	۰/۰۲
COR	فساد	۱۲	۴۲	۰/۱۵۶** تا -۰/۳۰۳ -۰/۰۰۱	-۱/۹۷۹	۰/۰۴۸
FDI	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	۱۴	۵۱	-۰/۰۱۹ تا -۰/۱۳۶ ۰/۰۹۸	-۰/۳۲۲	۰/۷۴۷
TAX(t-1) ^۲	وقفه درآمدهای مالیاتی	۸	۲۵	۰/۵۲۸** تا ۰/۲۳۷ ۰/۷۳۲	۳/۳۳۱	۰/۰۰۱

P<0/01***, p<0/05**, p<0/1*

مأخذ: محاسبات پژوهش با استفاده از نرم‌افزار CMA

به منظور تعیین شدت و جهت رابطه بین دو متغیر مورد بررسی در فراتحلیل، ضروری است که اندازه اثر کلی را محاسبه کنیم. این خروجی از طریق ترکیب اندازه اثرهای به‌دست آمده از مطالعات مختلف در سطح یک فراتحلیل چندسطحی^۳ حاصل می‌شود.

۱. در داده‌های این متغیر، ۱۲ رگرسیون مربوط به رشد تولید ناخالص داخلی بود که با حذف این موارد در فراتحلیل جدید، تغییری در معناداری و علامت نتایج صورت نگرفت.

۲. فراتحلیل این متغیر، به دلیل تعداد پایین مطالعات و رگرسیون‌ها به صورت یک سطحی انجام شده است.

۳. در پیوست، نمودار مربوط به اندازه اثر مطالعات منفرد و اندازه اثر کل آمده است.

باتوجه به اندازه اثر کل (۰/۲)، در این فراتحلیل برای متغیر GDP تأثیر تولید ناخالص داخلی بر درآمدهای مالیاتی مثبت بوده و براساس آماره‌های Z و P گزارش شده، این رابطه معنادار است. دلیل این یافته این است که با افزایش GDP، فعالیت‌های اقتصادی بیشتر و درآمد شرکت‌ها و افراد افزایش می‌یابد و در نتیجه مصرف و سرمایه‌گذاری نیز بیشتر می‌شود که همه این‌ها منجر به گسترش پایه مالیاتی و افزایش درآمدهای مالیاتی می‌شود. همچنین، با رشد اقتصادی، نرخ اشتغال و شهرنشینی افزایش می‌یابد که هر دو به بهبود عملکرد درآمدهای مالیاتی کمک می‌کنند (Ayyele, Teera, 2003; Terefe & Teera, 2018; 2015).

نتیجه به‌دست آمده در این فراتحلیل با مقالاتی همچون حکیم^۱ (۲۰۲۰)، ویجایا و دوی^۲ (۲۰۲۲)، ترفه و تیرا^۳ (۲۰۱۸)، گوباجو و همکاران^۴ (۲۰۱۸)، ساپتونو و محمود^۵ (۲۰۲۱)، ایهوارولام و همکاران^۶ (۲۰۲۱)، دیودا^۷ (۲۰۱۲)، آلیمانا و حمد^۸ (۲۰۲۲)، آیزمن و همکاران^۹ (۲۰۱۵)، بوکبش و همکاران^{۱۰} (۲۰۱۸)، ولای و پرندی^{۱۱} (۲۰۱۴)، اپافرا و ماساوه^{۱۲} (۲۰۱۷) و چامیسا و سونده^{۱۳} (۲۰۲۴) منطبق می‌باشد.

متغیر دیگر TRAD می‌باشد که اندازه اثر کل (۰/۰۶۸) نشان می‌دهد تأثیر تجارت خارجی بر درآمدهای مالیاتی مثبت بوده و این یافته با مطالعات ویجایا و دوی (۲۰۲۲)، ترفه و تیرا (۲۰۱۸)، حمدان و رانا^{۱۴} (۲۰۲۱)، گوباجو و همکاران (۲۰۱۸)، دراموند و همکاران^{۱۵} (۲۰۱۲)، دیودا (۲۰۱۲)، یارو و راجی^{۱۶} (۲۰۲۲)، آیزمن و همکاران (۲۰۱۵)، بوکبش و

-
1. Hakim, T.
 2. Wijaya, S. & Dewi, A.K.
 3. Terefe, K.D. & Teera, J.
 4. Gobachew, N., et al.
 5. Saptono, P.B. & Mahmud, G.
 6. Ihuarulam, I.G., et al.
 7. Dioda, L.
 8. Albimana, M.M. & Moh'd Hemedb, I.
 9. Aizenman, J., et al.
 10. Boukbech, R., et al.
 11. Velaj, E. & Prendi, L.
 12. Epaphra, M. & Massawe, J.
 13. Chamisa, M.G. & Sunde, T.
 14. Hamdan, S. & Rana, F.
 15. Drummond, M.P., et al.
 16. Yaru, M.A. & Raji, A.S.

همکاران (۲۰۱۸)، جعفری و همکاران^۱ (۲۰۱۵)، اپافرا و ماساوه (۲۰۱۷)، ماوچه و سبوده^۲ (۲۰۱۹)، تولوسا و ملسه^۳ (۲۰۲۴) و تورنتون^۴ (۲۰۱۴) همسو می‌باشد. در این مطالعات ذکر شده است که تجارت خارجی باعث افزایش درآمدهای مالیاتی می‌شود زیرا مالیات بر واردات و صادرات به راحتی قابل شناسایی و جمع‌آوری است. همچنین، اقتصادهای باز به دلیل مواجهه با ریسک‌های خارجی، نیاز به سیستم‌های بیمه‌ای بهتر دارند که نقش دولت را افزایش می‌دهد. این افزایش نقش و دخالت دولت نیازمند درآمدهای مالیاتی بیشتر است. بنابراین، بازبودن تجارت به طور مستقیم و غیرمستقیم منجر به افزایش درآمدهای مالیاتی می‌شود (Dioda, 2012).

همچنین اندازه اثر کل (۰/۱۸۵-) برای متغیر AGR حاکی از این است که تأثیر ارزش افزوده بخش کشاورزی بر درآمدهای مالیاتی منفی بوده است زیرا بخش بزرگی از فعالیت‌های کشاورزی در کشورهای درحال توسعه معمولاً معیشتی است و بسیاری از کشورها تمایلی به مالیات‌گیری از غذاهای اصلی ندارند. از طرف دیگر، جمع‌آوری مالیات از کشاورزان کوچک و معیشتی که محصولات خود را در بازارهای غیررسمی می‌فروشند، دشوار است و غیررسمی بودن مانع از شامل کردن افراد واجد شرایط در پایه مالیاتی می‌شود (Teera, 2003; Neog & Gaur, 2020; Zarra-Nezhad et al., 2016).

پژوهش‌های گنانگنون^۵ (۲۰۲۲)، زارا-نژاد و همکاران^۶ (۲۰۱۶)، گوباجو و همکاران (۲۰۱۸)، ابراهیم و جایرو^۷ (۲۰۲۲)، الابده^۸ (۲۰۱۸)، دراموند و همکاران (۲۰۱۲)، دیودا (۲۰۱۲)، توجو^۹ (۲۰۲۱)، یارو و راجی (۲۰۲۲)، بوکیش و همکاران (۲۰۱۸)، موتاسکو و دانولتسیو^{۱۰} (۲۰۱۳) و چامیسا و سونده (۲۰۲۴) نیز به این نتیجه دست یافته‌اند. عامل اثر گذار دیگر بر درآمدهای مالیاتی تورم (INF) است که اندازه اثر کل (۰/۰۳) نشان می‌دهد تأثیر تورم بر درآمدهای مالیاتی مثبت بوده است و نتایج مقالات ویجایا و دوی

-
1. Jaffri, A.A., et al
 2. Mawejje, J. & Sebudde, R.K.
 3. Tolossa, G. & Melese, W.E.
 4. Thornton, J.
 5. Gnanangnon, S.K.
 6. Zarra-Nezhad, M., et al
 7. Ibrahim, A.J. & Jairo, I.J.
 8. Alabede, J.O.
 9. Tujo, D.B.
 10. Mutascu, M. & Danuletiu, D.

(۲۰۲۲)، آکینتویه و همکاران^۱ (۲۰۱۹)، ماسییا و همکاران^۲ (۲۰۱۵)، اوز-یالامان^۳ (۲۰۱۹)، ایهوارولام و همکاران (۲۰۲۱)، یارو و راجی (۲۰۲۲)، چامیسا و سونده (۲۰۲۴) و موتاسکو و دانولتسیو (۲۰۱۳) این اثر را تأیید می‌کنند. دو توضیح احتمالی برای چنین یافته‌ای وجود دارد: اول، با افزایش قیمت کالاها و خدمات، پایه مالیاتی مالیات بر ارزش افزوده (VAT) افزایش می‌یابد و در نتیجه مقدار مالیات جمع‌آوری شده بیشتر می‌شود و دوم، در سیستم‌های مالیاتی تصاعدی، تورم می‌تواند افراد را به براکت‌های مالیاتی بالاتر منتقل کند بدون اینکه قدرت خرید واقعی آنها تغییر کند. این امر منجر به افزایش بار مالیاتی واقعی برای مالیات‌دهندگان و در نتیجه افزایش درآمدهای مالیاتی می‌شود (Calvo, 2024).

در ادامه اندازه اثر کل (۰/۰۷۹) برای متغیر IND نشان‌دهنده تأثیر مثبت ارزش افزوده بخش صنعت بر درآمدهای مالیاتی و همسو با نتایج مطالعات کاسترو و کاماریلو^۴ (۲۰۱۴)، تیره و تیرا (۲۰۱۸)، گوباجو و همکاران (۲۰۱۸)، ساپتونو و محمود (۲۰۲۱)، تیرا^۵ (۲۰۰۳)، مین‌ها و همکاران^۶ (۲۰۲۲)، موتاسکو و دانولتسیو (۲۰۱۳)، چادری و منیر^۷ (۲۰۱۰) و تورنتون (۲۰۱۴) می‌باشد.

صنعتی‌سازی که با شهرنشینی و رسمیت بخشی به فعالیت‌های اقتصادی همراه است، درآمد سرانه را افزایش می‌دهد. همچنین صنایع تخصصی و پویا، به‌ویژه با حضور شرکت‌های بزرگ، سود زیادی کسب می‌کنند که منجر به درآمد مشمول مالیات بیشتری می‌شود. بنابراین، هرچه ارزش افزوده بخش صنعتی بیشتر باشد، منجر به افزایش پایه مالیاتی و درآمد مالیاتی بیشتر خواهد شد (Minh Ha, et al., 2022; Yaru & Raji, 2022). از دیگر عوامل اثرگذار بر درآمدهای مالیاتی متغیر فساد (COR) است که با اندازه اثر کل (۰/۱۵۶-) نشان می‌دهد که تأثیر فساد بر درآمدهای مالیاتی منفی است. فساد باعث کاهش درآمدهای مالیاتی می‌شود به این صورت که اولاً بخشی از درآمدهای مالیاتی به جای واریز به خزانه دولت، به جیب‌های خصوصی می‌رود و ثانیاً فساد باعث کاهش سرمایه‌گذاری، افزایش بخش غیررسمی اقتصاد، اختلال در ساختار مالی و تضعیف اخلاق

1. Akintoye, I.R., et al.

2. Masiya, M., et al.

3. Oz-Yalaman, G.

4. Castro, G.Á. & Camarillo, D.B.R.

5. Teera, J.M.

6. Minh Ha, N., et al.

7. Chaudhry, I.S. & Munir, F.

مالیات‌دهندگان می‌شود. این عوامل، جمع‌آوری مؤثر مالیات را برای دولت دشوار می‌کنند و در نتیجه، درآمدهای مالیاتی کاهش می‌یابد (Alabede, 2018). مطالعات لانگفورد و اولنبرگ^۱ (۲۰۱۵)، اوز-یالامان (۲۰۱۹)، اشرف و سرور^۲ (۲۰۱۶) و دراموند و همکاران (۲۰۱۲) نیز این نتیجه را ذکر کرده‌اند. برخلاف سایر متغیرها، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) براساس آماره P گزارش شده، اثر معناداری بر درآمدهای مالیاتی نداشته است. مقالات کاسترو و کاماریلو (۲۰۱۴)، حکیم (۲۰۲۰)، گوباچو و همکاران (۲۰۱۸)، فنونگ و همکاران^۳ (۲۰۲۲)، هانراهان^۴ (۲۰۲۱) و چامیسا و سونده (۲۰۲۴) نیز به این نتیجه دست یافته‌اند. در نهایت وقفه درآمدهای مالیاتی با اندازه اثر کل (۰/۵۲۸)، تأثیر مثبتی بر درآمدهای مالیاتی دارد که با نتیجه به‌دست آمده توسط مطالعات کاسترو و کاماریلو (۲۰۱۴)، گنانگون (۲۰۲۲)، زارا-نژاد و همکاران (۲۰۱۶)، مین‌ها و همکاران (۲۰۲۲) منطبق است. دلیل این رابطه مثبت این است که سطح بالای جمع‌آوری مالیات می‌تواند هزینه‌های عمومی را افزایش داده و منجر به رشد اقتصادی بیشتر شود زیرا دولت با جمع‌آوری مالیات بیشتر، منابع مالی بیشتری برای سرمایه‌گذاری در پروژه‌های عمومی و خدمات اجتماعی دارد که می‌تواند به تحریک اقتصاد و افزایش درآمدهای مالیاتی در بلندمدت منجر شود (Minh Ha, et al., 2022). شدت این روابط با استفاده از معیار کوهن^۵ که در جدول ۵ توضیح داده شده، قابل تفسیر است.

جدول ۵. تفسیر اندازه اثر با توجه به معیار کوهن

اندازه اثر کل	تفسیر
۰/۱۰	کوچک
۰/۳۰	متوسط
۰/۵۰	بزرگ
۰/۷۰	خیلی بزرگ

مأخذ: کوهن (۱۹۸۸)

1. Langford, B. & Ohlenburg, T.
2. Ashraf, M. & Sarwar, S.
3. Nguyen-Phuong, L., et al.
4. Hanrahan, D.
5. Cohen

با توجه به جدول ۵، اندازه اثر کل در این فراتحلیل برای وقفه درآمدهای مالیاتی یک اندازه اثر بزرگ و برای سایر متغیرها، یک اندازه اثر کوچک است.

۴-۲. نمودار کیفی^۱ و بررسی تورش انتشار^۲

نمودار کیف یک روش کلاسیک برای شناسایی تورش انتشار است. این نمودار، توزیعی را نشان می‌دهد که معمولاً به صورت معکوس خطای استاندارد اندازه‌گیری می‌شود و براساس ضریب تخمین زده شده است. در صورتی که تورش انتشار وجود نداشته باشد، نمودار مورد نظر باید باید شکلی شبیه به قیف وارونه داشته باشد؛ به این معنا که قاعده‌اش عریض باشد و هرچه مقادیر در محور عمودی افزایش یابند، باریک‌تر شود. همچنین، نمودار باید دارای تقارن باشد. برای بررسی وجود تورش انتشار در فراتحلیل، از روش استنلی و همکاران^۳ (۲۰۰۸) پیروی می‌کنیم که به آن تست عدم تقارن قیف^۴ گفته می‌شود و معادله (۲) را برآورد می‌کنیم (Nehrebecka & Dzik-Walczak, 2018).

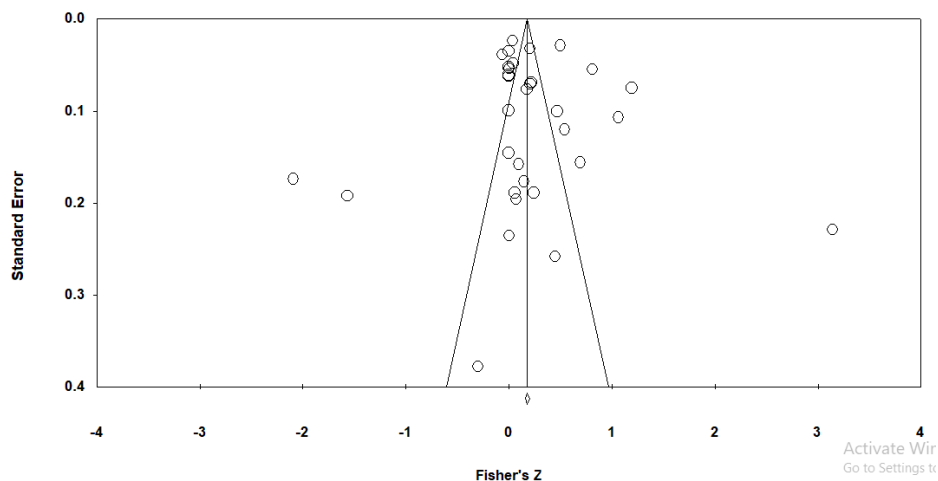
$$t_i = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{SE_i} \right) + V_i \quad (2)$$

در نمودار ۳، ۳۱ دایره کوچک قرار دارد که هر کدام نشان‌دهنده اندازه اثر هر پژوهش است. محور X نمودار، اندازه اثر استاندارد شده (Z فیشر) را نمایش می‌دهد و محور Y خطای معیار مرتبط با اندازه اثر را نشان می‌دهد. خط عمودی مرکزی که در میانه قیف قرار دارد، میزان اندازه اثر کلی را در فراتحلیل نشان می‌دهد. به‌طور کلی، اکثر مطالعات در این نمودار دارای حجم نمونه بزرگ و خطای استاندارد کوچک هستند. این نمودار، نشان‌دهنده تقارن نسبی و فقدان تورش انتشار است. در ادامه، برای بررسی بیشتر تقارن و تورش انتشار آزمون اگر^۵ انجام شده است.

-
1. Funnel Plot
 2. publication Bias
 3. Stanley, T.D., et al.
 4. Funnel Asymmetry Test
 5. Egger

نمودار ۳. نمودار کیفی متغیر GDP

Funnel Plot of Standard Error by Fisher's Z



مأخذ: یافته‌های پژوهش با استفاده از نرم‌افزار CMA

۳-۴. نتایج آزمون اِگر

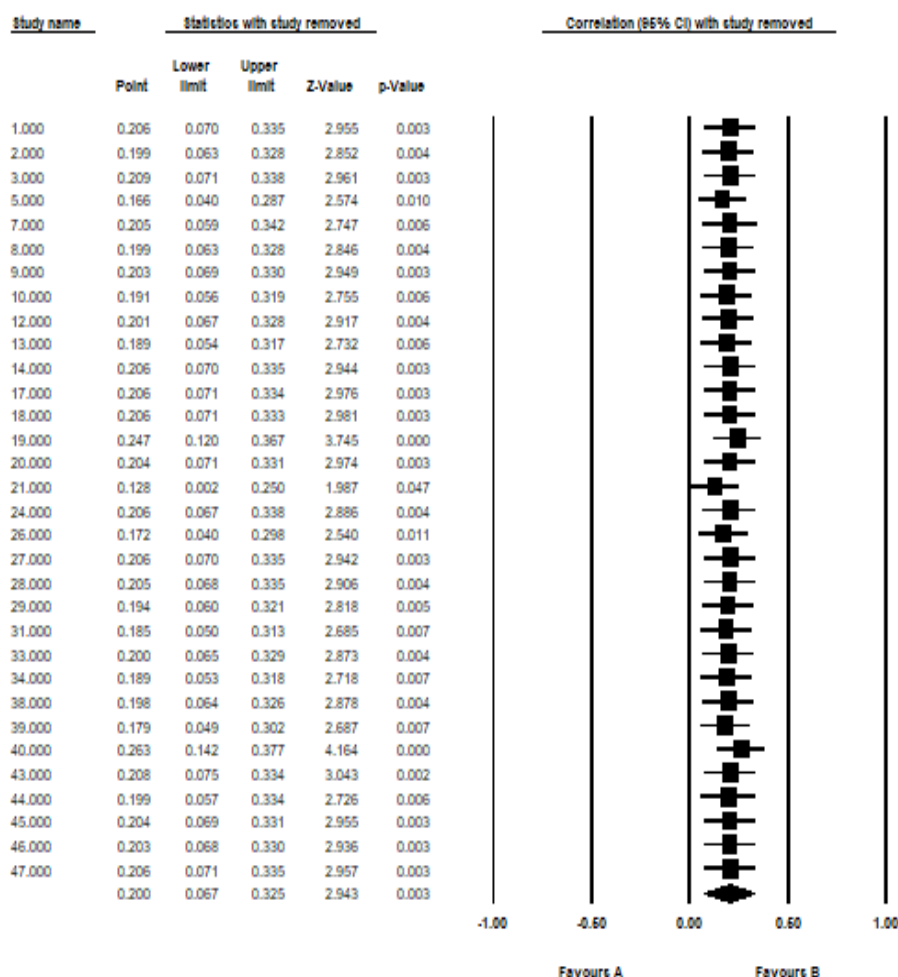
جدول ۶. نتایج آزمون اِگر

رگرسیون اِگر							
TAX(t-1)	COR	IND	INF	AGR	TRAD	GDP	
۰/۲۱۴۳۴	-۲/۳۷۸۲۳	۰/۵۱۱۰۷	۰/۳۷۶۹۱	-۱/۴۲۳۴۸	۰/۰۰۲۸۲	۰/۶۴۹۵۲	عرض از مبدأ
۵/۹۸۹۲۴	۳/۶۹۸۰۹	۰/۹۱۹۱۶	۰/۴۰۶۴۴	۱/۶۲۶۳۸۶	۰/۳۸۷۴۹	۱/۸۱۸۵۷	خطای معیار
-۱۴/۴۴۶۸۰	-۱۰/۶۱۸۰۸	-۱/۴۱۲۹۷	-۰/۴۶۰۱۷	-۴/۷۶۷۵۴	-۰/۷۸۸۵۴	-۳/۰۶۴۵۰	حد پایین فاصله اطمینان
۱۴/۸۶۹۴۹	۵/۸۶۱۶۲	۲/۴۳۴۸۹	۱/۲۱۳۹۸	۱/۹۲۰۵۷	۰/۷۹۴۱۸	۴/۳۶۳۵۴	حد بالای فاصله اطمینان
۰/۹۸۰۹۴	۰/۶۴۳۱۰	۰/۵۵۶۰۲	۰/۹۲۷۳۳	۰/۸۷۴۹۹	۰/۰۰۷۲۷	۰/۳۵۷۱۶	t-Value
۶	۱۰	۱۹	۲۵	۲۶	۳۰	۳۰	درجه آزادی
۰/۴۸۶۳۱	۰/۲۶۷۳۱	۰/۲۹۲۳۴	۰/۱۸۱۳۱	۰/۱۹۴۸۰	۰/۴۹۷۱۲	۰/۳۶۱۷۴	P-Value

مأخذ: یافته‌های پژوهش با استفاده از نرم‌افزار CMA

در آزمون اِگر که به بررسی تورش در انتشار می‌پردازد، فرضیه صفر بیانگر تقارن در اندازه اثرات مطالعات منفرد است و فرضیه مقابل، عدم تقارن را نشان می‌دهد (Egger, et al., 1997). یافته‌های جدول ۶ نشان می‌دهند که فرضیه صفر پذیرفته شده است، به این معنا که داده‌ها تقارن و فقدان تورش انتشار را نشان می‌دهند و نتایج فراتحلیل انجام شده در این تحقیق دارای اعتبار بالا هستند.

جدول ۷. نتایج آزمون تحلیل حساسیت متغیر تولید ناخالص داخلی



مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۴. آزمون تحلیل حساسیت^۱

در آزمون تحلیل حساسیت، یک مطالعه از تحلیل حذف شده و تأثیر این حذف بر نتایج ناهمگنی بین مطالعات سنجیده می‌شود. تحلیل‌های حساسیت نشان می‌دهند که نتایج فراتحلیل تحت تأثیر حضور یا عدم حضور یک مطالعه خاص قرار دارد یا خیر. با وجود این، اندازه اثر کلی و معنی‌داری آن ممکن است نه تنها به یک مطالعه بلکه به چندین مطالعه بستگی داشته باشد (Patsopoulos, et al., 2008). در این پژوهش، همان‌طور که در جدول ۷ مشهود است، ضمن اینکه سطر آخر نتیجه اصلی فراتحلیل را نشان می‌دهد، در متغیر GDP با حذف مطالعه اول مقدار اندازه اثر کل از (۰/۲) به (۰/۲۰۶) تغییر می‌کند. در سایر سطرها، با حذف هر یک از اندازه اثرهای مطالعاتی که وجود دارد، اندازه اثر تغییر زیادی نکرده است. بنابراین، نتیجه حاصل این است که نتیجه فراتحلیل‌ها در این پژوهش تحت تأثیر مطالعه خاصی قرار نمی‌گیرد و اندازه اثرهای کل از اعتبار بالایی برخوردار هستند.

۴-۵. نتایج ترکیب مطالعات با در نظر گرفتن متغیرهای تعدیل‌گر^۲

به هر عاملی که جهت و یا شدت رابطه بین یک متغیر مستقل و یک متغیر وابسته را تحت تأثیر قرار می‌دهد متغیر تعدیل‌گر می‌گویند (Allumbaugh & Hoyt, 1999). در این بخش، تأثیر هر یک از متغیرهای تعدیل‌گر که در جدول ۲ آورده شده است، بر اندازه اثر کل تبیین و تفسیر می‌شود.

همان‌طور که در جدول ۸ دیده می‌شود، اندازه اثر کل رابطه بین تولید ناخالص داخلی و درآمدهای مالیاتی (۰/۲) است. طبق این جدول اگر متغیر وابسته به صورت درآمدهای مالیاتی بدون احتساب بیمه تأمین اجتماعی (TRESSC) در نظر گرفته شود، اثر تولید ناخالص داخلی بر درآمدهای مالیاتی همچنان مثبت است ولی کاهش خواهد یافت. بررسی‌های انجام شده در مطالعاتی که تورم (INF)، تراز تجاری (TRAD)، فساد (COR) و نهاد (INST) را در مدل‌های رگرسیونی خود وارد کرده‌اند، نشان می‌دهد که این متغیرها رابطه بین تولید ناخالص داخلی و درآمدهای مالیاتی را مثبت و معنادار می‌کند. از طرف دیگر، مطالعاتی که از مدل پنل پویا و ایستا و روش اثرات ثابت و تصادفی استفاده کرده‌اند، نتایج مثبت و معنادار

1. Sensitivity Analysis Test
2. Moderator

شده است. در نهایت نتایج در چهار ستون آخر نشان می‌دهد که در دهه‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ این همبستگی مثبت و معنادار است و مقدار آن در دهه ۲۰۱۰ بیشتر از سایر دهه‌ها است. سطر دوم جدول ۸ رابطه بین تجارت خارجی و درآمدهای مالیاتی را نشان می‌دهد. اگر متغیر وابسته با استفاده از شاخص درآمدهای مالیاتی بدون احتساب بیمه تأمین اجتماعی (TRISSC) در نظر گرفته شود، این رابطه مثبت و معنادار خواهد شد و اگر با شاخص درآمدهای مالیاتی با احتساب بیمه تأمین اجتماعی (TRISSC) در نظر گرفته شود، اثر تجارت خارجی بی‌معنا خواهد شد. بررسی‌های انجام شده در مطالعاتی که تورم (INF)، جمعیت (POP)، فساد (COR) و نهاد (INST) را در مدل‌های رگرسیونی خود در نظر قرار گرفته‌اند، نشان می‌دهد که این متغیرها رابطه بین تجارت خارجی و درآمدهای مالیاتی را مثبت و معنادار می‌کند. در بخش پایانی متغیرهای تعدیل‌گر مربوط به دوره‌های زمانی نشان می‌دهند که در دهه‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ این همبستگی مثبت و معنادار بوده است.

طبق جدول ۸ اندازه اثر کل رابطه بین ارزش افزوده بخش کشاورزی و درآمدهای مالیاتی (۱۸۵/-) است. اگر متغیر وابسته به صورت درآمدهای مالیاتی بدون احتساب بیمه تأمین اجتماعی (TRESSC) در نظر گرفته شود این اثر همچنان منفی و معنادار خواهد بود. بررسی‌های انجام شده در مطالعاتی که تولید ناخالص داخلی، تورم، تجارت خارجی، جمعیت (POP)، فساد (COR) و نهاد (INST) را در مدل‌های رگرسیونی خود مدنظر قرار داده‌اند، نشان می‌دهد که این متغیرها رابطه بین ارزش افزوده بخش کشاورزی و درآمدهای مالیاتی را منفی و معنادار می‌کند.

بررسی‌های انجام شده برای متغیر تورم نشان می‌دهد که اندازه اثر کل رابطه بین تورم و درآمدهای مالیاتی (۰/۰۳) است. براساس جدول ۸ اگر متغیر وابسته با استفاده از شاخص درآمدهای مالیاتی بدون احتساب بیمه تأمین اجتماعی (TRESSC) اندازه‌گیری شود، اندازه اثر کل تورم بر این شاخص‌ها بی‌معنا می‌شود. همچنین در مطالعاتی که تجارت خارجی (TADE)، جمعیت (POP) و نهاد (INST) را در مدل‌های رگرسیونی خود مدنظر قرار داده‌اند، نشان می‌دهد که این متغیرها رابطه بین تورم و درآمدهای مالیاتی را بی‌معنا می‌کند. متغیر فساد (COR) و نهاد نیز به ترتیب باعث کاهش و افزایش اندازه اثر کل تورم بر درآمدهای مالیاتی می‌شود.

جدول ۸. نتایج فراتحلیل چندسطحی متغیرها و ترکیب آن با سایر تعدیل‌گرها

TAX(t-1)	FDI	COR	IND	INF	AGR	TRAD	GDP	
۰/۵۲۸**	-۰/۰۱۹	-۰/۱۵۶**	۰/۰۷۹***	۰/۰۳**	-۰/۱۸۵**	۰/۰۶۸***	۰/۰۷***	اندازه اثر کل
۰/۵۳***	NA	۰/۰۳۸	۰/۰۲۴	۰/۱۳۳	۰/۳۶۱	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	TRIISC
۰/۶۷۵***	NA	-۰/۱۵۴***	۰/۰۹۱***	۰/۰۰۳	-۰/۱۸***	۰/۰۶۲***	۰/۱۹۴***	TRESSC
۰/۶۴۲**	NA	-۰/۱۳۶	۰/۱۵۳***	۰/۰۲*	-۰/۱۷۳***	۰/۱۰۹***	۰/۱۵۹***	Few
۰/۲۱۷	NA	-۰/۰۳۲	۰/۰۸۳***	-۰/۰۳۶*	-۰/۲۴۹***	۰/۰۵۹***	۰/۳۱۲***	Moderate
۰/۷۴***	NA	-۰/۰۲**	۰/۰۶۹**	۰/۰۳۱	-۰/۱۴۵**	۰/۰۲	۰/۱۸۷***	Many
۰	NA	-۰/۰۱۴	۰/۱۳۸	۰/۰۸۴**	-۰/۲۹۳**	۰/۱۴۹***	۰/۰۳۹	Time series
۰/۵۶۶***	NA	-۰/۱۶***	۰/۰۷۱***	۰/۰۰۵	-۰/۱۴۷***	۰/۰۵۳***	۰/۰۷***	Panel
۰/۵۷۸***	NA	۰/۰۰۱	۰/۰۹۱***	۰/۰۵۱*	-۰/۱۷۲***	۰/۰۲۱	۰/۱۳۵***	Dynamic
۰/۴۹۱***	NA	-۰/۳۵۵***	۰/۱۱۷***	-۰/۰۱۳	-۰/۱۸۶***	۰/۰۶۶***	۰/۲۳۹***	Static
NA	NA	۰/۰۰۸	۰/۲۴۱***	-۰/۰۲۷*	-۰/۳۶۳***	۰/۰۵۲***	۰/۵۱۸***	Fixed
NA	NA	-۰/۵۱۵	۰/۸۲	-۰/۰۴**	-۰/۱۷۹**	۰/۰۴۷***	۰/۲۲۴***	Random
۰/۵۸۱***	NA	-۰/۵۸۴***	۰/۰۷***	۰/۰۳۶	-۰/۱۱۲***	۰/۰۲۲	-۰/۰۲۶	Gmm
۰/۵۲۴	NA	-۰/۰۴۵***	۰/۰۹۸***	۰/۱۱۸**	-۰/۲۹۱	۰/۰۵۵***	۰/۱۷۷***	Other Dynamic
۰/۵۱۴***	NA	-۰/۲۰۲***	۰/۰۸۸***	۰/۰۰۸	-۰/۱۹۹***	۰/۰۵۳***	NA	GDP
۰/۵۱۴***	NA	-۰/۱۹۸***	۰/۰۶۴***	NA	-۰/۲۴۲***	۰/۰۶۶***	۰/۳۰۸***	INF
۰/۴۷۸***	NA	-۰/۰۹۴***	۰/۰۷۱***	۰/۰۱۳	-۰/۱۶۷***	NA	۰/۱۷۷***	TRAD
۰/۷۶***	NA	-۰/۲۱۷	-۰/۰۲۸	۰/۰۰۲	-۰/۲۲۴***	۰/۰۴۶***	۰/۰۲۴	POP
۰/۳۸۱*	NA	NA	۰/۰۹***	۰/۰۲۳***	-۰/۰۸۹***	۰/۰۵۵***	۰/۰۹***	COR
NA	NA	NA	۰/۰۷۸**	۰/۰۵۹*	-۰/۱۹۶**	۰/۰۳۳***	۰/۰۲۶*	INST
۰/۷۶***	NA	-۰/۱۸۳***	۰/۱۱۷***	۰/۰۲۱	-۰/۱۷***	۰/۰۴۱***	۰/۰۹۵***	۱۹۸۰
۰/۷۲۴***	NA	-۰/۱۴۲***	۰/۰۴۵***	۰/۰۱۴	-۰/۲۳۵***	۰/۰۶۷***	۰/۱۸۹***	۱۹۹۰
۰/۵۶۱***	NA	-۰/۱۳۳***	۰/۱۰۲***	۰/۰۰۹	-۰/۲۰۵***	۰/۰۶۵***	۰/۲۰۷***	۲۰۰۰
۰/۵۳۶***	NA	-۰/۱۳۲	۰/۱۱۲***	-۰/۰۰۲	-۰/۲۱۳***	۰/۰۷۸***	۰/۲۷۸***	۲۰۱۰

P<0/01***, p<0/05**, p<0/1*

مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس جدول ۸، اندازه اثر کل رابطه بین ارزش افزوده بخش صنعت و درآمدهای مالیاتی (۰/۰۷۹) است. براساس این جدول اگر متغیر وابسته با استفاده از شاخص درآمدهای مالیاتی بدون احتساب بیمه تأمین اجتماعی (TRESSC) در نظر گرفته شود این اثر همچنان مثبت و معنادار خواهد بود و در مطالعاتی که تجارت خارجی (TAD) و فساد (COR) را

در مدل‌های رگرسیونی خود مدنظر قرار داده‌اند، نشان می‌دهد که این متغیرها رابطه بین ارزش افزوده بخش صنعت و درآمدهای مالیاتی را مثبت و معنادار می‌کند. مطابق با جدول ۸، اندازه اثر کل رابطه فساد و درآمدهای مالیاتی (۰/۱۵۶-) است. براساس این جدول اگر متغیر وابسته با استفاده از شاخص درآمدهای مالیاتی بدون احتساب بیمه تأمین اجتماعی (TRESSC) در نظر گرفته شود این اثر همچنان منفی و معنادار خواهد بود. بررسی‌های انجام شده در مطالعاتی که تجارت خارجی (TADE) و جمعیت (POP) را در مدل‌های رگرسیونی خود در نظر گرفته اند، نشان می‌دهد که این متغیرها اندازه کل فساد بر درآمدهای مالیاتی را تضعیف می‌کند.

در سطر پایانی جدول ۸، اندازه اثر کل وقفه درآمدهای مالیاتی بر کل درآمدهای مالیاتی (۰/۵۲۸) است. براساس این جدول در متغیر وابسته با استفاده از شاخص‌های درآمدهای مالیاتی بدون احتساب بیمه تأمین اجتماعی (TRESSC) این اثر همچنان مثبت و معنادار خواهد بود. بررسی‌های انجام شده در مطالعاتی که تولید ناخالص داخلی (GDP)، تورم (POP)، تجارت خارجی (TADE) و جمعیت (POP) را در مدل‌های رگرسیونی خود در نظر گرفته‌اند، نشان می‌دهد که این متغیرها اندازه اثر وقفه درآمدهای مالیاتی و درآمدهای مالیاتی را مثبت و معنادار می‌کنند. تجارت خارجی این اثر را کاهش و جمعیت این اثر را افزایش می‌دهد.

۵. نتیجه‌گیری

مالیات یک جنبه حیاتی از اقتصاد مدرن است زیرا دولت هر کشور سعی می‌کند تا حداکثر درآمد مالیاتی را برای تأمین نیازهای مالی خود جمع‌آوری کند، مشروط به اینکه منجر به کاهش رشد اقتصادی نشود و در جهت بهبود توزیع درآمد عمل کند. عوامل مختلفی بر درآمدهای مالیاتی تأثیر می‌گذارند که شامل تولید ناخالص داخلی، تجارت خارجی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، تورم، ارزش افزوده بخش صنعت، فساد، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و وقفه درآمدهای مالیاتی می‌شود. تأثیر این عوامل بر درآمدهای مالیاتی می‌تواند بسته به شرایط دیگری همچون، تورم، تولید ناخالص داخلی، جمعیت، تراز تجاری، نهادها، فساد و نوع درآمدهای مالیاتی (با احتساب بیمه تأمین اجتماعی و بدون آن) متفاوت باشد.

بنابراین، برای درک دلایل افزایش درآمدهای مالیاتی باید این عوامل و اثر متغیرهای تعدیل گر آن‌ها در نظر گرفته شود.

مطالعات گسترده‌ای بر روی تحقیقات گذشته در زمینه عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی انجام شده است که نشان‌دهنده نتایج متضاد درباره تأثیرگذاری این متغیرها بر درآمدهای مالیاتی است. به همین دلیل، پژوهش کنونی با به کارگیری روش فراتحلیل چندسطحی، به بررسی عدم همگنی و تضادهای مشاهده شده در نتایج پژوهش‌های پیشین پرداخته است. در مطالعات فراتحلیلی، نتایج نهایی شامل ترکیب اندازه‌های اثر از مطالعات فردی و محاسبه اندازه اثر کلی است. در سطح دوم، فراتحلیل چندسطحی، اندازه‌های اثر به دست آمده از سطح اول را ترکیب کرده و اندازه اثر نهایی را گزارش می‌کند. با استفاده از این اندازه اثر کلی، می‌توان قدرت و جهت ارتباط بین دو متغیر مورد مطالعه در فراتحلیل را تعیین کرد.

در این پژوهش اندازه اثر به دست آمده برای متغیر تولید ناخالص داخلی برابر با (۰/۲) بوده است که نشان می‌دهد تأثیر تولید ناخالص داخلی بر درآمدهای مالیاتی مثبت و معنادار است و اگر متغیر وابسته با استفاده از شاخص درآمدهای مالیاتی بدون احتساب بیمه تأمین اجتماعی (TRESSC) اندازه‌گیری شود، اندازه اثر کل رابطه بین تولید ناخالص داخلی و درآمدهای مالیاتی کمتر خواهد بود. همچنین در مطالعاتی که از مدل‌های سری زمانی استفاده کرده‌اند این اثر بی‌معنا و در مدل‌های پنل پویا، پنل ایستا، اثرات ثابت و تصادفی این اثر معنادار و مثبت بوده است.

اندازه اثر کل رابطه بین تجارت خارجی و درآمدهای مالیاتی (۰/۰۶۸) بوده است که نشان‌دهنده تأثیر مثبت تجارت خارجی بر درآمدهای مالیاتی می‌باشد. اگر متغیر وابسته با استفاده از شاخص درآمدهای مالیاتی بدون احتساب بیمه تأمین اجتماعی (TRISSC) در نظر گرفته شود رابطه بین تجارت خارجی و درآمدهای مالیاتی مثبت و معنادار خواهد شد. در مطالعاتی که از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده کرده‌اند این اثر بی‌معنا بوده است در حالی که در مدل‌های ایستا، اثرات ثابت و تصادفی این اثر مثبت و معنادار بوده است. اندازه اثر کل رابطه بین ارزش افزوده بخش کشاورزی و درآمدهای مالیاتی (۰/۱۸۵-) بوده است. براساس جدول ۸ اگر متغیر وابسته به صورت درآمدهای مالیاتی بدون احتساب بیمه تأمین اجتماعی (TRESSC) در نظر گرفته شود این اثر همچنان منفی و معنادار خواهد

بود. بررسی‌های انجام شده در مطالعاتی که تورم (INF)، تولید ناخالص داخلی (GDP)، جمعیت (POP)، فساد (COR) و نهاد (INST) را در مدل‌های رگرسیونی خود مدنظر قرار داده‌اند، نشان می‌دهد که این متغیرها رابطه بین ارزش افزوده بخش کشاورزی و درآمدهای مالیاتی را منفی و معنادار می‌کند. همچنین در مطالعات انجام شده با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، اثرات ثابت و تصادفی این نتیجه همچنان منفی و معنادار بوده است.

اندازه اثر کل رابطه بین تورم و درآمدهای مالیاتی (۰/۰۳) بوده است و اگر متغیر وابسته با استفاده از شاخص درآمدهای مالیاتی بدون احتساب بیمه تأمین اجتماعی (TRESSC) اندازه‌گیری شود، اندازه اثر کل تورم بر این شاخص بی‌معنا می‌شود. همچنین در مطالعاتی که از مدل‌های سری زمانی، اثرات ثابت و تصادفی استفاده کرده‌اند، این اثر همچنان مثبت و معنادار بوده است درحالی‌که در مدل‌های پنل و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) این اثر بی‌معنا بوده است.

اندازه اثر کل رابطه بین ارزش افزوده بخش صنعت و درآمدهای مالیاتی (۰/۰۷۹) بوده است. براساس جدول ۸ اگر متغیر وابسته با استفاده از شاخص درآمدهای مالیاتی بدون احتساب بیمه تأمین اجتماعی (TRESSC) در نظر گرفته شود این اثر همچنان مثبت و معنادار خواهد بود. بررسی‌های انجام شده در مطالعاتی که تولید ناخالص داخلی (GDP)، تورم (INF)، نهاد، تجارت خارجی (TAD) و فساد (COR) را در مدل‌های رگرسیونی خود مدنظر قرار داده‌اند، نشان می‌دهد که این متغیرها رابطه بین ارزش افزوده بخش صنعت و درآمدهای مالیاتی را مثبت و معنادار می‌کند. همچنین استفاده از مدل‌های پنل پویا، ایستا و اثرات ثابت این نتیجه را همچنان مثبت می‌کند درحالی‌که مدل‌های سری زمانی و اثرات تصادفی این نتیجه را بی‌معنا کرده است.

اندازه اثر کل وقفه درآمدهای مالیاتی بر کل درآمدهای مالیاتی (۰/۵۲۸) است. براساس این جدول اگر متغیر وابسته با استفاده از شاخص‌های درآمدهای مالیاتی بدون احتساب بیمه تأمین اجتماعی (TRESSC) و بدون آن در نظر گرفته شود این اثر همچنان مثبت و معنادار خواهد بود. بررسی‌های انجام شده در مطالعاتی که تولید ناخالص داخلی، تورم، تجارت خارجی (TRAD) و جمعیت (POP) را در مدل‌های رگرسیونی خود مدنظر قرار داده‌اند، نشان می‌دهد که این متغیرها اندازه اثر وقفه درآمدهای مالیاتی بر درآمدهای مالیاتی را مثبت و معنادار می‌کنند. تجارت خارجی این اثر را کاهش و جمعیت این اثر را افزایش می‌دهد.

اندازه اثر کل رابطه فساد و درآمدهای مالیاتی (۱۵۶/۰-) بوده است. براساس جدول ۸ اگر متغیر وابسته با استفاده از شاخص درآمدهای مالیاتی بدون احتساب بیمه تأمین اجتماعی (TRESSC) در نظر گرفته شود این اثر همچنان منفی و معنادار خواهد بود. بررسی‌های انجام شده در مطالعاتی که تجارت خارجی (TRAD) را در مدل‌های رگرسیونی خود مدنظر قرار داده‌اند، نشان می‌دهد که این متغیر اندازه کل فساد بر درآمدهای مالیاتی را تضعیف می‌کند و در نهایت متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز تأثیر معناداری بر درآمدهای مالیاتی نداشته است.

نکته قابل توجه این است که برخی متغیرهای دیگر در این پژوهش بررسی شدند اما به دلیل کمبود داده کافی از تحلیل کنار گذاشته شدند. این متغیرها شامل تحصیلات، امید به زندگی، نرخ مرگ و میر کودکان، مالیات مستقیم، مالیات غیرمستقیم، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، بیکاری، درآمد غیرمالیاتی، شرایط تجارت، قانون و مقررات، شاخص توسعه انسانی، نرخ ارز رسمی، شهرنشینی، کمک‌های خارجی، ارزش افزوده خدمات، رشد اشتغال، نقدینگی، حمایت توسعه رسمی، کل هزینه‌های توسعه، مخارج دولت، پس‌انداز ناخالص ملی، کل سرمایه‌گذاری، کارایی اداره مالیات، نرخ مالیات بر درآمد شرکت، نرخ مالیات بر درآمد اشخاص، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، کیفیت مقررات، کسری سال قبل، پیری، شاخص حکمرانی، ضریب جینی، بدهی عمومی، شاخص اثربخشی دولت، بدهی خارجی می‌شوند.

با توجه به نتایج پژوهش، چند پیشنهاد سیاستی برای بهبود درآمدهای مالیاتی ارائه می‌شود:

- نخست، کشورها باید بر سیاست‌های باز بودن تجارت تمرکز کنند زیرا تجارت مطلوب به‌طور مثبت بر جریان‌های تجاری تأثیر می‌گذارد. این سیاست‌ها نه تنها به کشورها کمک می‌کنند تا از طریق فعالیت‌های واردات و صادرات مالیات جمع‌آوری کنند بلکه به رشد اقتصادی و توسعه زیرساخت‌ها نیز کمک می‌کنند و به این ترتیب به‌طور غیرمستقیم درآمدهای مالیاتی را افزایش می‌دهند (Minh Ha, et al., 2022).

- دوم، برای افزایش درآمدهای مالیاتی از بخش کشاورزی، دولت‌ها باید سیاست‌های معافیت مالیاتی خود را بازبینی کنند. بخش بزرگی از فعالیت‌های

کشاورزی تحت پایه مالیاتی قرار نمی‌گیرد و مردم از این بخش برای انتقال درآمدهای غیرکشاورزی به درآمدهای کشاورزی استفاده می‌کنند. این معافیت‌ها باعث شده است که بخش کشاورزی به یک پناهگاه برای سایر اشکال درآمد تبدیل شود. اعمال مالیات بر درآمدهای کشاورزی مانند سایر بخش‌ها می‌تواند در میان‌مدت درآمدهای زیادی را به همراه داشته باشد و بار مالی بر بقیه اقتصاد را کاهش دهد (Neog & Gaur, 2020; Chaudhry & Munir, 2010).

– سوم، به دلیل تأثیر مثبت سهم ارزش افزوده بخش صنعتی از تولید ناخالص داخلی بر درآمدهای مالیاتی، در بلندمدت دولت باید تمرکز خود را از بخش کشاورزی به توسعه بخش صنعتی تغییر دهد، به شرطی که رابطه بین این دو بخش را حفظ کند به گونه‌ای که هر دو بخش بتوانند به‌طور همزمان رشد کنند و از یکدیگر حمایت کنند. سیاست‌های دولت برای ترویج تولید صنعتی باید در راستای تبدیل صنایع کوچک و متوسط به صنایع بزرگ باشد (Amaglo, 2022). درنهایت با توجه با تأثیر منفی فساد بر درآمدهای مالیاتی، کنترل فساد برای دولت‌ها به منظور افزایش درآمدهای مالیاتی ضروری است (Yaru & Raji, 2022).

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Ali Nassiri Aghdam
Mahtab Moradzadeh



<https://orcid.org/0000-0002-2989-2271>
<https://orcid.org/0009-0006-8719-6705>

References^۱

- Abd Hakim, T. (2020). Direct versus indirect taxes: Impact on economic growth and total revenue. *International Journal of Financial Research*, 11(2), 146-153. <https://doi.org/10.5430/ijfr.v11n2p146>
- Aizenman, J., Jinjark, Y., Kim, J. & Park, D. (2015). Tax revenue trends in Asia and Latin America: A comparative analysis (No. w21755). *National Bureau of Economic Research*,

۱. برای رعایت استاندارد صفحات مقاله، منبع مطالعات به کار رفته در فراتحلیل در این فهرست گزارش نشده است. در صورت درخواست، با ارسال ایمیل به نویسنده مسئول مقاله، منابع مذکور در اختیار قرار می‌گیرد.

- <https://doi.org/10.3386/w21755>.
- Akintoye, I.R., Adegbe, F.F. & Awotomilusi, N.S. (2019). Determinants of tax revenue: A case of Nigeria. *The International Journal of Business & Management*, 7(4), 23-31.
<https://doi.org/10.24940/theijbm/2019/v7/i4/BM1904-009>.
- Alabede, J.O. (2018). Economic freedom and tax revenue performance in sub-Saharan Africa. *Journal of Financial Reporting and Accounting*, 16(4), 610-638. <https://doi.org/10.1108/JFRA-04-2017-0024>
- Albimana, M.M. & Moh'd Hemedb, I. (2022). The Determinants of Tax Revenues among EAC members. *African Tax and Customs Review*, 5(1), p11-p19
- Allumbaugh, D.L. & Hoyt, W.T. (1999). Effectiveness of grief therapy: A meta-analysis. *Journal of Counseling Psychology*, 46(3), 370. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.46.3.370>
- Amaglo, D.D. (2022). Determinants of tax revenue mobilization in Ghana: an empirical trend analysis from 2010–2019. <https://doi.org/10.7176/JESD/13-12-06>
- Ashraf, M. & Sarwar, S. (2016). Institutional determinants of tax buoyancy in developing nations. *Journal of Emerging Economies & Islamic Research*, 4(1). <https://doi.org/10.24191/jeeir.v4i1.6379>.
- Ayyele, B.Z. (2015). *Determinants of tax revenue performance: Ethiopian federal government*. A Thesis is Submitted to the department of Accounting and Finance of Addis Ababa University in Partial Fulfillments of the Requirements for the Degree of Master of Science in Accounting and Finance.
- Borenstein, M., Hedges, L. & Rothstein, H. (2007). Meta-analysis: Fixed effect vs. random effects. *Meta-analysis. com*, 1-162.
- Boukbech, R., Bousselhamia, A. & Ezzahid, E. (2018). Determinants of tax revenues: Evidence from a sample of Lower Middle Income countries. [https://doi.org/10.1016/S0186-1042\(14\)71265-3](https://doi.org/10.1016/S0186-1042(14)71265-3).
- Calvo, S. (2024). The impact of high inflation on tax revenues across Europe. Tax Foundation Europe.
- Capon, N., Farley, J.U. & Hoenig, S. (1990). Determinants of financial performance: a meta-analysis. *Management Science*, 36(10), 1143-1159. <https://doi.org/10.1287/mnsc.36.10.1143>
- Castro, G.Á. & Camarillo, D.B.R. (2014). Determinants of tax revenue in OECD countries over the period 2001–2011. *Contadina y administration*, 59(3), 35-59.
- Chamisa, M.G. & Sunde, T. (2024). Key determinants of tax revenue in Zimbabwe: assessment using autoregressive distributed lag (ARDL) approach. *Cogent Economics & Finance*, 12(1), 2386130. <https://doi.org/10.1080/23322039.2024.2386130>.
- Chaudhry, I.S. & Munir, F. (2010). Determinants of low tax revenue in Pakistan. *Pakistan Journal of Social Sciences*, 30(2), 439-4
- Dioda, L. (2012). Structural determinants of tax revenue in Latin America and the Caribbean, 1990-2009.

- Drummond, M.P., Daal, M.W., Srivastava, M.N. & Oliveira, M.L.E. (2012). Mobilizing revenue in Sub-Saharan Africa: empirical norms and key determinants. <https://doi.org/10.5089/9781475503296.001>.
- Egger, M., Smith, G.D., Schneider, M. & Minder, C. (1997). Bias in metaanalysis detected by a simple, graphical test. *Bmj*, 315(7109), 629-634.
- Epaphra, M. & Massawe, J. (2017). Corruption, governance and tax revenues in Africa. *Business and Economic Horizons*, 13(4), 439-467. <https://doi.org/10.15208/beh.2017.31>.
- Geyer-Klingenberg, J., Hang, M., Rathgeber, A.W., Stöckl, S. & Walter, M. (2018). What do we really know about corporate hedging? A meta-analytical study. *Business Research*, 11, 1-31.
- Gnangnon, S.K. (2022). Tax revenue instability and tax revenue in developed and developing countries. *Applied Economic Analysis*, 30(88), 18-37. <https://doi.org/10.1108/AEA-09-2020-0133>
- Gobachew, N., Debela, K.L. & Shibiru, W. (2018). Determinants of tax revenue in Ethiopia. *Economics*, 6(6), 58.
- Hamdan, S. & Rana, F. (2021). Determinants of tax revenue in emerging countries. *PalArch's Journal of Archaeology of Egypt/ Egyptology*, 18(13), 98-106.
- Hanrahan, D. (2021). Digitalization as a determinant of tax revenues in OECD countries: A static and dynamic panel data analysis. *Athen's Journal of Business & Economics*, 7(4), 321-348. <https://doi.org/10.30958/ajbe.7-4-2>
- Ibrahim, A.J. & Jairo, I.J. (2023). Determinants of tax revenue performance in the East African countries. *African Journal of Economic Review*, 11(2), 55-73. <https://doi.org/10.22004/ag.econ.333991>.
- Ihwarulam, I.G., Sanusi, G.P. & Oderinde, L.O. (2021). Macroeconomic determinants of tax revenue in economic community of West African states. *The European Journal of Applied Economics*, 18(2), 62-75. <https://doi.org/10.5937/EJAE18-30727>
- Jaffri, A.A., Tabassum, F. & Asjed, R. (2015). An empirical investigation of the relationship between trade liberalization and tax revenue in Pakistan. *Pakistan Economic and Social Review*, 317-330.
- Langford, B. & Ohlenburg, T. (2015). Tax revenue potential and effort. International Growth Centre Working Paper.
- Masiya, M., Chafuwa, C. & Donda, M. (2015). Determinants of tax revenue in Malawi. Available at SSRN 2887852. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2887852>.
- Mawejje, J. & Sebudde, R.K. (2019). Tax revenue potential and effort: Worldwide estimates using a new dataset. *Economic Analysis and Policy*, 63, 119-129. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2019.05.005>.
- Minh Ha, N., Tan Minh, P. & Binh, Q.M.Q. (2022). The determinants of tax revenue: A study of Southeast Asia. *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 2026660. <https://doi.org/10.1080/23322039.2022.2026660>

- Mutascu, M. & Danuletiu, D. (2013). The literacy impact on tax revenues (No. 2013-63). Economics Discussion Papers.
- Nehrebecka, N. & Dzik-Walczak, A. (2018). The dynamic model of partial adjustment of the capital structure. Meta-analysis and a case of Polish enterprises. *Zbornik Radova Ekonomski Fakultet u Rijeka*, 36(1), 53-79. <https://doi.org/10.18045/zbefri.2018.1.55>
- Neog, Y. & Gaur, A.K. (2020). Macro-economic determinants of tax revenue in India: an application of dynamic simultaneous equation model. *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies*, 13(1), 13-35. <https://doi.org/10.1504/IJEPEE.2020.106679>
- Nguyen-Phuong, L., Phuong, N.N.T. & Thu, H.D.T. (2022). Determinants of tax revenue: a comparison between Asean-7 plus China and 8-European countries. *International Journal of Business and Society*, 23(1), 244-259. <https://doi.org/10.33736/ijbs.4611.2022>
- Nugraha, H.T. & Wijaya, S. (2023). The determinants of tax revenue in the context of international transactions in the Latin America and Caribbean (LAC) regions 2002-2019. *Ilomata International Journal of Tax and Accounting*, 4(3), 613-627. <http://doi.org/10.52728/ijtc.v4i3.843>
- Oz-Yalaman, G. (2019). Financial inclusion and tax revenue. *Central Bank Review*, 19(3), 107-113. <https://doi.org/10.1016/j.cbrev.2019.08.004>
- Patsopoulos, N.A., Evangelou, E. & Ioannidis, J.P. (2008). Sensitivity of between-study heterogeneity in meta-analysis: proposed metrics and empirical evaluation. *International Journal of Epidemiology*, 37(5), 1148-1157. Doi: 10.1093/ije/dyn065
- Saptono, P.B. & Mahmud, G. (2021). Macroeconomic determinants of tax revenue and tax effort in Southeast Asian countries.
- Stanley, T.D. (2001). Wheat from chaff: Meta-analysis as quantitative literature review. *Journal of Economic Perspectives*, 15(3), 131-150. DOI: 10.1257/jep.15.3.131.
- Stanley, T.D. (2001). Wheat from chaff: Meta-analysis as quantitative literature review. *Journal of economic perspectives*, 15(3), 131-150. <https://doi.org/10.1257/jep.15.3.131>
- Teera, J.M. (2003). Determinants of tax revenue share in Uganda. Centre for Public Economics Working Paper 09b-03, University of Bath.
- Terefe, K.D. & Teera, J. (2018). Determinants of tax revenue in East African countries: An application of multivariate panel data cointegration analysis. *Journal of Economics and International Finance*, 10(11), 134-155. <https://doi.org/10.5897/JEIF2018.0924>
- Thornton, J. (2014). Does foreign aid reduce tax revenue? Further evidence. *Applied Economics*, 46(4), 359-373. <https://doi.org/10.1080/00036846.2013.841119>.
- Tolossa, G. & Melese, W.E. (2024). Revisiting determinants of tax revenue mobilization in Sub-Saharan African countries: does e-government matter? *Cogent Social Sciences*, 10(1), 2399937.

- <https://doi.org/10.1080/23311886.2024.2399937>.
- Tsaurai, K. (2021). Determinants of tax revenue in upper middle-income group of countries. *The Journal of Accounting and Management*, 11(2). <https://doi.org/10.14505/jam.v11.2.864>
- Tujo, D.B. (2021). Tax revenue determinants and tax efforts in Ethiopia from 2000–2019-ARDL approach. *International Journal of Public Administration and Management Research*, 7(2), 1-18.
- Velaj, E. & Prendi, L. (2014). Tax revenue-The determinant factors-The case of Albania. *European Scientific Journal*.
- Wijaya, S. & Dewi, A. K. (2022). Determinants of foreign direct investment and its implications on tax revenue in Indonesia. *Journal Panellation Pendidikan Indonesia (JPPI)*, 8(3), 719-733. <https://doi.org/10.29210/020221523>
- Yaru, M.A. & Raji, A.S. (2022). Corruption, governance and tax revenue performance in Sub-Saharan Africa. *African Journal of Economic Review*, 10(1), 234-253. <http://doi.org/10.4314/ajer.v10i1.13>
- Zarra-Nezhad, M., Ansari, M.S. & Moradi, M. (2016). Determinants of tax revenue: Does liberalization boost or decline it? *Journal of Economic Cooperation & Development*, 37(2), 103.

استناد به این مقاله: نصیری اقدم، علی و مرادزاده، مهتاب. (۱۴۰۴). عوامل تعیین کننده درآمدهای مالیاتی: رویکرد فراتحلیل. *پژوهش های اقتصادی ایران*، ۳۰ (۱۰۴)، ۸۳-۱۲۳.



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



Power Balance Between the State and Society and Its Role in Reducing Unjustified Inequalities in Iran's Political Economy (2005–2021)

Mahsa Karimi* 

Ph.D. Candidate in Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran

Hossein Raghfar 

Professor, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran

Abstract

The issue of underdevelopment in Iran has long been marked by a paradoxical situation. On the one hand, there is broad consensus on the necessity of development to achieve social welfare; on the other hand, there is no clear theoretical or political agreement on how to realize it. Contemporary theories of underdevelopment identify inequality as the primary factor underlying development failures, emphasizing that power imbalances between the state and society play a central role in exacerbating inequality. In this respect, the present study examined the role of power relations between elites and non-elites in reproducing, mitigating, or constraining unjustified inequalities in Iran. The analysis relied on an institutional approach and employed a combined theoretical framework derived from main scholarship in the field. According to the findings, inequality in the distribution of power, wealth, and social status largely results from the absence—or weakness—of a stable and institutionalized balance of power between the state and society. Periods characterized by political consolidation and weakened accountability mechanisms are associated with rising inequality, whereas deviations from political homogenization tend to coincide with, albeit limited, reductions in inequality. The study argued that moving beyond the status quo and advancing toward sustainable development would require profound institutional restructuring and the establishment of the shackled Leviathan—a state that is capable of effective policy implementation, committed to the rule of law, and subject to democratic accountability. Such a configuration, conceptualized as a strong state–strong society equilibrium, constitutes a necessary condition for reducing inequality and achieving inclusive growth in Iran.

* Corresponding Author: karimi.mahsa24@yahoo.com

How to Cite: Karimi, M. & Raghfar, H. (2025). Power Balance Between the State and Society and Its Role in Reducing Unjustified Inequalities in Iran's Political Economy (2005–2021). *Iranian Journal of Economic Research*, 30(104), 124-166.

1. Introduction

The issue of development in Iran, despite broad public consensus on its necessity, remains mired in ambiguity and failure. A key driver of this failure is the persistence of unjustified inequalities. In this regard, the present research aimed to address the following questions: what constitutes the primary determinant of inequality in Iran? And how can it be resolved to enable meaningful development? The analysis adopted an institutional approach to examine how the structure of political power distribution (i.e., the mode of interaction between the state and society) influences the state's capacity to implement policies aimed at reducing inequality, and ultimately shapes wealth distribution. The study covered the period of 2005–2021, as it encompassed various phases of political consolidation and changes in governance structures, thus providing an ideal context for the current inquiry. Leading theoretical contributions in development studies identify the imbalance of power and wealth between elites and non-elites as the core of the crisis. Accordingly, the current analysis merits attention as it aimed to identify the fundamental factor generating inequality in Iran and outline the mechanisms for addressing it.

2. Materials and Methods

The present study adopted a descriptive–analytical method to address the research problem. The data was primarily drawn from macroeconomic indicators for the period 2005–2021. Indicators such as budget compliance, the democracy index, and the rule of law index were used to measure the state's executive capacity. In addition, the misery index, corruption index, and the dollar value of the monthly wage were analyzed in order to assess the state of power balance. Finally, the Gini coefficient and net job opportunities were examined to evaluate the impact of different types of Leviathan on inequality.

Given the complexity of the topic, a single theoretical model could not fully account for the analysis required. Therefore, a combined theoretical model was used to derive explanation, prediction, and prescription. It was first necessary to examine the political order prevailing in the country during the period under investigation. To this end, the theoretical framework of Douglas North was employed, which explains the transition from a limited-access order to an open-access order—a transition that requires the rule of law. Moreover, Fukuyama's tripartite model (effective state, the rule of law, and democratic accountability) was incorporated to assess the state's executive capacity. Acemoglu and Robinson, while recognizing the importance of state executive capacity, argue that the core of power balance formation lies in the creation of a shackled Leviathan. In a shackled Leviathan, power is balanced both among elite interest groups and between elites and non-elites. Finally, by examining changes in power between the state and society, this study analyzed the persistence of unjustified inequalities in Iran.

3. Results and Discussion

According to the findings, Iran's political economy during the period under review was strongly shaped by fluctuations in the balance of power between

the state and society. During periods characterized by power consolidation and the weakening of oversight institutions, the government tended to expand its share of power and control over wealth. The results indicated that any erosion of the balance of power is directly linked to the reproduction of economic inequality and increased pressure on the middle and lower strata of society. Conversely, during periods of reduced power consolidation, improvements in the balance of power were evident, which led to a limited reduction in inequality. The findings suggest that the persistence of unjustified inequalities in Iran's political economy stems not solely from the structural characteristics of the economy, but primarily from the failure to establish a stable and institutionalized balance of power between the state and society. When power shifts toward strengthening accountable institutions and upholding the rule of law, the scope for the unjust distribution of resources diminishes.

4. Conclusion

Development in Iran requires profound institutional reform and a transition toward the strong state–strong society model. This model, equivalent to the shackled Leviathan in institutional literature, envisions a state capable of effectively implementing policies (a strong state) while being tightly constrained by democratic accountability mechanisms and the rule of law (shackled). Such a balance is essential for reducing inequality and achieving inclusive growth.

Keywords: Power Balance, Inequality, Shackled Leviathan, Autocracy

JEL Classification: D72, D63 ,D73

نقش توازن قوا میان مردم و حکومت در کاهش نابرابری‌های ناموجه در ایران (فراز و فرود اقتصاد سیاسی ایران در دوره ۱۴۰۰-۱۳۸۴)

مهسا کریمی *  دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی، دانشگاه الزهراء، تهران، ایران

حسین راغفر  استاد دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهراء، تهران، ایران

چکیده

مسئله توسعه‌نیافتگی در ایران همواره با پدیده‌ای پارادوکسیکال همراه بوده است. از یک‌سو، توافق عمومی بر ضرورت توسعه برای دستیابی به بهروزی اجتماعی وجود دارد و از سوی دیگر، اجماع نظری و سیاسی بر مسیر تحقق آن حاصل نشده است. در این مقاله، با اتکا به آرای نوین در تبیین توسعه‌نیافتگی که مهم‌ترین عامل عدم تحقق توسعه را نابرابری می‌داند، مقوله عدم توازن قوا میان مردم و حکومت مهم‌ترین عامل تشدید نابرابری‌ها شناخته شد. براساس رویکرد نهادگرایی و با استفاده از مدل نظری ترکیبی نورث و همکاران، فوکویاما و عجم‌اوغلو، نقش توازن قوا میان فرادستان و فرودستان در بازتولید یا مهار نابرابری‌های ناموجه در ایران بررسی شد. یافته‌های پژوهش نشان داد که نابرابری در توزیع قدرت، ثروت و منزلت، حاصل فقدان یا ضعف توازن پایدار در روابط دولت و ملت بوده است. هر قدر از حاکمیت یک‌دست فاصله گرفته می‌شد، نابرابری‌ها کاهش می‌یافت و هر قدر حاکمیت به سمت یکپارچه شدن حرکت کرد، نابرابری‌ها افزایش یافت. درنهایت، مقاله تأکید کرد که عبور از وضعیت موجود و حرکت به سوی توسعه مستلزم بازآرایی نهادی و ایجاد لویاتان مقیدی است که هم‌زمان واجد توان اجرایی، پیگیر حاکمیت قانون و پاسخگوی دموکراتیک باشد؛ امری که تنها از طریق ایجاد توازن میان دولت و جامعه مدنی از نوع دولت قوی، ملت قوی ممکن است.

کلیدواژه‌ها: توازن قوا، نابرابری، لویاتان مقید، استبداد.

طبقه‌بندی JEL: D72، D63، D73.

مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رشته علوم اقتصادی گرایش توسعه اقتصادی دانشگاه الزهراء است.

* نویسنده مسئول: karimi.mahsa24@yahoo.com

۱. مقدمه

یکی از سؤالاتی که درباره کشورهای توسعه یافته مطرح می‌شود چگونگی خروج از دورهای باطل توسعه نیافتگی و نحوه تحقق اهداف توسعه است. در مطالعات توسعه از زوایای مختلف به این پرسش پاسخ داده‌اند و کشورهای در حال توسعه تلاش کرده‌اند تا با استفاده از تجربیات تاریخی خود و دیگران در این مسیر قرار گیرند. در ایران نیز با وجود انبوه مطالعات، همچنان مسئله توسعه یک امر پارادوکسیکال است. متفکران، لازمه دستیابی به بهروزی اقتصادی- اجتماعی را توسعه می‌دانند اما درباره نحوه تحقق آن وفاق ندارند.

در اندیشه توسعه، عوامل مختلفی به عنوان عامل بازدارنده دستیابی به آن مطرح شده‌اند. ایرما آدلمن^۱ (۱۹۹۹) هفت متغیر مهم را که کشورها با استفاده از آن تلاش کردند به توسعه اقتصادی دست یابند بررسی کرده است. از نظر وی توسعه برابر است با افزایش سرمایه فیزیکی، ایجاد کارآفرینی، اصلاح قیمت‌های نسبی نادرست، بهبود عملکرد در سطح تجارت بین الملل، جلوگیری از ورود حکومت بیش از حد مداخله گر، سرمایه انسانی کارآمد، کاهش حضور حکومت غیر مؤثر. در ایران نیز، در حیطه اندیشه و سیاست گذاری به متغیرهای مذکور تا حدودی توجه شده است اما هر کدام به دلایل متفاوتی با شکست مواجه شدند.

دولت پس از جنگ، علت توسعه نیافتگی را دخالت بیش از حد دولت مداخله گر می‌دانست که برای کاهش آن به اجرای برنامه تعدیل ساختاری روی آوردند که به مداخله کمتر دولت در اقتصاد منجر نشد و تصدی گری دولتی را افزایش داد (مؤمنی، ۱۳۹۴).

در دوران کمبود درآمد ارزی، مشکل در منابع ناکافی برای سرمایه گذاری های فیزیکی شناخته می‌شد و در دورانی که درآمد ارزی افزایش می‌یافت به علت وقوع بیماری هلندی بی ثباتی اقتصادی ایجاد می‌شد و در هر دو حالت آنچه استمرار داشت توسعه نیافتگی بود.

علاوه بر موارد فوق، مسئله نابرابری های ناموجه نیز به عنوان عامل بازدارنده توسعه در جهان و ایران مطرح شده است. توماس پیکتی^۲ با تأکید بر نقش تعیین کننده نابرابری در بروز جنگ های داخلی، بین المللی و حتی جهانی و باز تولید فقر و عقب ماندگی، منشأ اصلی نابرابری را در شکاف بین عایدی سرمایه و تولید می‌داند (پیکتی، ۱۳۹۴).

1. Adelman, I.

2. Piketty, T.

بعضی از مطالعاتی که در حوزه‌های اقتصادی و اجتماعی ادبیات توسعه صورت گرفته، نابرابری را منشأ بی‌ثباتی، خشونت و جرم‌زایی می‌دانند. در زمینه محیط زیست نیز نابرابری مانعی بر سر راه توسعه است. پیکتی در کتاب *تاریخ مختصر برابری* می‌گوید: سرزمین‌های شمالی که حدود ۱۵ درصد از جمعیت جهان است، حدود ۸۰ درصد کربن جهان را از آغاز عصر صنعتی تولید کرده‌اند (پیکتی، ۱۴۰۲). ایران نیز با سهم تقریباً یک درصدی از جمعیت جهان، بالغ بر دو درصد انتشار سالانه دی‌اکسید کربن را برعهده دارد که رتبه اول در خاورمیانه و هفتم جهان را به خود اختصاص داده است (اصغرزاده، ۱۳۹۹). بنابراین کاهش آسیب‌های محیط‌زیستی هم به دگرگونی در توزیع ثروت و تغییر در نظام اقتصادی نیاز دارد. گریفین^۱ و جیمز^۲ (۱۳۶۸) علت توسعه‌نیافتگی را در توزیع نابرابر عایدات نوآوری‌های فناورانه می‌دانند. اگر در جریان تولید فناورانه از چالش‌های توزیعی آن غفلت شود، جامعه در سهم‌بری به بحران می‌خورد و شورش رخ می‌دهد. از نظر عجم‌اغلو^۳ و جانسون^۴ (۱۴۰۲) این امر تصادفی نیست بلکه توزیع ناعادلانه آن به اصحاب قدرت و ثروت برمی‌گردد. آنها در کتاب *نزاع هزار ساله ما بر سر فناوری و بهروزی* به بررسی رابطه میان «فناوری، دستمزدها و نابرابری» می‌پردازند. نویسندگان در آنجا بیان می‌کنند: قدرت این گروه نه از تانک و موشک، که ناشی از دسترسی به دالان‌های قدرت و توان اثرگذاری بر افکار عمومی است. برای اینکه دالان قدرت انحصاری نباشد باید قوای متعادل‌کننده از رهبران فناوری حساب بکشند تا بهروزی محقق شود (عجم‌اغلو و جانسون، ۱۴۰۲).

برای نیل به بهروزی مشترک، جامعه و دولت باید با یکدیگر همکاری کنند. اگر قدرت فرادستان بیشتر شود، تمایل به سرکوب افزایش می‌یابد و اگر قدرت فرودستان بیشتر شود گزینه انقلاب جذاب‌تر می‌شود. بنابراین ثبات و امنیت وقتی تضمین می‌شود که بین فرادستان و فرودستان توازن قدرت برقرار گردد (عجم‌اغلو و راینسون، ۱۳۹۹).

بنابراین در سطح بعدی نقش تولید فناورانه در ضمانت‌بخشی به ثبات و امنیت موضوعیت می‌یابد. تولید فناورانه به سرمایه‌گذاری در حیطه انسانی و فیزیکی نیاز دارد. بنابراین اگر سرمایه‌گذاری‌های لازم انجام شده باشد گزینه‌های سرکوب یا انقلاب برای حکومت و مردم

1. Griffin, K.

2. James, J.

3. Acemoglu, D.

4. Johnson, S.

پرهزینه می‌شود. عنصر ضمانت‌بخش به همه اینها اجازه سازمان‌یابی مدنی به نیروهای اجتماعی است که در آن فرادستان و فرودستان همکاری را به ستیز و حذف ترجیح دهند. لذا یکی از مهم‌ترین گونه‌ها که به آن توجه نشده است عدم توازن قوا بین مردم و حکومت است که منجر به نابرابری در توزیع قدرت و به تبع آن نابرابری در توزیع ثروت می‌شود. درباره تجربه برخی بحران‌های ملی در کشورهای مختلف که منجر به گسست ارتباط بین فرادستان و فرودستان شده است و نابرابری در توازن قوا را افزایش داده می‌توان به شیلی و اندونزی اشاره کرد. عدم توازن قوا در این دو کشور با دستیابی به اجماع ملی یا به دست یک گروه که قدرت مسلط را در دست داشت حل نشد بلکه با ضایع کردن حق دشمنان شکست خورده گروه صاحب قدرت برطرف شد. (دایموند^۱، ۱۴۰۱).

درباره تجربه ایران، بخشی از مطالعات نابرابری در توازن قوا را ناشی از استبداد می‌دانند. کاتوزیان (۱۳۸۴) نیز بر این باور است که استبداد هرگونه تمایز کارکردی فی‌مابین طبقات اجتماعی را از بین می‌برد و موقعیت افراد صرفاً مرهون حکومت است.

پیتز آوری^۲ (۱۳۷۳) و آبراهامیان^۳ (۲۰۰۱) نیز ساختار جغرافیایی را بازتولیدکننده نابرابری می‌دانند اما از نگاه کاتوزیان (۱۳۸۴) توزیع نابرابر مواهب طبیعی فرع بر قدرت و اراده سیاسی است.

با توجه به مباحث فوق پرسش اصلی پژوهش این است که عنصر تعیین‌کننده نابرابری در ایران چیست و چگونه باید حل و فصل شود تا توسعه امکان‌پذیر شود. شواهدی که در مقدمه به آنها اشاره شد حکایت از آن دارد که پیش‌روترین دستاوردهای نظری در سطح اندیشه توسعه عدم توازن قدرت و ثروت بین فرادستان و فرودستان را کانون بحران می‌دانند. لذا انجام این پژوهش از آن جهت ضرورت دارد که عنصر گوه‌ری ایجادکننده نابرابری در ایران را شناسایی و سازوکار مواجهه با آن را مشخص می‌کند. همچنین به دلیل شکاف تحقیقاتی که در این حیطه وجود دارد و فاقد مطالعات جامع درباره نقش توازن قوا در فرآیند توسعه ایران است، نیاز به این مطالعه را دوچندان می‌سازد. در ادامه دستاورد این مقاله آن

1. Diamond, J.
2. Avery, P.W.
3. Abrahamian, E.

است که تلاش می‌کند به شناسایی عامل تعیین‌کننده نابرابری در ایران بپردازد و راهکارهایی برای بهبود توازن قوا ارائه دهد.

در پایان، مقاله حاضر در چهار بخش سازمان‌دهی می‌شود؛ در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه پژوهش تشریح می‌گردد. بخش سوم به روش، تحلیل داده‌ها و بررسی شواهد اختصاص دارد و در بخش چهارم نتایج تحقیق ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

از آنجا که انتخاب مبانی نظری وابسته به مسئله تحقیق است و موضوع پژوهش حاضر نیز پیچیده است نمی‌توان با انتخاب یک الگوی نظری آن را ارزیابی کرد و به دنبال آن به تبیین، پیش‌بینی و تجویز پرداخت. بنابراین تلاش می‌شود از یک مدل نظری ترکیبی استفاده شود. در راستای پاسخگویی به مسئله تحقیق، ابتدا نیاز است بررسی شود که در دوره مورد مطالعه (از شروع دوران ریاست جمهوری احمدی‌نژاد تا پایان دولت روحانی) چه نظم سیاسی بر کشور حاکم بوده است تا براساس آن بتوان نحوه تعاملات فرادستان با فرودستان را بررسی کرد. علت آنکه مقاله حاضر نقطه شروع را اینگونه انتخاب کرده است آن است که از دیدگاه نهادگرایی جدید در مسائل سطح توسعه با تقدم امر سیاست بر اقتصاد روبه‌رو هستیم زیرا قاعده‌های بازی اقتصادی در آنجا طراحی می‌شود. بنابراین پس از بررسی این موضوع می‌توان مشخص کرد که در هر نظم اجتماعی، توان اجرایی دولت، حاکمیت قانون و پاسخگویی دموکراتیک به چه شکل است و سپس ترکیب نظم‌های سیاسی با مؤلفه‌های مذکور چه نوع لویاتانی را در جامعه ایجاد خواهد کرد و در نهایت نقش لویاتان‌ها در بازتولید نابرابری چیست؟ در ادبیات اقتصاد توسعه مطرح‌ترین مباحث به نورث، فوکویاما و عجم‌اغلو تعلق دارد. بنابراین برای صورت‌بندی نظری مسئله، ابتدا نظریات آنان مطرح و سپس الگوی نظری ترکیبی که قدرت تبیین مسئله تحقیق را داشته باشد بیان می‌شود.

۲-۱. اهمیت توازن قوا در توسعه اقتصادی از نگاه نورث، والیس و وینگاست

از دیدگاه نهادگرایان واحد تحلیل در علم اقتصاد «مبادله» است که شامل مبادله سیاسی، اجتماعی، اقتصادی، فرهنگی و بین‌المللی است. توازن بین طرفین مبادله و قدرت چانه‌زنی برای پایدار ماندن مناسبات و حرکت به سمت توسعه ضروری است.

از جنبه تاریخی مبادلات به سه صورت شخصی سازی شده، غیر شخصی سازی شده بدون حضور دولت و غیر شخصی سازی شده با حضور دولت‌هاست. در ادبیات نهادگرایان شکل‌گیری نوع سوم مبادله امکان حرکت به سمت توسعه یافتگی را فراهم می‌کند زیرا می‌تواند به خلق بازارهای کارآمد با تکیه بر نهادهای کارا و در رأس آنها قوانین رسمی شود که به پایایی مبادله و تضمین آن از طریق کاهش هزینه اطلاعات منجر می‌شود و به این شکل هزینه‌های مبادلاتی به صورت چشمگیر کاهش می‌یابد. مسئله اصلی پیش روی جوامع در این مرحله از مبادله، چگونگی خلق حکومتی است که مایل و قادر باشد نهادهایی را ایجاد نماید تا چنین کارایی‌ای را تضمین کنند (نورث^۱، ۱۳۷۷).

اهمیت این موضوع در آن است که حکومت‌ها به دلیل آنکه سنجش ویژگی‌های قرارداد هزینه‌بردار است و تابع مطلوبیت کارگزاران بر نتایج اثر می‌گذارد در اغلب مواقع بی‌طرف نیستند لذا شکل دهی به حکومتی که حاضر باشد ثروت و درآمد طرفین مبادله را مورد تعرض قرار ندهد در مرکز مباحث توسعه است (متوسلی و همکاران، ۱۳۹۶).

از دیدگاه نهادگرایی واحد تحلیل در حیطه اقتصاد و سیاست «مبادله» است و در آن بازار و دولت یک مشترک لفظی است. رونالد کوز^۲ و ویلیامسون^۳ می‌گویند: هیچ ترجیح فی‌نفسه بین بازار و دولت وجود ندارد. شاقول اینکه از کدام آنها در مبادلات پیچیده استفاده شود، هزینه مبادله است. اگر قرار است از دولت استفاده شود باید از نوع بی‌طرف باشد. اما چرا به دولت بی‌طرف نیاز است؟ به دلیل ناقص بودن قراردادها و وقوع خطر فرصت‌طلبی. اگر این دو موضوعیت پیدا بکند، کژگزینی^۴ و مخاطرات اخلاقی^۵ رخ می‌دهد و منجر به کارشکنی می‌شود و به بی‌اعتبار شدن قراردادها می‌انجامد (Williamson, 2000).

بحث بعدی این است که دو چالش در بی‌طرفی حکومت وجود دارد: ۱- هزینه‌بر بودن سنجش ویژگی‌های قراردادها و ایجاد الزامات نهادی برای معتبرسازی تعهدات و ۲- تابع مطلوبیت کارگزاران بر نتایج مداخله دولت اثر دارد (رودریک^۶، ۱۳۹۸).

1. North, D.
2. Coase, R.
3. Williamson, O.
4. Adverse Selection
5. Moral Hazard
6. Rodrik, D.

از دیدگاه نورث برای رسیدن به حکومت بی‌طرف سه شرط وجود دارد: ۱- باید ساختار قدرت را متقاعد کرد که بی‌طرف ماندن منفعت بیشتری دارد. ۲- توسعه‌خواهان باید با مسئله بی‌طرف شدن حکومت به‌مثابه یک فرآیند که زمان‌بر و هزینه‌بر است و به‌شدت به صبوری اجتماعی نیاز دارد، نگاه کنند. ۳- بی‌طرف بودن حکومت یک رابطه تمام‌عیار با توازن قوای اجتماعی و قدرت چانه‌زنی متوازن بین مردم و حکومت دارد (نورث، ۱۳۹۷).

ماجرای توسعه از همه طرف تابع توزیع متوازن قدرت است که در کلی‌ترین حالت توزیع قدرت بین مردم و حکومت است. از نظر توالی‌ها ابتدا باید توازن قوا در میان فرادستان برقرار شود که نقطه عزیمت آن حاکمیت قانون است. بسط حاکمیت قانون، توازن قوا درون حکومت را پدید می‌آورد و بستری می‌شود تا رابطه بین مردم و حکومت متوازن شکل بگیرد. بنابر مطالعات نورث (۱۳۷۷) تغییر تدریجی ماهیت رابطه میان فرادستان با مردم در سه مرحله رخ داد. مرحله اول: «حاکم و اتباع»، مرحله دوم: «تشکیلات پارلمانی» و مرحله سوم: «دموکراسی پارلمانی» است. این تغییرات به ترتیب طی سه شرط آستانه‌ای حاکمیت قانون، شکل‌گیری سازمان‌های خصوصی و عمومی با عمر طولانی و کنترل نظامیان در بازارهای سیاست و اقتصاد رخ می‌دهد. برحسب میزان تحقق این سه ویژگی شرایطی ایجاد می‌شود تا حاکمیت، نظم‌های گوناگونی را به‌وجود آورد. طبق نظریات نورث و همکاران (۱۳۹۵) این نظم‌ها به‌طور کلی به دو نظم «دسترسی محدود» و «دسترسی باز» تقسیم می‌شوند. گذار از نظم دسترسی محدود در سه شکل شکننده، پایه و بالغ بروز پیدا می‌کند. جابه‌جایی از نظم دسترسی محدود به نظم دسترسی باز و فرآیند گذار به آن، بنیانی‌ترین عاملش حاکمیت قانون است. بنابراین ایجاد یک نظم دسترسی باز که در آن دولت کارآمد، قانون خوب و پاسخگویی دموکراتیک وجود داشته باشد از ستون فقرات توسعه محسوب می‌شود.

از نگاه فوکویاما^۱ (۱۳۹۵) در یک نظم دسترسی باز فقط حضور این سه مؤلفه کافی نیست بلکه فهم صحیح توالی‌ها در میان آنها مهم است. گرچه نورث (۱۳۷۷) و نورث و همکاران (۱۳۹۵) به مسئله «اجرا» توجه داشته‌اند اما به کلیات نظری بسنده کرده‌اند درحالی‌که فوکویاما (۱۳۹۵) چگونگی اجرای آن را نیز بررسی کرده است که در ادامه به آن پرداخته می‌شود.

1. Fukuyama, F.

۲-۲. اهمیت توازن قوا در توسعه اقتصادی از نگاه فوکویاما

از دیدگاه فوکویاما (۱۳۹۵) میان سه عنصر دولت (تولید قدرت)، حکومت دموکراتیک (انتخابات آزاد) و حاکمیت قانون (محدود کردن قدرت دولت) همواره تنش و تعارض دیده می‌شود. برقراری تعادل میان این سه یکی از کارهای دشوار در مملکت‌داری کنونی است و توسعه، محصول برقراری توازن میان این سه عامل است (فوکویاما، ۱۳۹۵).

فوکویاما برخلاف عجم‌اغلو که برقراری دموکراسی را عامل توسعه‌یافتگی می‌داند، می‌گوید دموکراسی نمی‌تواند باعث ظهور بوروکراسی قدرتمند و مبارزه با حامی‌پروری و توسعه‌یافتگی شود بلکه برعکس، یک بوروکراسی قوی، سالم و مستقل است که می‌تواند مانع دست‌اندازی سیاست‌مداران به منابع عمومی، فساد و غارت اموال عمومی شود. هنر دولت‌مردان و برنامه‌ریزان توسعه، به‌ویژه در جوامع در حال توسعه این است که بتوانند میان دموکراسی، حاکمیت قانون و اداره عمومی کارآمد از طریق بوروکراسی مستقل توازن ایجاد کنند.

بنابراین بحث فوکویاما بر فهم صحیح توالی‌ها است. از نظر وی ابتدا باید یک دولت کارآمد شکل بگیرد، سپس قانون خوب نوشته شود تا از دل هر دوی آنها پاسخگویی دموکراتیک ایجاد گردد. اگر دولت ضعیف وجود داشته باشد و دموکراسی برقرار گردد منجر به هرج‌ومرج و بروز ناکارآمدی و سرخوردگی مردم از دموکراسی می‌شود و اگر دولت قوی وجود داشته باشد و حاکمیت قانون ضعیف باشد منجر به فساد خواهد شد.

عجم‌اغلو و رایینسون (۱۳۹۹) ضمن پذیرش اهمیت توان اجرایی حاکمیت، اصل ماجرای شکل‌گیری توازن قوا را ایجاد «لویاتان مقید» می‌دانند. در این حالت چنانچه قدرت لویاتان از حدی بیشتر شود و بر مردم تسلط یابد باز هم تمام آنچه فوکویاما مطرح می‌کند صادق است و در این حالت نیز فساد، ناکارآمدی و نابرابری ایجاد می‌شود. از دیدگاه آنان افزایش توان اجرایی حکومت در گرو وجود یک حکومت در بند است یعنی مردم و حکومت به لوازمی مجهز شوند که از یک طرف، توانمند شدن حاکمیت و پاسخگو بودن آن ایجاد گردد و از طرف دیگر، مطالبه‌گری مردم از حاکمیت برقرار شود. در ادامه با بیان اندیشه‌های عجم‌اغلو و رایینسون نقش لویاتان مقید و مردم در شکل‌گیری توازن قوا توضیح داده خواهد شد.

۲-۳. اهمیت توازن قوا در توسعه اقتصادی از نگاه عجم‌اغلو و رابینسون

با اینکه نورث (۱۳۹۵) در ارائه مبانی نظری خشونت به طبقه‌بندی انواع دولت پرداخته است و اولسون هم نظریه (قرارداد- غارت) را مطرح کرده است اما امتیاز کار عجم‌اغلو و رابینسون عملیاتی کردن ایده توازن قوا از طریق ارائه یک گونه ممتاز از لویاتان است.

عجم‌اغلو در بیان اهمیت توازن قوا ابتدا شرحی از زندگی در جوامع بی‌حکومت را بیان می‌کند. در این جوامع زندگی از دو جنبه مخاطره‌آمیز است: ۱- مرگ و خون‌ریزی در اثر جنگ بین قبایل و ۲- در جوامع فاقد حکومت، امید به زندگی در بدو تولد بسیار پایین است و بین ۲۱ تا ۳۷ سال نوسان دارد (عجم‌اغلو و رابینسون، ۱۳۹۹).

از دیدگاه هابز^۱، زندگی تحت جوامع بی‌حکومت بدتر از هر تیره‌روزی دیگری است. از نظر وی لویاتان قدر قدرت ترس در دل‌ها می‌افکند. اما بهتر است از یک لویاتان قدرتمند بترسیم تا از هر کسی واهمه داشته باشیم (عجم‌اغلو و رابینسون، ۱۳۹۹).

۲-۳-۱. شکل‌گیری لویاتان

برای ایجاد لویاتان، هابز دو مسیر پیشنهاد می‌دهد: اولی «منفعتی مشترک از طریق نهاد» است که در آن انبوه آدمیان دست به «توافق» می‌زنند و «پیمان» می‌بندند تا چنین حکومتی بیافرینند و قدرت را به آن واگذارند. دومی «منفعت مشترک از طریق تصاحب» است؛ منفعت مشترکی که با زور کسب می‌شود. در هر دو مسیر، حقوق و پیامدهای حاکمیت یکسان است. هابز اعتقاد داشت به هر شکلی که جامعه به لویاتان نایل آید پیامدش مشابه خواهد بود- پایان «جنگ» (عجم‌اغلو و رابینسون، ۱۳۹۹). بنابراین هر نوع لویاتانی شکل بگیرد بهتر از آن است که حکومتی وجود نداشته باشد. در راستای نظریه هابز، عجم‌اغلو انواع لویاتان را مطرح کرد.

۲-۳-۱-۱. لویاتان مستبد

نخستین مشکل تز هابز این اندیشه است که لویاتان چهره‌ای واحد دارد. حال آنکه در واقعیت، حکومت موجودی دوچهره به شمار می‌رود. یک چهره شبیه همان چیزی است که هابز تصور می‌کرد: لویاتان جلوی «جنگ» را می‌گیرد، از اتباع و زیردستانش حمایت می‌کند، به حل و فصل عادلانه مراعات می‌پردازد و خدمات عمومی، و امکانات و

1. Hobbes, T.

فرصت‌های اقتصادی فراهم می‌سازد. چهره دیگر لویاتان اما مستبد و هراس‌انگیز است؛ حکومتی است که شهروندانش را به سکوت وامی‌دارد، نسبت به خواسته‌های آنان بی‌اعتنا است و مقاومت می‌ورزد، بر آنها سیطره می‌یابد، به حبس می‌کشد و به قتل می‌رساند، حاصل دسترنج آنها را می‌دزد یا در چنین کاری به یاری دیگران می‌آید (عجم‌اغلو و رابینسون، ۱۳۹۹).

۲-۱-۳-۲. لویاتان غایب

وقتی جامعه‌ای فاقد حکومت است، هنجارها در آن حیاتی می‌شود زیرا تنها ابزار در اختیار جامعه برای اجتناب از جنگ است. در جوامعی که لویاتان غایب است، مشکل فقط خشونت مهارنشده «همه علیه همه» نیست. قفس هنجارها نیز به همین اندازه مشکل‌زاست و با خلق مجموعه متصلبی از انتظارات و رشته کاملی از روابط اجتماعی نابرابر، قالبی متفاوت اما نه سبک‌تر از سلطه به وجود می‌آورد.

۳-۱-۳-۲. لویاتان مقید

لویاتان مقید یک دیوان‌سالاری بزرگ و توانمند است و میزان عظیمی اطلاعات درباره آنچه شهروندانش انجام می‌دهند دارد. این حکومت دارای ارتشی قوی است. اما از این قدرت نظامی و اطلاعاتی خود برای سرکوب و استثمار شهروندانش بهره نمی‌گیرد. این لویاتان نسبت به نیازهای شهروندان خود واکنش نشان می‌دهد و همچنین می‌تواند در جهت سست ساختن قفس هنجارها برای هرکسی، به‌ویژه برای محروم‌ترین شهروندان دخالت کند. این لویاتان حکومتی است که آزادی به وجود می‌آورد. در مقابل جامعه پاسخگوست و اگر حاکمیت پایش را از گلیم خود درازتر کند مردم شکایت، تظاهرات و حتی تمرد خواهند کرد و به این شکل دولت‌ها را دربند نگه می‌دارند. رؤسای جمهور و قانون‌گذاران انتخابی هستند و اگر مردم نپسندند عزل می‌شوند. این لویاتان قوی است اما با جامعه همراهی می‌کند و به حرف‌هایش گوش می‌دهد، جامعه نیز هوشیار و مایل به حضور فعال در عرصه سیاست است که ما آن را «لویاتان مقید» می‌نامیم. هسته و اساس لویاتان مقید بر سه محور است: الف. سیطره فرادستان حکومت و سلطه آنها بر شهروندان عادی محدود شود. ب. توانایی حاکمیت

افزایش یابد. ج. لویاتان وقتی که جامعه مایل به همکاری با آن است می‌تواند ظرفیت عظیم‌تری به وجود آورد و قدرتمند شود (عجم‌اغلو و راینسون، ۱۳۹۹).

در یک تقسیم‌بندی کلی چهار نوع رابطه بین دولت و جامعه برقرار است:

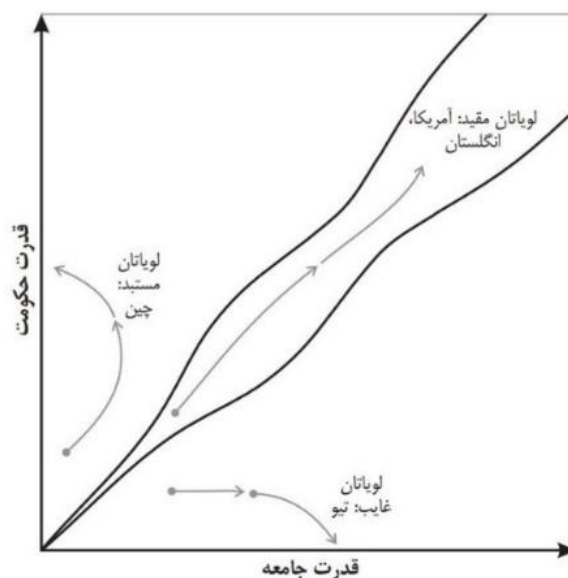
(۱) دولت قوی و جامعه ضعیف (لویاتان مستبد): اگر جامعه کوتاه بیاید و خود را با قدرت روبه‌رشد حکومت همراه نکند، حاکمیت قدرتمند شده و لویاتان مستبد حاکم می‌شود.

(۲) دولت ضعیف و جامعه قوی (لویاتان غایب): اگر حکومت و فرادستان عقب بمانند و جامعه قدرتمند شود، لویاتان غایب ایجاد می‌شود.

(۳) دولت قوی و جامعه قوی (لویاتان مقید): اگر قدرت حکومت و جامعه هر دو با هم برابر باشند و هیچ کدام دست بالا نداشته باشند، لویاتان از نوع مقید است.

(۴) دولت ضعیف، جامعه ضعیف (لویاتان کاغذی): نه جامعه و نه حکومت هیچ کدام قوی نیستند که به آن لویاتان کاغذی می‌گویند یعنی به ظاهر دولت وجود دارد اما در عمل کاری از دستش بر نمی‌آید و جامعه هم متزلزل و سست است.

نمودار ۱. تکامل لویاتان‌های مستبد، مقید و غایب



مأخذ: کتاب راه باریک آزادی

۲-۴. الگوی نظری ترکیبی پیشنهادی برای ایران

با توجه به موارد مطرح شده، ستون فقرات این تحقیق بر اندیشه‌های نورث، والیس و وینگاست بنا شده است. به دلیل پیچیدگی‌های مسئله تحقیق و نیاز به اینکه یک چارچوب قابل عمل برای حرکت به سمت توسعه صورت‌بندی شود که بتواند وارد جزئیات شود و راه‌حل‌های اجرایی داشته باشد از نظریه‌های فوکویاما، عجم‌اغلو و رابینسون به عنوان تکمیل الگوی نظری استفاده خواهد شد.

نورث (۱۳۷۷) در کتاب *نهادها، تغییرات نهادی و عملکرد اقتصادی* بیان می‌کند که مسئله اجرا و پارادوکس دولت به اندازه‌ای مهم است که به تنهایی می‌تواند ماجرای توسعه نیافتگی را توضیح دهد اما نورث وارد جزئیات «اجرا» نشده است و توضیحاتش معطوف به مباحث نظری است. عجم‌اغلو و رابینسون در کتاب *چرا ملت‌ها شکست می‌خورند؟* بر نقش دموکراتیزاسیون در دستیابی به توسعه اشاره دارند. فوکویاما (۱۳۹۵) نیز در کتاب *نظم و زوال سیاسی* چگونگی حل کردن مسئله اجرا را توضیح داده است و از نظر فهم صحیح توالی‌ها هشدار مهمی به اندیشه‌های عجم‌اغلو و رابینسون داده است. در آنجا فوکویاما می‌گوید از منظر فهم صحیح توالی‌ها ابتدا باید دولت توانمند شکل بگیرد. برای اینکه این اتفاق رخ دهد باید درک‌مان از وجوه ساختاری دولت عمق پیدا کند که این امر را عجم‌اغلو و رابینسون (۱۳۹۹) در کتاب *راه باریک آزادی* با طبقه‌بندی لویاتان‌ها و منطقی‌های رفتاری حاکم بر آن توضیح داده‌اند. در نهایت از تلفیق اندیشه‌های مذکور یک مدل ترکیبی نظری ایجاد شده است.

ابتدا جزئیات الگوی نظری ترکیبی توضیح داده می‌شود سپس قالب شماتیک آن ترسیم خواهد شد. در راستای پاسخ به مسئله تحقیق در گام نخست، مطابق اندیشه‌های نورث و والیس و وینگاست انواع حکومت مورد بررسی قرار می‌گیرد که عبارتند از: ۱- حکومت با دسترسی محدود و ۲- حکومت با دسترسی باز. در حکومت با دسترسی محدود سه نوع حاکمیت وجود دارد: ۱- حکومت طبیعی شکننده ۲- حکومت طبیعی پایه ۳- حکومت طبیعی بالغ.

ویژگی‌های حاکم بر یک حکومت طبیعی شکننده عبارت است از: ۱- فرادستان بر جامعه حاکم و اعمال‌کننده خشونت علیه فرودستان هستند. ۲- رانت‌ها جهت مدیریت خشونت میان

فراستان تقسیم می‌شود. ۳- کنترل خشونت براساس هیچ تعهد معتبری نیست و هرلحظه امکان از بین رفتن توافق‌ها و درگیری میان فراستان وجود دارد (احمدپور ترکمانی و محمدزاده، ۱۴۰۴).

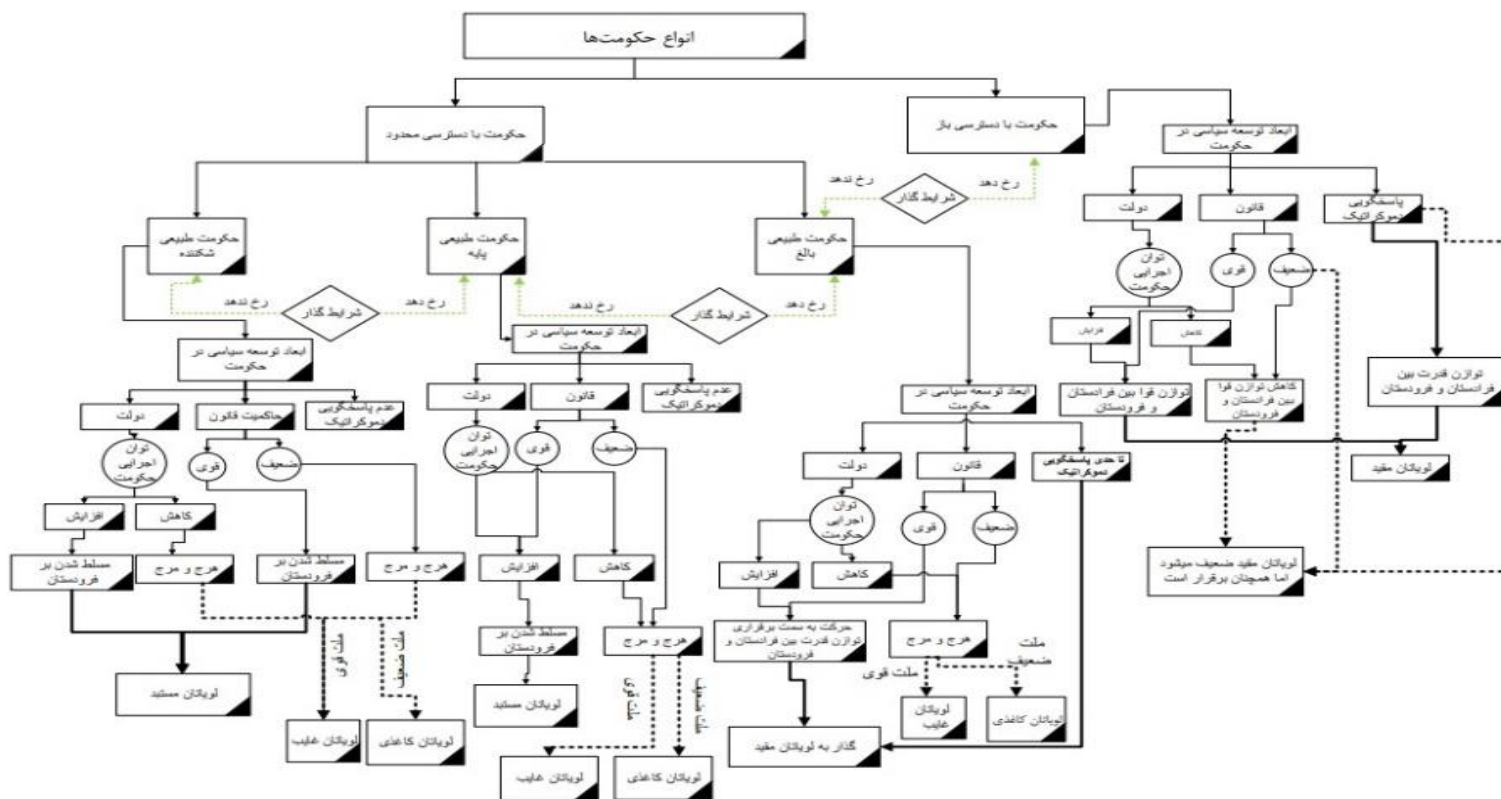
چنانچه بخواهیم از سطح حکومت طبیعی شکننده به سمت حکومت طبیعی پایه حرکت کنیم باید شرایط گذار رخ دهد و این شرایط گذار منوط به تغییر در شاخص‌های اصلی این حکومت است که عبارتند از: ۱- کنترل خشونت به شکل ناقص است. ۲- دسترسی‌ها محدودند. ۳- حقوق عمومی که رفتار حکومت را هدایت و مشروط می‌کند وجود ندارد. ۳- روابط شخصی به صورت مریدپروری است. ۴- قدرت نظامی پراکنده است. چنانچه این شاخص‌ها بهبود یابد شرایط گذار به حکومت طبیعی پایه فراهم می‌شود.

ویژگی‌های حکومت طبیعی عبارت است از: ۱- کنترل خشونت به شکل ناقص ولی قوی‌تر از حکومت پایه است. ۲- دسترسی‌ها محدودند. ۳- حقوق عمومی شکل گرفته است. ۴- حقوق خصوصی تاحدودی برقرار است. ۵- سازمان‌ها بر قاعده دسترسی و عمر محدود و مسئولیت نامحدود شکل گرفته‌اند. ۶- روابط شخصی و سلسله‌مراتبی به سمت روابط غیرشخصی و سازمانی سوق پیدا کرده است. ۷- قدرت نظامی همچنان پراکنده است اما نسبت به حکومت پایه شکلی منسجم‌تر دارد.

برای حرکت از سطح حکومت طبیعی پایه به سمت بالغ باید شرایط گذار رخ دهد و این شرایط گذار منوط به تغییراتی وسیع‌تر از سطح حکومت طبیعی شکننده است. در اینجا باید: ۱- مدیریت خشونت به شکل تقریباً کاملی صورت بگیرد. ۲- حقوق عمومی و خصوصی برقرار گردد. ۳- سازمان‌های تضامنی با مسئولیت و عمر محدود شکل بگیرند. ۴- حاکمیت قانون در میان فراستان برقرار گردد. ۵- یکپارچه‌سازی نظامیان آغاز شود.

در حکومت طبیعی بالغ همچنان دسترسی محدود است و سایر مؤلفه‌ها نیز منافع حلقه فراستان را تأمین می‌کنند. لذا برای گذار از حکومت طبیعی بالغ به حکومت با دسترسی باز باید سه شرط آستانه‌ای برقرار شود که عبارتند از: ۱- ایجاد حاکمیت قانون در میان فراستان. ۲- شکل‌گیری سازمان‌های دائمی عمومی و خصوصی. ۳- یکپارچه‌سازی نظامیان.

نمودار ۲. الگوی نظری ترکیبی نورث، فوکویاما و عجم‌اغلو



مأخذ: یافته‌های پژوهش

پس از وقوع شروط مذکور وارد حکومت با نظم دسترسی باز خواهیم شد که ویژگی‌های آن عبارت است از: ۱- دسترسی باز حاصل مدیریت خشونت از طریق تلاش فرادستان برای دست یافتن برابرتر به منافع است. ۲- با حاکمیت قانون فرصت عادلانه‌تری به گروه‌های مختلف اجتماعی، سیاسی، اقتصادی داده می‌شود تا تبدیل به سازمان شوند. ۳- دسترسی باز با امکان فرصت تشکیل سازمان‌ها به صورت برابر باعث می‌شود تا جامعه مدنی شکل بگیرد. در هر نوع از نظم اجتماعی قرار گرفته باشیم، ابعاد توسعه سیاسی حاکمیت شامل دولت، حاکمیت قانون و دموکراسی دارای عملکرد متفاوتی هستند. در نظم دسترسی محدود از نوع شکننده و طبیعی با توجه به اینکه هیچ‌گونه پاسخگویی دموکراتیک وجود ندارد چنانچه توان اجرایی حاکمیت افزایش یابد و حاکمیت قانون به شکل قوی برقرار شود منجر به شکل‌گیری یک لویاتان مستبد خواهد شد.

از طرف دیگر اگر در نظم دسترسی محدود شکننده و طبیعی توان اجرایی حاکمیت پایین باشد و حاکمیت قانون هم به صورت ضعیفی برقرار باشد منجر به هرج و مرج می‌شود. در این حالت اگر مطابق نظریات عجم‌اغلو ملت قوی وجود داشته باشد یعنی اقتدار مردم از دولت بیشتر شود لویاتان غایب شکل می‌گیرد و اگر اقتدار مردم از دولت کمتر باشد یعنی ملت ضعیف وجود داشته باشد منجر به لویاتان کاغذی می‌شود.

در حکومت طبیعی بالغ چنانچه توان اجرایی حاکمیت افزایش یابد و قانون قوی حاکم شود، با توجه به اینکه پاسخگویی دموکراتیک در حد اندکی وجود دارد تنها منجر به حرکت به سمت لویاتان مقید می‌شود ولی رخ نمی‌دهد. اگر توان اجرایی حاکمیت کاهش یابد و قانون ضعیف برقرار شود، چنانچه ملت قوی وجود داشته باشد لویاتان غایب شکل می‌گیرد و چنانچه ملت ضعیف وجود داشته باشد لویاتان کاغذی حاکم می‌شود.

در نظم دسترسی باز وقتی توان اجرایی بالا باشد و قانون قوی وجود داشته باشد به دلیل آنکه پاسخگویی دموکراتیک و ملت قوی وجود دارد لویاتان مقید شکل می‌گیرد. وقتی توان اجرایی حاکمیت پایین باشد و حاکمیت قانون ضعیف باشد با توجه به اینکه پاسخگویی دموکراتیک و ملت قوی وجود دارد لویاتان مقید در تعادل سطح پایین قرار می‌گیرد.

۳. روش

روش تحقیق توصیفی-تحلیلی و تحلیل‌ها مبتنی بر مبانی نظری تحقیق است. در این قسمت به شاخص‌هایی نیاز است که متغیرهای کلیدی چارچوب نظری پژوهش را به سنجه‌های کمیت‌پذیر تبدیل کند. در ادامه شاخص‌ها و منطق‌گزینش آنها توضیح داده خواهد شد.

۳-۱. شاخص‌های سنجش توازن قوا بین مردم و حاکمیت

۳-۱-۱. انواع نظم اجتماعی در دوران ریاست جمهوری احمدی‌نژاد و روحانی

در راستای پاسخ به مسئله تحقیق ابتدا نوع نظم حاکم بر جامعه مشخص خواهد شد و برای سنجش آن از شاخص سهم بودجه رفاهی در بودجه عمومی استفاده می‌شود. منطق انتخاب آن است که سیاست‌های رفاهی در بودجه، ناظر بر تأمین اجتماعی است و از طریق آن می‌توان نشان داد که فرادستان غیر از مجموعه خود، تا چه میزان سایر مردم را حمایت می‌کنند.

در ایران بخش اعظم بودجه رفاهی از کانال مزد و مستمری در قبضه کارکنان دولت است لذا سهم مساعدت‌ها و حمایت‌ها از مردم عادی اهمیت می‌یابد. هر قدر این سهم کاهش یابد نشانه مهمی از عقب‌گرد به دولت‌شکننده است و هرچه سهم مزد و مستمری بالاتر رود نمادی از اهتمام دولت به پوشش حمایتی عائله خود و رهاسازی بقیه جامعه است.

جدول ۱. سهم بودجه رفاه اجتماعی از بودجه عمومی (میلیارد ریال- درصد)

سال	بودجه عمومی	بودجه رفاه اجتماعی	سهم بودجه رفاه اجتماعی از بودجه عمومی	سال	بودجه عمومی	بودجه رفاه اجتماعی	سهم بودجه رفاه اجتماعی از بودجه عمومی
۱۳۸۴	۵۶۹,۸۳۷	۴۴,۷۹۴	۷/۹	۱۳۹۳	۲,۱۸۷,۹۹۹	۴۵۸,۹۲۳	۲۱
۱۳۸۵	۵۸۷,۵۹۷	۵۳,۲۶۴	۹/۱	۱۳۹۴	۲,۶۷۳,۵۷۷	۵۰۸,۹۱۱	۱۹
۱۳۸۶	۶۹۱,۸۲۸	۶۴,۳۱۷	۹/۳	۱۳۹۵	۳,۰۷۳,۸۰۶	۶۲۱,۵۰۲	۲۰/۲
۱۳۸۷	۹۳۹,۱۲۳	۱۰۶,۱۹۵	۱۱/۳	۱۳۹۶	۳,۷۱۱,۳۳۷	۶۱۶,۷۱۳	۱۶/۶
۱۳۸۸	۹۶۷,۹۰۱	۱۳۳,۴۰۷	۱۳/۸	۱۳۹۷	۴,۲۴۹,۱۱۱	۷۷۷,۷۷۲	۱۸/۳
۱۳۸۹	۱,۲۷۱,۳۳۱	۲۰۹,۲۸۹	۱۶/۵	۱۳۹۸	۵,۲۰۰,۰۸۴	۱,۲۷۹,۲۸۱	۲۴/۶۰
۱۳۹۰	۱,۶۹۷,۲۲۶	۲۴۴,۳۸۸	۱۴/۴	۱۳۹۹	۵,۶۳۸,۲۹۳	۱,۳۰۶,۴۰۱	۲۳/۱۷
۱۳۹۱	۱,۶۴۴,۱۷۷	۳۰۸,۹۹۹	۱۸/۸	۱۴۰۰	۹,۲۹۸,۲۱۷	۱,۲۷۶,۹۲۱	۱۳/۷
۱۳۹۲	۲,۳۶۰,۴۵۸	۳۸۱,۰۹۴	۱۶/۱				

مأخذ: لوایح بودجه سالانه دولت

مطابق جدول ۱، سهم بودجه رفاه اجتماعی از بودجه عمومی افزایشی است اما وقتی اجزای آن دقیق‌تر بررسی می‌شود، جبران کسری صندوق‌های بازنشستگی ذیل عنوان بودجه رفاهی کشور آورده شده که سهم مهمی از بودجه رفاهی را به خود اختصاص داده است. در جدول ۲ در دوره مورد بررسی به‌طور میانگین بیش از ۵۰ درصد بودجه رفاهی برای کمک به صندوق‌های بازنشستگی است. بخش مهمی از بودجه امور رفاهی صرف مجموعه تحت پوشش حکومت شده است و فرودستان سهم اندکی از بودجه رفاهی دارند.

جدول ۲. سهم کمک دولت به صندوق بازنشستگی کشوری و نیروهای مسلح (میلیارد ریال - درصد)

سال	کمک به صندوق‌های بازنشستگی	سهم کمک به صندوق‌های بازنشستگی از بودجه رفاهی	سال	کمک به صندوق‌های بازنشستگی	سهم کمک به صندوق‌های بازنشستگی از بودجه رفاهی
۱۳۸۸	۳۶،۰۵۵	۲۷	۱۳۹۵	۳۴۲،۹۰۱	۵۵/۲
۱۳۸۹	۹۳،۸۵۲	۴۴/۸	۱۳۹۶	۳۳۷،۸۹۰	۵۴/۸
۱۳۹۰	۱۰۰،۶۴۴	۴۱/۲	۱۳۹۷	۴۱۰،۰۲۶	۵۲/۷
۱۳۹۱	۱۲۶،۱۱۵	۴۰/۸	۱۳۹۸	۶۲۹،۰۰۰	۴۹/۱
۱۳۹۲	۱۴۸،۲۴۷	۳۸/۹	۱۳۹۹	۹۰۹،۰۰۰	۶۹/۵۰
۱۳۹۳	۱۶۶،۹۹۶	۳۶/۴	۱۴۰۰	۹۷۹،۰۳۲	۷۶/۶
۱۳۹۴	۲۵۱،۷۱۲	۴۹/۵			

مأخذ: لوائح بودجه سنواتی دولت و محاسبات پژوهش

جدول ۳. بودجه عمومی و رفاهی با کسر مبلغ کمک به صندوق‌های بازنشستگی (میلیارد ریال - درصد)

سال	بودجه عمومی	بودجه امور رفاه اجتماعی	سهم بودجه رفاه اجتماعی از بودجه عمومی	سال	بودجه عمومی	بودجه امور رفاه اجتماعی	سهم بودجه رفاه اجتماعی از بودجه عمومی
۱۳۸۸	۹۳۱،۸۴۶	۹۷،۳۵۲	۱۰/۴	۱۳۹۵	۲،۷۳۰،۹۰۵	۲۷۸،۶۰۱	۱۰/۲
۱۳۸۹	۱،۱۷۷،۴۷۹	۱۱۵،۴۳۷	۹/۸	۱۳۹۶	۳،۳۷۳،۳۴۶	۲۷۸،۸۲۲	۸/۳
۱۳۹۰	۱،۵۹۶،۵۸۱	۱۴۳،۷۴۵	۹	۱۳۹۷	۳،۸۳۹،۰۸۵	۳۶۷،۷۴۵	۹/۶
۱۳۹۱	۱،۵۱۸،۰۶۲	۱۸۲،۸۸۵	۱۲	۱۳۹۸	۴،۵۷۱،۰۸۴	۶۵۰،۲۸۱	۱۴/۲
۱۳۹۲	۲،۰۲۱،۲۳۸	۲۳۲،۸۴۶	۱۰/۵	۱۳۹۹	۴،۷۲۹،۲۹۳	۳۹۷،۴۰۱	۸/۴
۱۳۹۳	۲،۰۲۱،۰۰۳	۲۹۱،۹۳۷	۱۴/۴	۱۴۰۰	۸،۳۱۹،۱۸۵	۲۹۷،۸۸۹	۳/۵۸
۱۳۹۴	۲،۴۲۱،۸۶۵	۲۵۷،۱۹۹	۱۰/۶				

مأخذ: لوائح بودجه سالانه و محاسبات پژوهش

همانطور که در جدول ۳ مشخص است با کسر رقم کمک به صندوق‌ها از ارقام بودجه رفاهی، سهم بودجه رفاهی از بودجه عمومی دولت با افتی چشمگیر مواجه است و از میانگین ۱۰ درصد به ۳ درصد کاهش پیدا کرده است.

با توجه به اینکه کاهش در شاخص بررسی شده، نشانه مهمی از عقب‌گرد به دولت شکننده و پایه است، مطابق آن در دوره ریاست جمهوری احمدی‌نژاد نظم دسترسی محدود برقرار بوده است و در دوره اول دولت روحانی اندکی تلاش برای گذار از خطر شکنندگی و نیل به دسترسی باز صورت گرفته است و در دوره دوم مجدد دسترسی محدود برقرار شده است.

سایر پژوهش‌های صورت گرفته نیز نشان می‌دهد که ایران ترکیبی از دسترسی محدود و تلاش‌های ناکام برای رسیدن به دسترسی باز را تجربه کرده است. زمانی و مومنی (۱۳۹۲) در مطالعه تحولات مربوط به نظم اجتماعی ایران در قرن بیستم نشان دادند که نوسانات عملکردی ناپایداری در دوره صد ساله قرن بیستم رخ داد اما هیچ یک از آن فرازوفرودها قابلیت‌های حداقلی برای امکان‌پذیر ساختن خروج ایران از نظم دسترسی محدود را فراهم نکرده است. رنجبرکی (۱۴۰۰) نیز در مقاله «اقتصاد سیاسی توسعه‌خواهی دولت در ایران» می‌گوید که پس از پیروزی انقلاب، ابتدا زمینه‌هایی برای گشودگی نظام اجتماعی در ایران پدید آمد اما به مرور زمان حاکمیت به سمت محدودسازی حرکت کرد.

۳-۱-۲. توان اجرایی حاکمیت در دوره دولت احمدی‌نژاد و روحانی

پس از تعیین نوع نظم سیاسی، گام بعدی بررسی ابعاد توسعه سیاسی درون حاکمیت است. در این قسمت با تکیه بر آرای فوکویاما، شاخص‌هایی برای سنجش توان اجرایی حاکمیت، حاکمیت قانون و دموکراسی معرفی می‌شود.

در گام نخست جهت سنجش توان اجرایی حاکمیت از شاخص «تعداد تبصره‌های قانون بودجه» استفاده می‌شود. منطق گزینش این شاخص آن است که هر دولتی مسئولیت تدوین لایحه بودجه را برعهده دارد و خود نیز مجری آن خواهد بود. از این طریق می‌توان نشان داد که توان اجرایی حاکمیت در هر دوره به چه میزان بوده است.

جدول ۴. وضعیت رعایت احکام بودجه توسط دولت طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۴۰۰

سال	تعداد تبصره‌های قانون بودجه	تعداد رعایت احکام	تعداد عدم رعایت تمام و یا بخشی از احکام	تعداد عدم تحقق تمام و یا بخشی از اهداف قانون‌گذار	تعداد فاقد عملکرد	درصد عدم رعایت تمام و یا بخشی از احکام	درصد رعایت احکام
۱۳۸۶	۳۱۲	۱۴۲	۱۷۰			۰/۵۴	۰/۴۶
۱۳۸۷	۵۸	۱۶	۴۲			۰/۷۲	۰/۲۸
۱۳۸۸	۱۹۳	۸۱	۸۸			۰/۴۶	۰/۴۲
۱۳۸۹	۱۵۷	۵۵	۹۴			۰/۶	۰/۳۵
۱۳۹۰	۱۸۶	۵۷	۱۰۵		۲۴	۰/۵۶	۰/۳۱
۱۳۹۱	۱۹۳	۸۵	۸۸		۲۰	۰/۴۶	۰/۴۴
۱۳۹۲	۲۷۷	۹۸	۱۱۷	۶۲	۴۸	۰/۴۲	۰/۳۵
۱۳۹۳	۱۹۰	۸۸	۷۸		۲۴	۰/۴۱	۰/۴۶
۱۳۹۴	۱۷۴	۵۸	۹۶	۲۵	۹	۰/۵۵	۰/۳۳
۱۳۹۵	۹۹	۲۰	۶۴	۱۹	۸	۰/۶۵	۰/۲۰
۱۳۹۶	۱۶۷	۶۴	۷۶		۲۷	۰/۴۶	۰/۳۸
۱۳۹۷	۲۱۱	۷۲	۹۷	۱۷	۴۱	۰/۴۶	۰/۳۴
۱۳۹۸	۲۷۴	۹۴	۱۱۴		۶۶	۰/۴۲	۰/۳۴
۱۳۹۹	۲۷۲	۷۷	۱۱۴	۴۰	۴۱	۰/۴۲	۰/۲۸
۱۴۰۰	۴۰۵	۱۲۱	۲۰۷		۷۷	۰/۵۱	۰/۳۰

مأخذ: دیوان محاسبات کل کشور، گزارش‌های تفریغ بودجه

بررسی‌ها حاکی از آن است که توان اجرایی حاکمیت در سال ۱۴۰۰ نسبت به سال ۱۳۸۶، با ۱۶ درصد کاهش روبه‌رو بوده است و میزان رعایت احکام از ۴۶ درصد به ۳۰ درصد رسیده است. در پایان دوره هشت ساله دولت احمدی‌نژاد نسبت به آغاز دوره، کاهش ۱۱ درصدی رعایت احکام مشاهده می‌شود و در پایان دوره هشت ساله دولت روحانی نسبت به آغاز دوره، کاهش ۱۶ درصدی رعایت احکام مشاهده می‌شود. روندها حاکی از آن است که توان اجرایی حاکمیت طی دوره شانزده ساله همواره با نوسانات اندک کاهش یافته است. بنابراین براساس مبانی نظری تحقیق در هر دو دوره توان اجرایی حاکمیت کاهش یافته است.

۳-۱-۳. بررسی دموکراسی و حاکمیت قانون در دولت احمدی‌نژاد و روحانی
در گام دوم به بررسی دو ضلع بعدی از مثلث فوکویاما یعنی دموکراسی و حاکمیت قانون پرداخته خواهد شد. بنابر نظریات فوکویاما برای شکل‌گیری دولت وبری نیاز است تا دموکراسی و حاکمیت قانون برقرار شود. هر قدر نمره کلی در شاخص‌های مذکور به صفر نزدیک شود عملکرد حاکمیت ضعیف است و هر قدر به یک نزدیک شود شاهد بهبود در دموکراسی یا حاکمیت قانون هستیم. شاخص دموکراسی شامل ابعاد مختلفی از جمله انتخابات آزاد، مشارکت سیاسی، عملکرد دولت، آزادی‌های مدنی و فرهنگ سیاسی است. در اینجا تحلیل کلی از وضعیت این شاخص در دوره مورد بررسی ارائه می‌شود.

جدول ۵. وضعیت دموکراسی طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۴۰۰

سال	نمره کلی	روند انتخابات و کثرت‌گرایی	عملکرد دولت	مشارکت سیاسی	فرهنگ سیاسی	آزادی‌های مدنی
۱۳۸۶	۰/۲۹	۰/۰۰۸	۰/۳۵	۰/۳۸	۰/۵۶	۰/۱۴
۱۳۸۷	۰/۲۸	۰/۰۵	۰/۳۲	۰/۳۶	۰/۵۳	۰/۱۷
۱۳۸۸	۰/۲۸	۰/۰۹۲	۰/۲۸	۰/۳۳	۰/۵۰	۰/۲۰
۱۳۸۹	۰/۲۳	۰/۰۴۶	۰/۳۰	۰/۲۷	۰/۳۷	۰/۱۹
۱۳۹۰	۰/۱۹	۰	۰/۳۲	۰/۲۲	۰/۲۵	۰/۱۷
۱۳۹۱	۰/۱۹	۰	۰/۲۸	۰/۲۷	۰/۲۵	۰/۱۷
۱۳۹۲	۰/۱۹	۰	۰/۲۸	۰/۲۷	۰/۲۵	۰/۱۷
۱۳۹۳	۰/۱۹	۰	۰/۲۸	۰/۲۷	۰/۲۵	۰/۱۷
۱۳۹۴	۰/۱۹	۰	۰/۲۸	۰/۲۷	۰/۲۵	۰/۱۷
۱۳۹۵	۰/۲۱	۰	۰/۲۸	۰/۳۳	۰/۳۱	۰/۱۴
۱۳۹۶	۰/۲۳	۰	۰/۳۲	۰/۳۸	۰/۳۱	۰/۱۴
۱۳۹۷	۰/۲۴	۰	۰/۳۲	۰/۴۴	۰/۳۱	۰/۱۴
۱۳۹۸	۰/۲۴	۰	۰/۳۲	۰/۴۴	۰/۳۱	۰/۱۴
۱۳۹۹	۰/۲۳	۰	۰/۲۸	۰/۴۴	۰/۳۱	۰/۱۴
۱۴۰۰	۰/۲۲	۰	۰/۲۵	۰/۳۸	۰/۳۱	۰/۱۴
۱۴۰۱	۰/۱۹	۰	۰/۲۵	۰/۳۸	۰/۱۸	۰/۱۴
۱۴۰۲	۰/۱۹	۰	۰/۲۵	۰/۳۳	۰/۲۵	۰/۱۴
۱۴۰۳	۰/۱۹	۰	۰/۲۵	۰/۳۳	۰/۲۵	۰/۱۴

مأخذ: <https://www.eiu.com/n/campaigns/democracy-index>

همانطور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، در دوره ریاست جمهوری احمدی‌نژاد ایران شاهد کاهش نسبتاً شدید در نمره دموکراسی بوده است و از ۰/۲۹ به ۰/۱۹ صدم کاهش یافته است. در زمینه انتخابات آزاد، انتخابات ریاست جمهوری ۱۳۸۸ به شدت بحث‌برانگیز بود و ابهامات جدی درباره احتمال تقلب در انتخابات مطرح شد و باعث وقوع اعتراضات گسترده شد که تأثیر زیادی بر آزادی‌های مدنی و فضای سیاسی گذاشت. در زمینه آزادی‌های مدنی نیز اعمال کنترل بیشتر بر رسانه‌ها، محدودیت‌های بیشتر بر فعالیت احزاب و دستگیری فعالان سیاسی و روزنامه‌نگاران رخ داد. با اینکه مشارکت سیاسی نیز در انتخابات ۱۳۸۸ افزایش یافت اما پس از آن مشارکت سیاسی نیز ضعیف شد. داده‌های ملی (مرکز پژوهش‌های مجلس) و بین‌المللی (T.I) نمایان‌گر تشدید بحران‌های محیط‌زیست و تعمیق فساد به موازات کاهش مشارکت سیاسی و شدت‌گیری یک‌دست‌سازی ساخت قدرت است. در نتیجه شاخص دموکراسی در این دوره کاهش یافت و ایران بیشتر به سمت حکومت اقتدارگراتر حرکت کرد.

در دوره اول ریاست جمهوری روحانی نمره کلی شاخص دموکراسی بهبود پیدا کرد و از ۰/۱۹ به ۰/۲۴ افزایش یافت. در این دوره فضای سیاسی بازتر بود و امید به بهبود آزادی‌های مدنی افزایش یافت. توافق هسته‌ای برجام (۱۳۹۴) فضای اقتصادی و بین‌المللی را بازتر کرد. انتخابات ۱۳۹۲ با مشارکت گسترده مردم و در فضای رقابتی‌تر برگزار شد. در دوره دوم دولت روحانی امید به آینده کاهش یافت و با خروج آمریکا از برجام (۱۳۹۷) و بازگشت تحریم‌ها، دولت روحانی با چالش‌های بسیاری روبه‌رو شد. نارضایتی عمومی افزایش یافت و اعتراضات گسترده‌ای در سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۸ رخ داد. اعتراضات آبان ۱۳۹۸ یکی از گسترده‌ترین اعتراضات این دوره بود که با سرکوب همراه شد. شاخص آزادی‌های مدنی نیز از ۰/۱۷ به ۰/۱۴ کاهش یافت. در نتیجه اگرچه دوره اول دولت روحانی به بهبود نسبی شاخص دموکراسی منجر شد اما در دوره دوم در برخی سال‌ها شاهد نزولی شدن نمره دموکراسی و در سال‌هایی نیز روند شاخص بدون تغییر ماند. براساس مبانی نظری تحقیق در دولت احمدی‌نژاد دموکراسی به شکل ضعیف برقرار بوده، در دوره اول دولت روحانی دموکراسی بهبود یافته و در دوره دوم مجدداً ضعیف شده است.

شاخص بعدی حاکمیت قانون است. همانطور که در جدول ۶ مشاهده می‌شود این شاخص شامل هشت فاکتور اصلی است. فاکتور اول محدودیت‌های در اختیار دولت است.

در پایان دوره اول ریاست جمهوری احمدی‌نژاد نمره کلی محدودیت‌های در اختیارات دولت از ۰/۴۱ به ۰/۳۶ کاهش یافت که بیشترین تغییر در مؤلفه‌هایی بوده است که اختیارات قوه مجریه توسط قوه قضائیه و مقننه محدود می‌شد. در پایان دوره اول بیش از ۵۲ درصد اختیارات دولت توسط دو قوه دیگر کنترل می‌شد که در پایان دوره دوم به ۴۷ درصد رسید. فاکتور دوم نبود فساد است که نمره کلی آن از ۰/۲۸ به ۰/۵۰ افزایش یافته است و دارای بهبود بوده است. تشدید تحریم‌ها و کاهش دسترسی به منابع رانتی در دوره دوم از عوامل مؤثر در بهبود این شاخص بوده است. فاکتور سوم دولت باز است که نمره کلی آن ۰/۱۹ به ۰/۳۴ افزایش یافته است. فاکتور چهارم حقوق بنیادی است که نمره کلی آن افت چشمگیری داشته است و از ۰/۵۸ به ۰/۲۳ رسیده است. فاکتور پنجم نظم و امنیت است که نمره کلی آن از ۰/۷۷ به ۰/۶۳ کاهش یافته است. در مورد سایر فاکتورها یعنی اجرای مقررات، عدالت مدنی و عدالت کیفری نیز بهبودهایی حاصل شده است.

در دولت احمدی‌نژاد به‌طور میانگین نمره کلی حاکمیت قانون تغییر نیافت اما در دوره اول ریاست جمهوری روحانی نمره کلی از ۰/۴۴ به ۰/۴۸ افزایش یافت. در آغاز دوره اول ایشان نمره کلی محدودیت‌های در اختیارات دولت ۰/۳۷ بود و در پایان دوره به ۰/۴۳ افزایش یافت که بیشترین تغییر در مؤلفه‌هایی بوده است که اختیارات قوه مجریه توسط قوه قضائیه و مقننه محدود می‌شد که در آغاز دوره اول به ترتیب ۴۸ و ۲۶ درصد اختیارات دولت توسط دو قوه دیگر کنترل می‌شد و در پایان دوره اول به ترتیب به ۴۸ و ۳۴ درصد افزایش یافت. نمره فاکتور نبود فساد از ۰/۴۵ به ۰/۵۳ بهبود پیدا کرد. نمره فاکتور دولت باز از ۰/۳۴ به ۰/۳۷ ارتقا یافت و مؤلفه حقوق بنیادی نیز از ۰/۲۳ به ۰/۳۰ افزایش یافت. سایر فاکتورهای نظم و امنیت، اجرای مقررات، عدالت مدنی و عدالت کیفری نیز بهبود یافتند.

در دوره دوم دولت روحانی شاخص حاکمیت قانون به دلیل تشدید تحریم‌ها، سرکوب اعتراضات مرتبط با سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۸ تضعیف شد و نمره کلی شاخص حاکمیت قانون از ۰/۴۵ به ۰/۴۱ کاهش یافت و روند نزولی در تمامی فاکتورها رخ داده است. بنابراین براساس مبانی نظری تحقیق در دولت احمدی‌نژاد حاکمیت قانون به شکل ضعیف برقرار بوده، در دوره اول دولت روحانی حاکمیت قانون بهبود یافته و در دوره دوم مجدداً ضعیف شده است.

جدول ۶. وضعیت شاخص حاکمیت قانون طی سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۸۸

شاخص حاکمیت قانون	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰-۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵-۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹	۱۴۰۰
نمره کل	۰/۴۴	۰/۵۰	۰/۴۸	۰/۴۴	۰/۴۴	۰/۴۷	۰/۴۸	۰/۴۵	۰/۴۳	۰/۴۲	۰/۴۱
فاکتور اول: محدودیت در اختیارات دولت	۰/۴۱	۰/۳۸	۰/۳۷	۰/۳۶	۰/۳۷	۰/۴۴	۰/۴۳	۰/۳۹	۰/۳۷	۰/۳۵	۰/۳۳
۱-۱. اختیارات دوات توسط قانون‌گذار محدود می‌شود	۰/۵۳	۰/۵۰	۰/۴۹	۰/۴۸	۰/۲۶	۰/۳۳	۰/۳۴	۰/۴۱	۰/۴۰	۴۰۸۰	۰/۳۸
۱-۲. اختیارات دولت توسط قوه قضاییه محدود می‌شود.	۰/۵۲	۰/۴۹	۰/۴۸	۰/۴۷	۰/۴۸	۰/۵۲	۰/۴۸	۰/۳۷	۰/۳۷	۰/۳۶	۰/۳۵
۱-۳. اختیارات دولت با حسابرسی و بازرنگری مستقل محدود می‌شود.	۰/۳۶	۰/۳۴	۰/۳۲	۰/۲۴	۰/۴۰	۰/۴۷	۰/۴۳	۰/۴۲	۰/۴۱	۰/۳۸	۰/۳۷
۱-۴. مقامات دولتی به دلیل سوء رفتار مجازات می‌شوند.	۰/۳۳	۰/۳۱	۰/۲۹	۰/۳۲	۰/۴۱	۰/۴۷	۰/۴۸	۰/۴۲	۰/۳۹	۰/۳۷	۰/۳۵
۱-۵. اختیارات دولت تحت آزمون و رصد بخش غیردولتی است.	۰/۳۵	۰/۳۳	۰/۳۱	۰/۲۳	۰/۲۲	۰/۳۲	۰/۳۲	۰/۲۱	۰/۱۹	۰/۱۹	۰/۱۷
۱-۶. انتقال قدرت تابع قانون است.	۰/۳۷	۰/۳۵	۰/۳۳	۰/۴۰	۰/۴۳	۰/۵۰	۰/۵۴	۰/۵۱	۰/۴۶	۰/۴۳	۰/۳۹
فاکتور دوم: نبود فساد	۰/۲۸	۰/۵۰	۰/۴۹	۰/۵۰	۰/۴۵	۰/۵۰	۰/۵۳	۰/۴۵	۰/۴۳	۰/۴۰	۰/۳۹
۲-۱. مقامات دولتی در قوه مجریه از مناصب دولتی برای منافع شخصی خود استفاده نمی‌کنند.	۰/۲۵	۰/۴۸	۰/۴۶	۰/۴۸	۰/۴۵	۰/۴۹	۰/۴۹	۰/۳۹	۰/۳۶	۰/۳۴	۰/۳۴
۲-۲. مقامات دولتی در قوه قضاییه از مناصب دولتی برای منافع شخصی خود استفاده نمی‌کنند.	۰/۳۴	۰/۵۵	۰/۵۴	۰/۵۱	۰/۵۵	۰/۵۳	۰/۵۳	۰/۵۴	۰/۵۴	۰/۵۱	۰/۵۱
۲-۳. مقامات دولتی در پلیس و ارتش از مناصب دولتی برای منافع شخصی خود استفاده نمی‌کنند.	۰/۳۳	۰/۵۵	۰/۵۴	۰/۶۰	۰/۵۵	۰/۵۹	۰/۶۳	۰/۵۴	۰/۵۲	۰/۵۱	۰/۴۹
۲-۴. مقامات دولتی در قوه مقننه از مناصب دولتی برای منافع شخصی خود استفاده نمی‌کنند.	۰/۲	۰/۴۲	۰/۴	۰/۴۲	۰/۲۴	۰/۴۱	۰/۴۴	۰/۳۳	۰/۳۰	۰/۲۵	۰/۲۴

ادامه جدول ۶. وضعیت شاخص حاکمیت قانون طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۴۰۰

شاخص حاکمیت قانون	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰-۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵-۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹	۱۴۰۰
فاکتور سوم: دولت باز	۰/۱۹	۰/۴۴	۰/۳۸	۰/۳۴	۰/۳۰	۰/۳۴	۰/۳۷	۰/۲۹	۰/۲۸	۰/۲۸	۰/۲۷
۱-۳. منتشر شدن قوانین، داده‌ها و اطلاعات دولتی	۰/۴	۰/۶۲	۰/۵۹	۰/۴۲	۰/۲۸	۰/۲۶	۰/۳۶	۰/۳۶	۰/۳۵	۰/۳۴	۰/۳۲
۲-۳. حق دسترسی به اطلاعات	۰/۲۰	۰/۴۷	۰/۴	۰/۴۴	۰/۳۵	۰/۳۹	۰/۴۲	۰/۳۳	۰/۳۲	۰/۳۱	۰/۳۱
۳-۳. مشارکت مدنی	۰/۲	۰/۴۴	۰/۳۹	۰/۲۸	۰/۲۴	۰/۳۴	۰/۳۲	۰/۱۸	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۱۵
۴-۳. مکانیسم‌های شکایت	-۰/۰۳	۰/۲۳	۰/۱۶	۰/۲۲	۰/۳۴	۰/۳۷	۰/۳۶	۰/۳۰	۰/۳۰	۰/۲۹	۰/۲۹
فاکتور چهارم: حقوق بنیادی	۰/۵۸	۰/۳۲	۰/۲۷	۰/۲۳	۰/۲۲	۰/۳۱	۰/۳۰	۰/۲۵	۰/۲۲	۰/۲۲	۰/۲۰
۱-۴. رفتار برابر و عدم تبعیض	۰/۷۷	۰/۵۰	۰/۴۶	۰/۴۶	۰/۴۲	۰/۳۸	۰/۳۸	۰/۴۵	۰/۴۴	۰/۴۴	۰/۴۰
۲-۴. تضمین حق حیات و امنیت افراد به‌طور مؤثر	۰/۵۰	۰/۲۳	۰/۱۹	۰/۱۴	۰/۲۰	۰/۳۴	۰/۳۴	۰/۲۸	۰/۲۳	۰/۲۱	۰/۱۷
۳-۴. روند قانونی و حقوق متهم	۰/۷	۰/۴۳	۰/۳۹	۰/۳۴	۰/۳۹	۰/۴۵	۰/۴۷	۰/۴۵	۰/۴۰	۰/۳۹	۰/۴۰
۴-۴. تضمین آزادی عقیده و بیان به‌طور مؤثر	۰/۶۱	۰/۳۶	۰/۳۱	۰/۲۳	۰/۲۲	۰/۳۲	۰/۳۲	۰/۲۱	۰/۱۹	۰/۱۹	۰/۱۷
۵-۴. تضمین آزادی عقیده و مذهب	۰/۴۶	۰/۲	۰/۱۵	۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۱۷	۰/۲۰	۰/۰۷	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۳
۶-۴. تضمین آزادی از دخالت خودسرانه در حریم خصوصی به‌طور مؤثر	۰/۳۹	۰/۱۳	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۷		۰/۲۲	۰/۱۴	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۱
۷-۴. تضمین آزادی اجتماعات و انجمن‌ها به‌طور مؤثر	۰/۵۸	۰/۳۳	۰/۲۸	۰/۲۱	۰/۱۷	۰/۳۰	۰/۲۹	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۱۰
۸-۴. تضمین حقوق اساسی کار به‌طور مؤثر	۰/۶۳	۰/۳۸	۰/۳۳	۰/۲۸	۰/۲۰	۰/۲۰	۰/۲۱	۰/۲۶	۰/۲۴	۰/۲۴	۰/۲۲
فاکتور پنجم: نظم و امنیت	۰/۷۷	۰/۷۱	۰/۶۸	۰/۶۳	۰/۶۶	۰/۷۲	۰/۷۳	۰/۷۵	۰/۷۳	۰/۷۴	۰/۷۱
۱-۵. جرم به‌طور مؤثر کنترل می‌شود	۰/۷۹	۰/۷۰	۰/۶۹	۰/۵۴	۰/۶۸	۰/۷۳	۰/۷۴	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۷۷
۲-۵. درگیری مدنی عمال محدود است.	۰/۷۵	۰/۷۱	۰/۶۶	۰/۹۲	۰/۹۲	۰/۹۲	۰/۹۸	۰/۸۵	۰/۸۵	۰/۸۹	۰/۸۰
۳-۵. مردم برای رفع نارضایتی‌های شخصی به خشونت متوسل نمی‌شوند.	۰/۷۷	۰/۶۹	۰/۶۷	۰/۴۴	۰/۴۰	۰/۵۱	۰/۴۸	۰/۶۲	۰/۵۷	۰/۵۸	۰/۵۶

ادامه جدول ۶. وضعیت شاخص حاکمیت قانون طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۴۰۰

شاخص حاکمیت قانون	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰-۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵-۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹	۱۴۰۰
فاکتور ششم: اجرای مقررات	۰/۳۵	۰/۵۶	۰/۵۴	۰/۵۳	۰/۵۳	۰/۴۹	۰/۴۶	۰/۴۸	۰/۴۶	۰/۴۵	۰/۴۵
۶-۱. مقررات دولتی به‌طور مؤثر اجرا می‌شود.	۰/۳۶	۰/۵۷	۰/۵۵	۰/۵۷	۰/۵۵	۰/۵۳	۰/۵۴	۰/۳۶	۰/۳۵	۰/۳۴	۰/۳۵
۶-۲. مقررات دولتی بدون هرگونه اثر سوء اعمال و اجرا می‌شود.	۰/۳۵	۰/۵۶	۰/۵۵	۰/۵۵	۰/۵۵	۰/۴۴	۰/۴۵	۰/۴۵	۰/۴۴	۰/۴۲	۰/۴۳
۶-۳. رسیدگی اداری بدون تأخیر غیرمنطقی انجام می‌شود.	۰/۳۸	۰/۵۹	۰/۵۸	۰/۵۱	۰/۵۵	۰/۴۴	۰/۴۱	۰/۴۹	۰/۵۱	۰/۵۱	۰/۵۳
۶-۴. در رسیدگی‌های اداری مراحل قانونی رعایت می‌شود.	۰/۲۵	۰/۴۶	۰/۴۴	۰/۴۹	۰/۵۳	۰/۴۹	۰/۳۹	۰/۵۳	۰/۴۶	۰/۴۵	۰/۴۱
۶-۵. دولت بدون طی روند قانونی و جبران کافی سلب مالکیت نمی‌کند.	۰/۴۱	۰/۶۲	۰/۶۱	۰/۵۵	۰/۵۸	۰/۵۵	۰/۵۴	۰/۵۶	۰/۵۴	۰/۵۲	۰/۵۱
فاکتور هفتم: عدالت مدنی	۰/۴۴	۰/۵۹	۰/۶۲	۰/۵۶	۰/۵۸	۰/۵۶	۰/۵۳	۰/۵۵	۰/۵۵	۰/۵۴	۰/۵۴
۷-۱. مردم می‌توانند به عدالت مدنی دسترسی داشته باشند.	۰/۴۵	۰/۶۰	۰/۶۳	۰/۵۰	۰/۵۹	۰/۶۶	۰/۶۲	۰/۶۲	۰/۶۵	۰/۶۳	۰/۶۴
۷-۲. عدالت مدنی عاری از تبعیض است.	۰/۴۴	۰/۵۹	۰/۶۲	۰/۵۲	۰/۴۷	۰/۴۱	۰/۳۲	۰/۳۸	۰/۴۰	۰/۴۲	۰/۴۲
۷-۳. عدالت مدنی عاری از فساد است.	۰/۳۹	۰/۵۴	۰/۵۷	۰/۵۴	۰/۴۷	۰/۴۶	۰/۴۵	۰/۴۴	۰/۴۴	۰/۴۲	۰/۴۴
۷-۴. عدالت مدنی عاری از نفوذ نادرست دولت است.	۰/۳۹	۰/۵۴	۰/۵۷	۰/۴۰	۰/۳۹	۰/۴۲	۰/۴۴	۰/۴۷	۰/۴۷	۰/۴۴	۰/۴۴
۷-۵. عدالت مدنی دلیلی برای تأخیر غیرمنطقی نیست.	۰/۳۵	۰/۵	۰/۵۳	۰/۶۳	۰/۷۱	۰/۶۴	۰/۵۶	۰/۵۶	۰/۵۶	۰/۵۶	۰/۵۷
۷-۶. عدالت مدنی به‌طور مؤثر اجرا می‌شود.	۰/۵۱	۰/۶۶	۰/۶۹	۰/۶۵	۰/۶۸	۰/۶۳	۰/۶۳	۰/۵۷	۰/۵۹	۰/۵۶	۰/۵۴
۷-۷. مکانیسم‌های حل اختلاف جایگزین در دسترس، بی‌طرف و مؤثر هستند.	۰/۵۸	۰/۷۳	۰/۷۶	۰/۷۰	۰/۷۲	۰/۷۰	۰/۷۰	۰/۷۹	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۶

ادامه جدول ۶. وضعیت شاخص حاکمیت قانون طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۴۰۰

شاخص حاکمیت قانون	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰-۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵-۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹	۱۴۰۰
فاکتور هشتم: عدالت کیفری	۰/۵	۰/۴۹	۰/۴۵	۰/۳۸	۰/۳۹	۰/۴۲	۰/۴۵	۰/۴۲	۰/۳۷	۰/۳۶	۰/۳۵
۸-۱ سیستم تحقیقات کیفری مؤثر است.	۰/۶۴	۰/۶۳	۰/۵۹	۰/۳۹	۰/۳۸	۰/۳۶	۰/۳۴	۰/۳۰	۰/۲۵	۰/۲۴	۰/۲۶
۸-۲ سیستم قضاوت کیفری به‌موقع و مؤثر است.	۰/۵۵	۰/۵۳	۰/۵	۰/۴۵	۰/۴۸	۰/۴۹	۰/۵۲	۰/۴۹	۰/۴۵	۰/۴۱	۰/۴۱
۸-۳ نظام اصالحی در کاهش رفتار مجرمانه مؤثر است.	۰/۵۴	۰/۵۲	۰/۴۹	۰/۴۲	۰/۴۰	۰/۴۳	۰/۵۲	۰/۵۵	۰/۵۵	۰/۵۴	۰/۴۶
۸-۴ عدالت کیفری بی‌طرفانه است.	۰/۳۷	۰/۳۶	۰/۳۲	۰/۳۲	۰/۴۰	۰/۳۸	۰/۳۹	۰/۴۳	۰/۲۶	۰/۲۷	۰/۳۱
۸-۵ عدالت کیفری عاری از فساد است.	۰/۵۴	۰/۵۲	۰/۴۹	۰/۵۳	۰/۵۲	۰/۵۶	۰/۶۰	۰/۴۳	۰/۴۲	۰/۴۰	۰/۳۸
۸-۶ عدالت کیفری عاری از نفوذ نادرست دولت است.	۰/۴۳	۰/۴۲	۰/۳۸	۰/۲۲	۰/۱۹	۰/۲۳	۰/۳۱	۰/۲۸	۰/۲۸	۰/۲۵	۰/۲۴
۸-۷ طی فرآیند قانونی همراه با تفهیم اتهام به متهم	۰/۴۴	۰/۴۲	۰/۳۹	۰/۳۴	۰/۳۹	۰/۴۵	۰/۴۷	۰/۴۵	۰/۴۰	۰/۳۹	۰/۴۰

مأخذ: The World Justice Project (WJP)

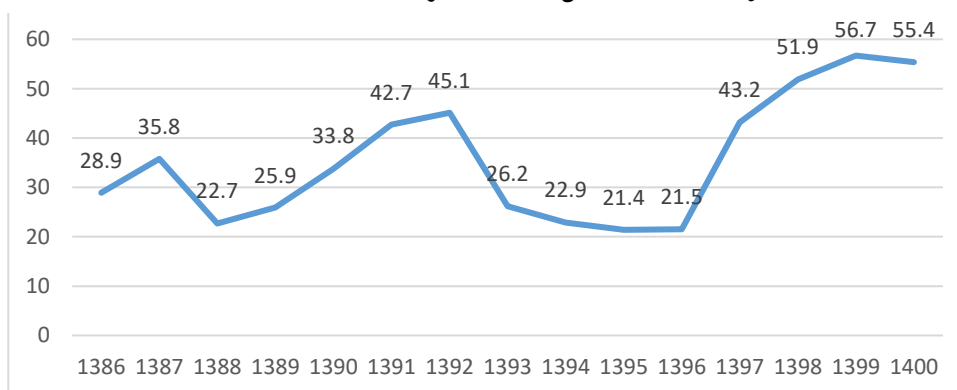
۳-۲. گونه‌شناسی انواع لویاتان‌ها در دولت احمدی‌نژاد و روحانی

پرسش آن است که در دوره مورد مطالعه وقتی در حکومت با دسترسی محدود قرار گرفته‌ایم و ابعاد توسعه سیاسی درون حاکمیت ضعیف شده‌اند و یا در گذار به نظم دسترسی باز قرار گرفته‌ایم و بهبود یافته‌اند، چه نوع لویاتانی بر جامعه حاکم خواهد شد. در این مرحله نوع حاکمیت لویاتان در گرو روابط بین دولت و ملت است.

در راستای سنجش ملت قوی / ملت ضعیف دو شاخص فلاکت و ارزش دلاری دستمزد ماهانه بررسی می‌شود. علت انتخاب شاخص فلاکت آن است که نشان‌دهنده ترکیبی از نرخ تورم و بیکاری است که در نهایت میزان فشار اقتصادی بر مردم یک کشور را نشان می‌دهد. هر قدر این شاخص افزایش یابد فقر و نابرابری در بین مردم افزایش می‌یابد و منجر به تضعیف قدرت اقتصادی مردم می‌شود. همان‌طور که در نمودار ۳ مشاهده می‌شود در پایان دوره اول دولت احمدی‌نژاد شاخص فلاکت ۲۲/۷ درصد بوده است و در پایان دوره دوم به ۴۵/۱

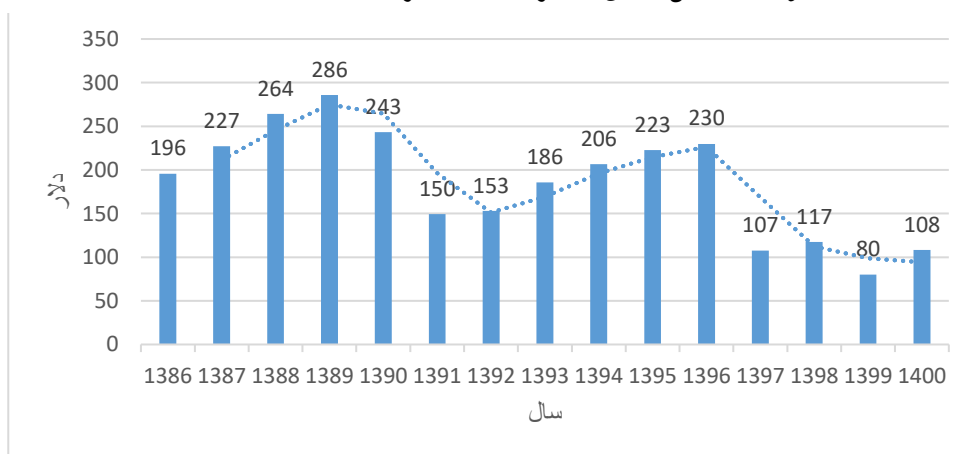
درصد افزایش یافته است. در آغاز دوره اول دولت روحانی شاخص فلاکت ۲۶/۲ بوده است و در پایان دوره اول به ۲۱/۵ کاهش یافته است. در سال ۱۳۹۷ شاخص فلاکت به ۴۳/۲ افزایش یافت و در پایان دولت روحانی ۵۵/۴ درصد رسید. بنابراین براساس مبانی نظری حرکت از سمت ملت قوی به سمت ملت ضعیف بوده است.

نمودار ۳. روند شاخص فلاکت در ایران (۱۳۸۶-۱۴۰۰)



مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

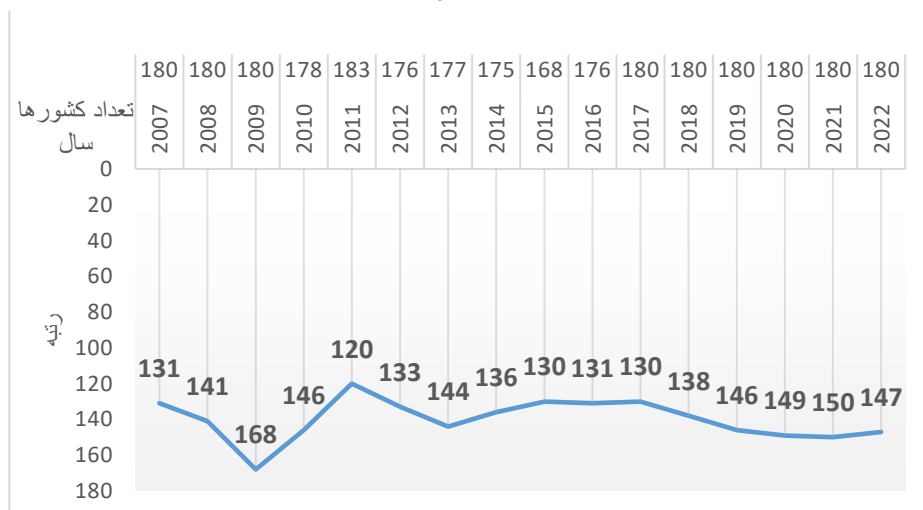
نمودار ۴. ارزش دلاری دستمزد ماهانه در ایران (۱۳۸۶-۱۴۰۰)



مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

شاخص بعدی ارزش دلاری دستمزد ماهانه است که شاخص مهمی برای سنجش قدرت اقتصادی مردم می‌باشد. این معیار به‌طور غیرمستقیم نشان‌دهنده قدرت خرید مردم است. نمودار ۴ نشان می‌دهد در پایان دوره اول دولت احمدی‌نژاد ارزش دلاری دستمزد ماهانه ۲۶۴ دلار بود و در انتهای دوره دوم به ۱۵۳ دلار کاهش یافت. با آغاز دوره دولت روحانی افزایش در ارزش دلاری دستمزد رخ داد و در انتهای دوره اول به ۲۳۰ دلار رسید اما مجدداً در انتهای دوره دوم به ۱۰۸ دلار کاهش یافت. بنابراین براساس مبانی نظری تحقیق در دولت احمدی‌نژاد حرکت از سمت ملت قوی به سمت ملت ضعیف بوده است. در دوره اول دولت روحانی جهت حرکت تغییر یافت و حرکت به سمت ملت قوی صورت گرفت و بهبود رخ داد و در دوره دوم مجدداً به‌واسطه اتخاذ سیاست شوک‌های پی‌درپی نرخ ارز به سمت ملت ضعیف حرکت کردیم. در راستای مشخص کردن دولت قوی/ دولت ضعیف به بررسی شاخص فساد، امنیت حقوق مالکیت و سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی پرداخته می‌شود. در گام اول شاخص فساد بررسی می‌شود. علت انتخاب این شاخص آن است که فساد هم منجر به متزلزل شدن حقوق مالکیت می‌شود و هم کاهش اعتماد مردم به حاکمیت را به دنبال دارد و به نابرابری قدرت و ثروت می‌انجامد.

نمودار ۵. رتبه ایران در شاخص فساد (۱۳۸۶-۱۴۰۰)

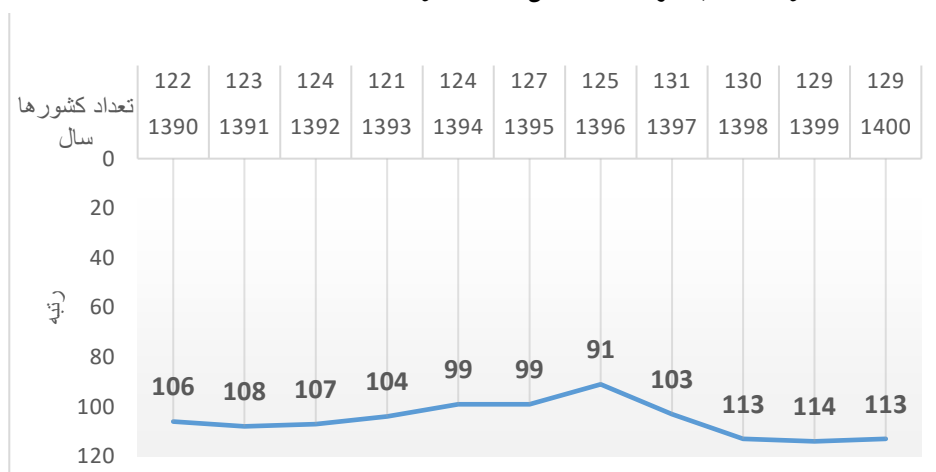


مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

نمودار ۵ نشان می‌دهد که رتبه ایران در شاخص فساد طی دوره شانزده ساله افزایش یافته است و حرکت به سمت دولت ضعیف بوده است. در گام بعدی شاخص امنیت حقوق مالکیت بررسی می‌شود. هر قدر امنیت حقوق مالکیت افزایش یابد منجر به افزایش بهره‌وری منابع، نیروی کار و ایجاد انگیزه برای نوآوری‌های جدید می‌شود و تعامل بین حکومت و مردم را افزایش می‌دهد.

همانطور که در نمودار ۶ مشاهده می‌شود رتبه ایران در شاخص امنیت حقوق مالکیت طی دوره مورد بررسی کاهش یافته و حرکت به سمت دولت ضعیف بوده است.

نمودار ۶. رتبه ایران در شاخص امنیت حقوق مالکیت (۱۴۰۰-۱۳۸۶)



مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

در گام آخر سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی (G/GDP) مورد سنجش قرار می‌گیرد. علت انتخاب شاخص آن است که نشان‌دهنده میزان دخالت دولت در اقتصاد و تخصیص منابع برای ارائه خدمات عمومی، سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها، آموزش، بهداشت و رفاه اجتماعی است.

جدول ۷ نشان می‌دهد که سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی در دولت احمدی‌نژاد از ۱۲/۱۱ به ۸/۳ کاهش یافته است و در دوره دولت روحانی به ۹/۰۹ رسیده است. در حالت کلی توان اجرایی حاکمیت کاهش یافته و حرکت به سمت دولت ضعیف بوده است.

جدول ۷. سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۴۰۱

سال	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲
G/GDP	۱۲/۱۱	۱۲/۱۰	۹/۸۴	۹/۹۴	۱۱/۶۰	۱۰/۳۴	۱۰/۷۱	۸/۹۷	۸/۰۳
سال	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹	۱۴۰۰	۱۴۰۱
G/GDP	۹/۲۵	۱۱/۴۴	۱۰/۷۹	۱۰/۴	۸/۹۵	۸/۵۴	۷/۵۶	۱۰/۷۵	۹/۰۹

مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

اکنون نوبت به آن رسیده است که به مسئله اصلی تحقیق پاسخ داده شود که توازن قوا چه نقشی در کاهش نابرابری‌های ناموجه دارد. برای پاسخ به آن از دریچه لویاتان‌ها وارد می‌شویم. در لویاتان مقید توازن قوا در میان گروه‌های ذینفع در فرادستان برقرار است و از طرف دیگر توازن قوا میان فرادستان و فرودستان نیز وجود دارد و هرچه به سمت لویاتان غایب، کاغذی و یا مستبد حرکت کنیم این توازن کاهش می‌یابد. فرضیه اصلی آن است که وقتی توازن قوا بهبود می‌یابد انتظار می‌رود که فقر و نابرابری کاهش یابد. تجزیه و تحلیل‌های صورت گرفته در بخش قبلی نشان داد که در دولت احمدی‌نژاد نظم اجتماعی با دسترسی محدود برقرار بوده و ابعاد توسعه سیاسی حاکمیت نیز در دوره دوم ریاست جمهوری ایشان ضعیف شده است. در ادامه نشان داده شد که حرکت به سمت ملت ضعیف / دولت ضعیف شکل گرفت اما هنوز اقتدار حاکمیت از اقتدار مردم بیشتر است که باعث شکل‌گیری دولت یک‌دست و لویاتان مستبد شد. پس انتظار می‌رود که نابرابری‌ها در این دوره افزایش یافته باشد. در دوره اول ریاست جمهوری روحانی مطابق تجزیه و تحلیل‌های صورت گرفته تلاش برای گذار از نظم دسترسی محدود به نظم دسترسی باز شکل گرفت و ابعاد توسعه سیاسی حاکمیت نیز تقویت شدند و حرکت به سمت ملت قوی / دولت قوی آغاز شد که باعث شد از دولت یک‌دست فاصله گرفته شود و حرکت از لویاتان مستبد به لویاتان مقید آغاز گردد اما این روند در دوره دوم دولت روحانی تضعیف شد و مجدداً گذار به لویاتان مستبد رخ داد.

۳-۲-۱. نقش گونه‌های لویاتان در افزایش نابرابری‌ها

حال می‌خواهیم به بررسی این امر بپردازیم که آیا لویاتان مستبد در افزایش نابرابری‌ها نقش داشته است؟ در راستای پاسخ به این سؤال ابتدا باید وضعیت نابرابری بررسی شود. متداول

آن است که نابرابری‌ها با ضریب جینی سنجیده شود اما به سه دلیل معیار خوبی جهت سنجش نابرابری نیست. این سه معیار عبارتند از: (۱) عدم توجه به ساختار نابرابری (۲) عدم حساسیت به موقعیت‌های درآمدی و (۳) بی‌توجهی به فقر مطلق و رفاه عمومی (Atkinson & Bourguignon, 2000). به‌عنوان مثال در دوران ریاست جمهوری احمدی‌نژاد ضریب جینی کاهش نشان داد اما این کاهش ریشه در: ۱- خروج سرمایه انسانی و مادی ۲- ریزش شدید در طبقه متوسط درآمدی و شکل‌گیری پرداخت یارانه نقدی داشت. همانطور که در جدول ۸ مشاهده می‌شود در ابتدای دولت احمدی‌نژاد (۱۳۸۴)، ضریب جینی در سطح نسبتاً بالایی قرار داشت (۰/۴۲۴۸) و تا سال ۱۳۸۵ به ۰/۴۳۵۶ نیز افزایش یافت. این افزایش نشان‌گر تشدید نابرابری در سال‌های نخست این دولت بود. با این حال، از سال ۱۳۸۷ به بعد، ضریب جینی روندی کاهشی پیدا کرد و در سال ۱۳۹۱ به ۰/۳۶۵۹ رسید. کاهش نابرابری در این دوره را می‌توان تا حد زیادی به اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها نسبت داد که با پرداخت‌های نقدی مستقیم، موجب بهبود نسبی توزیع درآمد شد.

در آغاز دولت روحانی (سال ۱۳۹۲) ضریب جینی کاهشی بود. اما طی سال‌های بعد، با روندی صعودی مواجه شد و تا پایان سال ۱۴۰۰ به ۰/۳۹۳۸ افزایش یافت. افزایش تدریجی ضریب جینی در این دوره را می‌توان در پیوند با عواملی چون فشارهای اقتصادی ناشی از شوک‌های پیاپی نرخ ارز، تشدید تحریم‌ها و کاهش اثربخشی سیاست‌های حمایتی دانست.

جدول ۸. شاخص ضریب جینی طی سال‌های ۱۳۸۳-۱۴۰۰

سال	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱
ضریب جینی	۰/۴۲۴۰	۰/۴۲۴۸	۰/۴۳۵۶	۰/۴۳۳۷	۰/۴۱۲۲	۰/۴۱۱۱	۰/۴۰۹۹	۰/۳۷۱۱	۰/۳۶۵۹
سال	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹	۱۴۰۰
ضریب جینی	۰/۳۶۵۰	۰/۳۷۸۸	۰/۳۸۵۱	۰/۳۹۰۰	۰/۳۹۸۱	۰/۴۰۹۳	۰/۳۹۹۲	۰/۴۰۶۱	۰/۳۹۳۸

مأخذ: سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، امور اقتصاد کلان و محاسبات پژوهش

در این مقاله برای بررسی وضعیت فقر و نابرابری، شاخص اندازه خلق فرصت‌های شغلی انتخاب شده است. هر قدر میزان ایجاد مشاغل بهبود یابد نشان از آن دارد که سیستم به سمت کاهش فقر و نابرابری در حرکت است. همان‌طور که در جدول ۸ مشاهده می‌شود در دولت احمدی‌نژاد، حدود ۱/۵ میلیون فرصت شغلی خالص ایجاد شده است. با این حال، میانگین سالانه اشتغال‌زایی کمتر از ۲۰۰ هزار نفر بوده است؛ رقمی که نسبت به رشد جمعیت فعال

کشور در این دوره، ناکافی به نظر می‌رسد. در برخی سال‌ها، حتی میزان اشتغال ایجادشده بسیار ناچیز یا نزدیک به صفر بوده که نشان‌دهنده نوسان بالا در سیاست‌گذاری بازار کار است. دولت روحانی در مقایسه با دولت قبل توانسته است بیش از دو برابر اشتغال خالص ایجاد کند. میانگین سالانه نیز نسبت به دولت احمدی‌نژاد حدود ۸۲ درصد افزایش یافته است. این بهبود نسبی احتمالاً متأثر از سیاست‌های ثبات‌ساز اقتصادی در سال‌های ابتدایی، بهبود نسبی محیط کسب و کار پس از توافق برجام بوده است. با این حال، روند اشتغال نیز در این دوره با افت و خیزهایی همراه بوده، به‌ویژه پس از بازگشت تحریم‌ها و بحران کرونا در سال‌های پایانی دولت. بنابراین نتایج حاکی از آن است هر چه از دولت یک‌دست فاصله گرفته شده است، نابرابری‌ها کاهش یافته است.

جدول ۹. خالص فرصت‌های شغلی ایجاد شده طی سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۸۳

ردیف	سال	جمعیت شاغل (نفر)	جمعیت بیکار (نفر)	جمعیت فعال (نفر)	خالص ایجاد اشتغال
۱	۱۳۸۳	۱۹,۱۲۹,۹۸۲	۲,۱۹۱,۷۳۹	۲۱,۳۲۱,۷۲۱	
۲	۱۳۸۴	۲۰,۶۱۸,۵۸۰	۲,۶۷۴,۸۶۶	۲۳,۲۹۳,۴۴۶	۱,۴۸۸,۵۹۸
۳	۱۳۸۵	۲۰,۸۴۱,۴۲۰	۲,۶۴۲,۶۴۸	۲۳,۴۸۴,۰۶۸	۲۲۲,۸۴۰
۴	۱۳۸۶	۲۱,۰۹۲,۴۷۷	۲,۴۸۶,۲۳۸	۲۳,۵۷۸,۷۱۵	۲۵۱,۰۵۷
۵	۱۳۸۷	۲۰,۵۰۰,۳۱۰	۲,۳۹۲,۱۸۰	۲۲,۸۹۲,۴۹۰	(۵۹۲,۱۶۷)
۶	۱۳۸۸	۲۱,۰۰۰,۷۰۴	۲,۸۳۹,۹۷۲	۲۳,۸۴۰,۶۷۶	۵۰۰,۳۹۴
۷	۱۳۸۹	۲۰,۶۵۶,۶۹۳	۳,۲۱۸,۳۳۰	۲۳,۸۷۵,۰۲۳	(۳۴۴,۰۱۱)
۸	۱۳۹۰	۲۰,۵۱۰,۰۲۵	۲,۸۷۷,۶۰۹	۲۳,۳۸۷,۶۳۴	(۱۴۶,۶۶۸)
۹	۱۳۹۱	۲۰,۶۲۸,۲۲۶	۲,۸۴۸,۲۳۷	۲۳,۴۷۶,۴۶۳	۱۱۸,۲۰۱
۱۰	۱۳۹۲	۲۱,۳۴۶,۱۸۰	۲,۴۸۸,۳۷۲	۲۳,۸۳۴,۵۵۲	۷۱۷,۹۵۴
۱۱	۱۳۹۳	۲۱,۳۰۴,۳۰۳	۲,۵۱۴,۱۶۷	۲۳,۸۱۸,۴۷۰	(۴۱,۸۷۷)
۱۲	۱۳۹۴	۲۱,۹۷۲,۰۸۵	۲,۷۲۹,۰۹۲	۲۴,۷۰۱,۱۷۷	۶۶۷,۷۸۲
۱۳	۱۳۹۵	۲۲,۵۸۸,۰۵۲	۳,۲۰۳,۳۹۹	۲۵,۷۹۱,۴۵۱	۶۱۵,۹۶۷
۱۴	۱۳۹۶	۲۳,۳۷۸,۶۱۳	۳,۲۱۰,۲۰۶	۲۶,۵۸۸,۸۱۹	۷۹۰,۵۶۱
۱۵	۱۳۹۷	۲۳,۸۱۳,۰۴۵	۳,۲۶۰,۹۵۵	۲۷,۰۷۴,۰۰۰	۴۳۴,۴۳۲
۱۶	۱۳۹۸	۲۴,۲۷۵,۰۰۰	۲,۸۷۵,۰۰۰	۲۷,۱۵۰,۰۰۰	۴۶۱,۹۵۵
۱۷	۱۳۹۹	۲۳,۲۵۰,۰۰۰	۲,۴۷۵,۰۰۰	۲۵,۷۲۵,۰۰۰	(۱,۰۲۵,۰۰۰)
۱۸	۱۴۰۰	۲۳,۷۰۰,۰۰۰	۲,۳۰۰,۰۰۰	۲۶,۰۰۰,۰۰۰	۴۵۰,۰۰۰

مأخذ: سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، امور اقتصاد کلان و محاسبات پژوهش

۴. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

آرای نوین در تبیین توسعه‌نیافتگی یکی از مهم‌ترین عوامل عدم تحقق توسعه را نابرابری می‌دانند و عدم توازن قوا میان مردم و حکومت را عاملی مهم در تشدید آن برشمرده‌اند. در این مطالعه تلاش شد با استفاده از مدل نظری ترکیبی نورث و همکاران (۱۳۹۵)، فوکویاما (۱۳۹۵) و عجم‌اوغلو و رابینسون (۱۳۹۹)، نقش توازن قوا میان فرادستان و فرودستان در بازتولید یا مهار نابرابری‌های ناموجه در ایران بررسی شود. این مقاله بررسی دوره مطالعاتی را پیرامون سه محور اصلی مبانی نظری تحقیق انجام داد. محور اول: ایده اصلی نورث، والیس و وینگاست توازن دوگانه است یعنی بین اقتصاد و سیاست درهم‌تنیدگی کامل وجود دارد. محور دوم: در رویکرد نهادگرایی هرگونه اصلاحی به سمت توسعه باید از ساخت سیاسی آغاز گردد زیرا در آنجا قاعده بازی جمعی تعریف می‌شود. مطابق این رویکرد ابتدا باید گذار از نظم دسترسی محدود به دسترسی باز انجام شود، پس از آن توالی‌ها در ابعاد توسعه سیاسی حاکمیت رعایت شود. یعنی ابتدا دولت وبری شکل بگیرد سپس حاکمیت قانون برقرار شود و در مرحله آخر پاسخگویی دموکراتیک ایجاد گردد. محور سوم: حساسیت نهادگرایان به چالش‌های توزیع قدرت و ثروت و نقش آن در عملکرد اقتصادی هر نظم اجتماعی است. این پژوهش تمرکز خود را بر روی این جنبه قرار داده است و با اتکا بر اندیشه‌های عجم‌اوغلو و رابینسون از طریق بررسی تغییرات قدرت بین حکومت و جامعه به بررسی نابرابری‌های ناموجه در ایران پرداخته است.

در راستای بررسی سه محور فوق تلاش شد دوره‌هایی برای بررسی انتخاب شود که مؤید دو ویژگی باشند: ۱) در یک دوره بیشترین عدم توازن قدرت در میان فرادستان و فرودستان برقرار باشد. ۲) در دوره دیگر سهم فرودستان از قدرت، اندکی بهبود یابد. در تاریخ پس از انقلاب، در دولت احمدی‌نژاد برای اولین بار تمام ساختار قدرت یکدست شد. بنابراین کارنامه حاصل از این عدم توازن قوا یک نمونه مناسب برای اهداف این پژوهش بود. در دولت روحانی یکدست‌سازی حکومت با واکنش جامعه روبه‌رو شد. لذا این دوره به واسطه آنکه تا حدودی یک مورد نقض به شمار می‌آید از ارزش مطالعاتی برخوردار بود.

یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که در دولت احمدی‌نژاد همچنان نظم دسترسی محدود برقرار بوده است. در این دوره بخش عمده‌ای از بودجه رفاهی کشور نه در خدمت

ارتقای سطح زندگی توده‌های مردم بلکه در جهت تثبیت منافع گروه‌های خاص تحت کنترل ساختار قدرت بوده است. در ابعاد توسعه سیاسی درون حاکمیت نیز کاهش توان اجرایی دولت، افول شاخص‌های دموکراسی و حاکمیت قانون رخ داد که برآیند آن یک دولت ضعیف بود که در سایر شاخص‌های سنجش دولت قوی/دولت ضعیف نیز با کاهش رتبه در حیطه امنیت حقوق مالکیت روبه‌رو شد. در زمینه سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی که نشان‌دهنده میزان تخصیص منابع برای ارائه خدمات عمومی و توجه به نیازهای اساسی مردم همچون، سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها، آموزش، بهداشت و رفاه اجتماعی بود نیز تنزل یافت. از طرف دیگر با افزایش در شاخص فلاکت و کاهش ارزش دلاری دستمزد ماهانه با یک ملت ضعیف نیز روبه‌رو بودیم. مطابق مبانی نظری تحقیق وقتی دولت ضعیف و ملت ضعیف شکل می‌گیرند انتظار می‌رود لویاتان کاغذی محقق شود اما از آنجا که در این دوره توزیع قدرت نامتقارن بود و قدرت در اختیار فرادستان بود منجر به شکل‌گیری یک لویاتان مستبد شد که آثار خود را به شکل متناسب در گسترش و تعمیق نابرابری‌های ناموجه جلوه‌گر ساخت. در دوره اول ریاست جمهوری روحانی با تغییرات اندک، حرکت به سوی توازن بیشتر قوا میان فرادستان و فرودستان آغاز شد و عملکرد اقتصادی-اجتماعی نسبت به این تغییر واکنش نشان داد و در این دوره رشد اقتصادی افزایش و تورم کاهش یافت و نابرابری‌های ناموجه نیز تمایل به کاهش از خود نشان داد و تلاش برای گذار به لویاتان مقید آغاز شد. اما در دوره دوم با ظهور طیف متنوعی از مسائل مؤثر بر توازن قوای اندک پدید آمده، مجدد شاهد بازگشت به عقب و حرکت به سمت لویاتان مستبد بودیم.

درنهایت الگوی نظری ترکیبی ارائه شده در این پژوهش توانست تبیین‌های قابل قبولی از چالش‌هایی که جامعه ایران با آن دست به گریبان است را ارائه دهد و این امید را پدید می‌آورد که در پژوهش‌های آتی سایر متغیرهای توزیعی مؤثر بر عملکرد اقتصادی و همچنین بسترهای لازم جهت شکل‌گیری شروط آستانه‌ای برای خروج از دورهای باطل توسعه‌نیافتگی و گذار به سمت نظم دسترسی باز مورد توجه قرار گیرد. مسائلی همچون توازن قوا در میان فرادستان، توازن قوا در میان فرودستان و آثار هر کدام بر نحوه سامان‌یابی روابط مردم و حکومت از مهم‌ترین عرصه‌های پیشنهادی برای مطالعات آتی است. بدیهی است مطالعه روندهای مربوط به شکل‌گیری شروط آستانه‌ای جهت گذار از اولویت پژوهشی برخوردار است. مسائلی همچون سازوکارهای نیل به سازمان‌های با عمر طولانی، خروج

بدون خشونت نظامیان از عرصه‌های سیاسی و اقتصادی و برقراری و پایداری حاکمیت قانون در میان فرادستان از این زمره‌اند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Mahsa Karimi
Hossein Raghfar



<http://orcid.org/0000-0001-6463-5978>
<http://orcid.org/0000-0002-9783-7725>

منابع

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

<https://doi.org/10.22054/ijer.2025.84359.1345>

اصغرزاده، شیدا. (۱۳۹۹). بررسی بحران تغییر اقلیم در ایران. رساله دکتری، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران.

آوری، پیت. (۱۳۷۳). تاریخ معاصر ایران. ترجمه: محمد رفیعی‌مهرآبادی، چاپ سوم، تهران، انتشارات آشیانه کتاب.

<https://www.gisoom.com/book/1132245/> - کتاب - تاریخ - معاصر - ایران - از - تاسیس - /

/سلسله - پهلوی - تا - کودتای - ۲۸ - مرداد - ۱۳۳۲ - جلد - ۲

پیکتی، توماس. (۱۳۹۴). سرمایه در قرن بیست و یکم. ترجمه: محمدرضا فرهادی‌پور و علی صباغی، چاپ اول، تهران، نشر کتاب آمه.

<https://amehbooks.com/product/capital-in-the-twenty-first-century/>

پیکتی، توماس. (۱۴۰۲). تاریخ مختصر برابری. ترجمه: حسین راغفر و کبری سنگری‌مهدب، چاپ اول، تهران، فرهنگ نشر نو.

<https://nashrenow.com/product/%D8%AA%D8%A7%D8%B1%DB%8C%D8%AE-%D9%85%D8%AE%D8%AA%D8%B5%D8%B1-%D8%A8%D8%B1%D8%A7%D8%A8%D8%B1%DB%8C/>

دایموند، جرد. (۱۴۰۱). *اسلحه، میکروب و فولاد: سرنوشت جوامع انسانی*. ترجمه: حسن مرتضوی، چاپ ششم، نشر بازتاب نگار.

<https://www.gisoom.com/book/11831320/> - کتاب - اسلحه - میکروب - و - فولاد -

[/سرنوشت - جوامع - انسانی](#)

رودریک، دنی. (۱۳۹۷). *یک علم اقتصاد تجویزهای متفاوت*. مترجم: هادی ورتایان کاشانی. تهران: نشر وزارت امور اقتصادی و دارایی.

<https://www.gisoom.com/book/11614473/> - کتاب - یک - علم - اقتصاد - تجویزهای - بسیار -

رنجبرکی، علی، (۱۴۰۰). *اقتصاد سیاسی توسعه خواهی دولت در ایران بررسی نظریه دسترسی باز و محدود «داگلاس نورث» در دوره جمهوری اسلامی*. ۳۰، ۱۸۳-۱۵۵.

<https://political.ihss.ac.ir/Article/12567/FullText>

زمانی، رضا و مؤمنی، فرشاد. (۱۳۹۲). *مطالعه فرآیند توسعه اقتصادی ایران طی یکصد سال اخیر با استفاده از رهیافت نظم اجتماعی*. نورث، والیس و وینگاست. رساله دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی

عجم‌اغلو، دارون و جانسون، سایمون. (۱۳۹۹). *ریشه‌های اقتصادی دیکتاتوری و دموکراسی*. چاپ پنجم، ترجمه: جعفر خیرخواهان و علی سرزعیم، تهران، نشر کویر.

<https://kavirland.com/product/%d8%aa%d8%a7%d8%a8-%d8%b1%db%8c%d8%b4%d9%87-%d9%87%d8%a7%db%8c-%d8%a7%d9%82%d8%aa%d8%b5%d8%a7%d8%af%db%8c-%d8%af%db%8c%da%a9%d8%aa%d8%a7%d8%aa%d9%88%d8%b1%db%8c-%d9%88-%d8%af%d9%85%d9%88%da%a9/>

عجم‌اغلو، دارون و جانسون، سایمون. (۱۴۰۲). *نزاع هزار ساله ما بر سرفناوری و بهره‌وری*. چاپ دوم، ترجمه: سیدعلیرضا بهشتی شیرازی و محمدرضا فرهادی‌پور، تهران، نشر روزنه.

<https://rowzanehnashr.com/product/%D9%86%D8%B2%D8%A7%D8%B9-%D9%87%D8%B2%D8%A7%D8%B1-%D8%B3%D8%A7%D9%84%D9%87-%D9%85%D8%A7-%D8%A8%D8%B1-%D8%B3%D8%B1-%D9%81%D9%86%D8%A7%D9%88%D8%B1%DB%8C-%D9%88-%D8%A8%D9%87%D8%B1%D9%88%D8%B2%DB%8C/>

عجم‌اغلو، دارون و جیمز، رابینسون. (۱۳۹۹). *راه باریک آزادی*. چاپ چهارم، ترجمه: سیدعلیرضا بهشتی شیرازی و جعفر خیرخواهان، تهران، نشر روزنه.

<https://rowzanehnashr.com/product/%d8%b1%d8%a7%d9%87-%d8%a8%d8%a7%d8%b1%db%8c%da%a9-%d8%a2%d8%b2%d8%a7%d8%af%db%8c/>

عجم‌اغلو، دارون و جیمز، رابینسون. (۱۳۹۹). *چرا ملت‌ها شکست می‌خورند؟*. چاپ نوزدهم، ترجمه: محسن میردامادی و محمد حسین نعیمی‌پور، تهران، نشر روزنه.

<https://rowzanehnashr.com/product/%DA%86%D8%B1%D8%A7-%D9%85%D9%84%D8%AA-%D9%87%D8%A7-%D8%B4%DA%A9%D8%B3%D8%AA-%D9%85%DB%8C-%D8%AE%D9%88%D8%B1%D9%86%D8%AF%D8%9F-%D8%B4%D9%88%D9%85%DB%8C%D8%B2/>

فوکویاما، فرانسیس. (۱۳۹۵). *نظم و زوال سیاسی*. مترجم: رحمن قهرمان‌پور، تهران، نشر روزنه.

<https://rowzanehnashr.com/product/%d9%86%d8%b8%d9%85-%d9%88-%d8%b2%d9%88%d8%a7%d9%84-%d8%b3%db%8c%d8%a7%d8%b3%db%8c/>

کاتوزیان، محمدعلی. (۱۳۸۴). *اقتصاد سیاسی ایران، از مشروطیت تا پایان سلسله پهلوی*. ترجمه: محمدرضا نفیسی و کامبیز عزیزی، تهران، نشر مرکز، چاپ یازدهم.

<https://nashremarkaz.com/book/The-political-economy-of-modern-iran>

گریفین، کیت و جیمز، جفری. (۱۳۶۸). *انتقال به توسعه عادلانه: سیاست‌های اقتصادی برای تغییر ساختاری در کشورهای جهان سوم*. ترجمه: محمدرضا رفعتی، تهران، انتشارات وزارت امور خارجه، دفتر مطالعات سیاسی و بین‌المللی.

متوسلی، محمود، محمدی، محسن و عبدی، مائده. (۱۳۹۶). *نهادگرایی آنگونه که واقعاً هست*. نشریه اقتصاد و جامعه، ۱۴ (۳۴)، ۱۱.

<https://www.magiran.com/p2063413>

مؤمنی، فرشاد. (۱۳۹۴). *اقتصاد سیاسی توسعه در ایران امروز*. انتشارات نقش و نگار، چاپ اول

<https://www.gisoom.com/book/11129074/> کتاب-اقتصاد-سیاسی-توسعه-در-

ایران-امروز

نورث، داگلاس. (۱۳۷۷). *نهادها، تغییرات نهادی و عملکرد اقتصادی*. ترجمه: محمدرضا معینی. تهران، نشر سازمان برنامه و بودجه.

نورث، داگلاس. (۱۳۹۷). *فهم فرآیند تحول اقتصادی*. ترجمه: میرسعید مهاجرانی و زهرا فرضی‌زاده، تهران، نشر نهادگرا، چاپ سوم.

<https://www.nahadgara.ir/product/%D9%81%D9%87%D9%85-%D9%81%D8%B1%D8%A7%DB%8C%D9%86%D8%AF-%D8%AA%D8%AD%D9%88%D9%84-%D8%A7%D9%82%D8%AA%D8%B5%D8%A7%D8%AF%DB%8C/>

نورث، داگلاس، والیس، جان جوزف و وینگاست، باری آر. (۱۳۹۵). *خشونت و نظم‌های اجتماعی*. ترجمه: جعفر خیرخواهان و رضا مجیدزاده، تهران، نشر روزنه.

<https://rowzanehnashr.com/product/%d8%ae%d8%b4%d9%88%d9%86%d8%aa-%d9%88-%d9%86%d8%b8%d9%85%d9%87%d8%a7%db%8c-%d8%a7%d8%ac%d8%aa%d9%85%d8%a7%d8%b9%db%8c/>

References

- Abrahamian, E. (2001). The 1953 coup in Iran. *Science & Society*, 65(2), 182-215. <https://doi.org/10.2307/3011417>
- Acemoglu, D. & Johnson, S., (2023). Power and Progress: Our Thousand-Year Struggle Over Technology and Prosperity| Winners of the 2024 Nobel Prize for Economics. Hachette UK. <https://www.hachettebookgroup.com/titles/daron-acemoglu/power-and-progress/9781541702547/?lens=publicaffairs>
- Acemoglu, D. & Robinson, J.A. (2006). *Economic origins of dictatorship and democracy*. Cambridge university press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511510809>
- Acemoglu, D. & Robinson, J.A. (2019). The Narrow Corridor: States, Societies, and the Fate of Liberty: Winners of the 2024 Nobel Prize in Economics. Penguin UK. <https://www.penguin.co.uk/books/305520/the-narrow-corridor-by-robinson-daron-acemoglu-and-james-a/9780241314333>
- Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2013). Why nations fail: The origins of power, prosperity, and poverty. Crown Currency. <https://www.barnesandnoble.com/w/why-nations-fail-daron-acemoglu/1110776486>
- Adelman, I. (1999). *Fallacies in development theory and their implications for policy*.

- <https://nurma.staff.uns.ac.id/wp-content/blogs.dir/58/files/2009/12/fallacies-in-development-theory.pdf>
- Ahmadpour Torkamani, Y. & Mohammadzadeh, P. (2025). The Economic Origins of Undemocratic Policymaking: The Case of Shock Therapy and Structural Adjustment Programs in Iran's Economy. *Iranian Journal of Economic Research*, 30(102), 112-165.
<https://doi.org/10.22054/ijer.2025.84359.1345>
- Asgharzadeh, S. (2020). *An examination of the climate change crisis in Iran* (Doctoral dissertation, Allameh Tabataba'i University, Faculty of Economics, Tehran, Iran).
- Atkinson, A.B. & Bourguignon, F. (2000). *Handbook of Income Distribution*. Elsevier.
- Avery, P.W., Hambly, G.R.G., Melville, C., Jackson, P., Lockhart, L., Gershevitch, I., ... & Frye, R.N. (1991). *The Cambridge history of Iran* (Vol. 7). Cambridge university press.
<https://www.cambridge.org/gq/universitypress/subjects/history/middle-east-history/cambridge-history-iran-volume-7>
- Diamond, J.M. & Ordunio, D. (1999). *Guns, germs, and steel* (Vol. 521). New York: Books on Tape.
https://openlibrary.org/books/OL18791934M/Guns_germs_and_steel
- Griffin, K. & James, J. (1981). *Transition to Egalitarian Development*. Springer.
- Johnson, S. & Acemoglu, D. (2023). *Power and progress: our thousand-year struggle over technology and prosperity*. Winners of the 2024 Nobel Prize for Economics. Hachette UK.
<https://www.wider.unu.edu/sites/default/files/Events/PDF/Slides/In%20the%20Name%20of%20Progress%20Wider%20Lecture%202022.pdf>
- Katouzian, M.A. (2005). *The political economy of modern Iran: From constitutionalism to the end of the Pahlavi dynasty* (Nafisi, M.R. & Azizi, K. Trans.; 11th ed.). Tehran, Iran: Nashr-e Markaz
<https://nashremarkaz.com/book/The-political-economy-of-modern-iran>
- Momeni, F. (2015). *The political economy of development in today's Iran*. Nashr-e Naqsh va Negar
<https://www.gisoom.com/book/11129074/-/کتاب-اقتصاد-سیاسی-توسعه-در-ایران-امروز>
- Motavaseli, M., Mohammadi, M. & Abdi, M. (2017). Institutionalism as it really is. *Economy and Society Journal*, 14(34), 11.
<https://www.magiran.com/p2063413>

- North, D.C. (2010). *Understanding the process of economic change*. In *Understanding the process of economic change*. Princeton university press.
- North, D.C., Wallis, J.J. & Weingast, B.R. (2009). *Violence and social orders: A conceptual framework for interpreting recorded human history*. Cambridge University Press.
- Piketty, T. (2014). *Capital in the twenty-first century*. Trans. Arthur Goldhammer/Belknap.
<https://dowbor.org/wp-content/uploads/2014/06/14Thomas-Piketty.pdf>
- Piketty, T. (2022). *A brief history of equality*. Harvard University Press.
- Ranjbarki, A. (2022). Political economy of state developmentalism in Iran: a study of Douglas North's theory of open and restricted access in the Islamic Republic. *Pizhūhish-i Siyāsāt-i Nazāri*, 16(30), 155-183.
<https://political.ihss.ac.ir/Article/12567/FullText>
- Rodrik, D. (2008). One economics, many recipes: globalization, institutions, and economic growth. In *One Economics, Many Recipes*. Princeton university press.
<https://doi.org/10.1515/9781400829354>
- Williamson, Oliver, E. (2000). The new institutional economics: taking stock, looking ahead. *Journal of Economic Literature*, 38 (3): 595-613.
<https://www.degruyterbrill.com/document/doi/10.4159/9780674275898/html>

استناد به این مقاله: کریمی، مهسا و راغفر، حسین. (۱۴۰۴). نقش توازن قوا میان مردم و حکومت در کاهش نابرابری‌های ناموجه در ایران (فراز و فرود اقتصاد سیاسی ایران در دوره ۱۴۰۰-۱۳۸۴). *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۰(۱۰۴)، ۱۶۶-۱۲۴.



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

A Spatial Analysis of the Role of Afghan Migrants in Iran's Regional Economic Development (2010–2024)

Nematullah Yaqubi  Ph.D. Candidate, Department of Economics,
University of Isfahan, Isfahan, Iran

Rozita Moayedfar*  Associate Professor, Department of Economics,
University of Isfahan, Isfahan, Iran

Abstract

Migration is one of the most significant challenges facing the modern world, as it generates various social, economic, and political complexities within host regions. The primary objective of this study was to examine the impact of Afghan migrants on Iran's regional economic development over a ten-year period. It relied on a descriptive–analytical methodology and a spatial econometric modeling approach. First, the TOPSIS multi-criteria decision-making technique was used to construct a composite index of regional development based on twelve economic and social indicators. Then, the spatial Durbin model (SDM) with fixed spatial effects was employed to analyze spatial relationships and assess the direct and indirect effects of migration-related variables. The model was estimated using the maximum likelihood estimation (MLE) method to capture both local and spatial spillover effects among neighboring provinces. The empirical results indicated that spatial spillovers significantly affect adjacent regions and that the economic participation rate of Afghan migrants has a positive and statistically significant impact on regional economic development in Iran. Moreover, foreign direct investment (FDI) exhibited a positive local effect but a negative spatial effect, reflecting interprovincial competition for capital attraction.

1. Introduction

Migration is a key driver of regional economic and social transformation, particularly in developing countries characterized by labor market imbalances and uneven regional development. Iran, as one of the world's largest host countries of Afghan migrants, offers a unique context for examining the regional development effects of migration. Over several decades, Afghan migrants have predominantly settled in border and less-developed provinces, actively participating in labor markets, establishing small-scale enterprises,

* Corresponding Author: r.moayedfar@ase.ui.ac.ir

How to Cite: Yaqubi, N. & Moayedfar, R. (2025). A Spatial Analysis of the Role of Afghan Migrants in Iran's Regional Economic Development (2010–2024). *Iranian Journal of Economic Research*, 30(104), 167-201.

and engaging with local institutions, thereby influencing regional economic dynamics. Despite their considerable presence and economic involvement, the regional development effects of Afghan migration in Iran have not yet been systematically examined through spatial econometric methods. Amid persistent structural challenges—including infrastructure deficits, international sanctions, environmental pressures, inflation, and social inequalities—along with the recent surge in Afghan migration following political changes in Afghanistan, migration management has become as a critical national policy issue in Iran. In this context, assessing the role of migrants in regional economic development is both timely and essential.

The present study aimed to examine the impact of Afghan migrants on regional development in Iran. It tried to construct a composite regional development index based on twelve socioeconomic indicators using the Technique for Order of Preference by Similarity to Ideal Solution (TOPSIS). Relying on a spatial panel dataset covering 31 provinces and estimating a fixed-effects spatial Durbin model (SDM) through maximum likelihood estimation (MLE), the analysis sought to capture both the direct and indirect spatial effects of migration-related variables, including education, economic participation, employment, investment, and international aid. By integrating spatial theory with applied migration economics in a developing-country setting, this study can contribute to the existing literature and offer policy insights for migration governance, labor market planning, and regional development strategy.

2. Materials and Methods

Anchored in the regional development framework, the current study focused on place-based factors, spatial interdependencies, and labor mobility, reflecting the shift in migration research from linear causality toward interregional and network-based perspectives. This approach highlights the importance of coordinated, multilevel, and region-oriented policymaking and justifies the application of spatial econometric methods to capture the complex spatial dynamics underlying migration and regional development. Spatial econometric modeling provides a robust analytical framework for examining geographic dependence and regional inequalities by identifying spatial structures and distributional patterns in socioeconomic indicators. Models such as the spatial Durbin model (SDM), spatial autoregressive model (SAR), and spatial error model (SEM) allow for the estimation of both direct and indirect (spillover) effects of migration-related variables, thereby offering a more comprehensive understanding of migration impacts that extend beyond regional boundaries (Benedetti et al., 2021). Within this framework, diagnostic tools and indicators—including dispersion measures, Moran's I, and multi-criteria decision-making techniques such as TOPSIS and entropy-based weighting—serve as essential instruments in regional economic analysis.

3. Results and Discussion

The fixed-effects SDM revealed heterogeneous and statistically significant effects of migration-related variables on Iran's regional development index. The model estimation accounted for unobserved provincial heterogeneity, while spatial diagnostic tests—including Moran's I and Lagrange multiplier tests—confirmed the presence of significant spatial autocorrelation, thereby validating the use of the SDM framework. The results underscored the central role of spatial effects in regional economic development, indicating that region-specific characteristics alone are insufficient to explain development outcomes. Afghan migrants positively contribute to regional development by enhancing productivity and investment; however, spatial competition among neighboring provinces may generate adverse spillover effects. These findings highlight the need for policies that support productive integration of migrants while promoting coordinated, spatially balanced regional development strategies to mitigate negative spillovers.

Table 1. Results of Estimating the Coefficients of the Fixed-Effects SDM

Variables	Coefficients	Standard deviation	z-statistic	Probability	Probability range 0.95
Hr	2.03e-09	6074e-08	0.10	0.917	-1.25e-07
Epr	.0030084	.0004819	6.24	0.000	.003953
Er	-.0029381	.0004149	-7.08	0.000	-.0037513
Lr	-.0012951	.00065533	-1.98	0.048	-.002185
Iaid	-5.19e-08	1.58e07	-0.33	0.743	-3.62e-07
Fdi	-6.68e-08	2.32e-08	-3.14	0.002	-2.51e-08
Spatial rho	-.1611171	.0881603	-1.83	0.068	-.333908
Variance	.0024272	.0001953	12.42	0.000	.0020443
Mean of Fixed-Effects	0.3941				
Log-likelihood	492.6575				

Source: Research findings

The results (Table 2) showed heterogeneous indirect effects of Afghan migrants on Iran's regional development. While the migrant employment rate generated positive spatial spillovers, strengthening economic linkages across neighboring provinces, economic participation, and foreign direct investment exhibited negative indirect effects, likely reflecting institutional constraints and interregional competition. Other migration-related variables primarily exhibited localized impacts.

Overall, Afghan migrants contributed to regional development through increased labor supply, productivity gains, entrepreneurial activity, and human capital transfer, with their effects extending beyond provincial boundaries via spatial spillovers. These findings underscore the importance of coordinated, spatially-informed policies and appropriate legal frameworks to manage migrant employment and investment, thereby promoting balanced and sustainable regional development.

Table 2. Direct and Indirect Effects of Afghan Migrants on Regional Development

Direct variables	Meaningfulness	Coefficients	Interpretation	Spatial lag	Indirect effect	Elasticity
Hr	0.382	9.13e-08	Insignificant	wlx_hr	-0.0000	-0.0755
Epr	0.000	0.0032948	Significant	wlx_epr	-0.0005	-0.0260
Er	0.000	-0.0028494	Significant	wlx_er	0.0007	0.2739
Lr	0.735	-0.000348	Insignificant	wlx_lr	0.0000	0.0509
Iaid	0.688	-1.18e-07	Insignificant	wlx_iaid	-0.0000	-0.0022
Fdi	0.192	4.61e-08	Insignificant	wlx_fdi	-0.0000	-0.0513

Source: Research findings

4. Conclusion

Using spatial panel data and a spatial Durbin model (SDM), this study found that Afghan migration exerts statistically significant and spatially interdependent effects on Iran’s regional economic development. The results revealed strong spatial dependence across provinces, indicating that migration-related economic activities in one region could influence development outcomes in neighboring areas. While migrants’ economic participation positively contributes to regional development, weak or negative effects associated with employment and literacy reflect legal, institutional, and structural constraints in labor market integration. The presence of spatial spillovers further suggests that regional competition and capacity limitations may lead to uneven distribution of migration benefits.

Overall, the findings highlighted the necessity of coordinated, spatially informed migration and development policies, strengthened legal and institutional frameworks, and interprovincial cooperation. Adopting a development-oriented, multilevel policy approach—beyond a narrow security-oriented perspective—is essential for leveraging migration as a driver of balanced and sustainable regional development in Iran.

Keywords: Regional Development, Afghan Migrants, Spatial Econometrics, Spatial Durbin Model

JEL Classification: R11, R23, R58

تحلیل فضایی نقش مهاجرین افغانستانی در توسعه اقتصاد منطقه‌ای ایران (۲۰۱۰-۲۰۲۴)

دانشجوی دکتری رشته اقتصاد شهری منطقه‌ای، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

نعمت‌الله یعقوبی 

دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

رزیتا مؤیدفر *

چکیده

یکی از مهم‌ترین چالش‌های جهان امروز پدیده مهاجرت است زیرا این مسئله چالش‌های زیادی را در ساختارهای اجتماعی، اقتصادی و حتی سیاسی یک منطقه به وجود می‌آورد. هدف این مطالعه ارزیابی تأثیر مهاجران افغانستانی بر توسعه اقتصادی منطقه‌ای ایران بوده و داده‌های مورد استفاده در این پژوهش بازه زمانی ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۴ را پوشش می‌دهد؛ با این حال به منظور حفظ پیوستگی زمانی، برآورد مدل پانل فضایی براساس یک زیر بازه ده ساله پیوسته انجام شده است. این تحقیق از نظر هدف کاربردی و از نظر ماهیت و روش تحلیلی - توصیفی است. در ابتدا یک شاخص ترکیبی توسعه منطقه‌ای بر پایه ۱۲ شاخص اقتصادی و اجتماعی و با بهره‌گیری از روش تصمیم‌گیری چندمعیاره تاپسیس (TOPSIS) تدوین شد سپس به منظور تحلیل روابط فضایی و بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم متغیرهای مرتبط با مهاجرین، از مدل اقتصادسنجی پانل فضایی دورین (SDM) با اثرات ثابت مکانی استفاده گردید. برآورد مدل با روش حداکثر درست‌نمایی انجام شد تا هم اثرات محلی و هم اثرات سرریز فضایی میان استان‌های همجوار اندازه‌گیری شود. این تحقیق نشان داد که سرریزهای فضایی، بر استان‌های همجوار اثرگذار بوده و نرخ مشارکت اقتصادی مهاجرین افغانستانی اثر مثبت و معناداری بر توسعه اقتصاد منطقه‌ای داشته است. همچنین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارای اثر مثبت محلی اما اثر منفی فضایی بود که نشان‌دهنده رقابت منطقه‌ای برای جذب سرمایه است.

کلمات کلیدی: توسعه منطقه‌ای، مهاجرین افغانستانی، سنجی فضایی، مدل SDM

طبقه‌بندی JEL: R11, R23, R58

* نویسنده مسئول: r.moayedfar@ase.ui.ac.ir

۱. مقدمه

مهاجرت، نقش بسیار مهمی در شکل‌دادن به ساختارهای اقتصادی و اجتماعی مناطق ایفا می‌کند؛ به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه‌ای که با عدم تعادل در بازار کار، نابرابری منطقه‌ای و ناهمگونی‌های جمعیتی مواجه هستند. ایران، به‌عنوان یکی از کشورهای میزبان بزرگ‌ترین جمعیت مهاجران افغان در جهان، نمونه‌ای منحصر به فرد برای بررسی تأثیرات مهاجرت بر توسعه منطقه‌ای به‌شمار می‌رود.

طی سال‌ها حضور، میلیون‌ها مهاجر افغان در استان‌های مختلف ایران، به‌ویژه مناطق مرزی و کمتر توسعه یافته، زندگی کرده و با جامعه میزبان ادغام شده‌اند. این مهاجران در بازار کار حضور فعال دارند، کسب و کارهای خرد راه‌اندازی کرده‌اند، با نهادهای محلی تعامل سازنده دارند و نقش پررنگی در بویایی‌های اقتصادی منطقه‌ای دارند. با وجود این، نقش مهاجرین افغانستانی در شکل‌گیری توسعه منطقه‌ای ایران، تاکنون به‌طور جامع و با روش‌های دقیق فضایی و اقتصادسنجی مورد مطالعه قرار نگرفته است. همچنین ناترازی‌های متعدد در زیرساخت‌های حیاتی ایران، تحریم‌های گسترده بین‌المللی، تغییرات اقلیمی و زیست‌محیطی، تورم و شکاف اجتماعی، جنگ ۱۲ روزه با اسرائیل از یک سو و حضور گسترده مهاجرین افغانستانی پس از سقوط حکومت جمهوری در افغانستان از سوی دیگر، موضوع مدیریت و ساماندهی و اخراج اجباری این مهاجرین و پناهندگان را در جهت کاهش هزینه‌های دولت به یک دغدغه ملی تبدیل کرده است. بنابراین پرداختن به این موضوع که مهاجرین چه نقشی بر توسعه اقتصاد منطقه‌ای کشور میزبان دارد ضروری و پراهمیت به نظر می‌رسد.

هدف این مقاله نقش مهاجرین افغانستانی در توسعه اقتصاد منطقه‌ای ایران است. در این مطالعه، شاخصی ترکیبی برای توسعه منطقه‌ای استان‌ها مبتنی بر ۱۲ شاخص اقتصادی-اجتماعی، با استفاده از روش تاپسیس^۱ ساخته شده و با گردآوری مجموعه داده‌های پانل فضایی متشکل از ۳۱ استان ایران و بهره‌گیری از مدل SDM^2 با اثرات ثابت و روش حداکثر درست‌نمایی اقدامی در جهت پر نمودن خلأ پژوهشی در باب این موضوع ترتیب داده است. در این مطالعه تلاش شده تأثیر متغیرهایی چون سطح تحصیلات، نرخ مشارکت اقتصادی، اشتغال و میزان سرمایه‌گذاری و کمک‌های بین‌المللی بر روند توسعه منطقه‌ای به‌صورت

1. TOPSIS

2. Spatial Durbin Model

مستقیم و غیرمستقیم و فضایی بررسی می‌نماید. بنابراین این مقاله ارتباط میان نظریه فضایی و تحلیل کاربرد اقتصاد مهاجرت در یک کشور در حال توسعه با توسعه نامتوازن منطقه‌ای را برقرار می‌سازد. نتایج این مقاله برای سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیران حوزه مهاجرت، برنامه‌ریزان بازار کار و مدیران توسعه منطقه‌ای اهمیت زیادی دارد. با شناخت همزمان فرصت‌ها و چالش‌های فضایی ناشی از مهاجرت، ایران می‌تواند استراتژی‌های اقتصادی متوازن‌تر و اثربخش‌تری طراحی کند و در مدیریت و ساماندهی اتباع و مهاجرین خارجی بهینه‌تر و کاربردی‌تر عمل نماید. شایان ذکر است، نوآوری اصلی مقاله حاضر در به کارگیری مدل پانل فضایی SDM با اثرات ثابت برای تحلیل تأثیر مهاجرت افغانستانی‌ها بر توسعه منطقه‌ای ایران است؛ مدلی که برای نخستین بار در سطح استان‌های ایران به کار رفته و امکان تفکیک اثرات مستقیم و غیرمستقیم فضایی را فراهم می‌کند.

۲. پیشینه تحقیق

اگرچه تحقیقی در مورد نقش مهاجرین در توسعه اقتصاد منطقه‌ای صورت نگرفته است اما می‌توان به ذکر چند مورد اشاره کرد.

نتایج مطالعه عیسی‌زاده و مهرانفر (۲۰۱۳) نشان داده است که ورود مهاجرین افغانستانی به ایران از سال‌های ابتدایی دهه ۱۹۸۰ با افزایش چشمگیر نیروی کار، به‌ویژه در بخش‌های کم‌تخصص و بازار کار غیررسمی همراه بوده است. این نیروی کار عمدتاً در فعالیت‌هایی مانند ساخت‌وساز و مشاغل سخت و فنی حضور داشته که توسط نیروی کار ایرانی کمتر پذیرفته می‌شدند. حضور این مهاجران باعث افزایش بهره‌وری و رقابت در بازار کار شده، گرچه باعث کاهش آهسته نرخ دستمزدها برای نیروی کار غیرماهر نیز شده است.

عیسی‌زاده و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی با عنوان «تأثیر مهاجرت بر آموزش و مهارت‌های نیروی کار افغانستان: مطالعه موردی مهاجران بازگشته از ایران» بیان کرده است که مهاجرت به ایران، به‌طور مثبت و معناداری بر ارتقای آموزش و کسب مهارت‌های نیروی کار افغانستانی تأثیر می‌گذارد. همچنین عواملی مانند مهارت‌های کسب‌شده مهاجران در بازار کار ایران، سطح سواد مهاجران بازگشته، فرصت‌های آموزشی و مهارتی موجود در ایران، نوع شغل مهاجران در ایران و مدت اقامت آنان، همگی تأثیر مثبت و معناداری بر نرخ اشتغال مهاجران بازگشته به بازار کار افغانستان دارند. بر اساس یافته‌های این مطالعه، بین نوع

شغل مهاجران در ایران و درآمد آنان، همچنین بین قانونی بودن روند مهاجرت و فرصت‌های آموزشی در ایران، رابطه معناداری مشاهده شده است. علاوه بر این، مهاجرت برای خانواده‌های مهاجر منبع درآمد بوده و آنان از این تجربه ابراز رضایت می‌کنند؛ رضایتی که بر تصمیم آنان برای مهاجرت مجدد به ایران نیز تأثیرگذار است.

سپهردوست، حمید. (۱۳۹۱) در پژوهش خود نشان داده که در بخش ساخت‌وساز، استفاده از نیروی کار مهاجر افغان به توسعه و کارایی بیشتر این صنعت کمک کرده است زیرا آن‌ها نیروی کار رقابتی و انعطاف‌پذیر با پرداخت حقوق پایین بودند که جایگزینی آن‌ها برای نیروی کار ایرانی دشوار است. این موضوع از طریق تحلیل عملکرد بهره‌وری بخش ساخت‌وساز در استان‌ها نشان داده شده است. بهره‌وری در استان‌هایی که از نیروی کار مهاجر بیشتر استفاده می‌کردند، نسبت به استان‌هایی که حضور این نیروی کار کمتر بود، بالاتر بوده است.

همچنین مهاجران افغان، علی‌رغم شرایط دشوار، در مسیر اجتماعی-اقتصادی ایران موفق به پیشرفت و ارتقای جایگاه شغلی شده‌اند، به‌ویژه میان نسل دوم مهاجران که از فرصت‌های بهتری برای تحصیل و اشتغال برخوردار بوده‌اند. این ارتقای جایگاه نمایانگر توانایی مهاجران در کمک به توسعه اقتصادی و فرهنگی مناطقی است که در آن‌ها سکونت دارند (Hugo, et al., 2012).

مطالعات نشان می‌دهد که رشد سرمایه انسانی در یک استان نه تنها تأثیر مثبت مستقیم بر رشد اقتصادی همان استان دارد بلکه با اثرات سرریز مثبت، به رشد استان‌های همجوار نیز کمک می‌کند. مهاجرت افراد تحصیل‌کرده و افزایش جمعیت فعال توانسته است این تأثیرات مثبت را در بسیاری از استان‌های ایران به همراه داشته باشد (ابراهیمی و همکاران، ۱۳۸۹).

۳. چهارچوب نظری

مهاجرت عبارت است از تغییر محل سکونت افراد از یک منطقه به منطقه دیگر که به دنبال آن تغییرات گسترده‌ای در زندگی اجتماعی، تعاملات فرهنگی و گروه‌های اجتماعی رخ می‌دهد. این پدیده به‌طور طبیعی با تغییر مکان زندگی، دگرگونی‌هایی در وظایف، انتظارات و چالش‌های اجتماعی-اقتصادی به همراه دارد (Kaur, 2015). توزیع جمعیت در یک

منطقه رابطه تنگاتنگی با توزیع کالاها و خدمات دارد و برنامه‌ریزان می‌توانند با کنترل توزیع این عوامل، توزیع جمعیت را نیز مدیریت کنند تا از پتانسیل‌های موجود به بهترین شکل ممکن استفاده شود (وارثی و سروری، ۱۳۸۵). مهاجرت، دارای پیامدهای اجتماعی، اقتصادی و سیاسی متعددی برای هر دو کشور فرستنده و پذیرنده هستند که این تأثیرات بسته به دوره زمانی، منطقه یا بخش اقتصادی و همچنین اهداف و جنبه‌های تفسیری ما می‌توانند متفاوت باشند (Patay & Hardi, 2017). پدیده مهاجرت و به‌ویژه مهاجرت بین‌الملل، در بسیاری از مکاتب نظری مورد بررسی و تحلیل قرار گرفته است. برخی دیدگاه‌ها به این پدیده تاخته و آن را در برابر توسعه در نظر گرفته‌اند. برخی نیز با اعتنا به مهاجرت، رویکردی توسعه‌ای را برای آن اتخاذ نموده‌اند.

از اوایل قرن بیست و یکم، دیدگاه‌ها و سیاست‌ها، چرخش قابل‌اعتنایی به نگرش مثبت به پدیده مهاجرت جنوب-شمال داشته‌اند. در این راستا برخی دانشمندان نقش مهاجران را در توسعه زادگاه خود بالا در نظر گرفتند و آن را پدیده‌ای مثبت و مؤثر در توسعه معرفی می‌نمایند؛ ازجمله نظریه‌پردازان مکتب کارکردگرایان، توسعه‌گرایان، نئوکلاسیک‌ها و نظریه‌پردازان دیدگاه نوسازی را می‌توان در این گروه نام برد (وثوقی، ۱۳۹۱). برخی دیگر از مکاتب و نظریه‌پردازان، ازجمله نئومارکسیست‌ها، طرفداران مکتب وابستگی، تئوری سیستم‌های جهانی مهاجرت را امری منفی برمی‌شمارند و بسیاری از معضلات جامعه را ناشی از این امر می‌دانند (De Haas, 2006). مثلاً در این زمینه، دهاس^۱ (۲۰۰۶) معتقد است که بیشتر تئوری‌های مهاجرت، بینش جامعی را در حوزه اثرات مهاجرت در توسعه، به‌ویژه اثر آن بر کشورهای درحال توسعه ارائه نمی‌نمایند و تنها به ارائه اثرات ناهمگون و التقاطی بسنده می‌کنند. کارکردگرایان، توسعه‌گرایان، نئوکلاسیک‌ها و نظریه‌پردازان دیدگاه نوسازی را می‌توان در این گروه نام برد (وثوقی، ۱۳۹۱). برخی دیگر از مکاتب و نظریه‌پردازان، ازجمله نئومارکسیست‌ها، طرفداران مکتب وابستگی، تئوری سیستم‌های جهانی مهاجرت را امری منفی برمی‌شمارند و بسیاری از معضلات جامعه را ناشی از این امر می‌دانند (De Haas, 2006).

1. De Haas, H.

علاوه‌براین، در دهه‌های ۸۰ و ۹۰، مباحث اقتصادی جدیدی در باب مهاجرت نیروی کار شکل گرفت. ایده اصلی این نظریه‌پردازان، واکنشی به دیدگاه‌های توسعه‌گرا و نئوکلاسیک (مثبت‌اندیشان) و تئوری ساختاری تاریخی (منفی‌اندیشان) بود. از دید آنان، نظریات قبلی جبرگرایانه بودند و نیز مقیاس تحلیل آنان یا خرد بود یا کلان و بر این امکان تأکید می‌شود که مهاجرت یک فرد می‌تواند به دلیل حمایت فردی غیرمهاجر یا گروهی غیرمهاجر (مثل خانواده یا خاندان) انجام گرفته باشد (Minia & Agyemang-Bonsu, 2008). این رهیافت‌های اقتصادی جدید را تئوری نیروی کار یا NELM می‌نامند. این تئوری بر آن است، که به مهاجرت به مثابه یک راهبرد، جهت متنوع کردن سبد مالی خانواده نگاه کند. به عبارت دیگر، افراد در این تلاش خانوادگی برای دگرگونی اقتصاد و بالا بردن درآمد خانوار، به بازار کار دیگر مهاجرت می‌کنند.

۴. پیوند مهاجرت و توسعه اقتصاد منطقه‌ای

ارتباط متقابل مهاجرت و توسعه منطقه‌ای از موضوعات مورد بحث در پژوهش‌های گوناگون از نیمه دوم قرن بیستم بوده است. در مبانی نظری موجود، حداقل سه زاویه نگاه متفاوت به این ارتباط وجود دارد. در نگاه اول، تمرکزی بر تحلیل پیامدها و تأثیرات مهاجرت بر توسعه مناطق مبدأ و مقصد دارد. در دهه‌های گذشته، رویکرد پیش‌فرض عموماً منفی‌نگر بود و مهاجرت به عنوان علتی برای عدم توسعه مناطق مبدأ در نظر گرفته می‌شد. در رویکرد جدیدتر در مطالعات بعدی، مهاجرت را به عنوان یک فرصت قابل بهره‌گیری برای توسعه تلقی می‌کند. این رویکرد به‌ویژه در گزارش بانک جهانی درباره «تأمین مالی توسعه جهانی» در سال ۲۰۰۳ به‌طور جدی مورد توجه قرار گرفت (Faust, J., 2008).

رویکردهای قبلی از جمله نئوکلاسیک‌ها، مهاجرت را پاسخی طبیعی به تفاوت دستمزدی و عدم تعادل بازار کار در مناطق مختلف می‌دانستند (Crescenzi & Giua, 2020;). اما در رهیافت مدرن، مهاجرت تنها به عنوان سازو کار در بازار کار، نبوده بلکه به عنوان یکی از مهم‌ترین عامل نوآوری منطقه‌ای، پویایی جمعیتی، افزایش بهره‌وری (Peri, 2012)، سرریز دانش افزایش درآمد، تقویت تجارت و صادرات، تعادل نیروی کار، رشد اقتصادی و تأمین منابع مالی از طریق حواله‌ها، گسترش کارآفرینی (Kerr & Kerr, 2020) و انتشار دانش و فناوری میان مناطق می‌شوند (Bahar, et al., 2022). البته

استفاده از ظرفیت نیروی مهاجر، ارتباطی زیادی به عواملی نظیر ظرفیت نهادی، انعطاف در بازار کار و سطح زیرساخت‌های کشور میزبان دارد (Andersson & Malmberg, 2015; Boschma, 2016). بنابراین مهاجرت به عنوان یک موضوع پیچیده اجتماعی و اقتصادی، تأثیرات زیادی بر توسعه اقتصاد منطقه‌ای در سطوح مختلف دارد (Patay & Hardi, 2017). این جابجایی جمعیت که می‌تواند ناشی از عواملی مانند توزیع نابرابر کالاها، خدمات و فرصت‌های اقتصادی باشد، منجر به تغییر در ساختار جمعیتی مناطق شده و در نهایت بر توسعه متوازن یا نامتوازن منطقه‌ای اثر می‌گذارد (وارثی و سروری، ۱۳۸۵). از این رو، درک عمیق ابعاد مختلف مهاجرت و پیامدهای آن برای سیاست‌گذاری‌های منطقه‌ای و مدیریت توسعه اقتصادی به‌ویژه تأثیر آن در بخش نوآوری، جذب سرمایه‌گذاری خارجی که درآمد منطقه‌ای دارد، از اهمیت بالایی برخوردار است (Patay & Hardi, 2017).

۴-۱. مهاجرت و نوآوری منطقه‌ای

میرزایی و ربانی (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای نشان دادند که ظرفیت نوآوری منطقه‌ای به توزیع فضایی وابسته است و استان‌هایی که از نظر توسعه اقتصادی عقب هستند، معمولاً ظرفیت نوآوری پایین‌تری دارند. به همین دلیل مهاجرت می‌تواند نقش مهمی در گسترش نوآوری و و خلاقیت و ایجاد ایده‌های نو در مناطق میزبان ایفا کند. تمرکز افراد با پیشینه‌های اجتماعی- فرهنگی گوناگون در مناطق جغرافیایی ویژه می‌تواند به افزایش خلق ایده‌های جدید، سرریز دانش و کارآفرینی کمک کند. مطالعات نشان داده‌اند که تنوع فرهنگی جامعه مهاجران فراتر از یک سطح حداقلی، تأثیر مثبتی بر افزایش درخواست‌های ثبت اختراع دارد (Ozgen, et al., 2011). به عنوان مثال، افزایش ۰/۱ درصدی در شاخص کثرت‌گرایی از میانگین منطقه‌ای ۰/۵، درخواست‌های ثبت اختراع به ازای هر میلیون نفر را حدود ۰/۲ درصد افزایش می‌دهد.

۴-۲. مهاجرت و جذب سرمایه‌گذاری

مهاجرت می‌تواند به‌طور زیادی بر جریان‌های سرمایه‌گذاری، به‌ویژه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) تأثیر بگذارد. کاهش هزینه‌های حمل‌ونقل و ارتباطات، همراه با سیاست‌های معاصر منطبق با روندهای اقتصادی جهانی، منجر به افزایش جغرافیایی در جابجایی افراد،

کالاها، سرمایه و دانش در سراسر مرزهای بین‌المللی شده است (Tsriku & Kosi, 2017). ادبیات موجود نشان می‌دهد که رابطه مثبت و قوی بین مهاجرت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی وجود دارد؛ به این معنا که مهاجران در مناطق مقصد می‌توانند از شبکه‌های خود برای تأثیرگذاری بر شرکت‌های چندملیتی برای سرمایه‌گذاری در کشورهای مبدأ خود استفاده کنند (Tsriku & Kosi, 2017)..

۳-۴. مهاجرت و درآمد منطقه‌ای

مهاجرین می‌توانند به افزایش تولید و بهبود بهره‌وری کمک کنند. این موضوع می‌تواند منجر به افزایش درآمد فردی و رفاه اقتصادی شود. از سوی دیگر، مهاجرت می‌تواند تأثیرات منفی بر درآمد فردی منطقه داشته باشد. به عنوان مثال، ورود مهاجران با کمترین مهارت و تحصیلات، ممکن است به رقابت بیشتر برای شغل‌های پایین‌دست و کاهش دستمزد منجر شود. این می‌تواند باعث کاهش درآمد فردی برخی افراد محلی شود و نتیجه‌ای منفی بر رفاه اقتصادی داشته باشد. بنابراین، تأثیر مهاجرت بر درآمد فردی و رفاه اقتصادی منطقه بستگی به عوامل مختلفی دارد از جمله سطح تحصیلات و مهارت‌های مهاجران، ساختار بازار کار و سیاست‌های مهاجرت و اشتغال. برای ارزیابی دقیق‌تر اثرات مهاجرت بر درآمد فردی و رفاه اقتصادی، نیازمند تحقیقات بیشتر و مطالعه دقیق‌تر در زمینه‌های مرتبط با این موضوع هستیم (Peri, 2012).

برخی کشورها از جمله ایران که رویکرد امنیتی به مهاجرت دارند و مشکلات مهاجران با بازار کار غیررسمی، مسائل بین‌مرزی و عدم توازن منطقه‌ای درهم آمیخته است، بهره‌گیری از رویکردهای فضا‌محور اهمیت و ضرورتی زیادی دارد. با مطالعه محیط آکادمیک ایران می‌توان دریافت که بیشتر مطالعات مهاجرت در این کشور بر تحلیل‌های توصیفی و یا داده‌های ملی و کلی متمرکز بوده و کمتر به نقش مهاجرین افغانستانی بر الگوهای رشد و توسعه در سطح منطقه‌ای و استانی و اثرات فضایی آن پرداخته شده است.

با توجه به اینکه این پژوهش از لحاظ نظری، بر چارچوب توسعه منطقه‌ای استوار است و بر عوامل مکان‌محور، وابستگی‌های فضایی و تحرک نیروی کار تأکید دارد و بازتابی از گذار تحلیل مهاجرت از نگاه علیت خطی به تحلیل‌های شبکه‌ای و تعاملات بین منطقه‌ای است که این مهم ضرورت سیاست‌گذاری هماهنگ، چندسطحی و منطقه‌محور را برجسته

می‌سازد، لذا استفاده از روش سنجی فضایی بسیار مؤثر و کار بردی است. علاوه بر این، اثر وابستگی فضایی در تشکیل الگوهای توسعه منطقه‌ای در ادبیات مهاجرت پررنگ‌تر شده است. مدل‌های اقتصادسنجی فضایی مانند SDM, SAR, SEM این امکان را فراهم می‌کنند تا هم اثرات مستقیم و هم اثرات غیرمستقیم (سرایتی) متغیرهای مهاجرتی را اندازه‌گیری کرده و درک دقیق‌تری از اثرگذاری مهاجرت در سطوح فراتر از مرزهای جغرافیایی یک منطقه به دست دهند (Benedetti, et al., 2021). برخی پژوهش‌ها در آمریکای لاتین نیز بر اهمیت لحاظ کردن دینامیک فضایی در تحلیل اثرات مهاجرت بر رشد و نابرابری تأکید کرده‌اند (Elhorst, 2014; Autant-Bernard & LeSage, 2011).

۵. روش‌شناسی پژوهش و مدل اقتصادسنجی فضایی

مدل سنجی فضایی^۱ یکی از رویکردهای تحلیلی نوین در مطالعات منطقه‌ای است که با تمرکز بر روابط مکانی و وابستگی جغرافیایی میان واحدهای فضایی، به بررسی توزیع و نابرابری‌های توسعه‌ای می‌پردازد. این روش با بهره‌گیری از مدل‌های آماری و کمی، امکان شناسایی ساختارهای فضایی و تحلیل نحوه پراکندگی شاخص‌های اقتصادی و اجتماعی را فراهم می‌سازد. به‌طور کلی، مدل‌سازی فضایی به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا با شناخت الگوهای تمرکز و عدم تعادل منطقه‌ای، تصمیمات بهینه‌تری برای تخصیص منابع اتخاذ کنند. در این چارچوب، شاخص‌ها و روش‌هایی مانند ضریب پراکندگی، همبستگی فضایی موران^۲ و مدل‌های تصمیم‌گیری چندمعیاره نظیر تاپسیس و آنتروپی، از ابزارهای اصلی تحلیل در پژوهش‌های اقتصاد منطقه‌ای محسوب می‌شوند (میرزایی و همکاران، ۱۳۹۴؛ Elhorst, 2014; LeSage & Pace, 2009).

۱-۵. انواع مدل‌های اقتصادسنجی فضایی

ایده وجود تعاملات میان واحدهای مقطعی اخیراً توجه زیادی را جلب کرده است. این تعاملات به‌عنوان شواهدی برای توسعه نظری پدیده‌های اجتماعی، نظیر ارزش اجتماعی، اثرات هم‌نشینی، اثرات شبکه‌ای، آلودگی، تعاملات اجتماعی و وابستگی متقابل شناخته

1. Spatial Modeling
2. Moran's I

می‌شوند. مدل‌سازی اقتصادسنجی این موضوع بسته به نوع تعاملات فضایی متفاوت است. به‌عنوان یک مدل عمومی اقتصادسنجی فضایی (GNS) می‌توان به شکل زیر اشاره کرد:

$$Y = \rho WY + \alpha L_n + X\beta + WX_0 + u \quad (1)$$

در این رابطه، Y نشان‌دهنده برداری متشکل از مشاهدات متغیر وابسته برای هر واحد در نمونه است، L یک بردار از پارامترهای ثابت، X نشان‌دهنده یک ماتریس از متغیرهای توضیحی برون‌زا است که با پارامتر β مرتبط است. همچنین u برداری از اجزای خطا است که فرض می‌شود دارای توزیع مستقل و یکسان با میانگین صفر و واریانس ثابت می‌باشد. تعداد کل اثرات متقابل در این مدل برابر با K^2 است. علاوه بر این، ماتریس W نشان‌دهنده میزان ارتباط فضایی است که معمولاً براساس سطر نرمالیزه می‌شود. این مدل عمومی فضایی با در نظر گرفتن ترکیب‌های مختلف از اثرات تعاملات فضایی، به انواع مدل‌های اقتصادسنجی متفاوتی منجر می‌شود (Elhorst, 2014).

۵-۱-۱. مدل خودرگرسیون فضایی^۱ (RAS)

در مدل خودرگرسیون فضایی (SAR) اثر تعاملات به‌صورت درون‌زا در نظر گرفته می‌شود؛ به این معنا که تعاملات فضایی بین متغیرهای وابسته لحاظ می‌شود. به‌عنوان مثال، اگر دو واحد A و B وجود داشته باشد، این مدل صرفاً تعاملات متقابل متغیر وابسته Y بین واحدهای A و B را در نظر می‌گیرد (Koch, 2012). مدل SAR به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y = \rho WY + X\beta + \alpha + \varepsilon \quad (2)$$

۵-۱-۲. مدل خطای فضایی^۲ (SEM)

در مدل خطای فضایی (SEM) تنها اثر تعاملات در میان اجزای اخلاص در نظر گرفته می‌شود. به‌عنوان مثال، اگر دو واحد A و B وجود داشته باشد، اثر متقابل تعاملات جزء خطا بین این دو واحد در مدل لحاظ می‌شود. مدل SEM به‌صورت زیر بیان می‌شود (Yildirim & Kantar, 2020):

1. Spatial Autoregressive Model
2. Spatial Error Model

$$Y = \alpha + X\beta + \mu \quad (۳)$$

که در آن μ نشان‌دهنده اجزای خطا است (Rinaldi, et al., 2021).

۵-۱-۳. مدل تأخیر فضایی متغیر مستقل^۱ (SLX)

مدل تأخیر فضایی متغیر مستقل (SLX) اثر تعاملات فضایی را تنها در بین متغیرهای مستقل در نظر می‌گیرد و به آن اثر تعاملات برون‌زا نیز گفته می‌شود. به عنوان مثال، اگر دو واحد A و B وجود داشته باشد، اثر متقابل تعاملات متغیر مستقل X بین این دو واحد در مدل لحاظ می‌شود (Elhorst, 2014). مدل SLX به صورت رابطه (۴) تعریف می‌شود:

$$Y = \alpha + X\beta + WX_0 + \varepsilon \quad (۴)$$

۵-۱-۴. مدل ترکیبی خودرگرسیون فضایی^۲ (SAC)

مدل ترکیبی خودرگرسیون فضایی (SAC) ترکیبی از اثر تعاملات فضایی در بین متغیرهای وابسته و اثر تعاملات فضایی در میان اجزای اخلال را در نظر می‌گیرد (Elhorst, 2014). این مدل به صورت زیر بیان می‌شود:

$$Y = \rho WY + \alpha + X\beta + u \quad (۵)$$

۵-۱-۵. مدل دوربین فضایی^۳ (SDM)

مدل دوربین فضایی (SDM) ترکیبی از اثر تعاملات فضایی در بین متغیرهای وابسته و اثر تعاملات فضایی در بین متغیرهای مستقل را همزمان در مدل لحاظ می‌کند (Mur & Angulo, 2006). این مدل ابزاری قدرتمند برای تحلیل تأثیر مهاجرت بر توسعه اقتصاد منطقه‌ای است زیرا این مدل وابستگی فضایی را در میان مشاهدات که اغلب در داده‌های جمع‌آوری شده از نقاط یا مناطق جغرافیایی مشاهده می‌شود سنجش می‌کند (LeSage & Pace, 2009). این مدل به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y = \rho WY + \alpha + X\beta + WX_0 + \varepsilon \quad (۶)$$

1. Independent Variable Spatial Delay Model
2. Spatial Autoregressive Mixed Model
3. Space Camera Model

۵-۱-۶. مدل‌های پویای پانل فضایی^۱

مدل‌های قبلی که بررسی شدند، ایستا بودند. با این حال، در بسیاری از پدیده‌های اقتصادی، ماهیت تعاملات فضایی می‌تواند پویا باشد، به‌طوری‌که ارزش مشاهده‌شده در زمان t به ارزش مشاهده‌شده در زمان قبلی وابسته است. این فرآیند می‌تواند برای جزء خطا نیز وجود داشته باشد. در یک مدل فضایی ایستا، با اضافه کردن وقفه زمانی متغیر وابسته به عنوان یک متغیر توضیحی، به یک مدل پویای فضایی دست خواهیم یافت.

$$Y_t = \tau Y_{t-1} + \rho WY_t + WY_{t-1} + X\beta + \alpha + u_t \quad (۸)$$

این مدل همچنین به عنوان مدل دوربین فضایی پویا شناخته می‌شود (Lee & Yu, 2015). در این مدل، ارزش مشاهده i در زمان t به ارزش مشاهده قبلی آن یعنی Y_{t-1} ، وقفه فضایی W_{nyt} و وقفه تأخیر فضایی WY_{t-1} وابسته است. عبارت وقفه فضایی در این مدل نمایانگر اثرات سرریز فضایی است، به‌طوری‌که وقتی یک شوک در یک ناحیه در زمان t رخ می‌دهد، اثرات آن به نواحی همسایه در طول زمان گسترش می‌یابد (Elhorst, 2014).

در مدل‌های پویای پانل، خودهمبستگی به دو دلیل به وجود می‌آید: یکی به دلیل وجود وقفه متغیر وابسته در مدل که باعث ایجاد همبستگی بین اجزای خطا می‌شود و دیگری به دلیل خودهمبستگی اثرات مقاطع. بنابراین، باید از روش‌های سازگار برای تخمین این مدل‌ها استفاده شود تا مشکل همبستگی حل شود. مدل زیر یک مدل کلی پویای فضایی است:

$$Y_t = \rho WY_{t-1} + X\beta + u_t + \delta \quad (۹)$$

در اینجا، Y_t یک بردار $N \times 1$ است که شامل یک مشاهده از متغیر وابسته برای هر واحد فضایی ($i=1,2,\dots,N$) در زمان‌های مختلف است. پارامتر ρ نشان‌دهنده وابستگی فضایی است و X_t یک ماتریس $N \times K$ از متغیرهای توضیحی محسوب می‌شود. μ نیز اثر ثابت فضایی مقاطع و δ یک بردار $N \times 1$ است که نشان‌دهنده اثرات زمانی می‌باشد (Elhorst, 2014).

۵-۱-۷. ماتریس وزنی فضایی

ماتریس فضایی وزنی یک عنصر حیاتی در تحلیل‌های مدل اقتصادسنجی فضایی است که وابستگی و تعاملات مکانی میان واحدهای و جغرافیایی را مدل‌سازی می‌کند (Lam &

(Souza, 2019). این ماتریس ابزاری برای نشان دادن رابطه همسایگی یا تأثیرگذاری مکانی بین مناطق مختلف است و برای لحاظ کردن خودهمبستگی فضایی در مدل مورد استفاده قرار می‌گیرد (Xuhua & Jin-feng, 2002). ماتریس وزنی فضایی یک ماتریس مربعی $N \times N$ است که در آن N تعداد مناطق مورد بررسی است. عناصر W_{ij} در این ماتریس نشان‌دهنده میزان تأثیرگذاری یا وابستگی مکانی منطقه i به منطقه j است. این عناصر معمولاً مقادیر عددی غیرمنفی هستند که رابطه‌ای همسایگی و انتقال اثرات فضایی را مدل می‌کنند (Xuhua & Jin-feng, 2002). معمولاً $W_{ij} > 0$ و $W_{ij} = 0$ (یعنی هیچ منطقه‌ای به خودش وزن نمی‌دهد) جمع هر سطر از ماتریس W معمولاً به یک نرمالیزه می‌شود تا اثرات به درستی مدل‌سازی شوند (Lam & Souza, 2019). روش‌های رایج برای ساخت ماتریس وزنی فضایی شامل موارد زیر است:

ماتریس مجاورت: بدین شکل که اگر دو منطقه مرز مشترک داشته باشند، عنصر مربوطه $W_{ij} = 1$ و اگر مرز مشترک نداشته باشند عنصر مربوطه برابر با صفر تعریف می‌کنند. این ساده‌ترین شکل ماتریس وزنی فضایی است که براساس تماس جغرافیایی تعریف می‌شود (Xuhua & Jin-feng, 2002).

۵-۱-۸. ماتریس فاصله

عناصر ماتریس براساس فاصله دو جایی بین مرکز مناطق محاسبه می‌شود. معمولاً از معکوس فاصله یا $(1/d_{ij}^2)$ استفاده می‌شود تا مناطق نزدیک‌تر، وزن بیشتری داشته باشند (Wang, et al., 2013).

ماتریس ترکیبی: این ماتریس ترکیبی از عوامل مختلف مانند فاصله، طول مرز مشترک، مساحت یا معیارهای وزنی دیگر می‌باشد تا ارتباطات فضایی را بهتر مدل‌سازی کند. انتخاب مناسب ماتریس W برای اعتبار و عملکرد مدل‌های فضایی از اهمیت زیادی برخوردار است و می‌تواند بر نتایج تحلیل و سیاست‌گذاری‌های مبتنی بر آن تأثیر زیادی دارد (Lam & Souza, 2019).

۵-۲. فرآیند انتخاب بهترین مدل در تحلیل‌های اقتصادسنجی فضایی

۱. تخمین الگوی OLS و محاسبه آزمون‌های ضریب لگاریتمی (LM) برای بررسی الگوهای وقفه فضایی (SAR) و خطای فضایی (SEM). چهار حالت احتمالی عبارتند از:

الف) فقط SAR معنادار است.

ب) فقط SEM معنادار است.

ج) هر دو معنادار هستند.

د) هیچ کدام معنادار نیستند. در این حالت، هر دو مدل SAR و SEM را تخمین زده و معناداری پارامترهای ρ (وقفه فضایی) و λ (خطای فضایی) بررسی می‌شود. نتایج نهایی می‌تواند یکی از حالت‌های الف تا د باشد.

۲. اگر در مرحله قبل نتیجه الف، ب یا ج حاصل شد، الگوی دوربین فضایی (SDM) تخمین زده می‌شود و آزمون نسبت درست‌نمایی (LR) در شرایط زیر ارزیابی می‌شود:

الف) آزمون LR با فرض صفر ($H_0: \rho = 0$) در برابر ($H_0: \theta + \rho\beta = 0$). اگر رد شود، SDM مناسب است.

ب) اگر فرض صفر ($H_0: \theta = 0$) رد نشد، SAR مناسب تلقی می‌شود. برای اطمینان بیشتر، آزمون‌های LM در انواع کلاسیک و قدرتمند محاسبه می‌شوند. اگر این آزمون‌ها برقرار نباشند، SDM مناسب است.

ج) اگر فرض صفر ($H_0: \theta + \rho\beta = 0$) رد نشد، SEM مناسب در نظر گرفته می‌شود. در این حالت نیز آزمون‌های LM برای تأیید مدل محاسبه می‌شوند. اگر این آزمون‌ها برقرار نباشند، SDM مناسب خواهد بود.

۳. اگر حالت «د» (هیچ کدام از الگوهای وقفه فضایی و خطای فضایی معنادار نباشند) در بخش اول اتفاق افتاد، الگوی OLS را با در نظر گرفتن اثرات فضایی در متغیرهای توضیحی (مدل SLX یا WX) تخمین می‌زنیم. دو حالت احتمالی پیش می‌آید:

الف) اگر فرض صفر ($H_0: \theta = 0$) رد نشد، الگوی OLS ساده (بدون اثرات فضایی) به عنوان بهترین مدل انتخاب می‌شود.

ب) اگر فرض صفر ($H_0: \theta = 0$) رد شد، الگوی دوربین فضایی (SDM) را تخمین می‌زنیم. اگر در این مدل، پارامتر وقفه فضایی متغیر وابسته (ρ) معنادار باشد، مدل SDM

مناسب است. در غیر این صورت، مدل SLX (یعنی OLS با اثرات فضایی فقط در متغیرهای توضیحی) به عنوان مدل نهایی انتخاب می شود.

۳-۵. تعیین اثرات فضایی: اثرات مستقیم و غیرمستقیم در مدل های اقتصادسنجی فضایی

در یک مدل اقتصادسنجی، متغیر وابسته به طور مستقیم تحت تأثیر متغیرهای موجود در مدل قرار می گیرد. با این حال، زمانی که اثر مکان به صورت تعاملات فضایی در نظر گرفته می شود، تأثیر غیرمستقیم دیگری از متغیرهای مدل بر متغیر وابسته ایجاد می شود که به آن اثر انتشار فضایی یا اثر سرریز فضایی گفته می شود. در یک مدل عمومی فضایی، این اثرات مستقیم و غیرمستقیم (انتشار فضایی) به صورت ماتریسی که در زیر ارائه شده است، تعیین می شود:

$$Y = \rho WY + \alpha L_n + X\beta + WX\theta + \mu \quad \mu = \lambda W\mu + \varepsilon \quad (10)$$

فرم خلاصه شده این مدل به صورت زیر قابل بیان است:

$$Y = (I - \rho W)^{-1} [\alpha L_n + X\beta + WX\theta + \mu] \quad (11)$$

با محاسبه مشتقات جزئی نسبت به متغیرهای مستقل، می توان به تحلیل دقیق تری از اثرات مستقیم و غیرمستقیم دست یافت:

$$\frac{\partial E(Y)}{\partial x_{ik}} \dots \dots \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{Nk}} = \quad (12)$$

$$\frac{\partial E y_1}{\partial E x_{ik}} \dots \dots \frac{\partial E y_1}{\partial E x_{Nk}} \dots \frac{\partial E y_N}{\partial E x_{ik}} \dots \frac{\partial E y_N}{\partial E x_{Nk}}$$

$$(1-\rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12} \theta_k & \dots & w_{1N} \theta_k \\ w_{21} \theta_k & \beta_k & \dots & w_{2N} \theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1} \theta_k & w_{N2} \theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix} = ((1-\rho W)^{-1} [\beta_k 1_N \theta_k W]) = S_k(W)$$

ماتریس $S_k(W)$ عناصر تشکیل دهنده آن نشان دهنده اثرات مستقیم و غیرمستقیم انتشار فضایی یا سرریزها است. همان طور که مشاهده می شود، جزء $\beta_k 1_N$ نمایانگر اثرات مستقیم متغیرهای توضیحی مدل است که از میانگین عناصر قطری ماتریس $S_k(W)$ به دست می آید. در مقابل، جزء $\theta_k W$ نشان دهنده اثرات غیرمستقیم متغیرهای توضیحی مدل است که از میانگین سطری مجموع عناصر غیرقطری اصلی ماتریس W استخراج می شود (Elhorst, 2014).

۵-۴. مدل پانل اثرات ثابت فضایی

تأثیر فضا در مدل‌های داده‌های تابلویی می‌تواند به صورت متغیر فضایی درونزا، برونزا یا از طریق خودهمبستگی خطای فضایی مورد بررسی قرار گیرد. در یک مدل عمومی فضایی، تأثیر فضا به سه حالت مختلف اعمال می‌شود:

$$y_t = \rho W y_t + x_t \beta + W x_t \theta + u_t \quad u_t = \lambda W u_t + \epsilon_t \quad (13)$$

در اینجا فرض بر این است که $i=1,2,\dots,N$ به معنای وجود N واحد فضایی و $t=1,2,\dots,T$ به عنوان شاخص زمان است. بنابراین، y_t نشان‌دهنده یک ماتریس $NT \times 1$ از متغیر وابسته خواهد بود و در صورت وجود K متغیر توضیحی، X_t یک ماتریس $NT \times K$ خواهیم داشت. در این مدل، $\rho W y_t$ نمایانگر تعاملات درونزا بین واحدهای فضایی است و $W x_t \theta$ نشان‌دهنده تعاملات برونزا است. تعاملات جزء خطا نیز با عبارت $\lambda W u_t$ در مدل لحاظ شده است (Elhorst, 2014).

اثر خاص واحدهای فضایی که به صورت اثرات ثابت یا تصادفی در نظر گرفته می‌شود، می‌تواند به صورت $\mu = (\mu_1 + \mu_2, \dots, \mu_n)$ بیان شود. اگر این اثرات به صورت ثابت رفتار کنند، مدل اثرات ثابت خواهد بود و اگر به صورت تصادفی عمل کنند، مدل اثرات تصادفی خواهد بود. همچنین $\epsilon = (\epsilon_1 + \epsilon_2, \dots, \epsilon_n)$ به عنوان جزء خطا مدل به صورت یک ماتریس $NT \times 1$ از اجزای اخلاص است که دارای فرضیات کلاسیک می‌باشد. در این مدل فرض می‌شود که ضرایب متغیرهای توضیحی β برای تمامی واحدهای فضایی یکسان است اما مقدار ثابت عرض از مبدأ برای هر واحد فضایی متفاوت می‌باشد. ناهمگنی بین واحدهای فضایی به دلیل شرایط خاص آن‌ها اثراتی بر متغیر وابسته می‌گذارد که توسط متغیرهای توضیحی بیان نمی‌شود و در مدل ناشناخته باقی می‌ماند. این جزء ناشناخته مؤثر بر متغیر وابسته معمولاً در جزء خطا در نظر گرفته می‌شود. در اینجا صرفاً اثرات خاص فضایی در نظر گرفته شده و از پرداختن به اثرات خاص زمانی پرهیز شده است. بنابراین، می‌توان جزء خطا را به صورت زیر تجزیه کرد:

$$u_t = \lambda W u_t + \mu_t \quad (14)$$

در اینجا از سه جزء تشکیل شده است: جزء $\lambda W u_t$ اثر تعاملات فضایی بین اجزای خطا را نشان می‌دهد و جزء μ_t اثرات ناهمگنی بین واحدهای فضایی یا همان اثر خاص هر واحد

فضایی را در نظر می‌گیرد. وجود پارامتر μ_i باعث ایجاد تفاوت در ساختار مدل از یک واحد فضایی به واحد دیگر می‌شود. اگر فرض شود که این اثرات خاص فضایی به صورت ثابت رفتار می‌کنند، می‌توان آن را به عنوان یک پارامتر ثابت تخمین زد و برای هر واحد فضایی یک متغیر دومی در نظر گرفت. بنابراین، به این مدل اثرات ثابت فضایی گفته می‌شود. در این حالت، ممکن است با متغیرهای X_{it} همبستگی داشته باشد اما مستقل از ε_i خواهد بود. اما اگر فرض شود که اثرات خاص فضایی به صورت تصادفی رفتار کنند و قابل شناسایی نباشند، می‌توان آن را به عنوان بخشی از جزء خطا در نظر گرفت. در این صورت، اثرات خاص فضایی هیچ گونه همبستگی با متغیرهای توضیحی نخواهند داشت و این مدل را پانل اثرات تصادفی می‌نامند (Elhorst, 2014).

۵-۵. توصیف داده‌ها و متغیرها

در این مطالعه، از داده‌های پانلی فضایی برای مناطق مختلف ایران استفاده شده است. متغیرهای مستقل و وابسته مورد استفاده شده در مدل به شرح زیر می‌باشند:

الف: متغیر وابسته (استفاده از شاخص ترکیبی برای سنجش توسعه منطقه‌ای)

در این مطالعه، به منظور سنجش سطح توسعه اقتصادی مناطق مختلف کشور، از یک شاخص ترکیبی استفاده شده است که با روش تصمیم‌گیری چندمعیاره تاپسیس ساخته شده است. این شاخص ترکیبی متغیر وابسته پژوهش را تشکیل می‌دهد و از ترکیب ۱۲ شاخص اقتصادی و اجتماعی کلیدی به دست آمده است. هدف از به کارگیری این روش، ایجاد یک نمایگر چندبعدی برای توسعه است که بتواند تصویر جامع‌تری از وضعیت مناطق مختلف ارائه دهد و تنها به یک یا چند شاخص محدود اکتفا نکند. شاخص‌های انتخاب شده در این ترکیب، عمدتاً به دو دسته شاخص‌های اقتصادی کلان و شاخص‌های اجتماعی توسعه تقسیم می‌شوند. شاخص‌هایی نظیر تولید ناخالص داخلی (GDP)، درآمد سرانه، نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی و رشد سپرده‌های بانکی، ابعاد کلاسیک توسعه اقتصادی را مدنظر دارند و بر توان تولیدی، سطح سرمایه‌گذاری و پویایی مالی مناطق تمرکز دارند.

از سوی دیگر، شاخص‌هایی مانند نرخ مشارکت اقتصادی، نرخ اشتغال، ضریب جینی، شاخص توسعه انسانی (HDI) و نرخ تورم به ابعاد اجتماعی‌تر توسعه از جمله اشتغال‌پذیری،

عدالت درآمدی، رفاه و ثبات اقتصادی اشاره دارند. روش تاپسیس به دلیل توانایی آن در رتبه‌بندی گزینه‌ها براساس نزدیکی به راه‌حل ایده‌آل، امکان ارزیابی دقیق‌تر و جامع‌تر مناطق مختلف را فراهم می‌سازد. از آنجا که توسعه اقتصادی یک پدیده چندبعدی است، اتکا به یک شاخص منفرد مانند GDP می‌تواند تصویر ناقصی از واقعیت توسعه ارائه دهد. بنابراین، رویکرد ترکیبی در این تحقیق به‌درستی ابعاد مختلف توسعه را در نظر می‌گیرد. این شاخص‌ها به‌طور گسترده‌ای در ادبیات توسعه اقتصادی (Todaro & Smith, 2015; UNDP, 2020) مورد استفاده قرار گرفته‌اند و داده‌های آن‌ها از منابع رسمی آماری استخراج شده‌اند. همچنین به‌منظور رفع تورش، داده‌ها با استفاده از روش نرمال‌سازی و میانگین متحرک ده‌ساله تعدیل گردیده‌اند تا انطباق بیشتری با واقعیت‌های میدانی داشته باشند. در نتیجه، مشکل تورش داده‌ها کاهش یافته است.

ب: متغیرهای مستقل

- نیروی انسانی^۱ شامل میزان تحصیلات و مهارت‌های شغلی مهاجرین افغانستانی و تأثیر آن بر بازار کار ایران.
- مشارکت اقتصادی^۲: میزان مشارکت نیروی کار مهاجر در فعالیت‌های اقتصادی ایران.
- سرمایه‌گذاری خارجی^۳: میزان سرمایه‌گذاری خارجی که تحت تأثیر حضور نیروی کار مهاجر قرار گرفته است.
- نرخ اشتغال^۴ میزان اشتغال در مناطق مختلف و تأثیر مهاجرین افغانستانی بر افزایش یا کاهش فرصت‌های شغلی.
- نرخ باسوادی^۵ سطح سواد مهاجرین و تأثیر آن بر بهره‌وری نیروی کار در مناطق مختلف.
- کمک‌های بین‌المللی^۶ میزان کمک‌های مالی و تسهیلات بین‌المللی به ایران جهت مدیریت مهاجرین و تأثیر آن بر توسعه اقتصادی.

1. Human Capital
 2. Economic Participation
 3. Foreign Direct Investment - FDI
 4. Employment Rate
 5. Literacy Rate
 6. International Aid

۵-۶. مدل‌سازی سنجی فضایی، توجیه انتخاب مدل SDM و نقش مهاجرین افغانستانی^۱

در این پژوهش با هدف تحلیل اثرات فضایی مهاجرین افغانستانی بر توسعه اقتصادی منطقه‌ای، از مدل اقتصادسنجی پانل فضایی دورین با اثرات ثابت استفاده شده و انتخاب این مدل بر پایه ملاحظات تجربی و نظری متعددی صورت گرفته است.

در گام اول، فرض اساسی در تحلیل‌های منطقه‌ای آن است که استان‌ها از یکدیگر مستقل نیستند بلکه میان آن‌ها وابستگی مکانی^۲ وجود دارد؛ به بیان دیگر، تغییر در شاخص‌های توسعه در یک استان می‌تواند به صورت سرریز بر استان‌های همجوار تأثیرگذار باشد. این ویژگی باعث می‌شود که بهره‌گیری از مدل‌های کلاسیک رگرسیون یا پانل معمولی که فرض استقلال مشاهدات را دارند، منجر به تورش^۳ برآورد شود (Elhorst, 2014).

در گام دوم، مدل SDM نسبت به مدل‌های ساده‌تر نظیر SAR و SEM از انعطاف بیشتری برخوردار است زیرا به طور هم‌زمان اثرات مستقیم و غیرمستقیم (سرریز فضایی) را برآورد می‌کند. در شرایطی مانند ایران که تحولات اقتصادی و جمعیتی استان‌ها به شدت به هم وابسته‌اند، این قابلیت مدل SDM امکان می‌دهد اثر حضور مهاجرین نه تنها در همان استان بلکه بر استان‌های پیرامونی نیز اندازه‌گیری شود (LeSage & Pace, 2009).

گام سوم، از نظر ساختار داده، اطلاعات این مطالعه به صورت پانل فضایی استانی طی دوره ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۴ تنظیم شده است. در چنین شرایطی، مدل SDM با اثرات ثابت مکانی، هم تفاوت‌های زمانی و هم ناهمگنی‌های مکانی را کنترل کرده و از تورش ناشی از عوامل ثابت در سطح استان‌ها جلوگیری می‌نماید (Elhorst, 2014).

در آخر، آزمون‌های تشخیصی شامل Moran's I، LM-Lag، LM-Error و آزمون هاسمن^۴ نشان دادند که وجود وابستگی فضایی معنادار است و انتخاب مدل SDM نسبت به مدل‌های SAR و SEM از نظر آماری موجه می‌باشد. فرمول مدل به صورت زیر است:

$$\varepsilon_{it} + \lambda_t + \mu_i + WX_{it}\theta = \rho WIRE_{it} + X_{it}\beta IRED_{it} \quad (15)$$

-
1. Dynamic Model Estimation
 2. Spatial Dependence
 3. Biased Estimation
 4. Hausman

که در آن، IREDit نماد شاخص توسعه منطقه‌ای استان i در سال t و X_{it} ماتریس متغیرهای توضیحی، W ماتریس وزن فضایی (مبتنی بر همسایگی مستقیم)، ρ ضریب خودرگرسیون فضایی، μ_i ، λ_i اثرات ثابت مکانی و زمانی، تخمین مدل با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی (MLE) انجام شده و آزمون‌های تشخیصی فضایی (مانند Moran's I و LM tests) صحت انتخاب مدل SDM را نسبت به مدل‌های جایگزین SAR یا SEM تأیید کرده‌اند.

۶. یافته‌ها و تحلیل نتایج

در این بخش، نتایج جدول ۱، مدل رگرسیون فضایی پانل با اثرات ثابت دوربین^۱ برای تحلیل نقش مهاجرین افغانستانی در توسعه اقتصادی منطقه‌ای ایران ارائه شده است. مدل با استفاده از ماتریس وزن استاندارد شده^۲ برای ۳۱۰ مشاهده در ۳۱ واحد مقطعی طی ۱۰ دوره زمانی اجرا شده است. آزمون والد^۳ با مقدار ۸۴/۹۵۸۷ و مقدار احتمال نزدیک به صفر ($P < 0/0000$) نشان‌دهنده معنی‌داری کلی مدل است. همچنین آزمون F نیز با مقدار ۷/۰۷۹۹ و مقدار احتمال بسیار پایین بر معنی‌داری آماری کل ضرایب دلالت دارد.

جدول ۱. مجموع مشاهدات مدل رگرسیون پانل پویایی فضایی با اثرات ثابت (SDM)

شاخص	مقدار	تفسیر علمی
تعداد مشاهدات	۳۱۰	داده‌های ترکیبی برای ۳۱ منطقه در طی ۱۰ سال
آزمون والد	۸۴/۹۵۸۷ ($P < 0.0000$)	مدل به‌طور کلی معنی‌دار است
آزمون F	۷/۰۷۹۹ ($P < 0/0000$)	فرض صفر (بی‌تأثیر بودن کل متغیرها) رد می‌شود
R2 (Buse 1973)	۰/۸۵۷۴	مدل توانسته ۸۵٪ از تغییرات را توضیح دهد (بسیار خوب)
R2 adj (Buse)	۰/۸۳۴۹	با در نظر گرفتن درجه آزادی، هنوز مدل قوی است
Log Likelihood	۲۴۲/۹۵۱۳	برای مقایسه بین مدل‌ها استفاده می‌شود
Root MSE (Sigma)	۰/۰۵۴۰	خطای استاندارد تخمین، نسبتاً پایین

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Spatial Panel Fixed-Effects Durbin Model - SDM
2. Normalized Weight Matrix
3. Wald Test

مقدار R^2 برابر با ۰/۸۵۷۴ و R^2 تعدیل شده برابر با ۰/۸۳۴۹ نشان دهنده توان بالای توضیح دهنده مدل در تبیین تغییرات شاخص توسعه منطقه‌ای است. مقدار ریشه میانگین مربعات خطا^۱ نیز برابر با ۰/۰۵۴۰ گزارش شده است که دقت مدل را تأیید می‌کند.

۷. تحلیل و بررسی نتایج مدل فضایی (SDM) با اثرات ثابت

براساس نتایج مدل پویای فضایی اثرات ثابت، متغیرهای مستقل تأثیرات متفاوتی بر شاخص توسعه منطقه‌ای (متغیر وابسته) دارند. ضریب هر متغیر نشان دهنده جهت و شدت تأثیر آن بر توسعه منطقه‌ای بوده و آماره Z ، سطح احتمال و دامنه اطمینان ۹۵ درصد برای قضاوت درباره معناداری آماری آن‌ها لحاظ شده است.

جدول ۲. نتایج برآورد ضرایب مدل پویای فضایی اثرات ثابت (SDM)

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره Z	احتمال	دامنه احتمال 95
Hr	۲/۰۳e-۰۹	۶/۰۷e-۰۸	۰/۱	۰/۹۱۷	-۱/۲۵e-۰۷
Epr	۰/۰۰۳۰۰۸e	۰/۰۰۰۴۸۱e	۶/۲۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۳۹۵e
Er	-۰/۰۰۲۹۳e	۰/۰۰۰۴۱۴e	-۷/۰۸	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۳۷۵e
Lr	-۰/۰۰۱۲۹e	۰/۰۰۰۶۵۵e	-۱/۹۸	۰/۰۴۸	-۰/۰۰۲۱۸e
Iaid	-۵/۱۹e-۰۸	۱/۵۸e-۰۷	-۰/۳۳	۰/۷۴۳	-۳/۶۲e-۰۷
Fdi	-۶/۶۸e-۰۸	۲/۳۲e-۰۸	-۳/۱۴	۰/۰۰۲	-۲/۵۱e-۰۸
Spatial rho	-۰/۱۶۱۱۱e	۰/۰۸۸۱۶e	-۱/۸۳	۰/۰۶۸	-۰/۳۳۳e
Variance	۰/۰۰۲۴۲e	۰/۰۰۰۱۹e	۱۲/۴۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲۰۴e
Mean of Fix Effects	۰/۳۹۴۱				
Log-likelihood	۴۹۲/۶۵۷۵				

مأخذ: یافته‌های پژوهش

علاوه بر این، در میان متغیرها، متغیر نرخ مشارکت اقتصادی مهاجرین (Epr) با ضریب مثبت (۰/۰۰۳۰۸۴) و آماره Z برابر با ۶/۲۴، دارای تأثیر مثبت و بسیار معنادار بر توسعه منطقه‌ای است ($P < 0/01$). این بدان معناست که با افزایش یک درصدی در نرخ مشارکت اقتصادی مهاجرین، شاخص توسعه منطقه‌ای به میزان ۰/۳۰۸۴ درصد افزایش می‌یابد. این یافته مؤید نقش سازنده مهاجرین در فعالیت‌های اقتصادی است. ورود مهاجرین افغانستانی

به ایران از سال‌های ابتدایی دهه ۱۹۸۰ با افزایش چشمگیر نیروی کار، به‌ویژه در بخش‌های کم‌تخصص و بازار کار غیررسمی همراه بوده است. این نیروی کار عمدتاً در فعالیت‌هایی مانند ساخت‌وساز و مشاغل سخت و فنی حضور داشته که توسط نیروی کار ایرانی کمتر پذیرفته می‌شدند. حضور این مهاجران باعث افزایش بهره‌وری و رقابت در بازار کار شده، گرچه باعث کاهش آهسته نرخ دستمزدها برای نیروی کار غیرماهر نیز گردیده است. متغیر نرخ اشتغال (Er) با ضریب منفی و معنادار (-0.002381) و آماره Z برابر با -7.08 تأثیری منفی و قوی بر توسعه دارد. این نتیجه ممکن است بیانگر اشتغال غیرمولد، غیررسمی یا ناپایدار در نواحی مورد مطالعه باشد که به جای بهبود، منجر به افزایش آسیب‌پذیری توسعه‌ای شده است.

نرخ با سواد مهاجرین (Lr) نیز ضریب منفی (-0.001295) دارد و در سطح ۱۰ درصد معنادار است ($P = 0.048$). این موضوع نشان می‌دهد که افزایش سطح سواد مهاجرین به تنهایی نمی‌تواند به‌طور مستقیم باعث ارتقای توسعه منطقه‌ای شود، مگر آنکه با فرصت‌های مناسب شغلی و بهره‌برداری از ظرفیت‌های آنان همراه گردد. همچنین کمک‌های بین‌المللی برای مهاجرین (IAID) با ضریب $-5.19e-08$ و سطح احتمال بالا ($P = 0.743$) فاقد معناداری آماری در این تحقیق، متغیر کمک‌های بین‌المللی به مهاجرین، به‌صورت کلان و تجمیعی وارد مدل شده است و داده‌های آن نشان‌دهنده حجم کلی منابع مالی و حمایتی بین‌المللی تخصیص‌یافته به کشور ایران است، نه شیوه توزیع یا کارایی تخصیص این منابع در سطح استان‌ها. به همین جهت، نتایج به‌دست‌آمده درباره این متغیر (ضریب منفی و نامعنادار) صرفاً بیانگر اثر کلی و میانگین کمک‌های خارجی بر توسعه منطقه‌ای است و نمی‌تواند دلالت مستقیمی بر کیفیت یا نحوه تخصیص این کمک‌ها داشته باشد. تفسیر ارائه‌شده در این زمینه به‌شکل **استنباطی و تحلیلی** مطرح شده است تا احتمال ناکارآمدی در فرآیند تخصیص منابع را به‌عنوان یکی از توضیحات ممکن بیان کند، نه به‌عنوان نتایج آماری مدل. این نکته باید در تحلیل و تبیین نتایج مدنظر قرار گیرد و می‌تواند سوگیری پژوهش‌های آتی را به سمت تحلیل کارایی تخصیص کمک‌های بین‌المللی در مقیاس‌های محلی و نهادی هدایت کند (مطابق با رویکردهای مطرح در Elhorst, 2014 و LeSage & Pace, 2009). در مقابل، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (Fdi) دارای ضریب

منفی و معنادار ($-۰.۰۸۶/۶۸e$) می‌باشد. با وجود انتظار اولیه برای اثر مثبت FDI، نتایج منفی به ضعف در جذب کارآمد سرمایه و احتمال انحصارگرایی سرمایه‌گذاران خارجی در مناطق خاص اشاره دارد. شاخص خودهمبستگی فضایی^۱ با ضریب -۰.۱۶۱۱۷۱ و احتمال $۰/۰۶۸$ در مرز معناداری قرار دارد و نشان‌دهنده وجود اثرات فضایی منفی در بین مناطق است، به گونه‌ای که توسعه یک منطقه ممکن است موجب تضعیف توسعه در منطقه مجاور گردد (رقابت منفی فضایی).

به منظور ارزیابی مناسب بودن مشخصات مدل، از آزمون‌های تشخیصی وابستگی فضایی و مقایسه ساختارهای جایگزین استفاده شد. نتایج آزمون‌های موران و آزمون‌های لاگرانژ چندگانه نشان داد که وجود وابستگی فضایی در داده‌ها معنادار است و استفاده از مدل پانل فضایی دوربین (SDM) نسبت به مدل‌های SAR و SEM از نظر ساختاری توجیه‌پذیرتر است. بنابراین، قضاوت درباره کفایت مدل بر مبنای مقایسه نسبی میان مدل‌ها و آزمون‌های تشخیصی انجام شده است، نه براساس مقادیر منفرد آماری.

نتایج حاصل از تخمین مدل پانل فضایی دوربین (SDM) نشان‌دهنده روابط معناداری میان متغیرهای مرتبط با مهاجرت و شاخص توسعه منطقه‌ای در ایران است. این مدل با در نظر گرفتن اثرات ثابت تخمین زده شد تا ناهمگونی‌های مشاهده‌نشده بین استان‌ها در طول زمان کنترل شود. آزمون‌های فضایی مانند Moran's I و LM نشان دادند که همبستگی فضایی معناداری میان استان‌ها وجود دارد و استفاده از مدل SDM را توجیه می‌کند.

یافته‌ها حاکی از آن است که تأثیرات فضایی نقشی کلیدی در توسعه اقتصادی منطقه‌ای ایفا می‌کنند و نباید صرفاً به ویژگی‌های داخلی مناطق توجه کرد. تحلیل حاضر نشان می‌دهد که مهاجرین افغانستانی با ایفای نقش در بهره‌وری اقتصادی و سرمایه‌گذاری، می‌توانند محرک توسعه منطقه‌ای باشند، هرچند رقابت فضایی با مناطق همجوار ممکن است برخی آثار منفی ایجاد کند. بنابراین، سیاست‌گذاران باید ضمن حمایت از حضور سازنده مهاجرین، تدابیری برای هماهنگی توسعه‌ای بین مناطق اتخاذ نمایند تا اثرات فضایی منفی کاهش یابد.

جدول ۳. اثرات مستقیم و غیرمستقیم مهاجرین افغانستانی بر توسعه منطقه‌ای

متغیر مستقیم	معناداری	ضریب	تفسیر	وقفه فضایی	اثر غیرمستقیم	کشش
Hr	۰/۳۸۲	۹/۱۳e-۰۸	نامعنا	wlx_hr	-۰/۰۰۰۰	-۰/۰۷۵۵
Epr	۰/۰۰۰	۰/۰۰۳۲۹۴۸	معنادار	wlx_epr	-۰/۰۰۰۵	-۰/۰۲۶۰
Er	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۲۸۴۹۴	معنادار	wlx_er	۰/۰۰۰۷	۰/۲۷۳۹
Lr	۰/۷۳۵	-۰/۰۰۰۳۴۸	نامعنا	wlx_lr	۰/۰۰۰۰	۰/۰۵۰۹
Iaid	۰/۶۸۸	-۱/۱۸e-۰۷	نامعنا	wlx_iaid	-۰/۰۰۰۰	-۰/۰۰۲۲
Fdi	۰/۱۹۲	۴/۶۱e-۰۸	نامعنا	wlx_fdi	-۰/۰۰۰۰	-۰/۰۵۱۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۳ نشان داده است که اثرات غیرمستقیم متغیرهای مرتبط با مهاجرین افغانستانی بر توسعه منطقه‌ای ایران متفاوت و ناهمگون است. از این میان، تنها نرخ اشتغال (Er) دارای اثر غیرمستقیم مثبت بوده و نشان‌دهنده آن است که افزایش اشتغال مهاجرین در یک استان می‌تواند پیامدهای مثبتی برای استان‌های همجوار ایجاد کند و به تقویت پیوندهای اقتصادی و جریان‌های مکمل بین منطقه‌ای بینجامد. در مقابل، نرخ مشارکت اقتصادی (Epr) و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (Fdi) اثرات غیرمستقیم منفی دارند که احتمالاً حاکی از محدودیت قانونی، شکل‌گیری رقابت منطقه‌ای برای جذب فرصت‌های شغلی و سرمایه است که می‌تواند به بروز اثر جابه‌جایی میان استان‌ها منجر شود. سایر متغیرها مانند منابع انسانی (Hr)، سطح سواد مهاجرین (Lr) و کمک‌های بین‌المللی به استان‌ها (Iaid) تأثیر فضایی زیادی نداشته و عمدتاً محدود به اثرات محلی هستند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که مهاجران افغانستانی از چند روش کلیدی بر توسعه اقتصادی منطقه‌ای ایران تأثیرگذار بوده است. در ابتدا، حضور آنان در بخش‌های ساختمانی، خدمات شهری و کشاورزی موجب افزایش عرضه نیروی کار و کاهش هزینه‌های تولید شده است که به رشد بهره‌وری و اشتغال در استان‌های مهاجرپذیر میزبان انجامیده است (Peri, 2012). دوم، بخشی از مهاجران در قالب فعالیت‌های کارآفرینی و سرمایه‌گذاری خرد، به رونق اقتصاد محلی و گسترش گردش مالی در بازارهای شهری و روستایی کمک کرده‌اند (Kerr & Kerr, 2020). سوم، مهاجران از طریق انتقال مهارت‌ها، تجربه‌های کاری و پیوندهای اجتماعی با جامعه میزبان، در بهبود سرمایه انسانی و تقویت ظرفیت‌های توسعه‌ای نقش داشته‌اند (Bahar, et al., 2022). این سه

کانال اثرگذاری، علاوه بر تأثیر درون‌استانی، به صورت **اثرات سرریز فضایی**^۱ نیز عمل می‌کنند، به گونه‌ای که تحولات اقتصادی ناشی از مهاجرت در یک استان می‌تواند از راه ارتباطات مکانی و اقتصادی به استان‌های همجوار منتقل شود. بدین ترتیب، مهاجران افغانستانی نه تنها به عنوان نیروی کار بلکه به عنوان عاملی سرریزکننده در فرآیند توسعه فضایی ایران ایفای نقش می‌کنند. بنابراین، تمرکز بر پیامدهای غیرمستقیم و ایجاد زیرساخت‌های قانونی، مدیریت و ساماندهی سرمایه‌های مهاجرین و اشتغال آنان ضروری است تا اثرگذاری فعالیت آنان در جهت توسعه‌ای متوازن و پایدار در سراسر کشور شکل گیرد.

۸. آسیب‌شناسی مدل پژوهش

آسیب‌شناسی مدل حاضر مبتنی بر شواهد تجربی و ساختاری استخراج شده از داده‌ها و نتایج برآورد است. نخست، نامعناد بودن بخشی از ضرایب در جدول ۳، به ویژه برای متغیرهای Lr ، Hr و $Iaid$ و FDI ، نشان‌دهنده ناهمگنی فضایی و تفاوت ساختار اقتصادی استان‌ها در جذب و اثرپذیری از مهاجرین است که خود بیانگر محدودیت تعمیم‌پذیری یکنواخت نتایج در سطح ملی است. دوم، مقدار ضریب خودهمبستگی فضایی $\rho = -0/161$ با سطح احتمال $0/068$ بیانگر وجود وابستگی فضایی ضعیف و مرزی است که نشان می‌دهد شدت سرریزهای فضایی در همه مناطق یکسان و پایدار نیست. سوم، استفاده از آمار رسمی مهاجرین افغانستانی، در شرایطی که بخشی از مهاجرت‌ها غیررسمی یا فصلی است، می‌تواند منجر به خطای اندازه‌گیری در برخی استان‌ها شود. در نهایت، مدل بر فرض ثبات ماتریس وزن فضایی در طول دوره مطالعه استوار است در حالی که تغییرات ساختاری و شوک‌های کلان اقتصادی می‌توانند الگوی تعاملات منطقه‌ای را در طول زمان دگرگون سازند. از این رو، نتایج پژوهش باید در چارچوب این شواهد و محدودیت‌ها تفسیر شوند.

۹. بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش با استفاده از رویکرد داده‌های پانل فضایی و مدل SDM ، تأثیر مهاجرت افغانستانی‌ها بر توسعه اقتصادی منطقه‌ای ایران را مورد تحلیل و ارزیابی قرار داد. یک شاخص ترکیبی از توسعه منطقه‌ای با روش و مبتنی بر ۱۲ شاخص اقتصادی-اجتماعی برای

1. Spatial Spillovers

۳۱ استان ایران طی سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۴ تشکیل گردید. ارزیابی‌ها وجود وابستگی فضایی شدید بین استان‌ها را تأیید کرد؛ به‌طوری‌که مهاجرت و فعالیت‌های اقتصادی در یک منطقه یا استان، بر نتایج توسعه‌ای منطقه همجوار تأثیر می‌گذارد.

یافته‌ها نشان داد که مشارکت اقتصادی مهاجرین افغانستانی‌ها اثر مثبت و معناداری بر توسعه استان‌ها دارد. با این حال، متغیرهایی مانند نرخ اشتغال و سطح سواد مهاجرین اثراتی ضعیف یا حتی منفی داشتند که بیانگر محدودیت‌های قانونی در برخی شغل‌ها و نبود زیرساخت‌های قانونی برای ایجاد و گسترش کسب‌وکار، منع تردد در برخی مناطق، نارسایی‌های نهادی یا عدم تطابق ساختاری در فرآیند جذب مهاجرین در بازار کار محلی است. همچنین، اثرات فضایی نشان دادند که رقابت منطقه‌ای یا اشباع ظرفیت ممکن است منجر به توزیع نابرابر مزایای مهاجرت و سرمایه‌گذاری خارجی شود.

این تحلیل بر اهمیت تدوین زیرساخت‌های قانونی توسعه‌ای و سیاست‌های مهاجرتی هماهنگ و فضا محور تأکید دارد. نخست، سیاست‌های بازار کار باید ضمن قانونی‌سازی اشتغال مهاجرین، مهارت‌آموزی آن‌ها را با نیازهای محلی هماهنگ کنند. دوم، استراتژی‌های توسعه منطقه‌ای باید با تمرکز بر استان‌های مرزی و مهاجرپذیر، نابرابری‌ها را کاهش دهند و خدمات عمومی و سرمایه‌گذاری‌ها را عادلانه توزیع کنند. سوم، همکاری میان‌استانی برای مدیریت اثرات سرایتی و کاهش رقابت منفی ضروری است. در پایان سیاست‌گذاران حوزه مهاجرت باید با رویکرد مثبت و توسعه‌ای نسبت به مهاجرین نگاه کنند و از رویکرد امنیتی صرف گذر نمایند تا بتوانند از این پتانسیل در جهت توسعه منطقه‌ای ایران استفاده نمایند. باید فراتر از رویکردهای ملی حرکت کرده و استراتژی‌های متنوع چندسطحی و متناسب با نیازهای منطقه‌ای اتخاذ کنند.

تعارض منافع

بنابر اظهار نویسندگان این مقاله تعارض منافع ندارد.

سپاسگزاری

نویسندگان این پژوهش از تمامی اشخاصی که در نگارش این مقاله کمک نموده‌اند تشکر و قدردانی می‌نمایند.

ORCID

Nematullah Yaqubi  <https://orcid.org/0009-0006-4916-4016>

Rozita Moayedfar  <http://orcid.org/0000-0002-5996-9380>

منابع

- ابراهیمی، محسن، زرینی، ابراهیم، و حاجی میرزایی، سیدمحمدعلی. (۱۳۸۹). نوسانات قیمت نفت و اثر آن بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران (۱۳۸۶-۱۳۶۷). *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۶ (۱۶) (۱) (۷۸)، ۸۹-۱۰۶. <https://sid.ir/paper/219061/fa>
- سپهردوست، حمید. (۱۳۹۱). تأثیر نیروی کار مهاجر بر بهره‌وری بخش مسکن ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۷ (۵۰)، ۱۳۹-۱۵۷. <https://doi.org/10.22054/ijer.2017.8290>
- عیسی‌زاده، سعید و مهرانفر، جهانبخش. (۱۳۹۲). تأثیر مهاجرین افغانستان بر سطح اشتغال و دستمزد در بخش ساختمان اقتصاد ایران. *دوفصلنامه علمی مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۴، ۱۰۱-۱۲۲. doi: 10.22096/esp.2013.26118
- عیسی‌زاده، سعید، عباسیان، عزت‌الله و نوری، احمدضیاء. (۱۳۹۹). تأثیر مهاجرت بر آموزش و مهارت‌های نیروی کار افغانستان: مطالعه موردی مهاجران بازگشته از ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۵ (۸۵)، ۶۵-۹۰. doi: 10.22054/ijer.2020.41368.748
- میرزایی، جهان‌بین، احمدی، سجاد، و لرستانی، اکبر. (۱۳۹۴). تحلیل فضایی سطوح برخورداری مناطق کلان شهر تهران از منظر اقتصاد شهری. *اقتصاد و مدیریت شهری*، ۳ (۱۱)، ۵۹-۷۷. SID. <https://sid.ir/paper/240314/fa>
- میرزایی، حجت‌اله و ربانی، طاهرا. (۱۴۰۰). ارزیابی و تحلیل ظرفیت نوآوری منطقه‌ای در سطح استان‌های کشور. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۷، ۱۱۰-۷۷. doi: 10.22054/ijer.2021.46336.788
- وارثی، حمیدرضا، و سروری، زهتاب. (۱۳۸۵). تحلیلی بر ارتباط متقابل توسعه، مهاجرت و شهرنشینی در ایران. *جغرافیا و توسعه ناحیه‌ای*، ۳ (۶)، ۱۷۹-۱۹۶. SID. <https://sid.ir/paper/98960/fa>
- وثوقی، منصور، و حجتی، مجید. (۱۳۹۱). مهاجران بین‌الملل، مشارکت کنندگان در توسعه زادگاهی، مورد مطالعه شهر لار. *مطالعات توسعه اجتماعی ایران*، ۴ (۲) (مسلسل ۱۴)، ۲۳-۳۹. SID. <https://sid.ir/paper/232015/fa>

References

- Abrahimi, M., Zarini, E, & Haji Mirzaei, S.M.A. (2010). Oil price fluctuations and their effect on the macroeconomic variables of Iran

- (2007-1988). *Economic Studies and Policies*, 6(16)(1(78)), 89-106. Retrieved from <https://sid.ir/paper/219061/fa> [In Persian]
- Achi Rinaldi, Y., Susianto, Budi Santoso, & Wahyu, Kusumaningtyas. (2021). Spatial Modeling for Poverty: The Comparison of Spatial Error Model and Geographic Weighted Regression. In *Al-Jabar : Jurnal Pendidikan Matematika*. <https://www.semanticscholar.org>
- Ahmadi, M. & Moghaddasi, R. (2021). Migrant labor and regional inequality in Iran: A spatial analysis. *Iranian Journal of Regional Studies*, 5(1), 65–89.
- Andersson, E.K. & Malmberg, B. (2015). Contextual effects on educational attainment in individualised, scalable neighbourhoods: Differences across gender and social class. *Urban Studies, Urban Studies Journal Limited*, 52(12), 2117-2133.
- Autant-Bernard, C. & LeSage, J.P. (2011). Quantifying knowledge spillovers using spatial econometric models. *Journal of Regional Science*, 51(3), 471–496.
- Autant-Bernard, C. & LeSage, J.P. (2011). Quantifying knowledge spillovers using spatial econometric models. *Journal of Regional Science, Wiley Blackwell*, 51(3), 471-496.
- Bahar, D., Rapoport, H. & Turati, C. (2022). Migration and knowledge diffusion. *Journal of Economic Geography*, 22(2), 250–278.
- Benedetti, F., Vogt, M., Elizondo, U.H., Righetti, D., Zimmermann, N.E. & Gruber, N. (2021). Major restructuring of marine plankton assemblages under global warming. *Nature Communications*, 12(1), 5226.
- Boschma, R. (2016). Relatedness as driver of regional diversification: a research agenda. *Regional Studies*, 51(3), 351–364. <https://doi.org/10.1080/00343404.2016.1254767>
- Crescenzi, R. & Giua, M. (2020). One or many Cohesion Policies of the European Union? On the differential economic impacts of Cohesion Policy across member states, *Regional Studies. Taylor & Francis Journals*, 54(1), 10-20.
- De Haas, H. (2006). Migration, remittances and regional development in Southern Morocco. *Geoforum*, 37(4), 565-580.
- Elhorst, J. P. (2014). *Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. Springer Briefs in Regional Science. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-642-40340-8>
- Faust, J. (2008). Global governance and financing for development. *World Economy*, 31(3), 440–458. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2007.01059.x>
- Hugo, G., Abbasi-Shavazib, M.J. & Sadeghi. R. (2012). Refugee movement and development-Afghan refugees in Iran. In *Migration and Development*. <https://journals.sagepub.com/doi/10.1080/21632324.2012.7497>

- Hugo, G., Abbasi-Shavazi, M. J., & Sadeghi, R. (2012). Refugee movement and development – Afghan refugees in Iran. *Migration and Development*, 1(2), 261–279. [https://doi.org/10.1080/21632324.2012.749741]
- Isa Zadeh, S., Abbasiyan, E. & Nouri, A.Z. (2020). The impact of migration on education and skills of Afghanistan's labor force: a case study of returnees from Iran. *Iranian Economic Research*, 25(85), 65-90. doi: 10.22054/ijer.2020.41368.748 [In Persian]
- Isa Zadeh, S. & Mehranfar, J. (2013). The impact of afghan immigrants on the level of employment and wages in the construction sector of Iran's economy. *Biannual Journal of Economic Studies and Policies*, 24, 101-122. doi: 10.22096/esp.2013.26118 [In Persian]
- Kaur, B. (2015). Social Impact of Migration in Punjab. In *International Journal of Innovative Research and Development*. 4(2), 303–305. https://www.semanticscholar.org/paper/6f7c5983e588dbb60df045f9bbfeaa0bd7890294
- Kerr, S.P. & Kerr, W.R. (2020). Immigrant entrepreneurship in America. *Research Policy*, 49(3), 103918.
- Keshavarz, H. (2020). The impact of international migration on the economy with the assumption of labor heterogeneity. *Iranian Economic Review*, 24(2), 449–469. https://doi.org/10.22059/ier.2020.76013.
- Koch, M. (2012). *Three Essays In Spatial Econometrics*. [Doctoral thesis, WU Vienna]. https://doi.org/10.57938/2e047fd2-e632-494b-85ba-d06238d14f77
- Lam, C. & Souza, P.C.L. (2019). Estimation and selection of spatial weight matrix in a spatial lag model. In *Journal of Business & Economic Statistics*, 38(3), 693-710 https://doi.org/10.1080/07350015.2019.1569526
- Lee, L. F., & Yu, J. (2015). Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects. *Journal of Econometrics*, 188(1), 1-21. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2015.02.012
- LeSage, J.P. & Pace, R.K. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. CRC Press.
- Minia, Z. & Agyemang-Bonsu, W. (2008). Climate change scenario development. ghana climate change impacts, vulnerability and adaptation assessments. environmental protection agency. *Journal of Environmental Protection*, 16(6).
- Mirzaei, H. & Rabbani, T. (2021). Evaluation and analysis of regional innovation capacity at the provincial level in Iran. *Iranian Economic Research*, 87, 77-110. doi: 10.22054/ijer.2021.46336.788 [In Persian]
- Mirzaei, J., Ahmadi, S. & Lorostani, A. (2015). Spatial analysis of the development levels of tehran metropolitan areas from the perspective of urban economics. *Urban Economics and*

- Management, 3(11), 59-77. Retrieved from <https://sid.ir/paper/240314/fa> [In Persian]
- Mur, J. & Angulo, A. (2006). The spatial Durbin model and the common factor tests. *Spatial Economic Analysis*, 1(2), 207–222. <https://doi.org/10.1080/17421770601009841>
- Ozgen, C., Nijkamp, P. & Poot, J. (2011). Immigration and Innovation in European Regions. In *Environment for Innovation eJournal*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1908138.
- Patay, T., and T. Hardi. (2017). The role of migration in the regional development and its appearance in the theories. *Human Geography Journal*, 22(1), 7-10, doi:10.26565/2076-1333-2017-22-01
- Peri, G. (2012). The effect of immigration on productivity: Evidence from US states. *The Review of Economics and Statistics*, 94(1), 348-358.
- Rodríguez-Pose, A. (2018). The revenge of the places that don't matter (and what to do about it). *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 11(1), 189–209. <https://doi.org/10.1093/cjres/rsx024>
- Sepehrdoost, H.. (2012). The impact of migrant labor on the productivity of Iran's housing sector. *Iranian Economic Research*, 17(50), 139-157. <https://doi.org/10.22054/ijer.2017.8290> [In Persian]
- Todaro, M.P. & Smith, S.C. (2015). *Economic development* (12th ed.). Pearson.
- Tsriku, B. K. K. (2017). *Migration from developing economies and greenfield investment in European regions* (Master's thesis, Erasmus University Rotterdam). Erasmus University Repository. <https://thesis.eur.nl/pub/42365/07.pdf>
- United Nations Development Programme (UNDP). (2020). Human Development Report 2020: The Next Frontier – Human Development and the Anthropocene. New York: UNDP. <https://hdr.undp.org/>
- Varsi, H.R. & Sorouri, Z. (2006). An analysis of the interrelationship between development, migration and urbanization in Iran. *Geography and Regional Development*, 3(6), 179-196. Retrieved from <https://sid.ir/paper/98960/fa> [In Persian]
- Vosoughi, M. & Hojjati, M. (2012). International migrants, contributors to hometown development: a case study of Lar city. *Iranian Journal of Social Development Studies*, 4(2 (Serial 14)), 23-39. Retrieved from <https://sid.ir/paper/232015/fa> [In Persian]
- Wang, Y., Kockelman, K., Murray, W., Fellow, J. & Assistant, W. (2013). The impact of weight matrices on parameter estimation and inference: A case study of binary response using land-use data. *Journal of Transport and Land Use*, 6. 10.5198/jtlu.v6i3.351.
- Xuhua, L. & Jin-feng, W. (2002). Analysis and application on the specification methods of the spatial weight matrix. In *Geo-Information Science*, 4(2), 38–44.
- Yildirim, V. & Kantar, Y. M. (2020). Robust estimation approach for spatial error model. *Journal of Statistical Computation and*

- Simulation*, 90(9), 1618–1638.
<https://doi.org/10.1080/00949655.2020.1740223>
- Yousefi, A. & Moradi, H. (2019). The impact of Afghan migration on Iran's economy: An empirical assessment. *Iranian Journal of Economic Research*, 24(2), 135–160.

استناد به این مقاله: یعقوبی، نعمت‌الله و مؤیدفر، رزیتا. (۱۴۰۴). تحلیل فضایی نقش مهاجرین افغانستانی در توسعه اقتصاد منطقه‌ای ایران (۲۰۱۰–۲۰۲۴). *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۰(۱۰۴)، ۱۶۷–۲۰۱.



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



The Threshold Effect of Fintech on the Impact of Oil Rent on Economic Growth in Iran

Reza Maaboudi* 

Associate Professor, Department of Economics,
Ayatollah Boroujerdi University, Boroujerd,
Iran

Zeynab Dare Nazari 

Ph.D. Candidate in Economics, Alzahra
University, Tehran, Iran

Abstract

This study aimed to examine the threshold effect of fintech on the relationship between oil rents and economic growth in Iran. To analyze the relationships among variables, the study used a threshold regression approach and seasonal data from 2013 to 2022 in Iran. The results showed that oil rents had a significant negative impact on economic growth both before and after fintech reached its threshold level of 0.146. However, once Fintech surpassed this threshold, the magnitude of the resource curse effect on economic growth decreased. Additionally, the interaction effect between oil rents and fintech had a significantly negative effect on economic growth before fintech reached the threshold. After exceeding the threshold, however, the interaction effect became significantly positive, indicating that higher levels of fintech development mitigate the adverse impact of oil rents on economic growth. The inefficient allocation of oil revenues, accompanied by increased rent-seeking and corruption, constrains economic growth. In contrast, the expansion of fintech through digital technologies enhances access to financial services for firms and entrepreneurs in the non-oil sector. This improved access promotes employment and reduces the economy's dependence on oil. Therefore, fintech development alleviates the negative effects of oil rents on economic growth. On the basis of the findings, it is recommended that the government promote the development of fintech platforms and blockchain technologies while strengthening oversight of oil revenue allocation within the public budget. In addition, policies should aim to facilitate access to capital for entrepreneurs and small businesses in high-technology sectors. Through optimal resource management and balanced development across production sectors, the negative effects of oil rents on economic growth can be reduced.

* Corresponding Author: maaboudi@abru.ac.ir

How to Cite: Maaboudi, R. & Dare Nazari, Z. (2025). The Threshold Effect of Fintech on the Impact of Oil Rent on Economic Growth in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 30(104), 202-233.

1. Introduction

The impact of natural resources on economic growth has long attracted the attention of researchers. Drawing on the resource curse hypothesis, some scholars argue that the mismanagement of natural resources can lead to corruption, increased unproductive investment, and rising economic inequality, all of which ultimately hinder economic growth (Yadav et al., 2024). Given the pivotal role of natural resources in encouraging economic growth, numerous studies have examined the validity of the resource curse hypothesis.

Empirical evidence suggests that the effect of natural resource rents on economic growth—whether positive or negative—depends on various contextual factors, including financial technology (fintech). Fintech refers to technology-driven financial innovations that affect financial markets, institutions, and service delivery, resulting in the emergence of new business models, products, and applications. On the one hand, fintech can promote economic growth in resource-rich countries by improving households' and firms' access to credit and reducing economic uncertainty. On the other hand, fintech can reshape the relationship between natural resource rents and economic growth by fostering exports, enhancing organizational performance, reducing dependence on natural resources, and improving resource management.

Therefore, it is essential to examine the role of fintech in the relationship between oil rents and economic growth in countries like Iran. A better understanding of how fintech influences this relationship can help policymakers design more effective strategies for managing oil revenues—mitigating the adverse effects of oil rents and potentially transforming the resource curse into a resource blessing. In this respect, the present study aimed to investigate the threshold effect of fintech on the relationship between oil rents and economic growth in Iran during 2013–2022.

2. Materials and Methods

The current study used the models proposed by Gao et al. (2024) and Li et al. (2024) to examine the threshold effect of fintech on the relationship between oil rents and economic growth. The dependent variable—gross domestic product (GDP)—was specified as a function of the interaction term between fintech and oil rent, oil rent, physical capital, labor force, human capital, government size, and a sanctions dummy variable. Fintech was measured by the total value of transactions conducted via the internet and mobile phones for online purchases and bill payments, capturing the payments dimension of fintech. Oil rents were measured as the ratio of the difference between the value of crude oil production and oil production costs to GDP. Human capital was measured by the number of university students in Iran, and the government size was measured as the ratio of government consumption expenditure to GDP.

All variables were expressed in log-differenced form, using quarterly data covering the period 2013–2022. The data was obtained from the Central Bank of Iran and the World Bank. Real values were calculated using the consumer

price index (CPI), with 2016 as the base year. The model was estimated through a threshold regression approach, in which the interaction terms between oil rents and fintech, as well as between oil rents and government size, would appear in both regimes.

3. Results and Discussion

The estimated threshold level of fintech was 0.146, corresponding to 24.01 percent of the fintech index. Once fintech exceeds this threshold, the coefficients of the variables undergo a structural change. The coefficient of oil rents in the first and second regimes was -0.27 and -0.18 , respectively. Similarly, the interaction coefficient between oil rents and fintech was -0.02 in the first regime and 0.004 in the second regime. According to the results, oil rents reduce economic growth in both regimes, confirming the presence of the resource curse in Iran. In the first regime, the interaction between oil rents and fintech had a negative effect on economic growth. However, in the second regime, as fintech developed beyond the threshold level, this interaction became positive and growth-enhancing.

The findings suggested that oil revenues, by fostering rent-seeking activities, tend to reduce economic growth. In contrast, fintech—by facilitating financial transactions through the internet and mobile phones—enhances financial inclusion. Improved financial inclusion increases entrepreneurs' access to financial services, which in turn fosters export diversification. Furthermore, digital financial transactions enhance transparency and efficiency in tax collection, thereby reducing tax evasion. Lower levels of tax evasion increase government tax revenues and reduce reliance on oil income. Therefore, the expansion of fintech mitigates the resource curse effect.

Government size exhibited a nonlinear relationship with economic growth. In the first regime, government size had a negative and statistically significant impact on growth, whereas in the second regime it exerted a positive and significant effect. This suggests that in the early stages of fintech development, an expansion in government size may hinder economic growth due to inefficiencies. However, as fintech advances, a larger government—through improvements in social and economic infrastructure—can contribute positively to economic growth.

The results also indicated that growth in physical capital, labor force, and human capital all had positive and statistically significant effects on economic growth. Physical capital and labor are fundamental factors of production: the former enhances growth by expanding production capacity, while the latter contributes through division of labor and specialization. Human capital improves individual skills and productivity, thereby promoting economic growth. Finally, sanctions have a negative and significant effect on economic growth, as increased sanctions restrict access to international markets.

4. Conclusion

The findings indicated that in the lower regime—prior to reaching the threshold level—fintech remains underdeveloped and is therefore unable to

mitigate the adverse effects of oil revenues on economic growth. However, once fintech surpasses the threshold, its continued expansion through the adoption of digital technologies improves firms' access to financial services, particularly in the non-oil sector. Enhanced access to finance strengthens the capacity of non-oil firms to foster innovation and competitiveness, thereby reducing the dominant role of oil in the economy. Diminishing the centrality of oil also lowers the economy's vulnerability to oil price volatility and geopolitical risks. Furthermore, by expanding access to financial services for households and entrepreneurs, fintech facilitates investment in human capital and contributes to higher employment levels. In addition, greater transparency in digital financial transactions reduces opportunities for corruption. Overall, by weakening the economy's reliance on oil, promoting trade diversification, reducing dependence on oil exports, increasing employment, and curbing corruption, fintech development helps alleviate the resource curse in Iran.

Keywords: Fintech, Oil Rent, Economic Growth, Threshold Regression, Iran.
JEL Classification: C24, G20, G29, Q33.



تأثیر آستانه‌ای فین تک بر اثرگذاری رانت نفت بر رشد اقتصادی در ایران

رضا معبودی* دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه آیت‌اله العظمی بروجردی، بروجرد، ایران

زینب دره‌نظری دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه الزهراء، تهران، ایران

چکیده

هدف پژوهش بررسی تأثیر آستانه‌ای فین تک بر رابطه بین رانت نفت و رشد اقتصادی در ایران است. برای تجزیه و تحلیل روابط بین متغیرها از رویکرد رگرسیون آستانه‌ای و داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۴۰۱ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهند رانت نفت قبل و بعد از رسیدن فین تک به سطح آستانه ۰/۱۴۶ تأثیر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی دارد اما پس از عبور فین تک از سطح آستانه، شدت تأثیر نفرین منابع بر رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. همچنین، اثر متقاطع رانت نفت و فین تک قبل از رسیدن فین تک به حد آستانه، بر رشد اقتصادی منفی و معنادار است اما پس از عبور فین تک از حد آستانه، اثر متقاطع رانت نفت و فین تک بر رشد اقتصادی مثبت و معنادار است. استفاده غیربهرینه از درآمدهای نفتی از طریق افزایش رانت و فساد، رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. اما گسترش فین تک با بهره‌گیری از فناوری‌های دیجیتال، دسترسی بنگاه‌های فعال در بخش غیرنفتی و کارآفرینان را به خدمات مالی افزایش می‌دهد که افزایش اشتغال و کاهش نقش محوری نفت در اقتصاد را در پی دارد. بنابراین، توسعه فین تک تأثیر منفی رانت نفت بر رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. با توجه به نتایج پژوهش توصیه می‌شود دولت با توسعه پلتفرم‌های فین تک و فناوری‌های بلاک‌چین علاوه بر نظارت بیشتر بر میزان تخصیص درآمدهای نفتی به بودجه عمومی کشور، دسترسی کارآفرینان و بنگاه‌های کوچک فعال در بخش فناوری‌های پیشرفته را به سرمایه تسهیل نماید و از طریق مدیریت بهینه منابع و توسعه متوازن بخش‌های مختلف تولیدی، آثار منفی رانت نفت بر رشد اقتصادی را کاهش دهد.

کلیدواژه‌ها: فین تک، رانت نفت، رشد اقتصادی، رگرسیون آستانه‌ای، ایران.

طبقه‌بندی JEL: Q33, G29, G20, C24

* نویسنده مسئول: maaboudi@abru.ac.ir

۱. مقدمه

نقش منابع طبیعی در دستیابی به رشد اقتصادی همواره مورد توجه محققان قرار گرفته است. بسیاری از محققان بیان می‌کنند در کشورهای در حال توسعه، مصرف بهینه منابع طبیعی به عنوان یکی از عوامل مهم برای ارتقای رشد اقتصادی در نظر گرفته می‌شود. بنابراین، رابطه‌ای مثبت بین منابع طبیعی و رشد اقتصادی وجود دارد که تحت عنوان برکت منابع^۱ شناخته می‌شود (Rehman, 2024). با این وجود، برخی مطالعات با بهره‌گیری از فرضیه نفرین منابع^۲، بیان می‌کنند عدم مدیریت صحیح منابع طبیعی با ایجاد فساد، افزایش سرمایه‌گذاری نامولد و افزایش نابرابری اقتصادی، کاهش رشد اقتصادی را به دنبال دارند (Yadav, et al., 2024). با توجه به نقش مهم منابع طبیعی در رشد اقتصادی، پژوهش‌های مختلفی اعتبار فرضیه نفرین منابع را بررسی کرده‌اند. براساس نتایج پژوهش‌های صورت گرفته، تأثیر مثبت و منفی رانت منابع طبیعی بر رشد اقتصادی در هر کشور به عوامل مختلفی بستگی دارد. یکی از عوامل اثرگذار بر رابطه بین رانت منابع طبیعی و رشد اقتصادی فناوری مالی (فین تک^۳) است. فین تک به عنوان نوآوری‌های مالی مبتنی بر فناوری تعریف می‌شود که بازارهای مالی، مؤسسات مالی و ارائه خدمات مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و به ایجاد الگوهای تجاری جدید، محصولات جدید و برنامه‌های کاربردی جدید می‌انجامد (Lee, et al., 2021).

فین تک که ناشی از ادغام فناوری‌های مختلف از جمله هوش مصنوعی، پرداخت از طریق تلفن همراه، نوآوری بلاک‌چین، رایانش ابری و ارزهای دیجیتال است، خدمات مالی مختلفی از جمله انتقال آنلاین وجوه، بیمه الکترونیکی، خدمات مشاوره مجازی، سپرده‌های الکترونیکی و وام را ارائه می‌دهد (Han & Heng, 2024). بر این اساس، فین تک از طریق ایجاد تحولات ساختاری در بخش مالی به کاهش تقارن اطلاعات منجر می‌شود و هزینه تراکنش‌های مالی را کاهش می‌دهد، با افزایش کارایی مؤسسات مالی همراه است (Razzaq, 2024)، مدیریت ریسک را بهبود می‌بخشد و کارایی تخصیص منابع را افزایش می‌دهد (Yadav, et al., 2024). بنابراین، فین تک از یک سو با افزایش دسترسی خانوارها و بنگاه‌های اقتصادی به استقراض و کاهش نااطمینانی اقتصادی، رشد اقتصادی در کشورهای

1. Resource Blessing
2. Resource Curse
3. Fintech

دارای منابع طبیعی فراوان را افزایش می‌دهد و از سوی دیگر با تشویق صادرات، ارتقای عملکرد سازمان‌ها، کاهش وابستگی به منابع طبیعی و بهبود مدیریت منابع طبیعی بر رابطه بین رانت منابع طبیعی و رشد اقتصادی اثرگذار است (Han & Heng, 2024). پژوهش‌های مختلفی در کشور تأثیر فین تک بر عوامل مختلف از جمله رشد اقتصادی سبز (اسماعیل پور مقدم و کرمی، ۱۴۰۱)، توسعه مالی (معبودی و دره‌نظری، ۱۴۰۲)، شمول مالی (مهدوی پناه و همکاران، ۱۴۰۳) و رفاه (معبودی، ۱۴۰۳) را بررسی کرده‌اند اما علی‌رغم نقش مهم فین تک در رابطه بین رانت نفت و رشد اقتصادی، در هیچ یک از پژوهش‌های صورت گرفته در کشور تأثیر فین تک بر رابطه بین رانت نفت و رشد اقتصادی بررسی نشده است. درک تأثیر فین تک بر رابطه بین رانت نفت و رشد اقتصادی در ایران، سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان را قادر می‌سازد از طریق اتخاذ سیاست‌های مناسب به منظور مدیریت درآمدهای نفتی، آثار سوء ناشی از رانت نفت را کاهش دهند و نفرین منابع را به برکت منابع تبدیل کنند. بنابراین، بررسی تأثیر فین تک بر رابطه بین رانت نفت و رشد اقتصاد در ایران از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

با توجه به اهمیت موضوع، هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تأثیر آستانه‌ای فین تک بر رابطه بین رانت نفت و رشد اقتصادی در ایران است. برای تجزیه و تحلیل روابط بین متغیرها از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۴۰۱ و رویکرد رگرسیون آستانه‌ای بهره گرفته می‌شود. نوآوری پژوهش حاضر نسبت به پژوهش‌های داخلی و خارجی بررسی تأثیر فین تک بر رابطه بین رانت نفت و رشد اقتصادی در کشور ایران و استفاده از رویکرد رگرسیون آستانه‌ای است.

سازماندهی پژوهش به این شکل است که در ادامه و در بخش دوم مبانی نظری پژوهش بررسی می‌شود؛ در بخش سوم پیشینه پژوهش ارائه می‌گردد. روش‌شناسی پژوهش در بخش چهارم معرفی می‌شود؛ بخش پنجم یافته‌های تجربی را تجزیه و تحلیل می‌کند و بخش ششم نیز به نتیجه‌گیری و پیشنهادات اختصاص دارد.

۲. مبانی نظری

۲-۱. تعریف فین تک

طی دهه‌های اخیر پیشرفت فناوری به تحول زیادی در صنعت مالی منجر شده است به‌طوری‌که در دهه ۱۹۹۰ انقلاب اینترنت و پیشرفت فناوری ناشی از آن سبب توسعه تأمین مالی الکترونیکی (خدمات مالی از جمله بانکداری، بیمه و معاملات سهام که از طریق اینترنت و شبکه جهانی وب صورت می‌گیرند) می‌شود. در دهه ۲۰۰۰ افزایش تعداد کاربران تلفن همراه هوشمند با رشد تأمین مالی از طریق تلفن منجر می‌شود. در سال ۲۰۰۸ نیز وقوع بحران مالی به ایجاد تحولات اساسی در بخش مالی می‌انجامد به‌طوری‌که مؤسسات مالی به منظور جلوگیری از کاهش سودآوری و ورشکستگی اقدام به اتخاذ سیاست‌های مختلفی از جمله کاهش تعداد کارمندان، درخواست بازپرداخت بدهی از بنگاه‌های اقتصادی، کاهش تعداد شعب و کاهش هزینه‌های عملیاتی می‌نمایند که پیامد آن کاهش فعالیت‌های مالی و کاهش اعتماد افراد به مؤسسات مالی سنتی است. کاهش اعتماد افراد به مؤسسات مالی سنتی، عدم برخورداری مؤسسات مالی سنتی از الگوهای تجاری و محصولات جدید و تغییر نیاز مشتریان همراه با پیشرفت در فناوری به پدیدارشدن فین تک منجر می‌شوند. فین تک که دو جزء خدمات مالی و فناوری را شامل می‌شود به الگوهای تجاری اشاره دارد که به منظور ارائه خدمات مالی از فناوری بهره می‌گیرند (Nicoletti, 2017).

۲-۲. تأثیر فین تک بر رشد اقتصادی

در رابطه با تأثیر فین تک بر رشد اقتصادی دو دیدگاه وجود دارد. براساس دیدگاه اول، فین تک به‌عنوان یک مدل جامع خدمات مالی و توسعه فناوری شناخته می‌شود که سبب نوآوری محصول و نوآوری تخصیص منابع می‌شود. لذا، فین تک از طریق مجراهای مختلفی رشد اقتصادی را ارتقا می‌دهد. براساس مجرای اول، مؤسسات مالی با استفاده از فناوری‌های جدید مانده داده‌های بزرگ و رایانش ابری، اقدام به ایجاد الگوهای عملیاتی دیجیتال می‌نمایند که توانایی جذب مشتری را تا حد زیادی افزایش می‌دهد و به کاهش هزینه‌های تبلیغات می‌انجامد. علاوه‌براین، استفاده از فین تک با بهبود شفافیت اطلاعات، کاهش عدم

تقارن اطلاعات و تخصیص مؤثر منابع مالی، شرایط لازم را برای توسعه اقتصادی ایجاد می‌کند (Bu, et al., 2023).

مجرای دوم تأثیر فین‌تک بر رشد اقتصادی از طریق انحصار را در نظر می‌گیرد. فین‌تک به حذف انحصار مؤسسات مالی سنتی و افزایش تعداد ارائه‌دهندگان خدمات مالی می‌انجامد. با افزایش تعداد ارائه‌دهندگان خدمات مالی، رقابت بین بانک‌ها و سایر مؤسسات مالی افزایش می‌یابد که پیامد آن ارائه خدمات مالی کم‌هزینه‌تر و پیشرفته‌تر است. بنابراین، فین‌تک با فراهم آوردن فرصت رقابت برابر برای مؤسسات مالی سنتی به افزایش دسترسی افراد به خدمات مالی و به تبع آن افزایش کیفیت مؤسسات مالی منجر می‌شود. افزایش کیفیت مؤسسات مالی با افزایش رشد اقتصادی همراه است (Shokhrukh, 2020). مجرای سوم به تأثیر فین‌تک بر رشد اقتصادی از طریق دسترسی بنگاه‌های اقتصادی و کارآفرینان به اعتبار اشاره دارد. اهداف اولیه سیستم مالی انتقال وجوه، برقراری ارتباط بین وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان و کاهش هزینه مبادلات است. با این وجود، سیستم‌های مالی سنتی، اغلب با هزینه بالای مبادله همراه هستند اما فین‌تک از یک سو با کاهش هزینه مبادلات، شانس بنگاه‌های کوچک و متوسط را برای دریافت وام با نرخ بهره معقول افزایش می‌دهد و از سوی دیگر، فین‌تک فرآیند درخواست وام را ساده‌تر می‌کند و به وام‌گیرندگان اجازه می‌دهد تا سریع‌تر وام دریافت کنند (Song & Appiah-Otoo, 2022). بنابراین، فین‌تک دسترسی افراد و بنگاه‌های اقتصادی به اعتبار را افزایش می‌دهد. افزایش دسترسی به اعتبار نیز از طریق افزایش کارآفرینی و نوآوری به افزایش اشتغال و به تبع آن افزایش رشد اقتصادی منجر می‌شود (Mashamba & Gani, 2023).

بر اساس مجرای چهارم، فین‌تک با ارائه خدمات تجارت دیجیتال به مشتریان و گسترش حجم تجارت در بازار جهانی، عملکرد تجاری کشور را بهبود می‌بخشد که افزایش درآمدهای صادراتی و پیشرفت اقتصادی را به دنبال دارد (Han & Heng, 2024). مجرای پنجم تأثیر فین‌تک بر رشد اقتصادی از طریق سرمایه انسانی است. فقدان سرمایه انسانی همراه با محدودیت‌های مالی باعث می‌شوند مهارت و رقابت‌پذیری افراد فقیر در بازار کار کاهش یابند که به افزایش بیکاری و افزایش فقر در جامعه می‌انجامد (Shokhrukh, 2020). اما فین‌تک با افزایش دسترسی به خدمات مالی، خانوارهای کم‌درآمد را قادر می‌سازد سرمایه انسانی خود را افزایش دهند. افزایش سرمایه انسانی نیز افزایش رشد اقتصادی را در پی دارد.

در نهایت فین تک از طریق انباشت سرمایه گذاری و بهبود فرآیند تبدیل پس انداز به سرمایه گذاری رشد اقتصادی را ارتقا می بخشد (Bu, et al., 2023).

بر اساس دیدگاه دوم، فین تک از طریق مجراهای مختلف، رشد اقتصادی را کاهش می دهد. بر اساس مجرای اول، افزایش ارتباط متقابل بین فین تک و سایر واسطه های مالی سنتی با ایجاد مجراهای انتقال جدیدی همراه است که سبب انتشار ریسک اعتباری فین تک به سیستم مالی گسترده تر می شود. افزایش ریسک نیز رشد اقتصادی را کاهش می دهد (Sikalao-Lekobane, 2022).

مجرای دوم تأثیر فین تک بر رشد اقتصادی از طریق افزایش انحصار است. برخی بنگاه ها فاقد اطلاعات لازم برای افزایش سود هستند. بنابراین، بنگاه های فین تک با انباشت اطلاعات به افزایش رقابت نابرابر در بازار منجر می شود که پیامد آن افزایش انحصار است. افزایش انحصار با کاهش فعالیت در بازار، کاهش رونق اقتصادی و کاهش رشد اقتصادی همراه است. مجرای سوم نشان می دهد با توجه به عدم هماهنگی قوانین نظارتی سنتی با نوآوری فین تک، دولت فاقد قوانین لازم به منظور هدایت صنعت فین تک است. عدم برخورداری دولت از قوانین نظارتی به منظور هدایت فین تک باعث می شود نظم بازار و کارایی خدمات مالی کاهش یابد و در نتیجه رشد اقتصادی را کاهش دهد (Bu, et al., 2023).

مطابق مجرای چهارم، گسترش فین تک سبب انتقال سرمایه از سمت فعالیت های مولد به پلتفرم های فین تک می شود که با کاهش سرمایه بانک ها همراه است. کاهش سرمایه بانک ها نیز سبب افزایش بحران مالی و کاهش سرمایه گذاری می شود. با کاهش سرمایه گذاری، رشد اقتصادی کاهش پیدا می کند (Song & Appiah-Otoo, 2022). در نهایت شرکت های فین تک تمایل اندکی به اعطای وام به کسب و کارهایی با امتیازات اعتباری پایین دارند. این موضوع باعث تمرکز اعتبار در شرکت های بزرگ می شود و رقابت و نوآوری را کاهش می دهد. همچنین، افزایش رقابت بین بنگاه های فین تک و بانک های سنتی سبب کاهش سوآوری بانک ها می شود. بنابراین، فین تک تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد (Mashamba & Gani, 2023).

۳-۲. تأثیر فین تک بر نفرین منابع

برخی محققان اظهار می‌دارند شکوفایی اقتصادی یک کشور در گرو تأمین منابع طبیعی است. به‌طوری‌که کشورهای دارای منابع طبیعی فراوان نسبت به سایر کشورها از نظر اقتصادی در وضعیت بهتری قرار دارند (Rahim, et al., 2021). بر این اساس، اسمیت^۱ (۱۷۷۶) و ریکارد^۲ (۱۹۱۷) نشان می‌دهند وفور منابع طبیعی عامل کلیدی برای دستیابی به توسعه اقتصادی تلقی می‌شود (Sun, et al., 2020). روستو^۳ (۱۹۶۱) نیز ضمن تأکید بر اهمیت منابع طبیعی نشان می‌دهد وفور منابع طبیعی از طریق پیشرفت و توسعه اقتصادی سبب افزایش سطح استانداردهای زندگی افراد می‌شود اما پس از دهه ۱۹۸۰ بسیاری از مطالعات نشان می‌دهند وفور منابع طبیعی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد (Faisal, et al., 2019). بر این اساس اوتی^۴ (۱۹۹۳) استدلال می‌کند کشورهای دارای منابع طبیعی فراوان نسبت به سایر کشورها از رشد اقتصادی پایین‌تری برخوردار هستند (Dogan, et al., 2020). این پدیده که تحت عنوان نفرین منابع شناخته می‌شود نشان می‌دهد اقتصادهای غنی از منابع طبیعی به دلیل بیماری هلندی، نبود انگیزه در انباشت سرمایه انسانی و نوآوری‌های فناوری، ساختار نهادی ضعیف، رانت خواری، مدیریت نادرست منابع طبیعی و فساد دارای سطح پایین پیشرفت اقتصادی هستند. با این وجود، برخی محققان بیان می‌کنند تأثیر مثبت یا منفی منابع طبیعی بر رشد اقتصادی به عوامل مختلفی بستگی دارد. یکی از عوامل اثرگذار بر نفرین منابع، فین تک است. براساس نظریه رشد مدرن، انباشت سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی از عوامل مهم مؤثر بر رشد اقتصادی تلقی می‌شوند. بنابراین، فین تک از طریق تأثیر بر بازارهای مالی و در نتیجه تأثیر بر انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی قادر است بر نفرین منابع اثرگذار باشد. به‌طوری‌که فین تک با کاهش وابستگی به منابع طبیعی از جمله نفت، ذغال سنگ و گاز طبیعی همراه است، باعث انتقال مؤثر درآمدهای صادراتی از صنایع مبتنی بر منابع به سایر بخش‌های اقتصادی می‌شود و سرمایه‌گذاری در پیشرفت فناوری و انباشت سرمایه انسانی را به دنبال دارد. بنابراین، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد (Han & Heng, 2024). همچنین، فین تک از طریق افزایش دسترسی به اعتبار نیز نفرین منابع را متأثر می‌سازد. یکی از منابع

1. Smith, A.

2. Ricardo, D.

3. Rostow, W.

4. Auty, R.

اصلی تأمین مالی برای بسیاری از بنگاه‌ها از جمله بنگاه‌های استخراج‌کننده منابع طبیعی، استقراض از مؤسسات مالی است. دسترسی به اعتبارات مالی، توانایی بنگاه‌های استخراج‌کننده منابع طبیعی به منظور افزایش سرمایه‌گذاری، دستیابی به فناوری و اشتغال‌زایی را افزایش می‌دهد اما بنگاه‌های جدید و کوچک به دلیل عوامل مختلفی از جمله عدم توانایی رقابت، قادر به استقراض از بازار سرمایه نیستند. همچنین، بنگاه‌های مستقر در مناطق محروم به دلیل فقدان اطلاعات از نظر دسترسی به منابع مالی در وضعیت نامطلوبی قرار دارند. بنگاه‌هایی که با مؤسسات مالی فاصله دارند نیز به دلیل هزینه بالای سفر نسبت به سایر بنگاه‌ها دسترسی اندکی به اعتبارات مالی دارند. بنابراین، فین تک از طریق کاهش هزینه استقراض و تقارن اطلاعات، دسترسی بنگاه‌های استخراج‌کننده منابع طبیعی به منابع مالی را افزایش می‌دهد و مدیریت منابع طبیعی را بهبود می‌بخشد. لذا فین تک از تأثیر منفی درآمد حاصل از منابع طبیعی بر رشد اقتصادی می‌کاهد (Adabor & Mishra, 2023).

براساس نظریه نهادگرایان جدید نیز فساد، شفافیت مالی و تخصیص کارآمد منابع از عوامل مؤثر بر نفرین منابع محسوب می‌شوند. در این زمینه، فین تک با ارائه سرمایه در دسترس با هزینه معقول، نااطمینانی اقتصادی حاصل از تغییر قیمت منابع طبیعی و ریسک‌های ژئوپلیتیکی را کاهش می‌دهد و با به کارگیری فناوری نوآورانه به منظور افزایش نظارت و اجرای قوانین به کاهش فساد و بهبود عملکرد سازمانی می‌انجامد. بنابراین، فین تک، نفرین منابع را به برکت تبدیل می‌کند و رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد (Han & Heng, 2024). در مجموع، فین تک از طریق تخصیص بهینه درآمد حاصل از منابع طبیعی باعث می‌شود رشد اقتصادی در کشورهای غنی از منابع طبیعی افزایش یابد.

۳. پیشینه پژوهش

سانگ و اپیا اتو^۱ (۲۰۲۲) با استفاده از رویکرد متغیر ابزاری-گشتاورهای تعمیم‌یافته تأثیر فین تک بر رشد اقتصادی در چین را طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۱۱ بررسی کردند. آنها دریافتند فین تک از طریق کاهش هزینه مبادله و کاهش عدم تقارن اطلاعات به افزایش کارایی در اقتصاد منجر می‌شود. افزایش کارایی اقتصادی نیز افزایش نقدینگی، افزایش پس‌انداز و افزایش سرمایه را در پی دارد که نتیجه آن افزایش رشد اقتصادی است.

1. Song, N. & Appiah-Otoo, I.

اوتامی^۱ (۲۰۲۲) با استفاده از روش رگرسیون خطی ساده تأثیر فین تک بر رشد اقتصادی اندونزی را طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۲۲ بررسی کرد. نتایج نشان می‌دهند فین تک از طریق سهولت در ارائه خدمات مالی باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود.

بادوان و اواد^۲ (۲۰۲۲) با به کارگیری روش خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی تأثیر فین تک بر رشد اقتصادی در فلسطین را طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۰۸ ارزیابی کردند. یافته‌ها نشان می‌دهند فین تک از طریق بهره‌گیری از الگوهای تجاری جدید و ارائه محصولات مالی کارآمدتر، افزایش مشارکت مالی و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی را در پی دارد.

بو و همکاران^۳ (۲۰۲۳) با بهره‌گیری از رویکرد رگرسیون آستانه‌ای، تأثیر فین تک بر رشد اقتصادی در ۳۱ استان چین را طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۱۱ بررسی کردند. آنها دریافتند فین تک تأثیر U شکل بر رشد اقتصادی دارد. زمانی که فین تک در سطح توسعه پایینی قرار دارد به دلیل عدم شکل‌گیری چهارچوب نظارتی، رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد اما توسعه بیشتر فین تک با کاهش هزینه مبادله و تخصیص کارای منابع به افزایش رشد اقتصادی می‌انجامد.

ادابور و میشر^۴ (۲۰۲۳) با به کارگیری رویکرد حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده تأثیر شمول مالی بر جلوگیری از نفرین منابع در غنا را طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۷۰ بررسی کردند. آنها دریافتند افزایش دانش مالی، در دسترس بودن و استفاده از خدمات مالی به خنثی کردن نفرین منابع منجر می‌شوند. شمول مالی با افزایش دسترسی بنگاه‌های استخراج‌کننده منابع طبیعی به اعتبار باعث می‌شود کارایی این بنگاه‌ها افزایش یابد.

سانگ و هو^۵ (۲۰۲۴) با استفاده از رویکرد داده‌های پانلی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات، شمول مالی و تنوع تجارت بر نفرین منابع در کشورهای آسه‌آن^۶ را طی دوره زمانی ۲۰۲۲-۲۰۰۰ بررسی کردند. یافته‌ها نشان می‌دهد نفرین منابع در کشورهای آسه‌آن تأیید می‌شود. همچنین، تأثیر منفی منابع معدنی بر رشد اقتصادی از طریق تنوع تجاری بالا، فناوری اطلاعات و ارتباطات و شمول مالی بیشتر خنثی می‌شود.

1. Utami, Y.

2. Badwan, N. & Awad, A.

3. Bu, Y., et al

4. Adabor, O. & Mishra, A.

5. Song, X. & Hou, W.

6. ASEAN

هان و هنگ^۱ (۲۰۲۴) با استفاده از رویکرد خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی مقطعی تأثیر فین تک و تنوع تجاری بر نفرین منابع در کشورهای منا را طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۱ بررسی کردند. آنها دریافتند منابع طبیعی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارند و پدیده نفرین منابع در کشورهای منا تأیید می‌شود اما فین تک و تنوع تجاری تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارند. همچنین، یافته‌ها نشان می‌دهند کشورهای منا با بهره‌گیری از فین تک و تنوع تجاری قادر هستند وابستگی به منابع طبیعی را کاهش دهند و رشد اقتصادی را بهبود بخشند.

چنگ و همکاران^۲ (۲۰۲۴) با استفاده از رویکرد داده‌های پانلی تأثیر منابع طبیعی، فین تک و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ده کشور با آلودگی بالا را طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۰ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهند منابع طبیعی، فین تک و سرمایه انسانی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارند.

گائو و همکاران^۳ (۲۰۲۴) بیان می‌کنند فین تک سبب تغییر در صنعت مالی، توسعه اقتصادی و پویایی بازار منابع می‌شود. بر این اساس آنها با استفاده از رویکرد داده‌های پانلی تأثیر فین تک، تجارت دیجیتال، رانت منابع طبیعی و سخت‌گیری سیاست‌های زیست‌محیطی بر رشد اقتصادی در کشورهای OECD را طی دوره زمانی ۲۰۲۲-۱۹۹۰ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهند رانت منابع معدنی رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد و پدیده نفرین منابع تأیید می‌شود. همچنین، تجارت دیجیتال، فین تک و سخت‌گیری سیاست‌های زیست‌محیطی به بهبود رشد اقتصادی می‌انجامد.

لی و همکاران^۴ (۲۰۲۲) با بهره‌گیری از رویکرد خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی تأثیر فین تک، تجارت بین‌الملل، منابع طبیعی و مصرف انرژی بر رشد اقتصادی در چین را طی دوره زمانی ۲۰۲۳-۱۹۸۱ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهند فین تک، تجارت بین‌الملل و مصرف انرژی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارند اما منابع طبیعی دارای تأثیر منفی بر رشد اقتصادی هستند.

اسماعیل‌پور مقدم و کرمی (۱۴۰۱) با به‌کارگیری رویکرد خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی، تأثیر فین تک بر رشد سبز در ایران را طی دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۹۲ بررسی کردند.

1. Han, Z. & Heng, Y.

2. Cheng, H., et al.

3. Gao, X., et al.

4. Li, H., et al.

آنها بیان می‌کنند فین‌تک، ضمن کاهش هزینه مبادله و بهبود کیفیت خدمات مالی از طریق اعتبار و سرمایه‌گذاری سبز سبب بهبود رشد اقتصادی سبز می‌شود.

معبودی و دره‌نظری (۱۴۰۲) با استفاده از رویکرد رگرسیون آستانه‌ای، تأثیر فین‌تک بر توسعه مالی در ایران را طی دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۹۲ بررسی کردند. آنها دریافتند فین‌تک، از طریق به‌کارگیری فناوری‌هایی مانند هوش مصنوعی به کاهش هزینه مالی، افزایش شفافیت اطلاعات و دسترسی کارا به خدمات مالی می‌انجامد. کاهش هزینه مالی و افزایش شفافیت اطلاعات، با افزایش مشارکت در بازارهای مالی، کارایی بخش مالی را افزایش می‌دهد. همچنین، افزایش بیشتر فین‌تک، با افزایش رقابت در بازارهای مالی، سبب ارتقای نوآوری در ارائه محصولات و خدمات مالی، تخصیص بهینه منابع و افزایش کارایی بخش مالی می‌شود که افزایش بیشتر توسعه مالی را به دنبال دارد.

مهدوی‌پناه و همکاران (۱۴۰۳) با بهره‌گیری از رویکرد حداقل مربعات معمولی، تأثیر فین‌تک بر شمول مالی در ایران را طی دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۸۶ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهند توسعه فین‌تک در صنعت بانکداری، سبب توسعه شمول مالی و دسترسی عادلانه و برابر به محصولات مالی شده است.

معبودی (۱۴۰۳) با استفاده از رویکرد داده‌های پانلی، تأثیر فین‌تک بر رفاه خانوارهای روستایی در ایران را طی دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۹۳ بررسی کرد. نتایج نشان می‌دهند فین‌تک از طریق کاهش هزینه استقراض و دسترسی به خدمات مالی به افزایش کارآفرینی و افزایش درآمد خانوار منجر می‌شود.

مرور پیشینه پژوهش نشان می‌دهد فین‌تک به دلیل افزایش تقارن اطلاعات و کاهش هزینه، مبادله رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. همچنین، فین‌تک قادر است با کاهش وابستگی به منابع طبیعی، اثر نفرین منابع را کاهش دهد. درنهایت مرور پیشینه پژوهش نشان می‌دهد در هیچ یک از پژوهش‌های صورت گرفته در داخل و خارج از کشور تأثیر آستانه‌ای فین‌تک بر رابطه بین رانت نفت و رشد اقتصادی بررسی نشده است. بنابراین، پژوهش حاضر با بررسی تأثیر آستانه‌ای فین‌تک بر رابطه بین رانت نفت و رشد اقتصادی، شکاف پژوهش‌های پیشین را برطرف می‌سازد.

۴. روش‌شناسی پژوهش

۴-۱. تصریح الگو و معرفی داده‌ها

هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر فین‌تک بر رابطه بین رانت نفت و رشد اقتصادی در ایران است. برای این منظور از نظریه رشد درون‌زا و تابع تولید کاب و داگلاس^۱ (۱۹۲۸) به‌عنوان مبنای نظری الگو بهره گرفته می‌شود. نظریه رشد درون‌زا بیان می‌کند تولید تابعی از نیروی کار (L)، سرمایه (K) و تکنولوژی (A) است. با این وجود، می‌توان به‌گونه‌ای مدل را گسترش داد که امکان لحاظ سایر متغیرها از جمله رانت نفت و فین‌تک در مدل نیز فراهم گردد (Han & Heng, 2024). به عبارت دیگر، مطابق نظریه رشد درون‌زا، رشد اقتصادی تابعی مستقیم از سرمایه و نیروی کار است اما سایر متغیرهای اقتصادی از جمله رانت نفت، فین‌تک، سرمایه انسانی و اندازه دولت نیز از طریق تکنولوژی، رشد اقتصادی را متأثر می‌سازند. برای این منظور تابع تولید زیر را در نظر بگیرید:

$$y_t = A_t k_t^{\beta_1} l_t^{\beta_2} \quad (1)$$

که در رابطه (۱)، A_t برابر است با:

$$A_t = A_0 e^{(\beta_3 rent_t * fintech_t + \beta_4 rent_t \beta_5 h_t + \beta_6 gov_t + \beta_7 dum_t)} \quad (2)$$

با لگاریتم‌گیری از تابع تولید داریم:

$$ly_t = \beta_0 + \beta_1 lk_t + \beta_2 ll_t + \beta_3 rent_t * fintech_t + \beta_4 rent_t \beta_5 dlh_t + \quad (3)$$

$$\beta_6 gov_t + \beta_7 dum_t$$

بنابراین، با توجه به نظریه رشد درون‌زا و پیروی از الگوی گائو و همکاران (۲۰۲۴) و لی و همکاران (۲۰۲۲) تأثیر فین‌تک بر رابطه رانت نفت و رشد اقتصادی در رابطه (۴) نشان داده می‌شود:

$$dly_t = f(rent_t * fintech_t, rent_t, dlk_t, dll_t, dlh_t, gov_t, dum_t) \quad (4)$$

در روابط فوق، dly_t تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی، $fintech_t$ تفاضل لگاریتم فین‌تک، $rent_t$ رانت نفت، dlk_t تفاضل لگاریتم سرمایه فیزیکی، dll_t تفاضل لگاریتم نیروی کار، dlh_t تفاضل لگاریتم سرمایه انسانی، gov_t اندازه دولت، dum_t متغیر مجازی

1. Cobb, C.W. & Douglas, P.H.

تحریم و $rent_t * fintech_t$ اثر متقاطع رانت نفت و فین‌تک یعنی، تفاضل لگاریتم حاصل ضرب رانت نفت و فین‌تک را نشان می‌دهند. برای اندازه‌گیری فین‌تک از شاخص مجموع ارزش مبادلات از طریق اینترنت و تلفن همراه به منظور خرید آنلاین و پرداخت قبض استفاده می‌شود که بیانگر حوزه پرداخت فین‌تک است. به منظور اندازه‌گیری رانت نفت، سرمایه انسانی و اندازه دولت نیز به ترتیب از نسبت تفاوت بین ارزش تولید نفت خام و هزینه تولید نفت به تولید ناخالص داخلی، تعداد دانشجویان داخل کشور و نسبت مخارج مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی بهره گرفته می‌شود. برای فصلی کردن داده‌های رانت نفت و نیروی کار از روش چو و لین^۱ (۱۹۷۱) استفاده می‌شود. متغیر مجازی تحریم برای فصل‌هایی که تحریم شدید صورت گرفته، عدد یک و برای سایر فصل‌ها عدد صفر در نظر گرفته شده است. متغیرها دارای تواتر فصلی هستند و دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۴۰۱ را دربر می‌گیرند. مأخذ داده‌ها بانک مرکزی و بانک جهانی است و به منظور حقیقی کردن داده‌ها از شاخص قیمتی مصرف‌کننده به سال پایه ۱۳۹۵ استفاده می‌شود. برای برآورد الگوهای پژوهش، روش رگرسیون آستانه‌ای به کار گرفته می‌شود. جدول ۱ آمار توصیفی متغیرها را به اختصار گزارش می‌کند.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها

نام متغیر	روش اندازه‌گیری	منبع داده‌ها	میانگین	میانه	انحراف معیار
$fintech_t$	تفاضل لگاریتم مجموع ارزش مبادلات از طریق اینترنت و تلفن همراه به منظور خرید آنلاین و پرداخت قبض	بانک مرکزی	۰/۰۴۸	۰/۰۵۵	۰/۳۲
dly_t	تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵	بانک مرکزی	۰/۰۰۶	۰/۰۰۹	۰/۰۳
$rent_t$	نسبت تفاوت بین ارزش تولید نفت خام و هزینه تولید به ناخالص داخلی	بانک جهانی	۰/۱۷۷	۰/۱۸	۰/۰۵
dlk_t	تفاضل لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت ناخالص	بانک مرکزی	۰/۰۶	-۰/۰۰۶	۰/۳۶
dll_t	تفاضل لگاریتم نیروی کار فعال	بانک مرکزی	۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	۰/۰۰۸
dlh_t	تفاضل لگاریتم تعداد دانشجویان	بانک مرکزی	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۷	۰/۰۴
gov_t	نسبت مخارج مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی	بانک مرکزی	۰/۳۲	۰/۲۲	۰/۲۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق نتایج جدول ۱ انحراف معیار پایین داده‌ها بیانگر پراکندگی اندک داده‌ها است. میانگین متغیر فین تک ۰/۰۴۸ است. از آنجا که مقدار میانه بیشتر از میانگین است، متغیر فین تک چولگی به سمت چپ دارد. مقدار انحراف معیار فین تک نشان می‌دهد فین تک به طور متوسط ۰/۳۲ درصد با میانگین فاصله دارد. میانگین متغیر تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی برابر ۰/۰۰۶ است که کمتر از مقدار میانه است. بنابراین، تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی چولگی به سمت راست دارد. همچنین، براساس میزان انحراف معیار، تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی به طور متوسط ۰/۰۳ درصد با میانگین فاصله دارد. میانگین متغیر رانت نفت ۰/۱۷۷ است. از آنجا که مقدار میانه بیشتر از میانگین است، رانت نفت چولگی به سمت چپ دارد. مقدار انحراف معیار رانت نفت نشان می‌دهد رانت نفت به طور متوسط ۰/۰۵ درصد با میانگین فاصله دارد. میانگین متغیر تفاضل لگاریتم سرمایه فیزیکی برابر ۰/۰۶ است که بیشتر از مقدار میانه است. بنابراین، تفاضل لگاریتم سرمایه فیزیکی چولگی به سمت راست دارد. همچنین، براساس میزان انحراف معیار، تفاضل لگاریتم سرمایه فیزیکی به طور متوسط ۰/۳۶ درصد با میانگین فاصله دارد. میانگین متغیر تفاضل لگاریتم نیروی کار برابر ۰/۰۰۲ است که کمتر از مقدار میانه است که بر چولگی به سمت راست آن دلالت دارد. همچنین، براساس میزان انحراف معیار، تفاضل لگاریتم نیروی کار به طور متوسط ۰/۰۰۸ درصد با میانگین فاصله دارد. میانگین متغیر سرمایه انسانی برابر ۰/۰۰۴- است که کمتر از مقدار میانه است. از این رو، سرمایه انسانی چولگی به سمت چپ دارد. همچنین، براساس میزان انحراف معیار، سرمایه انسانی به طور متوسط ۰/۰۴ درصد با میانگین فاصله دارد. میانگین متغیر اندازه دولت ۰/۳۲ است. از آنجا که مقدار میانگین بیشتر از میانه است، اندازه دولت چولگی به سمت راست دارد. مقدار انحراف معیار اندازه دولت نشان می‌دهد اندازه دولت به طور متوسط ۰/۲۴ درصد با میانگین فاصله دارد.

۲-۴. رویکرد رگرسیون آستانه‌ای

به طور کلی یک مدل آستانه‌ای با دو رژیم به صورت زیر معرفی می‌شود (Hansen, 2000):

$$y_t = \alpha'_1 \quad x_t + \varepsilon_{1t} \quad q_t < z \quad (5)$$

$$y_t = \alpha'_2 \quad x_t + \varepsilon_{2t} \quad q_t \geq z \quad (6)$$

که در آن y_t متغیر وابسته، x_t متغیر توضیحی، α'_i ضریب متغیر توضیحی، ε_{it} جز اخلال، q_t متغیر آستانه‌ای (فین تک) و z ارزش حد آستانه‌ای فین تک را نشان می‌دهد. با توجه به معادلات فوق، اگر متغیر آستانه‌ای کوچکتر از ارزش حد آستانه‌ای باشد از معادله (۵) استفاده می‌شود. در صورتی که متغیر آستانه‌ای از ارزش حد آستانه‌ای بیشتر باشد معادله (۵) به کار گرفته می‌شود. به منظور معرفی رگرسیون تک معادله‌ای با استفاده از معادلات (۵) و (۶) و متغیر مجازی داریم:

$$y_t = \alpha' x_t + \rho' x_t(z) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_t^2) \quad x_t(z) = \begin{cases} x_t & I_t \quad (q_t < z) \\ x_t & I_t \quad (q_t \geq z) \end{cases} \quad (7)$$

در رابطه (۷)، $\alpha = \alpha_2$ ، $\rho = \alpha_1 - \alpha_2$ و $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1t} \ \varepsilon_{2t}]'$ را نشان می‌دهند. متغیر مجازی $I_t(z)$ به صورت $I_t(z) = \{q_t < z\}$ تعریف می‌شود. اگر $q_t < z$ باشد متغیر مجازی عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر را به خود اختصاص می‌دهد. در رویکرد رگرسیون آستانه‌ای ارزش حد آستانه‌ای فین تک از طریق حداقل سازی مجموع مجذورات خطا محاسبه می‌شود. بر این اساس، با توجه به اهداف پژوهش، تصریح الگوی پژوهش براساس معادله (۸) معرفی می‌شود:

$$dly_t = \alpha_0 + \alpha'_i x_t I(q_t < z) + \alpha'_i x_t I(q_t \geq z) + \gamma_1 dlk_t + \gamma_2 dll_t + \gamma_3 dlh_t + \gamma_4 dum_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

که در آن dly_t تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی، x_t بردار متغیرهای توضیحی در نظر گرفته شده در رژیم یعنی رانت نفت، اثر تقاطعی تفاضل لگاریتم رانت نفت و فین تک و اندازه دولت، α'_i ضرایب آن‌ها، q_t متغیر آستانه‌ای (فین تک) و z ارزش حد آستانه‌ای فین تک است. dlk_t تفاضل لگاریتم سرمایه، dll_t تفاضل لگاریتم نیروی کار، dlh_t تفاضل لگاریتم سرمایه انسانی، dum_t متغیر مجازی تحریم، γ بردار ضرایب متغیرهای فوق و ε_t جز اخلال است و فرض می‌شود از فرآیند نوفه سفید پیروی می‌کند. برای آزمون معناداری وجود آستانه به پیروی از ضریب لاگرانژ هانسن از آماره F به صورت $F = \frac{SS_t - SS_t(\hat{z})}{\hat{\sigma}^2}$ استفاده می‌شود که در آن SS_t مجموع مجذور خطاها در حالت رگرسیون بدون آستانه و $SS_t(\hat{z})$ مجموع مجذور خطاها در حالت وجود آستانه را نشان می‌دهند. فرض صفر در آزمون فوق به صورت $H_0: \alpha_1 = \alpha_2$ مطرح است و بیان می‌کند الگوی رگرسیون به صورت خطی است.

۵. یافته‌های پژوهش

۵-۱. آزمون ریشه واحد

به منظور اجتناب از رگرسیون کاذب، لازم است مانایی داده‌ها آزمون شود. برای این منظور از آزمون ریشه واحد فصلی هگی^۱ استفاده می‌شود. جدول ۲ نتایج حاصل از آزمون مانایی هگی را در حالت عرض از مبدأ گزارش می‌کند.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد هگی

نام متغیر	π_0	π_1	All frequencies
dly_t	-۳/۲۷	-۲/۸	۱۰/۷
$fintech_t$	-۴/۹۴	-۳/۱۶	۱۷/۳
$rent_t$	-۴/۰۸	-۱۹/۶	۲۰/۱
dlk_t	-۳/۹۳	-۳/۹	۱۵/۱۵
dll_t	-۲/۷	-۵/۵۴	۳۰/۸۷
dlh_t	-۲/۷۹	-۳/۵۷	۲۳/۲۸
gov_t	-۳/۴	-۱۱/۵۸	۷۳/۰۸
آماره بحرانی سطح ۵ درصد $n=40$			
مأخذ: یافته‌های پژوهش			

نتایج آزمون ریشه واحد نشان دادند متغیرها در سطح مانا هستند. بنابراین، درجه انباشتگی متغیرها از مرتبه صفر است.

۵-۱-۱. آزمون هم‌انباشتگی

با توجه به رویکرد غیرخطی در برآورد رگرسیون، به منظور بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای پژوهش از رویکرد هم‌انباشتگی آستانه‌ای اندرس و سیکلوس^۲ (۲۰۰۱) استفاده می‌شود. برای این منظور، بر پایه معادله (۵) فرض صفر $\rho_1 = \rho_2$ به معنای نبود هم‌انباشتگی آستانه‌ای آزمون می‌شود.

$$\Delta \xi_t = I_t \rho_1 \xi_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \xi_{t-1} + \gamma_1 \Delta \xi_{t-1} + \dots + \gamma_p \Delta \xi_{t-p} + \pi_t \quad (9)$$

1. Hylleberg, Engle, Granger & Yoo (HEGY)

2. Enders & Siklos

که در آن، ξ_t جز اخلاقی است که از برازش رشد اقتصادی بر روی متغیرهای توضیحی استخراج می‌شود؛ همچنین تابع I_t با توجه به سطح آستانه τ به صورت $I_t = \begin{cases} 1, & \text{if } \xi_{t-1} \geq \tau \\ 0, & \text{if } \xi_{t-1} < \tau \end{cases}$ تعریف می‌شود. جدول ۳ نتایج آزمون هم‌انباشتگی آستانه‌ای را گزارش می‌کند.

جدول ۳. نتایج آزمون هم‌انباشتگی آستانه‌ای

برآورد ضرایب الگو		
متغیر	ضریب	آماره t
$I_t \xi_{t-1}$	-۱/۶۷۹	-۳/۰۲۶
$(1 - I_t) \xi_{t-1}$	-۱/۹۰۳	-۴/۵۹۲
$\Delta \xi_{t-1}$	۰/۱۸۱۳	۱/۳۵۶
مقادیر بحرانی شبیه‌سازی شده در سطح خطای ۵ درصد		
آزمون	آماره آزمون	مقدار بحرانی
F: $\rho_1 = \rho_2$	۱۰/۳۸۵	۵/۴۹۷
T-max	-۴/۲۷۳	-۲/۷۳۹
$\Phi: \rho_1 = \rho_2 = 0$	۱۵/۱۶۹	۱۱/۱۹۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای آزمون همگرایی غیرخطی بین متغیرها، تعداد وقفه بهینه الگو بر پایه معیار شوارتز بیزین از مرتبه ۱ انتخاب شد. مقادیر بحرانی و آماره‌های آزمون‌ها براساس شبیه‌سازی مونت کارلو^۱ با تکرار ۱۵۰۰۰ و در سطح خطای ۵ درصد استخراج شده‌اند. نتایج نشان می‌دهند ضریب تعدیل در رژیم اول -۱/۶۷۹ و در رژیم دوم برابر -۱/۹۰۳ است که بر عدم تقارن هم‌انباشتگی بین متغیرها در دو رژیم دلالت دارد به‌طوری‌که سرعت تعدیل در رژیم دوم بیشتر از رژیم اول است.

براساس آزمون F غیرخطی بودن و عدم تقارن هم‌انباشتگی پذیرفته می‌شود. همچنین، یافته‌های آزمون $T - max$ و Φ نیز بر هم‌انباشتگی و وجود رابطه بلندمدت غیرخطی بین متغیرهای پژوهش دلالت دارند.

۲-۵. نتایج برآورد الگو

برای برآورد الگوی پژوهش با استفاده از رویکرد رگرسیون آستانه‌ای، نخست وقفه بهینه متغیر آستانه (فین تک) از طریق حداقل سازی مجموع مجذورات خطا تعیین می‌شود. جدول ۴ نتایج تعیین وقفه بهینه متغیر آستانه را گزارش می‌کند.

جدول ۴. نتایج تعیین وقفه بهینه متغیر آستانه

RSS	متغیر آستانه
۰/۰۰۹	$fintech_t$
۰/۰۰۸	$fintech_t(-1)$
۰/۰۰۷	$fintech_t(-2)$

مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج جدول ۴، وقفه دوم فین تک به عنوان متغیر آستانه‌ای تعیین می‌شود. پس از تعیین متغیر آستانه، با استفاده از روش بای و پرون^۱، غیرخطی بودن مدل و تعداد حد آستانه آزمون می‌شود. جدول ۵ نتایج آزمون بای و پرون را به اختصار گزارش می‌کند.

جدول ۵. نتایج آزمون بای و پرون

تعداد حد آستانه	آماره F	آماره بحرانی	حد آستانه
0 vs 1	۱۶۷/۴	۱۹/۲۲	۰/۱۴۶
1 vs 2	۹/۱۸	۲۱/۲۳	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج جدول ۵، فرضیه صفر مبنی بر عدم شکست ساختاری رد می‌شود که بیانگر غیرخطی بودن مدل و تعیین یک آستانه بهینه است. پس از تعیین متغیر آستانه و تعداد آستانه، الگوی پژوهش با بهره‌گیری از رویکرد رگرسیون آستانه‌ای برآورد می‌شود. جدول ۶ نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش را به روش رگرسیون آستانه‌ای گزارش می‌کند.

1. Bai-Perron

جدول ۶. نتایج برآورد الگوی پژوهش

نام متغیر	ضریب	آماره t	سطح احتمال
رژیم اول: $fintech < ۰/۱۴۶$			
عرض از مبدأ	۰/۰۶	۵/۷۳	۰/۰۰۰
$fintech_t * rent_t$	-۰/۰۲	-۴/۸۹	۰/۰۰۰
$rent_t$	-۰/۲۷	-۶/۷۳	۰/۰۰۰
gov_t	-۰/۰۲	-۲/۴۴	۰/۰۲
رژیم دوم: $fintech \geq ۰/۱۴۶$			
عرض از مبدأ	۰/۰۵	۷/۵۷	۰/۰۰۰
$fintech_t * rent_t$	۰/۰۴	۵/۳۳	۰/۰۰۰
$rent_t$	-۰/۱۸	-۴/۲	۰/۰۰۰
gov_t	۰/۰۹	۵/۸	۰/۰۰۰
متغیر غیر آستانه‌ای			
dlk_t	۰/۰۸	۱۴/۷۶	۰/۰۰۰
dll_t	۱/۹	۵/۵	۰/۰۰۰
dlh_t	۰/۰۳	۲/۰۳	۰/۰۵۶
dum_t	-۰/۰۴	-۵/۷۴	۰/۰۰۰
R ² = ۰/۷ S.E = ۰/۰۱۸ D.W = ۲/۵			
آزمون نرمال بودن باقی‌مانده‌ها (سطح احتمال)			
آزمون همبستگی سریالی (سطح احتمال)			
آزمون ناهمسانی واریانس (سطح احتمال)			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق آماره ضریب تعیین، الگوی برآورد شده قادر است ۷۰ درصد از واقعیات تجربی بین متغیرهای مستقل و وابسته را توضیح دهد. از سوی دیگر، آماره جاک-برا^۱ بر نرمال بودن توزیع جملات اخلاص دلالت دارد. نتایج همبستگی سریالی و آزمون ناهمسانی واریانس نیز نشان می‌دهند الگوی برآورد شده فاقد مشکل همبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس است. آماره آزمون تی^۲ و سطح احتمال مربوط به ضرایب رگرسیون نشان می‌دهند تمام متغیرها به لحاظ آماری معنادار هستند. براساس یافته‌های حاصل از برآورد الگو:

1. Jarque-Bera

2. t-Statistic

(۱) حد آستانه فین تک ۰/۱۴۶ است که معادل با سطح ۲۴/۰۱ درصدی فین تک است. پس از رسیدن به سطح ۲۴/۰۱ درصدی اثر فین تک بر اقتصاد افزایش می‌یابد به‌طوری‌که فین تک قادر است نقش مؤثری در افزایش شمول مالی و بهبود تراکنش‌ها ایفا نمایند. بنابراین، پس از عبور فین تک از سطح آستانه، ضرایب متغیرها با تغییر ساختاری مواجه می‌شوند.

(۲) ضریب متغیر رانت نفت در رژیم اول و دوم به ترتیب ۰/۲۷- و ۰/۱۸- است. همچنین، ضریب متغیر اثر متقاطع رانت نفت و فین تک در رژیم اول و دوم به ترتیب ۰/۰۲- و ۰/۰۴- است. یعنی رانت نفت در هر دو رژیم به کاهش رشد اقتصادی منجر می‌شود که بر تأیید پدیده نفرین منابع در ایران دلالت دارد. این نتیجه بیانگر آن است که اتکای بیش‌ازحد به درآمدهای نفتی، با تضعیف انگیزه‌های تولیدی و کاهش بهره‌وری در سایر بخش‌های اقتصادی، زمینه کاهش رشد پایدار را فراهم می‌کند. همچنین، اثر متقاطع رانت نفت و فین تک در رژیم اول به کاهش رشد اقتصادی می‌انجامد. با این حال با توسعه فین تک، اثر متقاطع رانت نفت و فین تک، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. یعنی در مراحل اولیه توسعه فین تک، به دلیل ضعف زیرساخت‌ها، محدودیت‌های نهادی و عدم ادغام کارآمد با بخش واقعی اقتصاد، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد اما گسترش بیشتر فین تک با فراهم ساختن امکان انجام تراکنش‌های مالی از طریق اینترنت و تلفن همراه به افزایش شمول مالی منجر می‌شود. با افزایش شمول مالی دسترسی کارآفرینان به خدمات مالی افزایش می‌یابد که افزایش تنوع محصولات صادراتی را در پی دارد. همچنین، انجام تراکنش‌های مالی از طریق اینترنت و تلفن همراه، فرآیند جمع‌آوری مالیات را شفاف‌تر و کارآمدتر می‌سازد و به کاهش فرار مالیاتی می‌انجامد. کاهش فرار مالیاتی با افزایش درآمدهای مالیاتی دولت، سبب کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی می‌شود بنابراین، گسترش و توسعه فین تک با کاهش نفرین منابع همراه است.

(۳) ضریب متغیر اندازه دولت در رژیم اول و دوم به ترتیب ۰/۰۲- و ۰/۰۹- است. در رژیم اول، اندازه دولت تأثیر منفی و معنادار بر رشد اقتصادی دارد اما در رژیم دوم، اندازه دولت دارای تأثیر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی است. بر این اساس،

در مراحل اولیه توسعه فین‌تک، افزایش اندازه دولت به دلیل ناکارآمدی نهادی، موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود اما با گسترش فین‌تک، افزایش اندازه دولت از طریق تقویت زیرساخت‌های اجتماعی و اقتصادی به رشد بالاتر اقتصادی می‌انجامد. در مراحل پیشرفته‌تر، دولت بزرگ‌تر اما کارآمدتر می‌تواند با ایجاد بسترهای دیجیتال و نظارت مؤثر، از ظرفیت‌های فین‌تک در جهت رشد پایدار بهره‌برداری کند.

۴) ضریب متغیر تفاضل لگاریتم سرمایه فیزیکی $0/08$ است. رشد سرمایه فیزیکی به افزایش رشد اقتصادی می‌انجامد. سرمایه فیزیکی با افزایش ظرفیت تولید، ارتقای بهره‌وری و ایجاد زیرساخت‌های لازم برای نوآوری و توسعه، رشد اقتصادی را بهبود می‌بخشد. به عبارت دیگر، سرمایه فیزیکی نه تنها حجم تولید را افزایش می‌دهد بلکه توان اقتصاد در پاسخ به فرصت‌های نوآورانه و بهره‌برداری از فناوری‌های نوین از جمله فین‌تک را نیز تقویت می‌کند.

۵) ضریب متغیر تفاضل لگاریتم نیروی کار $1/9$ است. رشد نیروی کار، افزایش رشد اقتصادی را در پی دارد. نیروی کار از طریق تقسیم کار و تخصص‌گرایی، ظرفیت تولید در اقتصاد را افزایش می‌دهد که نتیجه آن افزایش رشد اقتصادی است.

۶) ضریب متغیر سرمایه انسانی $0/03$ است. رشد سرمایه انسانی به افزایش رشد اقتصادی می‌انجامد. سرمایه انسانی با ارتقای مهارت‌ها و توانمندی‌های افراد، نقش کلیدی در تقویت رشد اقتصادی ایفا می‌کند زیرا افزایش مهارت‌ها، امکان بهره‌گیری مؤثرتر از منابع موجود و انجام فعالیت‌های پیچیده‌تر اقتصادی را فراهم کرده و مسیر توسعه پایدار را هموار می‌سازد.

۷) ضریب متغیر مجازی تحریم $-0/04$ است. افزایش تحریم از طریق کاهش دسترسی به بازارهای بین‌المللی به کاهش رشد اقتصادی می‌انجامد.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

پدیده نفرین منابع با پیامدهای اقتصادی و اجتماعی فراوان همراه است بنابراین سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان همواره در پی اجرای سیاست‌های لازم به منظور کاهش آثار زیان‌بار نفرین منابع در کشور هستند. تحقق این امر مستلزم شناسایی عوامل مؤثر بر رابطه بین

رانت نفت و رشد اقتصادی است. یکی از متغیرهای اثرگذار بر رابطه بین رانت نفت و رشد اقتصادی، فین تک است. بنابراین، بررسی تأثیر فین تک بر رابطه بین رانت نفت و رشد اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. با توجه به اهمیت موضوع، پژوهش حاضر با بهره‌گیری از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۴۰۱-۱۳۹۲ و رویکرد رگرسیون آستانه‌ای تأثیر فین تک بر رابطه بین رانت نفت و رشد اقتصادی در ایران را بررسی کرده است. نتایج نشان دادند اثر متقاطع رانت نفت و فین تک در رژیم اول تأثیر منفی و معنادار و در رژیم دوم تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد. همچنین، رانت نفت در رژیم اول و دوم تأثیر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی دارد که بیانگر وقوع پدیده نفرین منابع در ایران است اما در رژیم دوم، میزان اثرگذاری رانت نفت بر رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. ایران علی‌رغم اینکه از ذخایر نفتی فراوان برخوردار است، به دلیل وجود برخی عوامل مختلف مانند، بی‌ثباتی اقتصادی، وقوع تحریم، نوسانات قیمت نفت و ناپایداری درآمدهای نفتی نمی‌تواند به‌طور بهینه از درآمدهای نفتی بهره‌مند شود به‌طوری‌که درآمدهای نفتی به افزایش فساد، افزایش رانت، تک‌محصولی شدن و کاهش سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی منجر می‌شود. افزایش رانت، افزایش فساد، تک‌محصولی بودن و سطح پایین سرمایه انسانی همراه با ضعف در سیستم مالی، رشد اقتصادی را کاهش می‌دهند. از آنجاکه در رژیم اول، فین تک در سطح توسعه اندکی قرار دارد، قادر به کاهش اثرات نامطلوب درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی نیست اما با عبور فین تک از سطح آستانه، گسترش بیشتر فین تک با بهره‌گیری از فناوری‌های دیجیتال باعث می‌شود دسترسی بنگاه‌های بخش غیرنفتی کشور به خدمات مالی افزایش یابد. افزایش دسترسی بنگاه‌های فعال در بخش غیرنفتی به خدمات مالی توانایی آنها را برای افزایش نوآوری و رقابت ارتقا می‌دهد که با کاهش نقش محوری نفت در اقتصاد همراه است. کاهش نقش محوری نفت در اقتصاد نیز به کاهش آسیب‌پذیری ناشی از نوسانات قیمت نفت و ریسک ژئوپلیتیکی می‌انجامد. از سوی دیگر، فین تک با افزایش دسترسی خانوارها و کارآفرینان به خدمات مالی باعث می‌شود توانایی سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و اشتغال در کشور افزایش یابد. در نهایت فین تک با افزایش شفافیت اطلاعات در تراکنش‌های مالی به کاهش فساد منجر می‌شود. بنابراین، فین تک با کاهش نقش محوری نفت در اقتصاد، افزایش تنوع تجاری، کاهش وابستگی به صادرات نفت، افزایش اشتغال و کاهش فساد، نفرین منابع در کشور را کاهش می‌دهد. نتایج پژوهش‌های آداب و میثرا

(۲۰۲۳)، سانگ و هو (۲۰۲۴) و هان و هنگ (۲۰۲۴) بر نقش فین تک در خنثی کردن پدیده نفرین منابع دلالت دارند. رشد سرمایه فیزیکی تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد. افزایش سرمایه فیزیکی به ایجاد محیطی مساعد برای افزایش نوآوری منجر می‌شود به‌طوری‌که بنگاه‌های اقتصادی با استفاده از سرمایه فیزیکی، می‌توانند به فناوری جدید دسترسی پیدا کنند که افزایش محصولات جدید و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی را در پی دارد. یافته‌های پژوهش لطفعلی‌پور و همکاران (۱۳۹۰) تأثیر مثبت سرمایه فیزیکی بر رشد اقتصادی را تأیید می‌کنند. اندازه دولت در رژیم اول دارای تأثیر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی است اما اندازه دولت در رژیم دوم تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد. در شرایطی که فین تک در مراحل اولیه توسعه قرار دارد، کارایی تخصیص منابع پایین است و مکانیسم‌های سنتی انتقال منابع باعث اتلاف و ناکارآمدی می‌شوند. در نتیجه، افزایش اندازه دولت در این مرحله اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد اما گسترش بیشتر فین تک با ایجاد شفافیت، کاهش هزینه‌های مبادله، تسهیل دسترسی به خدمات مالی و بهبود نظارت بر هزینه‌ها، زمینه بهره‌وری بیشتر مخارج دولت را فراهم می‌سازد. به‌طوری‌که افزایش مخارج دولت به منظور سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های عمومی به افزایش کارایی و در نتیجه افزایش سرمایه‌گذاری در اقتصاد منجر می‌شود. همچنین، مخارج دولت از طریق تأمین خدمات عمومی مانند آموزش و بهداشت باعث می‌شوند بهره‌وری نیروی کار افزایش یابد. افزایش بهره‌وری نیروی کار نیز افزایش رشد اقتصادی را به دنبال دارد. نتایج پژوهش دژپسند و گودرزی (۱۳۸۹) تأثیر غیرخطی اندازه دولت بر رشد اقتصادی را تأیید می‌کنند. نیروی کار تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد. رشد نیروی کار از یک سو به دلیل افزایش عرضه نیروی کار، هزینه تولید را کاهش می‌دهد که پیامد آن افزایش ظرفیت تولید است. از سوی دیگر، با رشد نیروی کار، امکان تقسیم کار دقیق‌تر و تخصصی‌تر فراهم می‌شود. تقسیم کار موجب افزایش کارایی، کاهش زمان تولید و ارتقای کیفیت کالاها و خدمات می‌شود. در نتیجه رشد نیروی کار با افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید به افزایش رشد اقتصادی می‌انجامد. از این حیث، نتایج پژوهش حاضر با نتایج پژوهش مطلبی و همکاران (۱۳۹۸) همخوانی دارند. رشد سرمایه انسانی تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد. سرمایه انسانی به بهبود مهارت، خلاقیت و تخصص و به تبع آن به افزایش بهره‌وری افراد منجر

می‌شود. بنابراین، رشد سرمایه انسانی از طریق افزایش بهره‌وری و کیفیت تولید، افزایش رشد اقتصادی را در پی دارد. نتایج پژوهش صادقی و عمادزاده (۱۳۸۲) تأثیر مثبت سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی را تأیید می‌کنند. متغیر مجازی تحریم تأثیر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی دارد. تحریم از طریق کاهش دسترسی به بازارهای بین‌المللی کاهش تجارت را در پی دارد. همچنین، وقوع تحریم از طریق کاهش سرمایه‌گذاری خارجی به کاهش رشد اقتصادی منجر می‌شود. نتایج پژوهش علمی‌مقدم و همکاران (۱۴۰۲) تأثیر منفی تحریم بر رشد اقتصادی را تأیید می‌کنند.

با توجه به نتایج پژوهش توصیه می‌شود با توسعه پلتفرم‌های فین‌تک و تأمین مالی دیجیتال، دسترسی کارآفرینان و بنگاه‌های کوچک و متوسط در بخش غیرنفتی ایران به سرمایه برای کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی افزایش یابد. همچنین، پیشنهاد می‌شود دولت با بهره‌گیری از فناوری بلاک‌چین و ابزارهای نظارتی فین‌تک، زمینه‌های لازم برای افزایش شفافیت میزان تخصیص درآمدهای نفتی به مخارج عمومی و تجزیه و تحلیل درآمدهای نفتی را به‌منظور مدیریت بهینه درآمد نفت و تنوع بخشیدن به اقتصاد فراهم سازد. در نهایت لازم است دولت با افزایش سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های فین‌تک و افزایش دانش مالی افراد، راهکارهای لازم برای افزایش مشارکت افراد محروم در بخش مالی را فراهم آورد. با افزایش توانایی مشارکت در بخش مالی و در نتیجه افزایش سودآوری حاصل از مشارکت، در این بخش افراد قادر هستند سرمایه انسانی خود را به‌منظور فعالیت در بخش‌های غیرنفتی کشور ارتقا دهند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Reza Maaboudi



<http://orcid.org/0000-0003-4273-5200>

Zeynab Dare Nazari



<http://orcid.org/0000-0003-1025-1658>

منابع

- اسماعیل‌پور مقدم، هادی و کرمی، آرزو. (۱۴۰۰). اثر نوآوری فین تک بر رشد سبز در ایران. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی*، ۱۰ (۳۹)، ۱۱-۳۴. [20.1001.1.24235954.1400.10.39.1.2](https://doi.org/10.24235/20.1001.1.24235954.1400.10.39.1.2)
- دژپسند، فرهاد و گودرزی، حسین. (۱۳۸۹). اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران؛ روش رگرسیون آستانه‌ای. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۴ (۴۲)، ۱۸۹-۲۰۷. https://ijer.atu.ac.ir/article_3963.html
- علمی مقدم، مصطفی، شکری، مصطفی، ابوالحسنی هستیانی، اصغر، امینی میلانی، مینو و منصوری، نسرين. (۱۴۰۲). تحلیل چگونگی اثرپذیری نرخ رشد اقتصادی ایران از تحریم‌های اقتصادی (رویکرد فازی). *پژوهش‌های برنامه و توسعه*، ۴ (۳)، ۷۹-۱۱۸. [10.22034/pbr.2023.189414](https://doi.org/10.22034/pbr.2023.189414)
- صادقی، مسعود و مصطفی، عمادزاده. (۱۳۸۲). برآورد سهم سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۸۰. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۵ (۱۷)، ۹۸-۷۹. https://ijer.atu.ac.ir/article_3868.html
- لطفی‌پور، محمدرضا، فلاحي، محمدعلی و برجی، معصومه. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر شاخص‌های سلامت بر رشد اقتصادی ایران. *مدیریت سلامت*، ۱۴ (۶۴)، ۷۰-۵۷. <http://jha.iums.ac.ir/article-1-1024-fa.html>
- مطلبی، معصومه، علیزاده، محمد و نظری فارسانی، محسن. (۱۳۹۸). بررسی رابطه متقابل بین کارآفرینی در بخش صنعت، رشد اقتصادی و اشتغال در ایران با استفاده از الگوهای SUR و SVAR. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۶ (۳)، ۲۱۵-۲۴۰. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_9422.html
- معبودی، رضا. (۱۴۰۳). تأثیر فین تک بر رفاه خانوارهای روستایی ایران. *جستارهای اقتصادی با رویکرد اسلامی*، ۲۱ (۴۱)، ۲۰۷-۲۳۷. [10.30471/iee.2024.9439.2343](https://doi.org/10.30471/iee.2024.9439.2343)
- معبودی، رضا و دره‌نظری، زینب. (۱۴۰۲). تأثیر آستانه‌ای فین تک بر توسعه مالی در ایران. *پژوهش‌های برنامه و توسعه*، ۴ (۲)، ۳۵-۵۶. [10.22034/pbr.2023.385070.1311](https://doi.org/10.22034/pbr.2023.385070.1311)
- مهدوی‌پناه، حسن، خلیلی عراقی، مریم، منتظر، مهدی و وکیلی فرد، حمیدرضا. (۱۴۰۳). تحلیل تأثیر فین تک بر شمول مالی در ایران. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۱۳ (۵۱)، ۵۶۷-۵۸۷. http://www.jik-ifea.ir/article_22558.html

References

- Adabor, O. & Mishra, A. (2023). The resource curse paradox: The role of financial inclusion in mitigating the adverse effect of natural resource rent on economic growth in Ghana. *Resources Policy*, 85, 103810. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103810>

- Badwan, N. & Awad, A. (2022). The impact of financial technological advancement (fintech) on the economic growth: evidence from palestine. *Asian Journal of Economics, Business and Accounting*, 22(23), 50-65. [10.9734/AJEBA/2022/v22i2330736](https://doi.org/10.9734/AJEBA/2022/v22i2330736)
- Bu, Y., Yu, X. & Li, H. (2023). The nonlinear impact of FinTech on the real economic growth: evidence from China. *Economics of Innovation and New Technology*, 32(8), 1138-1155. <https://doi.org/10.1080/10438599.2022.2095512>
- Cheng, H., Chen, Z., Qin, M. & Su, C.W. (2024). Mineral resources and Fintech: Catalyzing human capital and sustainable development. *Resources Policy*, 92, 104985. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104985>
- Dejpasand, F. & Goudarzi, H. (2010). Government size and economic growth in Iran: a threshold regression approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 14(42), 189-207. https://ijer.atu.ac.ir/article_3963.html [In Persian].
- Dogan, E., Madaleno, M. & Altinoz, B. (2020). Revisiting the nexus of financialization and natural resource abundance in resource-rich countries: New empirical evidence from nine indices of financial development. *Resources Policy*, 69, 101839. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101839>
- Elmimoghaddam, M., Shokri, M., Abolhasani Hastiani, A., Amini Milani, M., & Mansouri, N. (2023). The Impact of Economic Sanctions on Iran's Economic Growth Rate (Fuzzy Approach). *Program and Development Research*, 4(3), 79-118. [10.22034/pbr.2023.189414](https://doi.org/10.22034/pbr.2023.189414) [In Persian].
- Esmailpour Moghadam, H. & Karami, A. (2021). The effect of fintech innovation on green growth in Iran. *Iranian Energy Economics*, 10(39), 11-34. [20.1001.1.24235954.1400.10.39.1.2](https://doi.org/10.1016/j.iej.2021.1001.1.24235954.1400.10.39.1.2) [In Persian].
- Faisal, F., Yasir, S. & Turgut, T. (2019). Does an asymmetric nexus exist between financial deepening and natural resources for emerging economy? Evidence from multiple break cointegration test. *Resources Policy*, 64, 101512. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101512>
- Gao, X., Yu, J., Pertheban, T.R. & Sukumaran, S. (2024). Do fintech readiness, digital trade, and mineral resources rents contribute to economic growth: Exploring the role of environmental policy stringency. *Resources Policy*, 93, 105051. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.105051>
- Han, Z. & Heng, Y. (2024). Do fintech and trade diversification discard the natural resource dependency in MENA countries? *Resources Policy*, 89, 104496. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.104496>
- Hansen, B.E. (2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, 68(3), 575-603. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00124>
- Lee, C.C., Li, X., Yu, C.H. & Zhao, J. (2021). Does fintech innovation improve bank efficiency? Evidence from China's banking industry.

- International Review of Economics & Finance*, 74, 468–483.
<https://doi.org/10.1016/j.iref.2021.03.009>
- Li, H., Usman, N., Coulibay, M.H., Phiri, R. & Tang, X. (2022). Does the resources curse hypothesis exist in China? What is the dynamic role of fiscal decentralization, economic policy uncertainty, and technology innovation for sustainable financial development?. *Resources Policy*, 79, 103002. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.103002>
- Lotfalipour, M., Falahi, M. & Borji, M. (2012). The effects of health indices on economic growth in Iran. *Journal of Health Administration*, 14(46), 57-70. <http://jha.iuums.ac.ir/article-1-1024-fa.html> [In Persian].
- Maaboudi, R. (2024). The impact of fintech on the welfare of rural households in Iran. *Journal of Economic Essays; an Islamic Approach*, 21(41), 207-237. [10.30471/iee.2024.9439.2343](https://doi.org/10.30471/iee.2024.9439.2343) [In Persian].
- Maaboudi, R. & Dare Nazari, Z. (2023). The threshold effect of fintech on financial development in iran. *Program and Development Research*, 4(2), 35-56. [10.22034/pbr.2023.385070.1311](https://doi.org/10.22034/pbr.2023.385070.1311) [In Persian].
- Mahdavi Panah, H., Khaliliaraghi, M., Montazer, M. & Vakilifard, H. (2024). Analysis of the impact of Fintech on the financial inclusion in Iran. *Journal of Investment Knowledge*, 13(51), 567-587. http://www.jik-ifea.ir/article_22558.html [In Persian].
- Mashamba, T. & Gani, S. (2023). Fintech, bank funding, and economic growth in Sub-Saharan Africa. *Cogent Economics & Finance*, 11(1), 2225916. <https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2225916>
- Motallebi, M., Alizadeh, M. & Nazari, F.M. (2019). Entrepreneurship in the industrial sector, economic growth and employment by using the SUR and SVAR methods. *Journal of Applied Theories of Economics Year*, 6(3), 215-240. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_9422.html [In Persian].
- Nicoletti, B. (2017). *The future of fintech: integrating finance and technology*. Springer International Publishing.
<https://link.springer.com/book/10.1007/978-3-319-51415-4>
- Rahim, S., Murshed, M., Umarbeyli, S., Kirikkaleli, D., Ahmad, M., Tufail, M. & Wahab, S. (2021). Do natural resources abundance and human capital development promote economic growth? A study on the resource curse hypothesis in Next Eleven countries. *Resources, Environment and Sustainability*, 4, 100018.
<https://doi.org/10.1016/j.resenv.2021.100018>
- Razzaq, A. (2024). Impact of fintech readiness, natural resources, and business freedom on economic growth in the CAREC region. *Resources Policy*, 90, 104846.
<https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104846>
- Rehman, M.A. (2024). How has fintech become a solution for minerals management? *Resources Policy*, 92, 105016.
<https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.105016>
- Sadeghi, M. & Emadzadeh, M. (2004). Estimating the human capital share in Iran's economic growth (1965-2000). *Iranian Journal of Economic*

- Research, 5(17), 79-98. https://ijer.atu.ac.ir/article_3868.html [In Persian].
- Shokhrukh, S. (2020). *A case study of mobile money as a tool of fintech for financial inclusion and poverty reduction in kenya: lessons for uzbekistan*. PhD Thesis. Ritsumeikan Asia Pacific University. https://scholar.archive.org/work/jzvsk2tdwzcthia2noafm4mia/access/wayback/https://ritsumei.repo.nii.ac.jp/?action=repository_action_mon_download&item_id=13922&item_no=1&attribute_id=20&file_no=1
- Sikalao-Lekobane, O.L. (2022). *The impact of fintech credit on financial stability: an empirical study*. Doctoral Thesis (Doctoral). Bournemouth University. <https://eprints.bournemouth.ac.uk/37740/>
- Song, N. & Appiah-Otoo, I. (2022). The impact of fintech on economic growth: evidence from China. *Sustainability*, 14(10), 6211. <https://doi.org/10.3390/su14106211>
- Song, X. & Hou, W. (2024). Mineral resources and growth nexus in ASEAN countries: What role do trade diversification, ICT, and financial inclusion play in the resource curse spectrum? *Resources Policy*, 91, 104847. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104847>
- Sun, Y., Ak, A., Serener, B. & Xiong, D. (2020). Natural resource abundance and financial development: A case study of emerging seven (E-7) economies. *Resources Policy*, 67, 101660. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101660>
- Utami, Y. (2022). Analysis of the impact of financial technology (fintech) on the Indonesian economy in the new normal era. *International Journal of Economics, Business and Accounting Research (IJEBA)*, 6(4). 1-6. https://www.researchgate.net/publication/372449370_analysis_of_the_impact_of_financial_technology_fintech_on_the_indonesian_economy_in_the_new_normal_era
- Yadav, S., Samadhiya, A., Kumar, A., Luthra, S. & Pandey, K.K. (2024). Nexus between fintech, green finance and natural resources management: Transition of BRICS nation industries from resource curse to resource blessed sustainable economies. *Resources Policy*, 91, 104903. [1016/j.resourpol.2024.104903](https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104903)

استناد به این مقاله: معبودی، رضا و دره نظری، زینب. (۱۴۰۴). تأثیر آستانه‌ای فین تک بر اثرگذاری رانت نفت بر رشد اقتصادی در ایران. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۳۰ (۱۰۴)، ۲۰۲-۲۳۳.



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

A Ranking of Iranian Provinces and Counties by Value-Added Shares in 18 Subsectors of ISIC Rev. 4 Using VIKOR and Shannon Entropy

Morteza Ghanbarzadeh
Chaleshtori 

Ph.D. Candidate in Public Sector
Economics, University of Isfahan,
Isfahan, Iran

Parsa Riahi Dehkordi 

M.A. in Strategic Management, Rail
Pardaz Noafarin Company, Tehran,
Iran

Abstract

Economics examines the optimal allocation of scarce resources in the face of unlimited demands. This requires access to reliable and relevant information to support effective prioritization. In the development literature, particular emphasis is placed on the capacity and relative position of regions within the national production system, as these factors constitute pillars of balanced development. The present study aimed to rank Iranian provinces and counties based on their shares in value added. Adopting a descriptive-analytical approach, the research selected the statistical population comprising 457 counties of the country for the period 2017–2020 (corresponding to 1396–1399 in the solar Hijri calendar). Given the comprehensive scope of the study, no sampling was undertaken, and the analysis was conducted using a census method. The VIKOR multi-criteria decision-making technique was applied, and Shannon entropy was employed to determine criterion weights. The input variable was each county's share of value added relative to the national total in the corresponding sector. The data was obtained from statistical tables (published by the Statistical Center of Iran) and regional accounts. The results indicated that Tehran, Rey, and Mashhad counties achieved the highest rankings in both years, whereas Margoun, Karkheh, and Angut ranked the lowest. Provinces were also ranked using both direct and indirect approaches. Under the direct method, Tehran, Khuzestan, and Bushehr ranked highest, while Ilam, Chaharmahal-and-Bakhtiari, and North Khorasan were positioned at the lower end of the ranking. In the indirect method, Qom, Tehran, and Bushehr occupied the top positions, whereas Chaharmahal-and-Bakhtiari, South Khorasan, and Sistan-and-Baluchestan ranked lowest. Overall, the findings revealed a significant concentration of production in a limited

* Corresponding Author: ghanbarzadeh.morteza@gmail.com

How to Cite: Ghanbarzadeh Chaleshtori, M. & Riahi Dehkordi, P. (2025). A Ranking of Iranian Provinces and Counties by Value-Added Shares in 18 Subsectors of ISIC Rev. 4 Using VIKOR and Shannon Entropy. *Iranian Journal of Economic Research*, 30(104), 234-276.

number of regions, highlighting the necessity of targeted regional policies to promote balanced development. The results can provide valuable guidance for policymakers in designing resource allocation strategies and regional economic planning initiatives.

1. Introduction

Under current national economic conditions, there is broad consensus—particularly among economists, experts, and policymakers—that Iran’s level of economic growth and production does not align with the capacity of its human and natural resources. A substantial portion of economic potential remains underutilized, leading to high unemployment of resources—especially labor—and an excessive reliance of national economic growth on oil revenues, which are inherently volatile. This dependence has contributed to instability in economic planning and key macroeconomic variables. These factors have reduced overall productivity in the national economy, thus highlighting an urgent need for structural reforms aimed at the more efficient utilization of economic resources and potential.

An examination of Iran’s regional economy reveals significant disparities in performance, with some regions achieving higher-than-average levels of economic growth. Owing to differences in regional potential, levels of development across provinces are uneven in the industrial, agricultural, and service sectors. Failure to adequately recognize and utilize regional capacities leads to misaligned investments and the persistence of underdevelopment, despite the implementation of numerous national and regional development programs. These programs have largely been unable to reduce economic, social, and spatial inequalities. As a result, severe poverty in certain regions, unequal employment opportunities, uneven access to facilities, and migration continue to pose major development challenges.

Identifying the factors that influence regional economic growth enables more informed policymaking at both the national and local levels. In light of the long-term objectives set out in the Twenty-Year Vision Document—particularly the goal of attaining a leading economic position in the region—continuous monitoring of economic indicators is essential. One of the most important indicators in this regard is sectoral value added at the provincial level. However, the absence of county-level accounts represents a significant informational gap. The current study sought to address this gap by ranking provinces and counties according to their shares of value added across different economic sectors, using constant prices to eliminate the effects of inflation. The study tried to answer the following research questions: How does each province and county in Iran rank in terms of their share of value added across different economic sectors? And what is the difference between a province’s direct ranking and its indirect ranking (calculated based on the average rank of its counties)?

2. Materials and Methods

As a quantitative research based a descriptive–analytical approach, the present study relied on library-based documentary analysis and field survey data.

Value-added indicators for 18 economic subsectors, classified according to ISIC Rev.4, were calculated at the county level. They were weighted using Shannon entropy, and ranked using the VIKOR method. The data was sourced from official national, provincial, and county-level accounts published by the Statistical Center of Iran, ensuring full consistency across spatial levels. The VIKOR method, grounded in multi-criteria optimization, was chosen for its ability to rank alternatives under conflicting criteria based on their proximity to the ideal solution.

3. Results and Discussion

Table 1. Comparison of Direct and Indirect Rankings of Provinces in 2019

No.	Province	Direct rank	Indirect rank	Rank difference
1	East Azerbaijan	7	16	-9
2	West Azerbaijan	9	11	-2
3	Ardabil	25	25	0
4	Isfahan	4	9	-5
5	Alborz	14	6	8
6	Ilam	29	29	0
7	Bushehr	3	3	0
8	Tehran	1	2	-1
9	Chaharmahal and Bakhtiari	30	28	2
10	South Khorasan	28	30	-2
11	Razavi Khorasan	5	24	-19
12	North Khorasan	31	26	5
13	Khuzestan	2	5	-3
14	Zanjan	26	15	11
15	Semnan	27	17	10
16	Sistan and Baluchestan	16	31	-15
17	Fars	6	19	-13
18	Qazvin	12	4	8
19	Qom	22	1	21
20	Kurdistan	23	13	10
21	Kerman	10	21	-11
22	Kohgiluyeh and Boyer-Ahmad	15	23	-8
23	Kermanshah	24	27	-3
24	Golestan	20	20	0
25	Gilan	11	12	-1
26	Lorestan	21	14	7
27	Mazandaran	8	7	1
28	Markazi	17	18	-1
29	Hormozgan	13	22	-9
30	Hamedan	19	10	9
31	Yazd	18	8	10

Source: Results Research

By utilizing newly released county accounts (published in 2021) and analyzing 457 counties over multiple years, this study addressed a significant gap in subprovincial economic analysis in Iran. The results indicated that from 2017 to 2020, the counties of Tehran, Rey, and Mashhad consistently ranked first to third nationwide. In 2020, their VIKOR index values were 0, 0.8817,

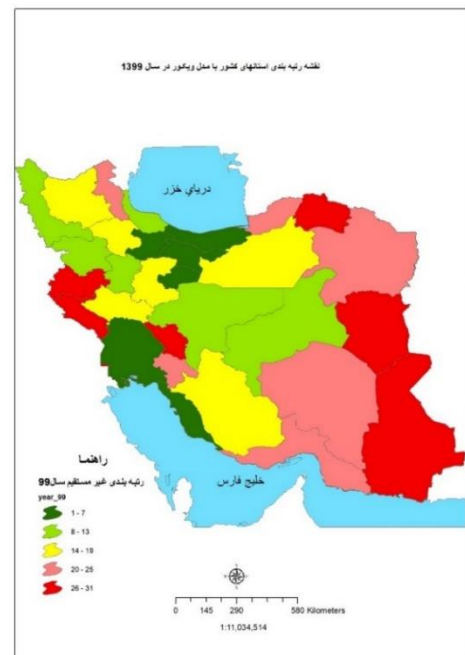
and 0.8877, respectively, reflecting a strong proximity to the ideal solution. In contrast, Margun (Kohgiluyeh and Boyer-Ahmad Province), Karkheh (Khuzestan Province), and Angut (Ardabil Province) were ranked the lowest, with VIKOR values approaching one.

A notable finding is the pronounced spatial concentration of value added. Among the top 25 ranking positions during the period, 16 were occupied by counties in Tehran Province, underscoring the heavy concentration of economic activity in the capital region. Furthermore, Pearson correlation coefficients between the VIKOR index and population or land area were relatively weak. The strongest correlation (-0.152) was observed with urban population, which exerted roughly twice the influence of rural population.

Figure 1. Map of Indirect Ranking of Provinces in 2010



Figure 2. Map of Direct Ranking of Provinces Using the VIKOR Method in 2010



Source: Results Research

Sectoral analysis showed that in 2020, more than half of the national value added was generated by mining, real estate, industry, and wholesale and retail trade. Tehran County alone contributed over 16 percent of the national value added and dominated knowledge-intensive services, including information and communication, financial and insurance activities, and professional and scientific services. This structure differs markedly from the national pattern,

reflecting the concentration of financial and technological infrastructure in the capital.

4. Conclusion

Iran's development policies are largely centralized, resulting in unequal wealth distribution, rural-to-urban migration, rising unemployment, and the decline of local economic activities. The growing gap between major metropolitan areas—such as Tehran, Isfahan, Mashhad, and Shiraz—and other provincial centers highlights the urgent need for place-based regional policies tailored to local economic structures and capacities to promote more balanced and sustainable development.

Keywords: Value Added, Multi-Criteria Decision Making, VIKOR, Shannon Entropy, Provincial Ranking, County-Level Ranking

JEL Classification: R11, R12, C44, O18, C38



رتبه‌بندی شهرستان‌ها و استان‌های کشور براساس سهم ارزش افزوده در زیربخش‌های ۱۸ گانه ISIC 4.0 با روش VIKOR و وزن‌دهی آنتروپی Shanon

مرتضی قنبرزاده چالستری*

ایران



دانشجوی دکتری رشته اقتصاد بخش عمومی، دانشگاه اصفهان، اصفهان،

پارسا ریاحی دهکردی



ایران

کارشناسی ارشد مدیریت استراتژیک، شرکت ریل پرداز نوآفرین، تهران،

چکیده

اقتصاد دانشی است که به تخصیص بهینه منابع محدود در برابر خواسته‌های نامحدود می‌پردازد و برای این هدف، دستیابی به اطلاعات مناسب جهت اولویت‌بندی ضروری است. در ادبیات توسعه، توجه به ظرفیت و جایگاه مناطق در نظام تولید، از ارکان مهم توسعه متوازن محسوب می‌شود. این پژوهش با هدف رتبه‌بندی شهرستان‌های کشور براساس سهم آن‌ها در ایجاد ارزش افزوده، انجام شد. روش تحقیق توصیفی-تحلیلی بوده و جامعه آماری شامل ۴۵۷ شهرستان کشور در سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۹ بود. نمونه‌گیری انجام نشد و داده‌ها به صورت سرشماری بررسی شدند. از روش تصمیم‌گیری ویکور، آنتروپی شانون برای وزن‌دهی و سهم ارزش افزوده به قیمت ثابت هر بخش شهرستان از مشابه آن در کل کشور به عنوان ورودی استفاده شد. منبع جمع‌آوری داده‌ها، جدول‌های آماری مرکز آمار ایران و نتایج حساب‌های منطقه‌ای و شهرستانی بود. یافته‌ها نشان داد که شهرستان‌های تهران، ری و مشهد در هر دو سال در رتبه‌های برتر و شهرستان‌های مارگون، کرخه و انگوت در رتبه‌های انتهایی قرار گرفتند. همچنین، رتبه‌بندی استان‌ها به صورت مستقیم و غیرمستقیم صورت گرفت که در روش مستقیم، استان‌های تهران، خوزستان و بوشهر در صدر و استان‌های ایلام، چهارمحال و بختیاری و خراسان شمالی در انتها قرار گرفتند. در روش غیرمستقیم نیز استان‌های قم، تهران و بوشهر در رتبه‌های برتر و چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی و سیستان و بلوچستان در رتبه‌های پایین تر قرار گرفتند. نتایج حاکی از تمرکز تولید در مناطق خاصی از کشور و ضرورت توجه به سیاست‌های منطقه‌ای برای توسعه متوازن بود. این یافته‌ها می‌توانند راهنمای سیاست‌گذاران در تخصیص منابع و برنامه‌ریزی اقتصادی منطقه‌ای باشند.

کلیدواژه‌ها: ارزش افزوده، تصمیم‌گیری چندمعیاره، ویکور، آنتروپی شانون، رتبه‌بندی استانی و شهرستانی.

طبقه‌بندی JEL: R11, R12, C44, O18, C38

* نویسنده مسئول: ghanbarzadeh.morteza@gmail.com

۱. مقدمه

در شرایط موجود اقتصاد کشور، توافق همگان به‌ویژه اقتصاددانان، کارشناسان و سیاست‌گذاران کشور بر این مسئله اساسی است که رشد اقتصادی و تولید در کشور، متناسب با ظرفیت منابع انسانی و طبیعی اقتصاد ملی نیست و به‌صورت کارا از توان، ظرفیت و پتانسیل‌های اقتصادی کشور بهره‌برداری نمی‌شود لذا نرخ بیکاری بالای منابع، از جمله نیروی کار در کشور و تکیه هر چه بیشتر رشد اقتصاد ملی بر نفت که خود دارای نوسان‌های زیادی است، سبب نوسان و ناپایداری در برنامه‌ها و متغیرهای کلان اقتصادی می‌شود. عوامل مذکور در کنار دلایل دیگر، سبب پایین آمدن بهره‌وری در اقتصاد ملی شده و همین مسئله، نیاز اساسی در زمینه تغییر ساختارها در جهت استفاده صحیح از منابع و پتانسیل‌های اقتصادی کشور را ایجاد نموده است (مرکز برنامه‌ریزی شهری تهران).

با بررسی اقتصاد منطقه‌ای کشور مشخص می‌شود که برخی مناطق نسبت به مناطق دیگر عملکرد اقتصادی بهتری دارند و در مقایسه با میانگین کشور رشد اقتصادی بالاتری دارند. به عبارت دیگر، به علت امکانات بالقوه منطقه‌ای، توسعه‌یافتگی استان‌های کشور ممکن است در بخش‌های مختلف صنعتی، کشاورزی و خدمات با یکدیگر متجانس نباشد (زنگی‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۲). بنابراین بی‌توجهی به استعدادها و توانایی‌های هر منطقه در زمینه فعالیت‌های اقتصادی موجب می‌شود تا سرمایه‌گذاری‌ها متناسب با امکانات و ظرفیت‌های بالقوه مناطق صورت نگیرد و به‌رغم اجرای برنامه‌های متعدد توسعه ملی و منطقه‌ای، همچنان روند توسعه‌نیافتگی مناطق ادامه یابد زیرا نتوانسته‌اند نابرابری‌های مختلف اقتصادی، اجتماعی و فضایی بین مناطق را کاهش دهند. لذا فقر شدید در برخی مناطق کشور، نابرابری فرصت‌های شغلی، توزیع نابرابر امکانات و در نتیجه سیل مهاجرت، کماکان مسائل اصلی توسعه در کشور محسوب می‌شوند (داداش‌پور و دوده‌جانی، ۱۳۹۴).

در صورتی که عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی مناطق شناسایی شود و درک درستی از توانمندی‌ها و تنگناهای آن مناطق فراهم شود، می‌توان زمینه ارتقای سطح سیاستگذاری‌های مرتبط با مناطق و اتخاذ تصمیم‌سازی و تصمیم‌گیری درست و مبتنی بر آگاهی را برای سیاستگذاران ملی و محلی فراهم کرد (صادقی و غفاری، ۱۳۸۸). طبیعی است در کشور ما با توجه به اهداف عالی که در سند چشم‌انداز بیست‌ساله، همچون دستیابی به جایگاه اول

اقتصادی در منطقه در نظر گرفته شده است، پیگیری و بررسی روند شاخص‌های اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. یکی از این شاخص‌های مهم اقتصادی، ایجاد ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی در استان‌های کشور است. ارزش افزوده مجموع درآمد صاحبان عوامل تولید است که به چگونگی استفاده از این عوامل در فرآیند تولید بخش‌های اقتصادی مربوط می‌شود. مجموع ارزش افزوده ایجاد شده در بخش‌های اقتصادی، تولید ناخالص داخلی کشور را تشکیل می‌دهد که یکی از شاخص‌های مهم جهت مقایسه توان اقتصادی کشورها و موفقیت برنامه‌های اقتصادی آنها است (شریفی و همکاران، ۱۳۹۱).

با توجه به نبود آمار حساب شهرستانی در کشور، هیچ متر و معیار مشخصی برای اندازه‌گیری و رتبه‌بندی جایگاه هر شهرستان در سطح کشور موجود نبود. این مسئله خود باعث گمراهی سیاست‌های بازتوزیعی در کشور می‌شد زیرا عدم اطلاع از میزان سهم ارزش افزوده هر شهرستان در کشور در هر یک از زیربخش‌های اقتصادی نقاط قوت و ضعف این مناطق را پوشیده نگه می‌داشت. برای جلوگیری از تأثیر نقش تورم در میزان ارزش افزوده، از ارزش افزوده به قیمت ثابت استفاده شده است. آنچه که مسلم بود این بود که امکانات و مواهب اقتصادی همواره در پایتخت در مرحله اول و در مراکز استان‌ها در مرحله دوم به‌شدت تجمع شده‌اند. اینک با این روش می‌توان این فاصله را اندازه‌گیری کرد و سیاست‌های بازتوزیعی، برای بهبود سایر مناطق کشور را با دید و منطق بهتری تنظیم و تدوین نمود؛ همچنین می‌توان با استفاده از ظرفیت‌های این مناطق با بهبود ساختارهای داخلی شهرستان‌ها و به تبع آن استان‌ها را تقویت کرد تا این فاصله یا حتی شکاف درآمدی و توزیع نا عادلانه امکانات کاهش یابد و به این وسیله از تبعات ناخواسته و نامطلوب آن در آینده پیشگیری شود.

بنابر مطالب فوق دو پرسش اساسی مقاله عبارتند از:

- جایگاه هر شهرستان و استان کشور از نظر سهم ارزش افزوده در بخش‌های مختلف اقتصادی کجاست؟
- چه تفاوتی میان رتبه‌بندی مستقیم استان‌ها و رتبه‌بندی غیرمستقیم (براساس میانگین رتبه شهرستان‌هایشان) وجود دارد؟

پایه نظری مقاله بر مبنای اقتصاد منطقه‌ای و توسعه متوازن است:

پایه نظری این مقاله بر اقتصاد منطقه‌ای استوار است و به‌طور خاص از رویکرد مکان‌محور^۱ (فضاپذیر) پیروی می‌کند. در قرن ۲۱، نظریه‌های اقتصاد منطقه‌ای به دو گروه مکان‌خنثی^۲ (فضاگریز) و فضاپذیر تقسیم می‌شوند (Barca, et al., 2012; McCann, 2023). رویکرد مکان‌خنثی بر سیاست‌های کلی ملی بدون توجه به تفاوت‌های جغرافیایی تمرکز دارد و رشد را از طریق تمرکز در مراکز بزرگ ترویج می‌کند. در مقابل، رویکرد مکان‌محور که این مقاله از آن بهره می‌برد، بر ظرفیت‌های منحصربه‌فرد هر منطقه، نهادها و سرمایه اجتماعی تأکید دارد تا توسعه متوازن و فراگیر حاصل شود. دلیل انتخاب این رویکرد، تمرکز تولید در مناطق خاص ایران (مانند تهران) و نیاز به سیاست‌های منطقه‌ای برای کاهش نابرابری‌هاست که با یافته‌های بارکا و همکاران^۳ (۲۰۱۲) در اتحادیه اروپا همخوانی دارد.

- اقتصاد منطقه‌ای به تفاوت‌های مکانی در تخصیص منابع، ایجاد ارزش افزوده و توزیع فعالیت‌های اقتصادی توجه دارد.
- نظریه اصلی که مقاله به آن تکیه دارد، این است که تمرکز تولید و ارزش افزوده در چند منطقه خاص (مثل تهران، خوزستان، بوشهر) باعث ایجاد نابرابری منطقه‌ای می‌شود.
- مقاله بر ضرورت سیاست‌گذاری منطقه‌ای برای اصلاح این نابرابری‌ها تأکید می‌کند؛ یعنی استفاده کارآمد از ظرفیت‌های محلی و جلوگیری از تمرکز بیش‌ازحد در مراکز اصلی.
- از منظر اقتصاد منطقه‌ای، شاخص ارزش افزوده به‌عنوان یکی از مهم‌ترین معیارهای قدرت اقتصادی منطقه‌ها مطرح می‌شود زیرا بیانگر میزان بهره‌برداری از عوامل تولید در سطح محلی و نقش آن‌ها در اقتصاد ملی است.

مقاله بر مبنای این اصل اقتصاد منطقه‌ای نوشته شده که توسعه متوازن نیازمند شناخت دقیق جایگاه هر منطقه در تولید ملی است و بدون چنین شناختی، سیاست‌های بازتوزیعی و توسعه‌ای کارآمد نخواهند بود.

1. Place-based
2. Place-neutral
3. Barca, F., et al.

۲. پیشینه پژوهش

جدول ۱. مطالعات پیشین در راستای تحقیق

موضوع مورد تحقیق	سال	محققین
این مقاله تکامل سیاست‌های مبتنی بر مکان را از دهه شصت میلادی تاکنون در اقتصادهای پیشرفته مرور می‌کند. روایت دوگانه، رونق افراد در برابر رونق مکان‌ها را خیالی و گمراه‌کننده می‌داند و نشان می‌دهد که گذار از همگرایی به واگرایی منطقه‌ای در سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، نیاز به این سیاست‌ها را برای افزایش بهره‌وری و فراگیری بیشتر کرده است.	۲۰۲۳	McCann
محققین این پژوهش با روش سهم ارزش افزوده استان‌های کشور در زیربخش‌های اقتصادی با استفاده از روش رتبه‌بندی ویکور ^۱ و وزن‌دهی آنتروپی شانون ^۲ به رتبه‌بندی استان‌ها پرداختند.	۱۳۹۶	عبدلی و همکاران
با استفاده از جدول داده-ستانده، ارزش افزوده واقعی بهره‌وری صنعت در چین را برای دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۵ اندازه‌گیری کردند. نتایج نشان داد، اگرچه از دست دادن سرمایه طبیعی در بخش‌های صنعتی چین از نظر ارزش افزوده کند شده است ولی اثرات آن بر بهره‌وری در طول دهه گذشته هنوز کاملاً روشن است.	۲۰۱۵	Gao, et al.
به بررسی اثر بیماری نفتی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی کشورهای منا برای دوره زمانی ۱۹۷۰-۲۰۱۱ با روش پانل پرداختند. نتایج نشان داد که رونق بخش نفت به علت حرکت منابع به سمت بخش‌های نفتی سبب کاهش فعالیت‌های کشاورزی و کاهش ارزش افزوده این بخش می‌شود.	۲۰۱۴	Apergis, et al.
به بررسی ارتباط میان ارزش افزوده بخش کشاورزی و رشد اقتصادی در اتحادیه اروپا با روش پانل برای دوره ۲۰۰۲-۲۰۰۷ پرداختند. نتایج نشان داد که رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی سبب رشد اقتصادی کشورهای عضو اتحادیه خواهد شد.	۲۰۱۳	Ozkan & Ceylan
این مقاله به بررسی دلایل نیاز به مداخله در توسعه منطقه‌ای با مقایسه رویکردهای خنثی نسبت به مکان و رویکردهای مبتنی بر مکان می‌پردازد و با تمرکز بر تغییرات جهانی‌سازی و مثال‌هایی از کشورهای درحال توسعه و اتحادیه اروپا، بر اولویت کارایی و شمول اجتماعی به جای همگرایی سرزمینی و توجه به تنوع محلی برای پیشینه‌سازی پتانسیل توسعه تأکید دارد.	۲۰۱۲	Barca, et al.

1. VIKOR ranking method

2. Shannon Entropy

ادامه جدول ۱. مطالعات پیشین در راستای تحقیق

موضوع مورد تحقیق	سال	محققین
به بررسی سهم تولید و تجارت از ارزش افزوده طرفین تجاری آمریکا پرداختند. نتایج نشان داد که یک عدم تعادلی در ارزش افزوده مربوط به بخش تجاری وجود دارد. همچنین یک ارتباط دوطرفه بین تولید ترکیب صادرات در ارزش افزوده وجود دارد.	۲۰۱۲	Robert & Guillermo
در مطالعه‌ای اثر توسعه مالی بر ارزش افزوده کشورهای آمریکای لاتین را برای دوره زمانی ۱۹۸۰-۲۰۰۷ با روش پانل مورد آزمون قرار داد. نتایج حاکی از وجود نقش تعیین‌کننده توسعه مالی بر رشد ارزش افزوده کشورهای مورد نظر داشت.	۲۰۱۲	Bittencourt
اثر واسطه‌های مالی بر رشد ارزش افزوده ۷۱ کشور کمتر توسعه‌یافته را اندازه‌گیری کرد. نتایج حاکی از وجود اثر مثبت واسطه‌های مالی بر رشد ارزش افزوده این کشورها است.	۱۹۹۶	Odedokun
نگارندگان سعی نمودند جایگاه و نقش استان‌های کشور را از نظر ظرفیت‌های راهبردی مورد تحلیل قرار دهند. در این راستا این پرسش اساسی مطرح شده است: چه استان‌هایی و در چه زمینه‌هایی به لحاظ ظرفیت‌های راهبردی سرزمینی بیشترین نقش و جایگاه را در وزن ژئوپلیتیک کشور ایران دارند؟ راهبردی‌ترین استان‌های کشور به لحاظ مجموع ظرفیت‌های سرزمینی کدامند؟	۱۳۹۳	لطفی و رشیدی
در این مطالعه با ادغام بخش‌های کشاورزی، شکار، جنگل‌داری و ماهیگیری در قالب بخش کشاورزی، بخش‌های صنعت، معدن، آب و برق و گاز و ساختمان در قالب بخش صنایع و معادن و بقیه بخش‌ها در قالب بخش خدمات، رتبه‌بندی استان‌های کشور صورت پذیرفت. نتایج نشان داد که در بخش کشاورزی استان مازندران، صنایع و معادن استان خوزستان و خدمات، استان تهران رتبه نخست را دارند.	۱۳۹۳	اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی تهران
در مطالعه‌ای تأثیر افزایش درآمدهای نفتی بر ارزش افزوده بخش صنعت طی دوره زمانی ۱۳۵۷-۱۳۸۹ با استفاده از الگوی VAR مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که افزایش درآمدهای نفتی به‌طور غیرمستقیم موجب تأثیر منفی بر ارزش افزوده بخش صنعت می‌شود.	۱۳۹۲	خلیل‌زاده و همکاران
در مطالعه‌ای به سنجش سطح توسعه‌یافتگی استان‌های کشور با رویکرد تحلیل عاملی پرداختند. براساس این سطح بندی، استان‌های کهکیلویه و بویراحمد، تهران و سمنان به ترتیب در رتبه‌های اول تا سوم و استان‌های کردستان، سیستان و بلوچستان و همدان به ترتیب در رتبه‌های آخر قرار گرفتند.	۱۳۹۱	پوراصغر سنگاچین و همکاران

ادامه جدول ۱. مطالعات پیشین در راستای تحقیق

موضوع مورد تحقیق	سال	محققین
در مطالعه‌ای به برآورد ارزش افزوده بالقوه در بخش‌های عمده اقتصاد ایران با روش فیلتر کالمن برای دوره زمانی ۱۳۳۹-۱۳۸۹ پرداختند. در این مطالعه ارزش افزوده بالقوه زیربخش‌های اقتصادی صنعت و معدن، ساختمان، نفت و گاز، کشاورزی، خدمات، آب، برق و گاز از مدل حالت فضا تخمین زده شد.	۱۳۹۱	هژبر کیانی و نقیبی
در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین مزیت نسبی ارزش افزوده فعالیت‌های بخش گردشگری (هتل و رستوران) و رشد اقتصادی استان مازندران و مقایسه آن با سایر استان‌های کشور طی دوره ۱۳۷۵ - ۱۳۷۹ پرداختند. نتایج نشان داد که استان مازندران از نظر ارزش افزوده بخش گردشگری نسبت به سایر استان‌های کشور دارای مزیت نسبی بوده اما از لحاظ رتبه‌بندی در سال‌های مختلف یکسان نبوده است.	۱۳۹۱	جعفری صمیمی و همکاران

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تفاوت پژوهش حاضر با پژوهش عبدلی و همکاران (۱۳۹۶) در این است که این مطالعه از ۱۸ زیربخش اقتصادی برای رتبه‌بندی استفاده کرده است، سپس از طریق وزن‌دهی با استفاده از مدل آنتروپی شانون به هر یک از زیربخش‌ها (با توجه به دارا بودن وزن متفاوت هر یک از زیربخش‌ها) و استفاده از روش تصمیم‌گیری چندمعیاره (VIKOR) به رتبه‌بندی شهرستان‌های کل کشور از نظر ایجاد ارزش افزوده پرداخته درحالی که مطالعه فوق از ۱۵ زیربخش استفاده کرده و ارزش افزوده برای استان‌های کشور محاسبه شده است. در ضمن اکثر پژوهش‌ها در حوزه رتبه‌بندی به محاسبه رتبه‌ها در یک سال بسنده می‌کنند ولی در این پژوهش ۲ سال مدنظر است و نه تنها به خود رتبه‌ها بلکه به تغییرات آن‌ها نیز پرداخته است. علاوه بر این، با رویکردی از جزی به کل، میانگین رتبه شهرستان‌های هر استان در هر سال محاسبه و با مرتب کردن این مقادیر از کوچک به بزرگ به هر استان رتبه‌ای بین ۱ تا ۳۱ تخصیص داده شده است. این کار تفاوت رتبه‌بندی استان‌ها با رویکرد تجمیعی استانی و رویکرد جزنگری شهرستانی را نشان می‌دهد. به بیان دیگر، یکبار سطح تحلیل را استان و بار دیگر با نگاهی جزئی‌تر، شهرستان را سطح تحلیل می‌گیریم و به این وسیله نشان می‌دهیم ممکن است استانی در میان سایر استان‌های کشور به علت سهم بالای ارزش افزوده در کشور رتبه خوبی داشته باشد ولی وقتی دقیق‌تر نگاه کنیم متوجه می‌شویم که این اتفاق به واسطه یک یا

چند شهرستان خاص رخ داده است و سایر شهرستان‌های آن استان سهم ناچیزی از تولید کشور داشته‌اند.

مرور مطالعات پیشین (جدول ۱) نشان می‌دهد که تحلیل‌های ارزش افزوده عمدتاً در سطح استانی یا ملی انجام شده‌اند (مانند عبدلی و همکاران، ۱۳۹۶؛ داداش‌پور و ده‌ده‌جانی، ۱۳۹۴ و...) و به دلیل نبود داده‌های شهرستانی تا قبل از سال ۱۴۰۱، هیچ مطالعه‌ای به رتبه‌بندی جامع ۴۵۷ شهرستان ایران با استفاده از ۱۸ زیربخش آیسیک^۱ نپرداخته است. حساب‌های شهرستانی، که برای اولین بار در سال ۱۴۰۰ جمع‌آوری و در سال ۱۴۰۱ برای سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۹ منتشر شدند، امکان تحلیل دقیق‌تر در سطح شهرستانی را فراهم کردند. این مطالعه با بهره‌گیری از این داده‌های جدید، استفاده از روش VIKOR با وزن‌دهی آنتروپی شانون، و تحلیل دوساله (۱۳۹۶ و ۱۳۹۹)، خلأ پژوهشی موجود در نبود تحلیل‌های شهرستانی و دینامیک را پر کرده است.

۳. روش

این پژوهش از نوع کمی است و اطلاعات آن از روش کتابخانه‌ای-استنادی و پیمایش میدانی است که به صورت توصیفی-تحلیلی انجام گرفته است. ابتدا شاخص‌های مرتبط با ارزش افزوده در ۱۸ زیربخش اقتصادی که همان طبقه‌بندی ۱۸ گانه آیسیک هستند، در هر شهرستان شناسایی و سپس سهم هر یک از آن‌ها در استان تعیین شد ولی به دلیل یکسان نبودن اهمیت هر یک از شاخص‌ها، با روش آنتروپی شانون وزن هر یک از شاخص‌ها محاسبه شد و در نهایت با رتبه‌بندی با روش ویکور گزینه‌هایی مناسب برای تحلیل خروجی‌ها به دست آمد. پایه‌های آماری این پژوهش بر داده‌های رسمی مرکز آمار ایران استوار است. حساب‌های ملی و استانی به طور منظم و رسمی توسط این مرکز منتشر می‌شوند و شامل ارزش افزوده بخش‌های اقتصادی، تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی در سطوح ملی و استانی هستند (برای مثال، در سالنامه آماری کشور، ۱۴۰۱). با این حال، حساب‌های شهرستانی به صورت منظم منتشر نمی‌شوند و برای اولین بار در سال ۱۴۰۰ جمع‌آوری و در سال ۱۴۰۱ برای سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۹ منتشر شدند (مرکز آمار ایران، گزارش حساب‌های منطقه‌ای). در این مطالعه، داده‌های ارزش افزوده در لایه‌های ملی، استانی و شهرستانی براساس گزارش‌های

1. ISIC 4.0 (International Standard Industrial Classification of All Economic Activities (ISIC))

رسمی مرکز آمار ایران استخراج شده‌اند که خود این مرکز سازگاری بین این لایه‌ها را تضمین می‌کند. به‌طور خاص، حساب‌های شهرستان (که ورودی اصلی مطالعه ماست) توسط مرکز آمار ایران براساس روش‌های استاندارد حسابداری ملی و منطقه‌ای محاسبه می‌شوند که شامل رویکرد جزبه‌کل است: ارزش افزوده شهرستان‌ها از داده‌های محلی و نظرسنجی‌ها جمع‌آوری شده و سپس تجمیع می‌شود تا ارزش افزوده استانی و ملی را تشکیل دهد. این سازگاری بین حساب‌های ملی و منطقه‌ای وجود دارد (مانند تطابق GDP، ستانده و ارزش افزوده) و مرکز آمار ایران در گزارش‌های خود (مانند «حساب‌های منطقه‌ای» سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۹) تنظیماتی مانند تخصیص مجدد برای رفع ناهماهنگی‌های احتمالی (ناشی از داده‌های ناقص یا تخمینی) اعمال می‌کند. برای مثال، در داده‌های استفاده‌شده، مجموع ارزش افزوده ۴۵۷ شهرستان دقیقاً با ارزش افزوده ۳۱ استان و درنهایت GDP ملی تطابق دارد زیرا این مرکز از روش‌های یکپارچه مانند آیسیک ۴.۰ و تنظیمات آماری (مانند انتساب برای داده‌های گمشده) استفاده می‌کند. منبع اصلی داده‌ها جدول‌های آماری مرکز آمار ایران و نتایج حساب‌های منطقه‌ای و شهرستانی است که سازگاری لایه‌های ملی، استانی و شهرستانی را تضمین می‌کند. برای جلوگیری از ناهماهنگی، تنظیمات آماری مانند انتساب^۱ برای داده‌های ناقص اعمال شده است. این مسئله در مطالعه ما مورد توجه قرار گرفته، هیچ ناهماهنگی مشاهده‌شده‌ای در داده‌ها وجود نداشت و تجمیع ما (مانند جدول ۱۶ برای رتبه‌بندی مستقیم استان‌ها) مستقیماً از این داده‌های سازگار مرکز آمار ایران مشتق شده است.

روش ویکور (Vikor) حرف اختصاری عبارت صربی Vlse Kriterijumsk Optimizacija Kompromisno Resenje یکی از مدل‌های پرکاربرد در تصمیم‌گیری و انتخاب گزینه برتر می‌باشد. این مدل از سال ۱۹۸۴ بر مبنای روش توافق جمعی و با داشتن معیارهای متضاد تهیه شده و عموماً برای حل مسائل گسسته کاربرد دارد. این روش برای بهینه‌سازی چندمعیاره سیستم‌های پیچیده توسعه یافته است. این روش روی دسته‌بندی و انتخاب از یک مجموعه گزینه‌ها تمرکز داشته و جواب‌های سازشی را برای یک مسئله با معیارهای متضاد تعیین می‌کند به‌طوری که قادر است تصمیم‌گیرندگان را برای دستیابی به

یک تصمیم نهایی یاری دهد. در اینجا جواب سازشی نزدیک‌ترین جواب موجه به جواب ایده‌آل است که کلمه سازش به یک توافق متقابل اطلاق می‌گردد.

مدل ویکور از طریق ارزیابی گزینه‌ها براساس معیارها، گزینه‌ها را اولویت‌بندی یا رتبه‌بندی می‌کند. در این مدل معیارها وزن‌دهی نمی‌شوند بلکه معیارها از طریق روش‌های دیگر ارزیابی می‌شود و سپس گزینه‌ها براساس معیارها و با ترکیب در ارزش معیارها، ارزیابی شده و رتبه‌بندی می‌شوند. در این مدل همواره چند گزینه مختلف وجود دارد که این گزینه‌ها براساس چند معیار به صورت مستقل ارزیابی و در نهایت گزینه‌ها براساس ارزش، رتبه‌بندی می‌شوند. تفاوت اصلی این مدل با مدل‌های تصمیم‌گیری سلسله‌مراتبی یا شبکه‌ای این است که برخلاف آن مدل‌ها، در این مدل مقایسات زوجی بین معیارها و گزینه‌ها صورت نمی‌گیرد و هر گزینه مستقلاً توسط یک معیار سنجیده و ارزیابی می‌شود.

در نتیجه با روش VIKOR می‌توان با رتبه‌بندی و انتخاب مجموعه‌ای از گزینه‌ها حتی در حضور معیارهای متعارض تمرکز کرد. معیار رتبه‌بندی گزینه‌ها در این روش براساس میزان نزدیکی به حل ایده‌آل است؛ این خود دلیل انتخاب این روش بوده است. این روش علاوه بر سادگی، قابل اجرا بودن، برای هر تعداد گزینه و معیار می‌تواند در مدیریت هزینه‌ها و جلوگیری از تحمیل هزینه‌های اضافی نقش برجسته خود را ایفا نموده و همانند یک پل ارتباطی قوی با تحقیق در عملیات عمل نماید (خادمی زارع، ۲۰۱۸).

* مراحل انجام روش ویکور

۱- تشکیل ماتریس تصمیم‌گیری: در این مرحله ماتریس تصمیم‌گیری تشکیل می‌شود. در این ماتریس $A_i \rightarrow i = 1, 2, \dots, m$ معرف گزینه‌های پیش روی طراح به منظور انتخاب بهترین گزینه، $C_j \rightarrow j = 1, 2, \dots, n$ معرف شاخص‌های مسئله و $x_{ij} \rightarrow i = 1, 2, \dots, m, j = 1, 2, \dots, n$ معرف ارزش گزینه i ام نسبت به شاخص j ام می‌باشد (خادمی زارع، ۲۰۱۸).

$$\begin{matrix} & C_1 & C_2 & \cdots & C_n \\ \begin{matrix} A_1 \\ A_2 \\ \vdots \\ A_m \end{matrix} & \begin{pmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1n} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{m1} & x_{m2} & \cdots & x_{mn} \end{pmatrix} \end{matrix}$$

۲- وزن دهی به شاخص ها: در این مرحله با توجه به تکنیک های وزن دهی، اوزان هر یک از شاخص های تصمیم گیری مشخص می شود.

$$W = [W_1, W_2, \dots, W_n] \rightarrow \sum_{j=1}^n W_j = 1$$

توجه داشته باشید که مجموع اوزان نسبت داده شده به شاخص ها برابر با یک است. در این پژوهش، ما برای وزن دهی از روش آنتروپی شانون استفاده می کنیم که در ادامه به توضیح آن خواهیم پرداخت.

۳- نرمال سازی داده ها: مرحله بعدی نرمال سازی ماتریس تصمیم گیری است که از فرمول زیر استفاده می شود:

$$n_{ij} = \frac{x_{ij}}{\sum_{i=1}^m x_{ij}}$$

دقت کنید روش نرمال سازی خطی با روش برداری متفاوت است. در تکنیک ویکور از روش خطی و در تکنیک تاپسیس^۱ از روش برداری استفاده می شود.

۴- تعیین نقطه ایده آل مثبت و منفی: برای هر معیار، بهترین و بدترین هر یک را در میان همه گزینه ها تعیین کرده و به ترتیب f^+ و f^- می نامیم. اگر معیار از نوع سودمندی (مثبت) باشد خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} f_j^* &= \max f_{ij} \rightarrow i = 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, n \text{ و } f_j^- = \min f_{ij} \rightarrow i \\ &= 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, n. \\ &\text{و در صورتی که معیار از نوع زیان (منفی) باشد:} \\ f_j^* &= \min f_{ij} \rightarrow i = 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, n \text{ و } f_j^- = \max f_{ij} \rightarrow i \\ &= 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, n. \end{aligned}$$

۵- تعیین سودمندی^۱ و تأسف^۲

دو مفهوم اساسی سودمندی (S) و تأسف (R) را در محاسبات ویکور مطرح است. مقدار سودمندی (S) بیانگر فاصله نسبی گزینه i ام از نقطه ایده‌ئال و مقدار تأسف (R) بیانگر حداکثر ناراحتی گزینه i ام از دوری از نقطه ایده‌ئال است.

$$S_i = \sum_{j=1}^n w_j \cdot \frac{f_j^* - f_{ij}}{f_j^* - f_j^-} \text{ و } R_i = \max \left[w_j \cdot \frac{f_j^* - f_{ij}}{f_j^* - f_j^-} \right]$$

۶- محاسبه شاخص ویکور: گام بعدی محاسبه شاخص ویکور (Q) برای هر گزینه است

$$Q_i = v \left[\frac{S_i - S^*}{S^- - S^*} \right] * (1 - v) \left[\frac{R_i - R^*}{R^- - R^*} \right]$$

که در آن

$$S^* = \min S_i; S^- = \max S_i \text{ و } R^* = \min R_i; R^- = \max R_i$$

که v مقداری بین صفر و یک و وزن استراتژی ماکسیم مطلوبیت است. این پارامتر با توجه به میزان توافق گروه تصمیم گیرنده تعیین می‌شود و:

- اگر توافق خیلی زیاد باشد آنگاه $v > 0.5$ ،
- اگر توافق با اکثریت آرا باشد آنگاه $v = 0.5$ ،
- و اگر توافق اندک باشد آنگاه $v < 0.5$.

در واقع هرچه v بزرگتر باشد آنگاه به نظرات گروهی بیشتر بها داده شده است و هرچه v کوچکتر باشد، آنگاه به نظرات فردی بیشتر بها داده شده است.

۷- مرتب کردن گزینه‌ها براساس مقادیر R, S, Q: در این مرحله مقادیر R, S, Q در سه گروه از کوچکتر به بزرگتر مرتب می‌شوند.

۸- انتخاب بهترین گزینه: بهترین گزینه آن است که کوچکترین Q را داشته باشد به شرط آنکه دو شرط زیر برقرار باشد:

شرط یک (ویژگی پذیرش): اگر گزینه A_1 و A_2 در میان m گزینه رتبه اول و دوم را داشته باشند، باید رابطه زیر برقرار باشد:

$$Q(A_2) - Q(A_1) \geq \frac{1}{m-1}$$

1. Utility Measure

2. Regret Measure

شرط دو (ثبات پذیرش در تصمیم‌گیری): گزینه A_1 باید حداقل در یکی از گروه‌های R و S به‌عنوان رتبه برتر شناخته شود.

چنانچه یکی از شروط بالا برقرار نباشد، یک مجموعه جواب سازشی به‌صورت زیر پیشنهاد می‌شود:

- اگر شرط نخست برقرار نباشد هر دو گزینه بهترین گزینه خواهند بود.
- اگر شرط دوم برقرار نباشد مجموعه $A_1, A_2, \dots, A_m$ به‌عنوان گزینه‌های برتر انتخاب می‌شوند به‌طوری‌که

بیشترین مقدار m از طریق رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$Q(A_m) - Q(A_1) < \frac{1}{n-1}$$

۴. یافته‌ها

معیارهای مورد استفاده: این پژوهش برای شناسایی سهم ارزش افزوده هر شهرستان ۱۸ زیربخش اقتصادی تعریف کرده است. شاخص‌های منتخب به شرح جدول ۲ به شکل سهم شهرستان از ارزش افزوده، فعالیت‌های مربوط به ... (عنوان معیار) است:

جدول ۲. شاخص‌های مورد استفاده تحقیق و معیار

وزن	معیار	وزن	معیار	وزن	معیار
C_{13}	فعالیت‌های حرفه‌ای، علمی و فنی	C_7	عمده‌فروشی و خرده‌فروشی، تعمیر وسایل نقلیه موتوری و موتور سیکلت	C_1	کشاورزی، شکار، جنگل‌داری و ماهیگیری
C_{14}	فعالیت‌های اداری و خدمات پشتیبانی	C_8	تأمین جا و غذا	C_2	استخراج معدن
C_{15}	اداره امور عمومی، خدمات شهری و تأمین اجتماعی	C_9	حمل‌ونقل و انبارداری و پست	C_3	صنعت
C_{16}	آموزش	C_{10}	اطلاعات و ارتباطات	C_4	تأمین برق، گاز، بخار و تهویه هوا
C_{17}	سلامت انسان و مددکاری اجتماعی	C_{11}	فعالیت‌های مالی و بیمه	C_5	آبرسانی، مدیریت پسماند، فاضلاب و فعالیت‌های تصفیه
C_{18}	فعالیت‌های هنر، سرگرمی، تفریح و سایر خدمات	C_{12}	املاک و مستغلات	C_6	ساختمان

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. بخشی از داده‌های خام (ماتریس تصمیم‌گیری)

شهرستان	C _۱	C _۲	C _۳	C _۴	C _۵	C _۶	C _۷	C _۸	C _۹	C _{۱۰}	C _{۱۱}	C _{۱۲}	C _{۱۳}	C _{۱۴}	C _{۱۵}	C _{۱۶}	C _{۱۷}	C _{۱۸}
اراک	۰/۳	۰/۰	۰/۸	۰/۲	۱/۰	۰/۲	۱/۰	۱/۰	۱/۰	۰/۲	۰/۵	۰/۶	۰/۳	۱/۱	۰/۸	۰/۵	۱/۰	۰/۶
رشت	۰/۷	۰/۰	۱/۲	۰/۵	۰/۸	۰/۹	۰/۸	۰/۵	۱/۲	۰/۲	۰/۶	۱/۶	۰/۹	۱/۴	۰/۹	۰/۸	۲/۲	۰/۷
ساری	۱/۱	۰/۰	۰/۵	۰/۲	۰/۴	۰/۹	۰/۲	۰/۴	۰/۴	۰/۱	۰/۵	۰/۲	۰/۳	۳/۴	۰/۵	۰/۵	۱/۰	۰/۶
تبریز	۰/۵	۰/۰	۵/۲	۰/۸	۱/۷	۱/۲	۱/۷	۱/۹	۲/۰	۰/۵	۱/۳	۱/۸	۱/۷	۲/۳	۲/۴	۱/۹	۲/۲	۱/۰
ارومیه	۱/۱	۰/۰	۱/۰	۰/۳	۰/۹	۰/۷	۰/۶	۰/۸	۱/۴	۰/۳	۰/۷	۰/۸	۲/۰	۱/۸	۱/۴	۰/۹	۱/۷	۰/۷
کرمانشاه	۱/۰	۰/۰	۱/۰	۰/۷	۱/۰	۱/۲	۱/۱	۰/۹	۱/۰	۰/۳	۰/۶	۱/۲	۱/۰	۲/۳	۱/۰	۱/۰	۱/۶	۰/۶
اهواز	۰/۷	۱۴/۶	۱/۷	۱/۳	۴/۷	۲/۲	۱/۰	۱/۵	۳/۲	۰/۳	۱/۱	۲/۳	۱/۰	۳/۴	۱/۴	۱/۲	۱/۹	۰/۷
شیراز	۰/۱	۰/۰	۱/۸	۴/۵	۲/۴	۰/۵	۱/۲	۲/۲	۲/۵	۰/۴	۱/۹	۳/۶	۱/۸	۳/۵	۲/۲	۱/۸	۳/۵	۰/۶
کرمان	۰/۶	۰/۰	۰/۸	۰/۳	۰/۷	۱/۲	۰/۹	۱/۱	۰/۹	۰/۲	۰/۷	۱/۰	۱/۰	۱/۵	۱/۱	۱/۱	۱/۲	۰/۶
مشهد	۱/۰	۰/۰	۲/۴	۱/۲	۴/۶	۳/۴	۴/۰	۱۲/۱	۴/۲	۰/۵	۲/۱	۵/۵	۷/۰	۴/۳	۳/۷	۳/۰	۳/۵	۲/۸
اصفهان	۱/۰	۰/۰	۲/۸	۰/۴	۱/۸	۲/۹	۳/۶	۳/۷	۵/۶	۰/۶	۲/۹	۳/۶	۳/۷	۵/۲	۳/۳	۲/۰	۳/۱	۲/۰
زاهدان	۰/۲	۰/۰	۰/۶	۰/۲	۱/۰	۱/۰	۰/۶	۰/۵	۰/۸	۰/۱	۰/۳	۰/۵	۰/۳	۰/۶	۰/۹	۰/۷	۰/۸	۰/۳
سنندج	۰/۳	۰/۰	۰/۱	۰/۲	۰/۷	۰/۵	۰/۱	۰/۲	۰/۱	۰/۱	۰/۲	۰/۶	۰/۳	۰/۸	۰/۶	۰/۵	۰/۶	۰/۲
همدان	۰/۴	۰/۰	۰/۴	۰/۱	۰/۵	۰/۳	۰/۷	۱/۰	۰/۳	۰/۲	۰/۵	۰/۸	۱/۰	۰/۹	۱/۲	۰/۷	۱/۲	۰/۵
شهرکرد	۰/۳	۰/۰	۰/۳	۰/۰	۰/۳	۰/۲	۰/۳	۰/۱	۰/۳	۰/۱	۰/۳	۰/۳	۰/۳	۱/۱	۰/۳	۰/۴	۰/۶	۰/۳
خرم‌آباد	۰/۴	۰/۰	۰/۲	۰/۰	۰/۶	۰/۳	۰/۴	۰/۳	۰/۵	۰/۱	۰/۳	۰/۳	۰/۴	۰/۷	۰/۶	۰/۶	۰/۹	۰/۵
ایلام	۰/۱	۰/۰	۰/۲	۰/۳	۰/۳	۰/۴	۰/۲	۰/۳	۰/۲	۰/۱	۰/۲	۰/۱	۰/۵	۰/۵	۰/۵	۰/۴	۰/۵	۰/۳
بوی‌راحمد	۰/۳	۰/۰	۰/۳	۰/۱	۰/۴	۰/۱	۱/۰	۰/۲	۰/۲	۰/۱	۰/۲	۰/۴	۰/۱	۰/۵	۰/۴	۰/۵	۰/۵	۰/۳
بوشهر	۰/۱	۱/۰	۰/۹	۰/۲	۰/۹	۰/۲	۰/۵	۰/۳	۰/۶	۰/۵	۰/۴	۰/۲	۰/۲	۱/۰	۰/۶	۰/۴	۰/۵	۰/۲
زنجان	۰/۵	۰/۰	۰/۸	۰/۲	۰/۸	۰/۵	۰/۵	۱/۵	۰/۸	۰/۱	۰/۴	۰/۷	۰/۴	۰/۷	۱/۱	۰/۸	۰/۷	۰/۵
سمنان	۰/۱	۰/۰	۰/۶	۰/۱	۰/۰	۰/۳	۰/۳	۰/۱	۰/۶	۰/۱	۰/۳	۰/۲	۰/۲	۰/۶	۰/۶	۰/۴	۰/۲	۰/۳
یزد	۰/۴	۰/۰	۱/۵	۰/۲	۱/۱	۰/۵	۱/۲	۱/۳	۱/۲	۰/۲	۰/۶	۰/۵	۰/۲	۲/۰	۰/۸	۰/۷	۱/۴	۰/۶
بندرعباس	۰/۳	۰/۰	۱/۷	۲/۵	۳/۵	۱/۸	۰/۷	۰/۲	۴/۴	۰/۲	۰/۴	۰/۷	۰/۴	۰/۶	۱/۳	۰/۸	۰/۸	۰/۵
تهران	۰/۲	۰/۴	۱۰/۰	۹/۱	۱۹/۱	۱۳/۳	۱۰/۳	۳۲/۷	۱۳/۷	۶۴/۶	۵۹/۳	۲۷/۱	۴۱/۵	۲۱/۰	۱۴/۹	۹/۸	۲۱/۵	۱۱/۹
اردبیل	۰/۷	۰/۰	۰/۷	۰/۲	۰/۸	۰/۱	۰/۸	۰/۵	۰/۱	۰/۱	۰/۴	۰/۵	۰/۵	۱/۰	۱/۱	۰/۶	۰/۶	۰/۴
قم	۰/۹	۰/۰	۱/۲	۰/۴	۱/۲	۱/۷	۱/۱	۱/۰	۰/۹	۰/۴	۰/۸	۱/۱	۱/۱	۲/۰	۱/۲	۱/۰	۱/۱	۴/۱
قزوین	۰/۷	۰/۰	۰/۶	۰/۲	۰/۶	۰/۷	۰/۷	۱/۱	۰/۵	۰/۴	۰/۶	۰/۹	۰/۳	۱/۶	۰/۷	۰/۶	۱/۲	۰/۵
گرگان	۰/۴	۰/۰	۰/۱	۰/۱	۰/۹	۰/۳	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۱	۰/۴	۰/۳	۰/۴	۱/۲	۰/۶	۰/۴	۱/۰	۰/۳
بجنورد	۰/۲	۰/۰	۰/۳	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۰	۰/۱	۰/۴	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۳	۰/۶	۰/۵	۰/۳	۰/۳	۰/۲
بیرجند	۰/۱	۰/۰	۰/۱	۰/۰	۰/۵	۰/۳	۰/۲	۰/۱	۰/۳	۰/۱	۰/۲	۰/۲	۰/۲	۰/۵	۰/۳	۰/۴	۰/۲	۰/۳
کرج	۰/۴	۰/۰	۱/۴	۰/۳	۱/۵	۱/۷	۴/۳	۳/۳	۱/۴	۰/۱	۱/۴	۱/۴	۳/۱	۱/۵	۳/۰	۲/۸	۲/۲	۱/۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

* مرحله عملیاتی تکنیک ویکور در اولویت‌بندی استان‌های کشور

با توجه به تعداد زیاد (۴۵۷ عدد) شهرستان‌های کشور و تعداد زیاد (۱۸ عدد) شاخص‌های مورد نظر برای تحلیل و اینکه پژوهش حاضر بازه ۲ سال را در نظر دارد، جهت جلوگیری از اطاله کلام فقط شهرستان‌های مراکز استان در سال ۱۳۹۹ به عنوان نمونه در اینجا آورده می‌شوند و باقی داده‌ها در اختیار نگارنده است و در صورت تمایل می‌توانید به نگارنده اول^۱ مقاله ایمیل بزنید. شایان ذکر است هدف نگارنده از انتخاب این دو سال (۱۳۹۶ و ۱۳۹۹) این بوده است که مقایسه‌ای بین ابتدا و انتهای بازه ۵ ساله‌ای که حساب شهرستانی توسط مرکز آمار ایران منتشر شده است، انجام دهد؛ رتبه‌بندی سایر سال‌ها نیز انجام شده که چون تغییرات هر ساله اندک و ناچیز بوده، به آوردن ابتدا و انتها اکتفا شده است. ماتریس تصمیم‌گیری مشکل از گزینه‌ها (سطرها) و معیارها (ستون‌ها) است. گزینه‌ها استان‌های کشور و شاخص‌ها ۱۸ معیاری هستند که به آن‌ها اشاره و کدگذاری شد (C_1 تا C_{18}). مثلاً C_1 درصد سهم بخش کشاورزی، شکار، جنگل‌داری و ماهیگیری هر شهرستان است. با استفاده از تکنیک وزن‌دهی آن‌تروپی شانون، اوزان زیر برای سال‌های مختلف محاسبه شد که مقادیر آن‌ها در جدول ۴ آمده است. همانگونه که مشخص است در طی این بازه زمانی بیشترین وزن‌ها در فعالیت‌های مربوط به اطلاعات و ارتباطات (C_{10}) و فعالیت‌های مربوط به فعالیت‌های مالی و بیمه (C_{11}) و کمترین آن‌ها نیز در فعالیت‌های مربوط به کشاورزی، شکار، جنگل‌داری و ماهیگیری مشاهده شده است.

جدول ۴. اوزان به‌دست آمده از تکنیک آن‌تروپی شانون به تفکیک سال

سال	C_1	C_2	C_3	C_4	C_5	C_6	C_7	C_8	C_9	C_{10}	C_{11}	C_{12}	C_{13}	C_{14}	C_{15}	C_{16}	C_{17}	C_{18}
۱۳۹۹	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۰۵	۰/۰۷	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۸	۰/۰۵	۰/۱۱	۰/۱۰	۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۰۶	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۳
۱۳۹۶	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۰۵	۰/۰۸	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۸	۰/۰۵	۰/۱۱	۰/۱۰	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بعد از محاسبه اوزان، ماتریس نرمال شده را به‌دست می‌آوریم و سپس با ضرب آن در ماتریس اوزان ماتریس نرمال شده وزنی را تشکیل می‌دهیم که برای سال ۱۳۹۹ و شهرستان‌های فوق این ماتریس به شکل جدول ۵ است.

جدول ۵. ماتریس نرمال شده وزنی (فقط مراکز استان)

شهرستان	C _۱	C _۲	C _۳	C _۴	C _۵	C _۶	C _۷	C _۸	C _۹	C _{۱۰}	C _{۱۱}	C _{۱۲}	C _{۱۳}	C _{۱۴}	C _{۱۵}	C _{۱۶}	C _{۱۷}	C _{۱۸}
اراک	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱
رشت	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	۰/۰۰۲
ساری	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۸	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱
تبریز	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۱۵	۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	۰/۰۰۵	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	۰/۰۰۶	۰/۰۰۵	۰/۰۰۵	۰/۰۰۴	۰/۰۰۲
ارومیه	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱
کرمانشاه	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۵	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱
اهواز	۰/۰۰۱	۰/۰۰۴۸	۰/۰۰۵	۰/۰۰۳	۰/۰۱۰	۰/۰۰۵	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۸	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۵	۰/۰۰۲	۰/۰۰۸	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱
شیراز	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۵	۰/۰۱۰	۰/۰۰۵	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۵	۰/۰۰۷	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۷	۰/۰۰۳	۰/۰۰۸	۰/۰۰۵	۰/۰۰۵	۰/۰۰۷	۰/۰۰۱
کرمان	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱
مشهد	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۷	۰/۰۰۳	۰/۰۱۰	۰/۰۰۷	۰/۰۰۹	۰/۰۲۷	۰/۰۱۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۴	۰/۰۱۱	۰/۰۱۳	۰/۰۱۰	۰/۰۰۸	۰/۰۰۸	۰/۰۰۷	۰/۰۰۶
اصفهان	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۸	۰/۰۰۱	۰/۰۰۴	۰/۰۰۶	۰/۰۰۸	۰/۰۰۸	۰/۰۱۵	۰/۰۰۱	۰/۰۰۵	۰/۰۰۷	۰/۰۰۹	۰/۰۱۲	۰/۰۰۷	۰/۰۰۶	۰/۰۰۶	۰/۰۰۴
زاهدان	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱
سندرج	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰
همدان	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱
شهرکرد	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱
خرم‌آباد	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱
ایلام	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱
بویراحمند	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰
بوشهر	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱
زنجان	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱
سمنان	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۵	۰/۰۰۶	۰/۰۰۷	۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۱۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱
یزد	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۲۹	۰/۰۲۰	۰/۰۴۰	۰/۰۲۷	۰/۰۲۴	۰/۰۷۲	۰/۰۳۶	۰/۱۱۱	۰/۰۹۹	۰/۰۵۴	۰/۰۷۶	۰/۰۵۱	۰/۰۳۳	۰/۰۲۷	۰/۰۴۱	۰/۰۲۴
بندرعباس	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱
تهران	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۵	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۹
اردبیل	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱
قم	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱
قزوین	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰
گرگان	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱
بجنورد	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۱۰	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۶	۰/۰۰۳	۰/۰۰۷	۰/۰۰۶	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳
بیرجند	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱
کرج	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۱۰	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۶	۰/۰۰۳	۰/۰۰۷	۰/۰۰۶	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در مرحله بعد بالاترین ارزش f_i^+ و پایین ترین ارزش f_i^- توابع معیار از ماتریس تصمیم‌گیری استخراج شده است. با توجه به اینکه همه شاخص‌های این پژوهش مثبت هستند پس مقدار پایین‌ترین ارزش برای همه شاخص‌ها صفر است و برای بالاترین مقادیر داریم (جدول ۶):

جدول ۶. مقادیر بالاترین ارزش (f_i^+)

شهرستان	C_1	C_2	C_3	C_4	C_5	C_6	C_7	C_8	C_9	C_{10}	C_{11}	C_{12}	C_{13}	C_{14}	C_{15}	C_{16}	C_{17}	C_{18}
f_i^+	۰/۰۰	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۷	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۷	۰/۰۴	۰/۱۱	۰/۱۰	۰/۰۵	۰/۰۸	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نتیجه برای گزینه‌های فوق داریم (جدول ۷):

جدول ۷. ضرب اوزان معیارها در ماتریس تصمیم‌گیری و محاسبه R_j و S_j

شهرستان	سودمندی (S_j)	تأسف (R_j)	شهرستان	سودمندی (S_j)	تأسف (R_j)	شهرستان	سودمندی (S_j)	تأسف (R_j)
اراک	۰/۹۶۶۹	۰/۱۱۱۷	زاهدان	۰/۹۷۳۶	۰/۱۱۱۷	یزد	۰/۹۵۷۱	۰/۱۱۱۶
رشت	۰/۹۵۳۷	۰/۱۱۱۶	سنندج	۰/۹۸۲۵	۰/۱۱۱۸	بندرعباس	۰/۹۳۷۸	۰/۱۱۱۶
ساری	۰/۹۶۳۳	۰/۱۱۱۸	همدان	۰/۹۷۰۳	۰/۱۱۱۷	تهران	۰/۱۳۵۷	۰/۰۷۴۵
تبریز	۰/۹۰۸۹	۰/۱۱۱۱	شهرکرد	۰/۹۸۴۲	۰/۱۱۱۸	اردبیل	۰/۹۷۲۲	۰/۱۱۱۸
ارومیه	۰/۹۴۹۸	۰/۱۱۱۵	خرم‌آباد	۰/۹۷۸۷	۰/۱۱۱۸	قم	۰/۹۳۸۶	۰/۱۱۱۴
کرمانشاه	۰/۹۴۸۴	۰/۱۱۱۵	ایلام	۰/۹۸۷۰	۰/۱۱۱۸	قزوین	۰/۹۶۵۶	۰/۱۱۱۳
اهواز	۰/۸۴۰۲	۰/۱۱۱۴	بوی‌راحمند	۰/۹۸۳۸	۰/۱۱۱۹	گرگان	۰/۹۷۷۷	۰/۱۱۱۸
شیراز	۰/۹۰۸۶	۰/۱۱۱۳	بوشهر	۰/۹۷۲۳	۰/۱۱۱۲	بجنورد	۰/۹۸۶۸	۰/۱۱۱۹
کرمان	۰/۹۵۷۹	۰/۱۱۱۶	زنجان	۰/۹۶۷۷	۰/۱۱۱۸	بیرجند	۰/۹۸۸۶	۰/۱۱۱۸
مشهد	۰/۸۲۶۸	۰/۱۱۱۱	سمنان	۰/۹۸۵۲	۰/۱۱۱۹	کرج	۰/۹۱۵۸	۰/۱۱۱۸
اصفهان	۰/۸۶۲۱	۰/۱۱۰۹						

مأخذ: یافته‌های پژوهش

حال برای گزینه‌ها به محاسبه شاخص ویکور یا همان امتیاز نهایی می‌پردازیم. می‌دانیم که هرچه این مقدار کمتر باشد بهتر است (جدول ۸).

جدول ۸. مقادیر Q و رتبه‌بندی نهایی گزینه‌های نمونه (مراکز استان‌ها)

نام شهرستان	مقدار Q	رتبه	نام شهرستان	مقدار Q	رتبه
تهران	۰	۱	ساری	۰/۹۷۶۶۱۴	۳۵
مشهد	۰/۸۸۷۷۳۸	۳	اراک	۰/۹۷۷۱۱۱	۳۷
اهواز	۰/۸۹۹۹۰۵	۵	زنجان	۰/۹۷۸۴۴۴	۳۸
اصفهان	۰/۹۰۵۲۴۷	۶	همدان	۰/۹۷۸۵۷۴	۳۹
تبریز	۰/۹۳۴۹۵۲	۹	زاهدان	۰/۹۸۱۴۵۲	۴۶

ادامه جدول ۸. مقادیر Q و رتبه‌بندی نهایی گزینه‌های نمونه (مراکز استان‌ها)

نام شهرستان	مقدار Q	رتبه	نام شهرستان	مقدار Q	رتبه
شیراز	۰/۹۳۷۹۶۳	۱۰	اردبیل	۰/۹۸۱۸۱۶	۴۷
کرج	۰/۹۴۸۶۴۳	۱۱	گرگان	۰/۹۸۴۲۵۱	۵۱
قم	۰/۹۵۶۱۵۶	۱۵	خرم‌آباد	۰/۹۸۵۱۲۲	۵۵
بندرعباس	۰/۹۵۹۳۳۳	۱۸	سنندج	۰/۹۸۷۰۳	۵۹
کرمانشاه	۰/۹۶۴۱۰۹	۲۰	شهرکرد	۰/۹۸۱۶۳	۶۶
ارومیه	۰/۹۶۴۳۰۹	۲۱	بویراحمده	۰/۹۸۹۰۹۲	۶۸
رشت	۰/۹۶۸۱۴۲	۲۳	سمنان	۰/۹۸۹۹۴۸	۷۳
یزد	۰/۹۶۹۹۵۴	۲۵	بیرجند	۰/۹۹۰۵۲۸	۷۷
کرمان	۰/۹۷۰۳۶۸	۲۶	ایلام	۰/۹۹۰۶۱۱	۷۸
قزوین	۰/۹۷۱۴۰۶	۲۸	بجنورد	۰/۹۹۰۸۶۹	۸۲
بوشهر	۰/۹۷۳۰۸۸	۳۱			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

وزن بالایی بخش‌های اطلاعات و ارتباطات (C_{10}) و مالی و بیمه (C_{11}) در تهران نشان‌دهنده غلبه خدمات تولیدی است که با الگوی ملی خدمات توزیعی (مانند C_8) تفاوت دارد و ناشی از تمرکز فعالیت‌های مالی و فناوری در پایتخت است. در ادامه، جدول رتبه‌بندی نهایی ۲۰ شهرستان اول و آخر کشور برای سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۹ را می‌آوریم (جدول ۹).

جدول ۹. رتبه‌بندی نهایی ۲۰ شهرستان اول و آخر کشور براساس شاخص ویکور در سال ۱۳۹۶ و

۱۳۹۹

رتبه	۱۳۹۶	شاخص ویکور ۱۳۹۶	۱۳۹۹	شاخص ویکور ۱۳۹۹
۱	تهران	۰	تهران	۰
۲	ری	۰/۸۸۳۶۹۵	ری	۰/۸۸۱۶۹۴
۳	مشهد	۰/۸۹۵۱۲۸	مشهد	۰/۸۸۷۷۳۸
۴	اهواز	۰/۸۹۷۲۸۶	شهریار	۰/۸۹۵۶۵۹
۵	شهریار	۰/۹۰۴۱۲۱	اهواز	۰/۸۹۹۹۰۵
۶	اصفهان	۰/۹۰۹۳۹۸	اصفهان	۰/۹۰۵۲۴۷
۷	اسلامشهر	۰/۹۱۸۶۹۲	اسلامشهر	۰/۹۱۴۴۰۸
۸	تبریز	۰/۹۳۷۴۹۷	عسلویه	۰/۹۳۱۹۹۳
۹	شیراز	۰/۹۴۱۵۰۴	تبریز	۰/۹۳۴۹۵۲

ادامه جدول ۹. رتبه‌بندی نهایی ۲۰ شهرستان اول و آخر کشور براساس شاخص ویکور در سال ۱۳۹۶ و ۱۳۹۹

رتبه	۱۳۹۶	شاخص ویکور ۱۳۹۶	۱۳۹۹	شاخص ویکور ۱۳۹۹
۱۰	عسلویه	۰/۹۴۵۵۱۱	شیراز	۰/۹۳۷۹۶۳
۱۱	کرج	۰/۹۴۵۶۸۸	کرج	۰/۹۴۸۶۴۳
۱۲	ملارد	۰/۹۵۰۸۶۷	ملارد	۰/۹۵۱۳۴
۱۳	بهارستان	۰/۹۵۴۶۱۱	بهارستان	۰/۹۵۲۳۶۴
۱۴	قم	۰/۹۵۷۹۶۸	پاکدشت	۰/۹۵۳۶۰۷
۱۵	ورامین	۰/۹۶۲۱۶۳	قم	۰/۹۵۶۱۵۶
۱۶	ارومیه	۰/۹۶۳۳۳۲	ورامین	۰/۹۵۸۷۰۶
۱۷	ریاط کریم	۰/۹۶۳۴۱	ریاط کریم	۰/۹۵۹۰۰۴
۱۸	قدس	۰/۹۶۳۶۳۶	بندرعباس	۰/۹۵۹۳۳۳
۱۹	دماوند	۰/۹۶۳۸۱۵	قدس	۰/۹۶۲۱۶۶
۲۰	پاکدشت	۰/۹۶۳۸۴۱	کرومانشاه	۰/۹۶۴۱۰۹
۴۳۸	راسک	۰/۹۹۹۴۲۸	ثلاث باباجانی	۰/۹۹۹۳۷۲
۴۳۹	رومشکان	۰/۹۹۹۴۳۱	نیمروز	۰/۹۹۹۳۸۸
۴۴۰	کوهسرخ	۰/۹۹۹۴۴۳	هوراند	۰/۹۹۹۴۰۱
۴۴۱	گرمه	۰/۹۹۹۴۴۷	صالح آباد	۰/۹۹۹۴۰۶
۴۴۲	لنده	۰/۹۹۹۵۳۵	سرخه	۰/۹۹۹۴۱۳
۴۴۳	بشاگرد	۰/۹۹۹۵۵۶	بدره	۰/۹۹۹۴۲۴
۴۴۴	خانمیرزا	۰/۹۹۹۵۶۷	کوهسرخ	۰/۹۹۹۴۷۵
۴۴۵	ابوموسی	۰/۹۹۹۶۰۸	تفتان	۰/۹۹۹۴۹۳
۴۴۶	درگزین	۰/۹۹۹۶۳۲	لنده	۰/۹۹۹۴۹۹
۴۴۷	بمپور	۰/۹۹۹۶۴۴	اصلاندوز	۰/۹۹۹۵۰۹
۴۴۸	اصلاندوز	۰/۹۹۹۶۶۵	بشاگرد	۰/۹۹۹۶۱۵
۴۴۹	تفتان	۰/۹۹۹۷۳۷	سرجهان	۰/۹۹۹۶۷
۴۵۰	سرجهان	۰/۹۹۹۷۸۴	هلیلان	۰/۹۹۹۷۴۵
۴۵۱	چهارباغ	۰/۹۹۹۸۳۳	ابوموسی	۰/۹۹۹۷۴۵
۴۵۲	گلشن	۰/۹۹۹۸۵۷	چهارباغ	۰/۹۹۹۷۵۸
۴۵۳	هلیلان	۰/۹۹۹۹۱۲	گلشن	۰/۹۹۹۸۱۴
۴۵۴	خمام	۰/۹۹۹۹۴۷	خمام	۰/۹۹۹۸۶
۴۵۵	کرخه	۰/۹۹۹۹۷۵	مارگون	۰/۹۹۹۸۶۸
۴۵۶	مارگون	۰/۹۹۹۹۸۲	کرخه	۰/۹۹۹۹۸
۴۵۷	انگوت	۱	انگوت	۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

حال دو شرط اساسی ویکور را برای تأیید رتبه‌بندی بررسی می‌کنیم. برای بررسی شرط اول به مقادیر شاخص ویکور، شهرستان‌های اول و دوم را در این سال‌ها در جدول ۱۰ می‌آوریم:

جدول ۱۰. مقادیر شاخص ویکور برای گزینه‌های اول و دوم

مقدار شاخص	۱۳۹۶	۱۳۹۹
$Q(A_1)$	۰	۰
$Q(A_2)$	۰/۸۸۳۶۹۵۰۹۹	۰/۸۸۱۶۹۳۸۰۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه طرف راست نامساوی $۰/۰۰۲ \cong \frac{1}{۴۵۷-1}$ است به‌وضوح شرط اول صادق است. در مورد شرط دوم داریم (جدول ۱۱):

جدول ۱۱. مقادیر اولین و دومین سودمندی و تأسف

شاخص	رتبه شاخص	۱۳۹۶	۱۳۹۹
سودمندی	اولین	۰/۱۲۹۵۱	۰/۱۳۵۷۲۸
S	دومین	۰/۸۳۵۹۰۸	۰/۸۲۶۷۸۳
تأسف	اولین	۰/۰۷۵۴۹۳	۰/۰۷۴۴۷۹
R	دومین	۰/۱۱۰۷۵۱	۰/۱۱۱۰۷۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

گزینه اول در تمامی سال‌ها شهرستان تهران و گزینه دوم در سال ۱۳۹۶ اهواز و در سال ۱۳۹۹ مشهد بوده است. به‌وضوح مشخص است که شرط دوم ویکور نیز صادق است و به این ترتیب، شیوه صحت رتبه‌بندی ویکور تأیید می‌شود.

حال به محاسبه و بررسی ضریب همبستگی پیرسون بین مقدار شاخص ویکور هر شهرستان و میزان جمعیت و رتبه شهرستان و جمعیت آن می‌پردازیم (جدول ۱۲). شایان ذکر است جمعیت شهرستان‌های کشور توسط مرکز آمار محاسبه شده و از وبسایت این مرکز قابل دسترسی برای عموم است. به دلیل طولانی بودن این لیست در اینجا فقط به ذکر نتایج بسنده می‌کنیم.

با توجه به مقادیر جدول ۱۲ مشخص است که جمعیت به تنهایی عامل تأثیرگذاری در ارتقای اقتصاد شهرستان نیست و این همبستگی در تمامی حالات زیر ۱۵/۲ درصد است؛ البته همانطور که انتظار می‌رفت علامت منفی ضریب همبستگی نشان‌دهنده این است که جمعیت بیشتر به منزله سهم بیشتر و به تبع آن شاخص ویکور و رتبه پایین‌تر می‌باشد. از طرف دیگر، عامل مساحت شهرستان نیز کاملاً ناهمبسته است. همانطور که مشهود است مقدار این ضریب بین شاخص ویکور و مساحت تا سه رقم بعد از اعشار صفر است و بین رتبه شهرستان و مساحت آن همبستگی ناچیز منفی ۹ درصدی حاکم است که این نیز عملاً صفر است. همچنین همبستگی جمعیت شهری با شاخص و رتبه ویکور تقریباً ۲ برابر این مقدار با جمعیت روستایی است که این خود نشان‌دهنده تأثیر مضاعف شهرها نسبت به روستاها در رشد اقتصادی است.

جدول ۱۲. ضریب همبستگی پیرسون بین شاخص و رتبه ویکور شهرستان و جمعیت و مساحت آن

عنوان	جمعیت کل	جمعیت شهری	جمعیت روستایی	جمع خانوار	خانوار شهری	خانوار روستایی	مساحت
ضریب همبستگی	-۰/۱۵۱	-۰/۱۴۹	-۰/۰۶۹	-۰/۱۴۷	-۰/۱۴۵	-۰/۰۶۴	۰/۰۰۰
شاخص ویکور با ...							
ضریب همبستگی	-۰/۱۴۵	-۰/۱۴۲	-۰/۰۹۷	-۰/۱۴۳	-۰/۱۳۹	-۰/۰۹۷	-۰/۰۸۹
رتبه ویکور با ...							

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همانطور که در ابتدا ذکر شد حال به دنبال رتبه‌بندی استان‌ها براساس وضع موجود شهرستان‌هایشان هستیم که اسم این روش را رتبه‌بندی غیرمستقیم گذاشتیم. برای این منظور ابتدا از رتبه‌های شهرستان‌های هر استان در هر سال میانگین می‌گیریم (جدول ۱۳).

جدول ۱۳. میانگین رتبه‌های شهرستان‌های استان‌ها به تفکیک سال

استان	۱۳۹۶	۱۳۹۹	استان	۱۳۹۶	۱۳۹۹
مرکزی	۲۳۸	۲۳۵	خوزستان	۱۴۶	۱۴۰
گیلان	۲۱۷	۲۲۰	فارس	۲۵۹	۲۵۳
مازندران	۱۸۷	۱۷۵	کرمان	۲۶۱	۲۵۹
آذربایجان شرقی	۲۳۵	۲۳۲	خراسان رضوی	۲۸۱	۲۸۱
آذربایجان غربی	۲۲۶	۲۱۹	اصفهان	۱۹۷	۲۰۵
کرمانشاه	۲۸۱	۲۹۲	سیستان و بلوچستان	۳۳۰	۳۳۵
کردستان	۲۲۰	۲۲۱	هرمزگان	۲۵۲	۲۵۹
همدان	۲۱۱	۲۰۵	تهران	۲۳	۲۳
چهارمحال و بختیاری	۲۹۵	۲۹۵	اردبیل	۲۸۱	۲۸۲
لرستان	۲۲۲	۲۲۲	قم	۱۴	۱۵
ایلام	۲۸۰	۲۹۶	قزوین	۱۱۶	۱۲۳
کهگیلویه و بویراحمد	۲۷۰	۲۶۹	گلستان	۲۵۳	۲۵۵
بوشهر	۶۶	۶۹	خراسان شمالی	۲۷۵	۲۸۵
زنجان	۲۲۲	۲۳۲	خراسان جنوبی	۳۰۰	۳۱۹
سمنان	۲۳۰	۲۳۴	البرز	۱۹۲	۱۶۲
یزد	۲۰۷	۱۹۶			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با مرتب کردن اعداد فوق از کوچک به بزرگ و تخصیص رتبه از ۱ تا ۳۱ رتبه هر استان در هر سال به دست می‌آید. با مرتب کردن براساس رتبه سال ۱۳۹۹ داریم (جدول ۱۴):

برای شهود بهتر از روند تغییرات رتبه‌های استان‌ها، نمودارشان را رسم می‌کنیم. همان‌طور که مشخص است تغییرات رتبه‌ها چندان شدید نبوده به گونه‌ای که در پایان دوره نسبت به آغاز آن تنها استان فارس ۳ پله بهبود را تجربه کرده است و مابقی بین یک تا دو پله بهتر یا بدتر شده‌اند و در این میان نیز رتبه ۱۰ استان بدون تغییر باقی مانده است. همچنین در یک سوم بالایی جدول ثبات بیشتری را شاهد بوده‌ایم و تغییرات بیشتر در یک سوم میانی و پایینی جدول اتفاق افتاده است. به بیان دقیق‌تر، در تمامی دوره بدترین رتبه را کسب کرده است.

جدول ۱۴. رتبه‌بندی استان‌ها براساس میانگین رتبه شهرستان‌ها به تفکیک سال

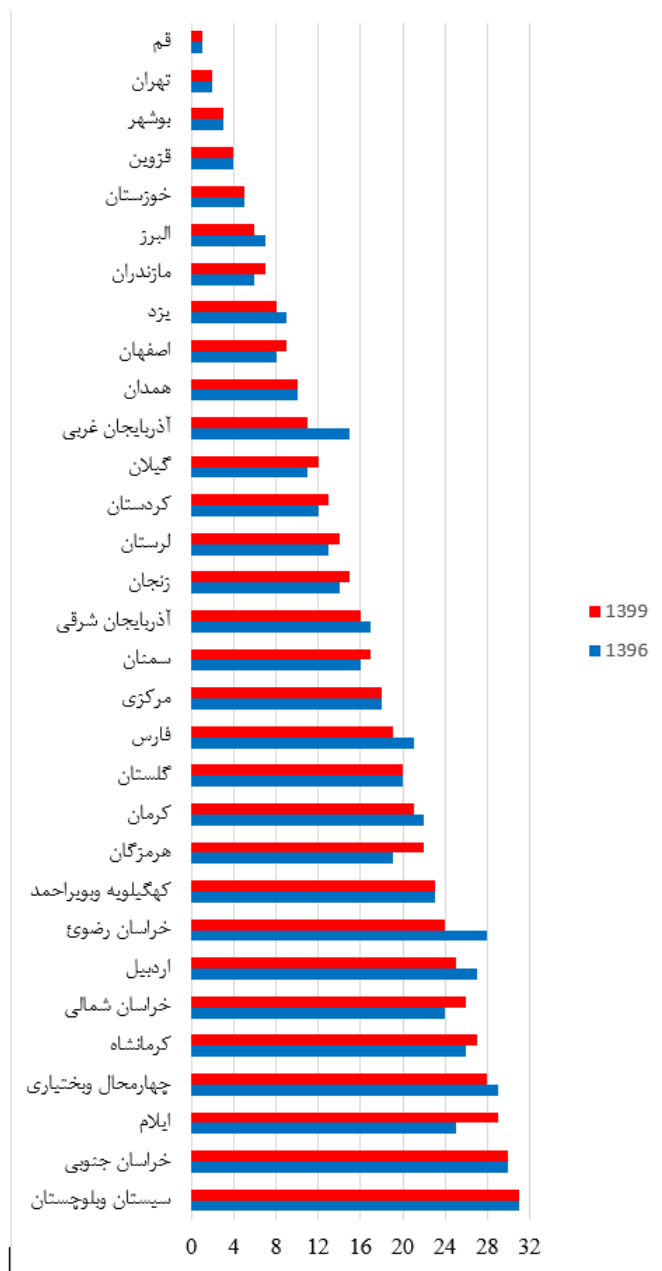
استان	۱۳۹۶	۱۳۹۹	استان	۱۳۹۶	۱۳۹۹
قم	۱	۱	گیلان	۱۱	۱۲
تهران	۲	۲	کردستان	۱۲	۱۳
بوشهر	۳	۳	لرستان	۱۳	۱۴
قزوین	۴	۴	زنجان	۱۴	۱۵
خوزستان	۵	۵	آذربایجان شرقی	۱۷	۱۶
البرز	۷	۶	سمنان	۱۶	۱۷
مازندران	۶	۷	مرکزی	۱۸	۱۸
یزد	۹	۸	فارس	۲۱	۱۹
اصفهان	۸	۹	گلستان	۲۰	۲۰
همدان	۱۰	۱۰	کرمان	۲۲	۲۱
آذربایجان غربی	۱۵	۱۱	هرمزگان	۱۹	۲۲
کهگیلویه و بویراحمد	۲۳	۲۳	چهارمحال و بختیاری	۲۹	۲۸
خراسان رضوی	۲۸	۲۴	ایلام	۲۵	۲۹
اردبیل	۲۷	۲۵	خراسان جنوبی	۳۰	۳۰
خراسان شمالی	۲۴	۲۶	سیستان و بلوچستان	۳۱	۳۱
کرمانشاه	۲۶	۲۷			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج رتبه‌بندی شهرستان‌ها و استان‌های کشور از منظر نظریه اقتصاد منطقه‌ای بیانگر تداوم تمرکز فضایی تولید در مراکز خاص و شکل‌گیری عدم‌توازن‌های منطقه‌ای است. براساس رویکرد مکان‌محور، توسعه پایدار و متوازن زمانی محقق می‌شود که سیاست‌های اقتصادی متناسب با ظرفیت‌ها و مزیت‌های محلی طراحی شوند نه آن‌که رشد صرفاً در مراکز بزرگ متمرکز گردد. برتری شهرستان‌هایی مانند تهران، ری و مشهد در هر دو سال مطالعه، مؤید وجود تمرکز فعالیت‌های تولیدی و خدماتی و شکل‌گیری صرفه‌های تجمع در این مناطق است که با یافته‌های نظری مک‌کان^۱ (۲۰۲۳) و بارکا و همکاران (۲۰۱۲) همخوانی دارد.

1. McCann, P.

نمودار ۱. رتبه‌بندی استان‌ها براساس میانگین رتبه‌های شهرستان‌ها به تفکیک سال



مأخذ: یافته‌های پژوهش

از منظر اقتصاد منطقه‌ای، تمرکز شدید تولید در پایتخت و چند استان صنعتی (تهران، خوزستان، بوشهر) نشان‌دهنده «غلبه مزیت‌های تجمعی» و درعین حال «تضعیف مزیت‌های پراکندگی» است. این وضعیت می‌تواند ناشی از تمرکز زیرساخت‌ها، سرمایه انسانی، شبکه‌های ارتباطی و نهادهای مالی در این نواحی باشد. در مقابل، رتبه پایین استان‌های کم‌برخوردار مانند چهارمحال و بختیاری یا سیستان و بلوچستان به خوبی بیانگر نبود شبکه‌های تولیدی و ضعف ارتباطات بین‌بخشی است. از این منظر، یافته‌های این پژوهش مصداقی از نظریه نابرابری فضایی و «وابستگی مسیر توسعه» محسوب می‌شود که در ادبیات اقتصاد منطقه‌ای به آن اشاره شده است.

جدول ۱۵. رتبه‌بندی استان‌های کشور در سال ۱۳۹۹ براساس میانگین رتبه‌های کسب شده

شهرستان‌ها							
استان	مقدار میانگین	رتبه نهایی	استان	مقدار میانگین	رتبه نهایی	استان	مقدار میانگین
قم	۱/۰	۱	کردستان	۱۱/۶	۱۱	فارس	۲۱/۰
تهران	۲/۰	۲	گیلان	۱۲/۲	۱۲	کرمان	۲۱/۲
بوشهر	۳/۰	۳	لرستان	۱۲/۸	۱۳	کهگیلویه و بویراحمد	۲۳/۶
قزوین	۴/۰	۴	آذربایجان غربی	۱۴/۴	۱۴	خراسان رضوی	۲۴/۸
خوزستان	۵/۲	۵	زنجان	۱۶/۰	۱۵	خراسان شمالی	۲۵/۶
مازندران	۶/۶	۶	سمنان	۱۶/۰	۱۶	کرمانشاه	۲۵/۸
البرز	۶/۸	۷	مرکزی	۱۶/۸	۱۷	اردبیل	۲۷/۲
یزد	۸/۰	۸	آذربایجان شرقی	۱۷/۲	۱۸	ایلام	۲۷/۴
اصفهان	۸/۸	۹	گلستان	۱۸/۸	۱۹	چهارمحال و بختیاری	۲۸/۴
همدان	۹/۶	۱۰	هرمزگان	۲۰/۰	۲۰	خراسان جنوبی	۲۹/۲
						سیستان و بلوچستان	۳۱/۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس تحلیل فوق، می‌توان نتیجه گرفت که سیاست‌گذاری توسعه منطقه‌ای در ایران نیازمند گذار از رویکرد مکان‌خشی به رویکرد مکان‌محور است؛ به این معنا که به‌جای تخصیص یکنواخت منابع، باید ظرفیت‌های درون منطقه‌ای و خوشه‌های تولیدی محلی مبنای تصمیم‌گیری قرار گیرند. تقویت پیوندهای افقی بین شهرستان‌ها، بهبود زیرساخت‌های حمل‌ونقل و ارتباطات و توجه به نهادهای محلی از الزامات کاهش نابرابری فضایی و تحقق توسعه متوازن در کشور است.

در انتها نیز برای به‌دست آوردن رتبه نهایی هر استان میانگین رتبه‌های کسب شده استان را حساب می‌کنیم (جدول ۱۵).

بر این اساس، ۳ استان اول کشور به ترتیب استان‌های قم، تهران و بوشهر هستند و استان‌های چهارم‌محال و بختیاری، خراسان جنوبی و سیستان و بلوچستان ۳ استان آخر هستند. * رتبه‌بندی استان‌ها به روش مستقیم

تا اینجا با حل مسئله در قالب شهرستانی توانستیم شهرستان‌ها را براساس شاخص ویکور رتبه‌بندی کنیم. در ادامه با میانگین‌گیری از رتبه‌های به‌دست آمده برای هر استان رتبه‌ای لحاظ کردیم. حال در ادامه می‌خواهیم که بار دیگر مسئله را به‌طور مشابه در قالب استانی آن و به‌صورت مستقیم حل کنیم. به این شیوه که ابتدا برای هر استان میزان ارزش افزوده هر بخش را به‌وسیله تجميع مقادیر شهرستانی به‌دست آورده سپس سهم این استان‌ها را مجموع کشوری حساب کرده و به‌عنوان ورودی به روش ویکور می‌دهیم و رتبه‌بندی استانی را براساس شاخص ویکور به‌عنوان خروجی دریافت می‌کنیم. در آخر این رتبه‌بندی را مقابل رتبه‌بندی به‌دست آمده از بخش قبل مقاله قرار داده و به مقایسه و تحلیل نتایج این دو می‌پردازیم (جدول ۱۶).

با توجه به اینکه روند محاسبات دقیقاً یکسان است، از آوردن محاسبات خودداری کرده و فقط به آوردن نتایج بسنده می‌کنیم. در ادامه جدول وزن‌های به‌دست آمده از آنالیز شانون را می‌آوریم که برای سال ۱۳۹۹ هستند (جدول ۱۷).

جدول ۱۶. سهم استان‌های کشور در توليد ارزش افزوده بخش‌های ۱۸گانه اقتصادى در سال ۱۳۹۹

شهرستان	C _۱	C _۲	C _۳	C _۴	C _۵	C _۶	C _۷	C _۸	C _۹	C _{۱۰}	C _{۱۱}	C _{۱۲}	C _{۱۳}	C _{۱۴}	C _{۱۵}	C _{۱۶}	C _{۱۷}	C _{۱۸}
مرکزی	۳/۴	۰/۱	۳/۸	۱/۰	۲/۱	۱/۸	۲/۸	۱/۵	۰/۵	۰/۴	۰/۹	۱/۲	۱/۰	۱/۷	۱/۸	۱/۸	۱/۳	۰/۷
گیلان	۳/۸	۰/۰	۱/۷	۱/۲	۲/۶	۲/۸	۲/۹	۲/۷	۱/۲	۰/۶	۱/۶	۳/۶	۱/۸	۲/۴	۲/۷	۳/۰	۳/۱	۱/۳
مازندران	۹/۰	۰/۰	۲/۶	۱/۴	۲/۴	۴/۵	۵/۳	۴/۰	۱/۷	۰/۷	۲/۴	۴/۹	۳/۱	۵/۰	۳/۳	۴/۳	۳/۰	۲/۱
آذربایجان شرقی	۴/۰	۰/۳	۷/۲	۱/۵	۳/۰	۳/۸	۳/۶	۳/۰	۰/۷	۱/۱	۲/۵	۳/۳	۴/۳	۴/۰	۴/۶	۴/۸	۲/۹	۱/۴
آذربایجان غربی	۴/۸	۰/۱	۱/۶	۰/۸	۲/۴	۲/۰	۲/۵	۲/۳	۰/۶	۰/۹	۱/۶	۲/۰	۴/۰	۳/۵	۴/۶	۳/۴	۲/۲	۱/۴
کرمانشاه	۲/۵	۰/۱	۱/۴	۱/۰	۱/۷	۲/۹	۲/۰	۱/۵	۰/۳	۰/۵	۱/۰	۱/۹	۱/۲	۱/۵	۴/۳	۲/۵	۱/۸	۰/۷
خوزستان	۶/۹	۴۷/۳	۶/۶	۴/۵	۱۰/۱	۱۶/۶	۳/۷	۷/۱	۱/۲	۱/۰	۲/۷	۴/۳	۲/۴	۶/۲	۷/۱	۵/۹	۴/۱	۱/۶
فارس	۷/۹	۰/۸	۳/۷	۱۳/۸	۶/۱	۵/۷	۴/۶	۴/۶	۰/۸	۱/۰	۳/۳	۶/۲	۳/۰	۶/۹	۵/۵	۶/۲	۴/۶	۱/۴
کرمان	۷/۴	۱/۹	۴/۷	۱/۲	۲/۴	۲/۷	۲/۳	۲/۴	۰/۹	۰/۶	۱/۹	۲/۰	۱/۷	۲/۸	۳/۳	۴/۶	۲/۴	۱/۰
خراسان رضوی	۶/۶	۰/۲	۴/۴	۳/۹	۷/۵	۶/۷	۷/۵	۵/۹	۴/۰	۱/۰	۳/۸	۷/۷	۸/۳	۷/۴	۶/۸	۸/۱	۴/۳	۴/۲
اصفهان	۵/۰	۰/۱	۱۱/۶	۲/۹	۷/۹	۶/۰	۸/۴	۷/۴	۱/۸	۱/۵	۴/۷	۶/۲	۵/۰	۸/۹	۷/۰	۶/۲	۴/۵	۲/۶
سیستان و بلوچستان	۲/۹	۰/۰	۱/۳	۰/۶	۱/۹	۱/۸	۱/۹	۱/۷	۰/۲	۰/۶	۰/۷	۰/۹	۰/۶	۱/۱	۲/۶	۳/۴	۱/۸	۰/۵
کردستان	۲/۱	۰/۱	۰/۳	۰/۵	۱/۵	۱/۴	۱/۵	۰/۷	۰/۳	۰/۴	۰/۶	۱/۳	۰/۸	۱/۴	۲/۰	۲/۱	۱/۰	۰/۶
همدان	۳/۲	۰/۱	۱/۰	۰/۵	۱/۲	۱/۳	۱/۷	۱/۵	۰/۳	۰/۴	۰/۸	۱/۴	۱/۹	۱/۵	۲/۰	۲/۳	۱/۶	۰/۶
چهارمحال و بختیاری	۱/۶	۰/۰	۰/۷	۰/۲	۰/۷	۰/۸	۰/۷	۰/۸	۰/۶	۰/۱	۰/۲	۰/۵	۰/۸	۱/۷	۰/۷	۱/۵	۱/۰	۰/۳
لرستان	۲/۷	۰/۱	۰/۸	۰/۲	۱/۳	۱/۵	۱/۶	۱/۱	۰/۲	۰/۴	۰/۷	۱/۰	۱/۷	۱/۳	۲/۳	۲/۵	۱/۵	۰/۸
ایلام	۰/۹	۲/۶	۰/۳	۲/۰	۰/۵	۱/۲	۰/۴	۰/۵	۰/۱	۰/۲	۰/۴	۰/۳	۰/۸	۰/۹	۰/۱	۱/۱	۰/۷	۰/۳
کهگیلویه و بویراحمد	۱/۰	۷/۳	۰/۶	۰/۱	۲/۷	۰/۷	۰/۴	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۶	۰/۳	۱/۰	۱/۰	۰/۸	۱/۳	۰/۷	۰/۴
بوشهر	۱/۸	۵/۷	۷/۷	۴۴/۶	۱/۹	۴/۱	۰/۹	۲/۴	۰/۳	۱/۸	۰/۹	۰/۹	۱/۸	۱/۶	۲/۰	۱/۶	۰/۸	۰/۵
زنجان	۲/۲	۰/۱	۱/۸	۰/۴	۱/۴	۱/۲	۱/۰	۰/۸	۰/۵	۰/۳	۰/۶	۰/۷	۱/۰	۱/۶	۱/۲	۱/۶	۰/۹	۰/۵
سمنان	۱/۳	۰/۰	۱/۷	۰/۴	۰/۹	۰/۹	۰/۱	۱/۰	۰/۲	۰/۳	۰/۶	۰/۵	۱/۱	۱/۳	۱/۳	۱/۵	۰/۷	۰/۵
یزد	۲/۳	۱/۰	۴/۱	۰/۹	۱/۸	۱/۴	۲/۲	۱/۸	۰/۴	۰/۴	۱/۲	۲/۷	۱/۰	۰/۹	۲/۷	۱/۲	۱/۹	۰/۴
هرمزگان	۲/۴	۰/۱	۲/۳	۳/۳	۳/۴	۳/۰	۱/۷	۵/۶	۱/۰	۰/۵	۱/۲	۱/۳	۱/۱	۲/۲	۲/۱	۲/۲	۱/۳	۰/۶
تهران	۶/۸	۰/۳	۱۷/۶	۲۰/۶	۲۲/۷	۲۳/۷	۲۵/۶	۲۹/۳	۱۱/۳	۹۲/۲	۶۶/۷	۳۹/۲	۴۲/۴	۳۲/۴	۲۸/۷	۲۱/۰	۱۷/۷	۱۳/۹
اردبیل	۲/۵	۰/۰	۰/۸	۰/۴	۱/۴	۱/۰	۱/۸	۰/۹	۰/۶	۰/۳	۰/۶	۰/۸	۰/۸	۱/۶	۱/۳	۱/۷	۰/۹	۰/۵
قم	۱/۰	۰/۰	۱/۲	۰/۴	۱/۱	۱/۹	۱/۱	۰/۹	۰/۳	۰/۴	۰/۹	۱/۱	۱/۱	۲/۳	۲/۳	۱/۳	۱/۵	۱/۸
قزوین	۲/۳	۰/۰	۳/۵	۰/۹	۱/۲	۱/۴	۱/۳	۱/۱	۰/۴	۰/۸	۱/۵	۱/۴	۰/۸	۱/۴	۲/۰	۱/۷	۱/۲	۰/۵
گلستان	۳/۱	۰/۰	۰/۶	۰/۴	۲/۰	۱/۲	۱/۴	۱/۴	۰/۴	۰/۴	۰/۹	۱/۳	۱/۸	۱/۸	۲/۰	۲/۰	۱/۸	۰/۷
خراسان شمالی	۱/۲	۰/۰	۰/۵	۰/۴	۰/۵	۱/۰	۰/۷	۰/۶	۰/۱	۰/۴	۰/۶	۰/۳	۰/۷	۰/۸	۱/۰	۱/۰	۰/۶	۰/۴
خراسان جنوبی	۱/۴	۰/۱	۰/۴	۰/۱	۰/۴	۰/۷	۰/۵	۰/۵	۰/۱	۰/۳	۰/۴	۰/۳	۰/۸	۰/۳	۱/۰	۱/۳	۰/۶	۰/۴
البرز	۲/۵	۰/۰	۳/۶	۰/۷	۲/۲	۳/۵	۵/۰	۱/۷	۱/۸	۰/۲	۱/۷	۴/۶	۱/۷	۴/۶	۳/۸	۲/۹	۲/۱	۱/۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۷. اوزان به‌دست آمده از تکنیک آنتروپی شانون در سال ۱۳۹۹

سال	C _۱	C _۲	C _۳	C _۴	C _۵	C _۶	C _۷	C _۸	C _۹	C _{۱۰}	C _{۱۱}	C _{۱۲}	C _{۱۳}	C _{۱۴}	C _{۱۵}	C _{۱۶}	C _{۱۷}	C _{۱۸}
۱۳۹۹	۰/۰۱	۰/۱۴	۰/۰۳	۰/۰۸	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۱۶	۰/۱۰	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۸. رتبه‌بندی استان‌ها براساس سهم در ارزش افزوده کشور در سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۹

رتبه	استان (۱۳۹۹)	شاخص ویکور (۱۳۹۹)	استان (۱۳۹۶)	شاخص ویکور (۱۳۹۶)
۱	تهران	۰	تهران	۰
۲	خوزستان	۰/۷۹۶۴۴۲	بوشهر	۰/۷۷۱۲۳۵
۳	بوشهر	۰/۸۴۱۰۷۶	خوزستان	۰/۷۸۲۷۳۱
۴	اصفهان	۰/۸۵۵۳۶۸	اصفهان	۰/۸۳۰۳۹۲
۵	خراسان رضوی	۰/۸۷۲۶۲	خراسان رضوی	۰/۸۶۲۶۷۷
۶	فارس	۰/۸۹۰۵۶۹	فارس	۰/۸۷۹۴۱۲
۷	آذربایجان شرقی	۰/۹۱۰۸۵	آذربایجان شرقی	۰/۸۹۳۵۸۵
۸	مازندران	۰/۹۲۷۵۷۱	مازندران	۰/۹۱۸۸۹۷
۹	آذربایجان غربی	۰/۹۳۹۱۰۲	آذربایجان غربی	۰/۹۳۶۹۰۷
۱۰	کرمان	۰/۹۴۴۶۴۷	قزوین	۰/۹۳۳۳۳۵
۱۱	گیلان	۰/۹۵۱۵۳۳	کرمان	۰/۹۳۷۲۶۲
۱۲	قزوین	۰/۹۵۸۴۷۷	گیلان	۰/۹۴۴۴۰۶
۱۳	هرمزگان	۰/۹۶۰۴۸۸	هرمزگان	۰/۹۵۷۱۷۷
۱۴	البرز	۰/۹۶۶۴۲۳	سیستان و بلوچستان	۰/۹۶۱۱۶۳
۱۵	کرمانشاه	۰/۹۶۹۷۲۱	کرمانشاه	۰/۹۶۵۸۵۷
۱۶	سیستان و بلوچستان	۰/۹۶۹۹۷۴	البرز	۰/۹۶۷۳۱
۱۷	مرکزی	۰/۹۷۲۴۵۸	مرکزی	۰/۹۶۹۰۷۹
۱۸	یزد	۰/۹۷۲۵۸۱	یزد	۰/۹۷۰۶۳۲
۱۹	همدان	۰/۹۷۵۲۱۹	همدان	۰/۹۷۰۸۵۵
۲۰	گلستان	۰/۹۷۶۳۷۴	گلستان	۰/۹۷۱۱۸۳
۲۱	لرستان	۰/۹۷۷۸۶۳	لرستان	۰/۹۷۱۶۸۱
۲۲	قم	۰/۹۸۰۱۰۶	قم	۰/۹۷۶۹۷۷
۲۳	کردستان	۰/۹۸۳۳۷۵	کردستان	۰/۹۸۰۵۴۳
۲۴	کهگیلویه و بویراحمد	۰/۹۸۴۰۸۱	اردبیل	۰/۹۸۲۵۵
۲۵	اردبیل	۰/۹۸۵۰۲۹	کهگیلویه و بویراحمد	۰/۹۸۳۳۵۲
۲۶	زنجان	۰/۹۸۷۶۳	خراسان جنوبی	۰/۹۸۳۷۳۳
۲۷	سمنان	۰/۹۹۰۳۶۷	زنجان	۰/۹۸۴۵۰۲
۲۸	خراسان جنوبی	۰/۹۹۲۲۴	سمنان	۰/۹۸۸۲۵۷
۲۹	ایلام	۰/۹۹۳۸۵۵	ایلام	۰/۹۹۲۷۶
۳۰	چهارمحال و بختیاری	۰/۹۹۵۸۱۷	چهارمحال و بختیاری	۰/۹۹۵۵۳۴
۳۱	خراسان شمالی	۰/۹۹۹۵۷۳	خراسان شمالی	۰/۹۹۹۶۳۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول ۱۷، رتبه‌بندی جدول ۱۸ به‌دست می‌آید. با توجه به مقایسه دو جدول رتبه‌بندی مشخص می‌شود که در طی این بازه ۴ ساله رتبه استان‌ها چندان جابجا نشده‌اند. از میان ۳۱ استان کشور، ۱۹ استان جایگاه قبلی خود را حفظ کرده‌اند و هیچ استانی بیش از دو پله ارتقا یا نزول نیافته است. تنها استان البرز است که در این مدت ۲ پله در جدول ترقی کرده است و استان‌های سیستان و بلوچستان، قزوین و خراسان جنوبی شاهد افت دو پله‌ای در جایگاه خودشان بودند. دیگر نکته‌ای که خودنمایی می‌کند فاصله بسیار زیاد استان تهران از باقی استان‌هاست؛ همانطور که در قسمت قبل دیدیم و انتظار می‌رفت. حال به مقایسه رتبه‌های استان‌ها که از دو روش فوق به‌دست آمده‌اند می‌پردازیم (جدول ۱۹).

جدول ۱۹. مقایسه رتبه مستقیم و غیرمستقیم استان‌ها در سال ۱۳۹۹

ردیف	نام استان	رتبه مستقیم	رتبه غیرمستقیم	اختلاف رتبه‌ها	ردیف	نام استان	رتبه مستقیم	رتبه غیرمستقیم	اختلاف رتبه‌ها
۱	آذربایجان شرقی	۷	۱۶	-۹	۱۷	فارس	۶	۱۹	-۱۳
۲	آذربایجان غربی	۹	۱۱	-۲	۱۸	قزوین	۱۲	۴	۸
۳	اردبیل	۲۵	۲۵	۰	۱۹	قم	۲۲	۱	۲۱
۴	اصفهان	۴	۹	-۵	۲۰	کردستان	۲۳	۱۳	۱۰
۵	البرز	۱۴	۶	۸	۲۱	کرمان	۱۰	۲۱	-۱۱
۶	ایلام	۲۹	۲۹	۰	۲۲	کهگیلویه و بویراحمد	۱۵	۲۳	-۸
۷	بوشهر	۳	۳	۰	۲۳	کرمانشاه	۲۴	۲۷	-۳
۸	تهران	۱	۲	-۱	۲۴	گلستان	۲۰	۲۰	۰
۹	چهارمحال و بختیاری	۳۰	۲۸	۲	۲۵	گیلان	۱۱	۱۲	-۱
۱۰	خراسان جنوبی	۲۸	۳۰	-۲	۲۶	لرستان	۲۱	۱۴	۷
۱۱	خراسان رضوی	۵	۲۴	-۱۹	۲۷	مازندران	۸	۷	۱
۱۲	خراسان شمالی	۳۱	۲۶	۵	۲۸	مرکزی	۱۷	۱۸	-۱
۱۳	خوزستان	۲	۵	-۳	۲۹	هرمزگان	۱۳	۲۲	-۹
۱۴	زنجان	۲۶	۱۵	۱۱	۳۰	همدان	۱۹	۱۰	۹
۱۵	سمنان	۲۷	۱۷	۱۰	۳۱	یزد	۱۸	۸	۱۰
۱۶	سیستان و بلوچستان	۱۶	۳۱	-۱۵					

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مقایسه رتبه‌های به‌دست آمده درک درستی از توزیع ارزش افزوده تولید شده در سطح استان‌ها را به ما می‌دهد. در این رابطه اگر رتبه غیرمستقیم از رتبه مستقیم بدتر است می‌توان به این معنی تفسیر کرد در آن استان ثروت تولید شده در یک یا چند شهرستان متمرکز شده و دیگر شهرستان‌ها از آن بی‌بهره یا در بهترین حالت کم‌بهره هستند. طبیعتاً عکس آن نیز صادق است. در میان استان‌های کشور، استان خراسان رضوی در بدترین وضعیت از لحاظ توزیع و پراکندگی ارزش افزوده است زیرا بین رتبه مستقیم و غیرمستقیم آن، اختلاف فاحش ۱۹ پله‌ای وجود دارد. استان‌های سیستان و بلوچستان، فارس، کرمان و آذربایجان شرفی نیز کم‌وبیش در وضعیتی مشابه به‌سر می‌برند. شهرستان‌هایی در این استان‌ها (معمولاً مراکز استان‌ها) ارزش افزوده زیادی تولید کرده‌اند، به‌حدی که سهم استان از GDP قابل توجه است ولی سایر شهرستان‌ها اینگونه نیستند. در مورد استان‌هایی که رتبه مستقیم بالا و رتبه غیرمستقیم پایین دارند می‌توان گفت که تقریباً فقر عادلانه توزیع شده است. به‌عنوان مثال استان‌های لرستان، کردستان، سمنان و زنجان همگی دارای رتبه مستقیم بالای ۲۰ و نزدیک به انتهای رده‌بندی هستند ولی اختلاف رتبه غیرمستقیم‌شان چشمگیر است. استان‌هایی که هر دو رتبه مکتسبه‌شان بالاست یعنی ثروت اندکی در هر سال تولید می‌کنند و این تولید ثروت اندک نیز به‌شدت نامتقارن است. مثلاً استان‌های محرومی مانند ایلام، چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی و خراسان شمالی در این گزاره صدق می‌کنند. استان‌هایی که در هر دو زمینه رتبه پایینی کسب کرده‌اند به منزله اقتصاد قوی و توزیع متقارن ثروت تولید شده‌شان می‌باشد. به‌عنوان نمونه استان‌های تهران، بوشهر و خوزستان در هر دو بخش در صدر جدول جای گرفته‌اند. گروه آخر نیز استان‌هایی هستند که رتبه مستقیم‌شان در میانه جدول است ولی رتبه غیرمستقیم خوبی کسب کرده‌اند مانند قزوین، البرز و یزد. یکی از نکات قابل توجه، نزدیکی و حتی یکسان بودن رتبه‌های استان‌های شمالی کشور در هر دو بخش است. این موضوع احتمالاً به ماهیت جغرافیایی شمال کشور برمی‌گردد که باعث پراکندگی جمعیت، ابزار تولید و دسترسی یکسان به منابع در تمام نقاط استان می‌شود.

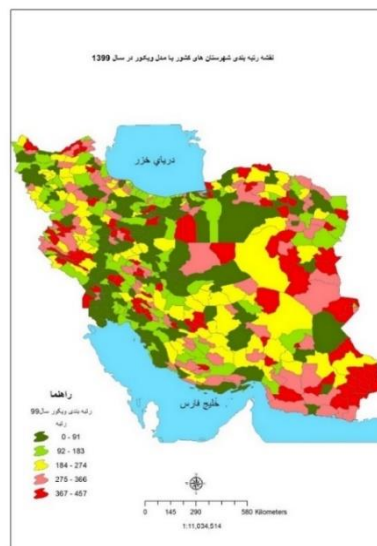
در انتها برای تصویرسازی از نتایج با استفاده از نرم‌افزار ARCGIS، نقشه‌های رتبه‌بندی شهرستانی، غیرمستقیم و مستقیم استان آورده شده است. در اینجا شهرستان‌ها و استان‌های کشور به ۵ دسته مساوی تقسیم شده‌اند.

تصویر ۱. نقشه رتبه‌بندی شهرستان‌های کشور با روش ویکور در سال ۱۳۹۹

تصویر ۲. نقشه رتبه‌بندی غیرمستقیم استان‌های کشور در سال ۱۳۹۹

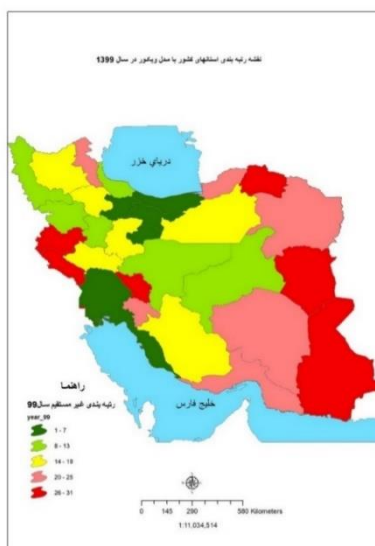


مأخذ: یافته‌های پژوهش



مأخذ: یافته‌های پژوهش

تصویر ۳. نقشه رتبه‌بندی مستقیم استان‌های کشور با روش ویکور در سال ۱۳۹۹



مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵. بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش به رتبه‌بندی شهرستان‌های کشور به روش تصمیم‌گیری چندمعیاره ویکور برای سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۹ پرداخته شده است. پایه نظری مقاله براساس تحلیل‌های مکان‌محور (فضاپذیر) استوار است. چون هدف آن شناسایی ظرفیت‌های محلی و سیاست‌گذاری سفارشی برای کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای است (نه سیاست‌های کلی ملی). برای این منظور از داده‌های حساب شهرستان که توسط مرکز آمار ایران منتشر شده بود استفاده گردید. برای محاسبه این رتبه‌بندی از سهم هر شهرستان در ارزش افزوده (به قیمت ثابت) کشور به‌عنوان ورودی مدل و از روش آنتروپی شانون نیز به‌عنوان روش وزن‌دهی و از طبقه‌بندی ۱۸ گانه اقتصادی (ISIC) به‌عنوان شاخص‌ها یا معیار گزینش استفاده شده است. این مطالعه با استفاده از داده‌های جدید حساب‌های شهرستانی (منتشر شده در ۱۴۰۱) و تحلیل دوساله ۴۵۷ شهرستان، خلأیی را که در نبود تحلیل‌های جامع شهرستانی وجود داشت، پر کرده است. در نتیجه از سال ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۹، سه شهرستان تهران، ری و مشهد در رتبه‌های اول تا سوم رده‌بندی کشور قرار گرفتند. مقادیر شاخص ویکور برای این سه گزینه در سال ۱۳۹۹ به ترتیب عبارتند از: ۰/۸۸۱۶۹۳۸۰۲ و ۰/۸۸۷۳۸۲۴۲. از سوی دیگر شهرستان‌های مارگون (استان کهگیلویه و بویراحمد)، کرخه (استان خوزستان) و انگوت (استان اردبیل) نیز در انتهای این لیست قرار گرفتند. مقادیر شاخص ویکور این سه در سال ۱۳۹۹ به ترتیب عبارتند از: ۰/۹۹۹۸۶۷۹، ۰/۹۹۹۹۷۹۹۰۸ و ۱. یکی از نکات جالب توجه این است که در میان ۲۵ جایگاه اول در طول بازه (۵ رتبه اول در طول ۵ سال)، ۱۶ جایگاه توسط شهرستان‌های استان تهران یعنی شهرستان تهران، ری، اسلامشهر و شهریار اشغال شده است که از تمرکز بیش‌ازحد ارزش افزوده تولید شده کشور در استان تهران حکایت می‌کند. همچنین دیدیم که ضریب همبستگی پیرسون بین شاخص ویکور و رتبه ویکور و جمعیت و مساحت آن‌ها چندان بزرگ نیست و در بهترین حالت حدود ۱۵/۲- است؛ البته دیدیم که در این راستا تأثیر جمعیت شهری دو برابر جمعیت روستایی است.

در ادامه از رتبه‌های شهرستان‌های هر استان در هر سال میانگین گرفته شد و این مقادیر از کوچک به بزرگ مرتب شدند و به هر استان رتبه‌ای از ۱ تا ۳۱ بر این اساس تخصیص داده شد که در نتیجه استان‌های قم (به دلیل وجود فقط یک شهرستان)، تهران و بوشهر در

جایگاه‌های اول تا سوم قرار گرفتند. در سمت دیگر جدول، استان‌های چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی و سیستان و بلوچستان قرار گرفتند.

براساس داده‌های مرکز آمار ایران (منتشر شده در ۱۴۰۱ برای سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۹)، در سال ۱۳۹۹ بیش از نیمی از ارزش افزوده کل کشور در چهار بخش اصلی شامل معدن (۱۵ درصد)، املاک و مستغلات (۱۳ درصد)، صنعت (۱۳ درصد) و عمده‌فروشی، خرده‌فروشی و تعمیر وسایل نقلیه موتوری و موتورسیکلت (۱۰ درصد) تولید شده است. این ترکیب بیانگر تسلط بخش‌های تولیدی و سرمایه‌بر در سطح ملی است. در این میان، شهرستان تهران به عنوان پایتخت و رتبه نخست در رده‌بندی این مطالعه، به تنهایی بیش از ۱۶ درصد از ارزش افزوده کل کشور را ایجاد می‌کند. در میان بخش‌های اقتصادی، شهرستان تهران ۶۴/۶ درصد از کل ارزش افزوده بخش اطلاعات و ارتباطات کشور، ۵۹/۳ درصد از کل ارزش افزوده بخش فعالیت‌های مالی و بیمه کشور (معادل ۳/۶ درصد از کل ارزش افزوده کشور)، ۴۱/۵ درصد از کل ارزش افزوده فعالیت‌های حرفه‌ای، علمی و فنی کشور و ۳۲/۷ درصد از کل ارزش افزوده بخش تأمین جا و غذا در کشور را به خود اختصاص داده است.

برخلاف الگوی ملی که در آن بخش‌های خدمات توزیعی (مانند عمده‌فروشی و خرده‌فروشی، حمل‌ونقل و انبارداری، اطلاعات و ارتباطات و خدمات مالی و بیمه) سهم بالاتری دارند، در شهرستان تهران سهم خدمات تولیدی و دانشی (نظیر اطلاعات و ارتباطات، خدمات مالی و بیمه و فعالیت‌های حرفه‌ای و فنی) به طور چشم‌گیری بیشتر است. این تفاوت ساختاری ناشی از تمرکز زیرساخت‌های مالی و فناورانه کشور در پایتخت است؛ از جمله بازار سرمایه، بانک‌های مرکزی، شرکت‌های فناوری اطلاعات و دفاتر مشاوره و پژوهش. براساس داده‌های حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران، سهم خدمات توزیعی (شامل عمده‌فروشی، خرده‌فروشی و حمل‌ونقل) در شهرستان تهران به ترتیب ۱۳/۵ درصد در سال ۱۳۹۶ و ۱۱/۱ درصد در سال ۱۳۹۹ بوده است در حالی که این سهم در سطح استان تهران ۱۸/۹ و ۱۷/۵ درصد و در کل کشور ۱۵/۶ و ۱۶/۲ درصد گزارش شده است. همچنین بخش املاک و مستغلات در شهرستان تهران با ۳/۶ درصد از ارزش افزوده کل کشور، معادل بیش از یک‌پنجم ارزش افزوده این شهرستان و حدود یک‌چهارم ارزش افزوده بخش املاک و مستغلات کشور را تشکیل می‌دهد. این یافته‌ها نشان‌دهنده تمایز ساختار اقتصاد خدمات‌محور

شهرستان تهران از الگوی ملی و ضرورت سیاست‌گذاری متناسب با ویژگی‌های منحصربه‌فرد کلان‌شهرها در توسعه منطقه‌ای است.

موضوع دیگری که از مقایسه رتبه‌های مستقیم و غیرمستقیم استان‌ها به دست آمده تفاوت کمتر شهرستان‌های استان‌هایی مثل زنجان، سمنان، یزد و کردستان از نظر سهم در ارزش افزوده استان است و در حالت دوم تفاوت زیاد میان شهرستان‌های استان‌های فارس، کرمان، خراسان رضوی و سیستان و بلوچستان است. در حالت اول که اختلاف کم میان شهرستان‌های استان را نشان می‌دهد می‌توان برداشت‌های مختلفی نظیر اینکه همه شهرستان‌ها به میزان یکسانی سهم کمی در ارزش افزوده دارند و به نسبت کمتر توسعه یافته هستند یا برعکس، همه میزان بالا و با پراکندگی کمی ارزش افزوده تولید می‌کنند و ثروت در سراسر استان به خوبی توزیع شده است. شایان ذکر است که استان قم به دلیل تک شهرستانی بودن در این مقایسه ۲۱ رتبه اختلاف در مقایسه رتبه‌بندی مستقیم و غیرمستقیم دارد.

در نهایت با نگاهی جامع و کل‌نگر به این محاسبات، جداول و مقایسه‌ها می‌توان بیان کرد که سیاست‌های برقرار شده در کشور نگاه مرکز‌گرایانه‌ای داشته‌اند که باعث توزیع نابرابر ثروت، مهاجرت افراد ساکن روستا به سمت شهرها و به دنبال آن به وجود آمدن نرخ بیکاری فزاینده و از کار افتادن مشاغل و صنایع روستایی نظیر کشاورزی و... شده است. از طرف دیگر، این مورد در ارتباط با اختلاف کلان‌شهرها با سایر مراکز استان‌های کشور است که نشان از ثروت زیاد در شهرهایی مثل تهران، اصفهان، مشهد و شیراز در مقایسه با سایر مراکز استان می‌باشد. همین امر، باعث مهاجرت بیش‌ازاندازه مردم به کلان‌شهرها در پی یافتن موقعیت‌های شغلی و زندگی با رفاه بالاتر می‌شود که در سال‌های اخیر به دلیل فزونی این رفتار مهاجرتی، آسیب‌های زیادی به اقتصاد کشور وارد کرده است.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Morteza Ghanbarzadeh Chaleshtori
Parsa Riahi Dehkordi



<https://orcid.org/0009-0006-5207-6092>
<https://orcid.org/0009-0002-8005-967X>

منابع

- اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی تهران. (۱۳۹۳). ارزیابی و رتبه‌بندی تولید ناخالص داخلی و ارزش افزوده فعالیت‌های اقتصادی کشور در سال ۱۳۹۰. مرکز مطالعات اقتصادی، اداره جمع‌آوری و تحلیل آمار.
- پوراصغر سنگاچین، فرزام، صالحی، اسماعیل و دیناروندی، مرتضی. (۱۳۹۱). سنجش سطح توسعه‌یافتگی استان‌های ایران با رویکرد تحلیل عاملی. *آمایش سرزمین*، ۴(۲)، ۵-۲۶. https://jtcp.ut.ac.ir/article_30343.html
- جعفری صمیمی، احمد، زریباف، مهدی و امیرپور عاشوری، پونه. (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین مزیت نسبی ارزش افزوده فعالیت‌های بخش گردشگری (هتل و رستوران) و رشد اقتصادی استان مازندران و مقایسه آن با سایر استان‌های کشور. *مدیریت/استراتژیک صنعتی*، ۹(۲۵)، ۱۱-۲۰. <https://www.magiran.com/paper/1098268>
- خادمی زارع، حسن و نخعی‌نژاد، مهدی و دهقانی، مظاهر. (۱۳۹۷). بهبود مدل تلفیقی تحلیل پوششی داده‌ها و یکور برای ارزیابی عملکرد مدیریت شعب پست بانک در استان‌های کشور، پانزدهمین کنفرانس بین‌المللی مهندسی صنایع، یزد. <https://civilica.com/doc/839635>
- خلیل‌زاده، جواد، شهبازی، کیومرث، حلاج یوسفی، محمدرضا و آقاجانی، حبیب. (۱۳۹۲). مطالعه تأثیر افزایش درآمدهای نفتی بر ارزش افزوده بخش صنعت در ایران. *راهبرد اقتصادی*، ۲(۷)، ۱۷۷-۱۵۳. https://econrahbord.csr.ir/article_103252.html
- داداش‌پور، هاشم و دهده‌جانی، مهدی. (۱۳۹۴). شناسایی و اولویت‌بندی عوامل ریشه‌ای تأثیرگذار در ارتقای رقابت‌پذیری منطقه‌ای مورد مطالعاتی: استان کردستان. *برنامه‌ریزی منطقه‌ای*، ۵(۱۹)، ۴۲-۲۷.
- <https://dorl.net/dor/20.1001.1.22516735.1394.5.19.3.0>
- زنگی‌آبادی، علی، احمدیان، مهدی، شاهسونی، محمدجاسم و علی‌زاده، جابر. (۱۳۹۲). تحلیل فضایی توسعه منطقه‌ای در استان بوشهر با بهره‌گیری تلفیقی از روش‌های تصمیم‌گیری چندمعیاره. *برنامه‌ریزی منطقه‌ای*، ۳(۱۲)، ۱-۱۰. <http://noo.rs/OFk0m>
- شریفی، نورالدین، پهلوانی، مرتضی، اسفندیاری‌کلوکن، مجتبی، دهقان‌شورکند، حسین، علی‌اصغرپور موزیرجی، حسین و سعادت‌میل‌آغاردان، فرشید. (۱۳۹۱). رتبه‌بندی میزان اشتغال و ارزش افزوده حاصل از فعالیت بخش‌های تولیدی و بررسی علل آنها (با استفاده از تحلیل داده-ستانده). *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۴(۸)، ۱۱۳-۱۵۰. <https://civilica.com/doc/1935704>

صادقی شاهدانی، مهدی و غفاری فرد، محمد. (۱۳۸۸). بررسی مزیت‌های نسبی و تحلیل ساختاری تولید ناخالص داخلی در استان‌های کشور. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۷ (۵۰)، ۱۱۵-۱۳۶. <https://qjerp.ir/article-1-261-fa.html>

عبدلی، قهرمان، کاردگر، راضیه، کاظمی، ابوطالب و مولایی قلیچی، محمد. (۱۳۹۶). رتبه‌بندی استان‌های کشور از نظر ایجاد ارزش افزوده زیربخش‌های اقتصادی براساس مدل تصمیم‌گیری چندمعیاره (VIKOR). فصلنامه برنامه‌ریزی منطقه‌ای، ۷ (۲۶)، ۱-۱۴. magiran.com/p1718264

لطفی، حیدر و رشیدی، مصطفی. (۱۳۹۳). تحلیل و رتبه‌بندی استان‌های کشور ایران از نظر ظرفیت‌های راهبردی سرزمینی. آمایش محیط، ۷ (۲۷)، ۱۴۳-۱۶۵. <https://sanad.iau.ir/journal/ebtp/Article/988332/FullText>

مرکز آمار ایران. (۱۴۰۱). حساب شهرستان. <https://amar.org.ir/>

هژبرکیانی، کامبیز و نقیبی، محمد. (۱۳۹۱). برآورد ارزش افزوده بالقوه در بخش‌های عمده اقتصادی ایران با روش فیلتر کالمن. اقتصاد کاربردی، ۳ (۸)، ۵۷-۷۷. http://jae.srbiau.ac.ir/article_3837.html

References

- Abdoli, G., Kardgar, R., Kazemi, A. & Molaei Qelichi, M. (2017). Ranking the Iran's provinces based on added value in the economic subsectors by means of Multi-criteria decision-making models (VIKOR). *Regional Planning*, 7(26), 1-14 magiran.com/p1718264. [In Persian] <https://www.magiran.com/p1718264>
- Apergis, N., El-Montasser, G., Sekyere, E., Ajmi, A.N. & Gupta, R. (2014). Dutch disease effect of oil rents on agriculture value added in Middle East and North African (MENA) countries. *Energy Economics*, 45, 485-490. <https://repository.up.ac.za/bitstreams/267d0951-13c6-4441-9c87-57b7b2ce821b/download>
- Barca, F., McCann, P. & Rodríguez-Pose, A. (2012). The case for regional development intervention: place-based versus place-neutral approaches. *Journal of Regional Science*, 52(1), 134-152. DOI:10.1111/j.1467-9787.2011.00756.x
- Bittencourt, M. (2012). Financial development and economic growth in Latin America: Is Schumpeter right? *Journal of Policy Modeling*, 34(3), 341-355. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2012.01.012>
- Chamber of Commerce, Industries, Mines and Agriculture of Tehran. (2014). Evaluation and ranking of the country's gross domestic product and value added by economic activity in 2011. Department of Economic Studies, Statistics Collection and Analysis Center.

- Chamber of Commerce, Industries, Mines and Agriculture Tehran (2014). Evaluation and ranking of the country's gross domestic product and value added economic activity in 1390; Department of Economy Studies Center collects and analyzes statistics.[In Persian]
- Dadashpour, H. & Dehdehjani, M. (2015). Identification and prioritization of root factors affecting regional competitiveness improvement: A case study of Kurdistan Province. *Regional Planning*, 5(19), 27–42. [In Persian] <https://dorl.net/dor/20.1001.1.22516735.1394.5.19.3.0>
- Gao, Y., Zheng, Y. & Hu, A. (2018). Input–Output-Based genuine value added and genuine productivity in China's industrial sectors (1995–2010). *The Singapore Economic Review*, 63(02), 213–228. DOI:10.1142/S0217590817400082
- Hezhbar Kiani, K. & Naghibi, M. (2012). Estimating potential value-added in Iran's main economic sectors using the Kalman filter method. *Applied Economics*, 3(8), 57–77. [In Persian] http://jae.srbiau.ac.ir/article_3837.html
- Jafari Samimi, A., Zaribaf, M. & Amirpour Ashouri, P. (2012). Investigating the relationship between comparative advantage of value-added in tourism sector (hotels and restaurants) and economic growth in Mazandaran Province compared to other provinces. *Strategic Industrial Management*, 9(25), 11–20. [In Persian] <https://www.magiran.com/p1098268>
- Johnson, R.C. & Noguera, G. (2012). Accounting for intermediates: Production sharing and trade in value added. *Journal of International Economics*, 86(2), 224–236. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2011.10.003>
- Khadami Zare, H., Nakhai Nezhad, M. & Dehghani, M. (2018). *Improving a hybrid DEA-WICTOR model for evaluating branch management performance of Post Bank in provinces of the country* (Proceedings of the 15th International Conference on Industrial Engineering, Yazd, Iran). Civilica. <https://civilica.com/doc/839635>
- Khalilzadeh, J., Shahbazi, K., Hallaj Yousefi, M.R. & Aghajani, H. (2013). The impact of increasing oil revenues on value-added in Iran's industrial sector. *Economic Strategy*, 2(7), 153–177. [In Persian] https://econrahbord.csr.ir/article_103252.html
- Lotfi, H. & Rashidi, M. (2014). Analysis and ranking of Iranian provinces based on strategic territorial capacities. *Environmental Planning*, 7(27), 143–165. [In Persian] <https://sanad.iau.ir/journal/ebtp/Article/988332/FullText>
- McCann, P. (2023, April). How have place-based policies evolved to date and what are they for now. In Background paper for the OECD-EC High-Level Expert Workshop Series on “Place-Based Policies for the Future” Workshop (Vol. 1, p. 14). <https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/about/projects/cfe/place-based-policies-for-the-future/how-have-place-based-policies-evolved-to-date-and-what-are-they-for-now.pdf>

- Odedokun, M.O. (1996). Alternative econometric approaches for analysing the role of the financial sector in economic growth: Time-series evidence from LDCs. *Journal of Development Economics*, 50(1), 119-146. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(96\)00006-5](https://doi.org/10.1016/0304-3878(96)00006-5)
- Ozkan, B. & Ceylan, R.F. (2013). Agricultural value added and economic growth in the European Union accession process. *New Medit: Mediterranean Journal of Economics, Agriculture and Environment= Revue Méditerranéenne d'Economie Agriculture et Environment*, 12(4), 62-72. https://www.academia.edu/attachments/34529385/download_file
- Pourasghar Sangachin, F., Salehi, E. & Dinarvandi, M. (2012). Measuring the level of development in Iranian provinces using factor analysis approach. *Territorial Planning*, 4(2), 5-26. [In Persian] <https://doi.org/10.22059/jtcp.2013.30343>
- Sadeghi Shahdani, M. & Ghafari Fard, M. (2009). Study of comparative advantages and structural analysis of GDP in the provinces of the country. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 17(50), 115-136. <http://qjerp.ir/article-1-261-fa.html>
- Sharifi, N., Pahlavani, M., Esfandiari-Kolookan, M., Dehghan-Shourkand, H., Alisaghapour-Mouzirji, H., & Saadati-Milagharden, F. (2012). Ranking employment levels and value added generated by productive sectors and investigating their determinants (Using input-output analysis). *Economic Policy*, 4(8), 113-150. <https://civilica.com/doc/1935704/>
- Statistical center of Iran. (2022). counties accounts, <https://amar.org.ir/>
- Zangiabadi, A., Ahmadian, M., Shahsevani, M.J. & Alizadeh, J. (2014). Spatial analysis of the regional development in province of Bushehr using by MCDM methods. *Regional Planning*, 3(12), 1-10. <http://noo.rs/OFk0m>

استناد به این مقاله: قنبرزاده چالشتی، مرتضی و ریاحی دهکردی، پارسا. (۱۴۰۴). رتبه‌بندی شهرستان‌ها و استان‌های کشور براساس سهم ارزش افزوده در زیربخش‌های ۱۸ گانه ISIC 4.0 با روش VIKOR و وزن‌دهی آنتروپی Shannon. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۰ (۱۰۴)، ۲۳۴-۲۷۶.



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

فهرست

- ۱..... بررسی مقایسه‌ای هدفگذاری ملی و منطقه‌ای فقر: با تأکید بر مناطق شهری کشور
باقر درویشی، فرشته محمدیان و علی اصغر سالم
- ۴۱..... مطالعه موردی شرکت‌های دیجیتال در بازار بورس اوراق بهادار تهران
محمد فقهی کاشانی، تیمور محمدی و هادی پیردایه
- ۸۳..... عوامل تعیین کننده درآمدهای مالیاتی: رویکرد فراتحلیل
علی نصیری اقدم و مهتاب مرادزاده
- ۱۲۴..... نقش توازن قوا میان مردم و حکومت در کاهش نابرابری‌های ناموجه در ایران
(فراز و فرود اقتصاد سیاسی ایران در دوره ۱۴۰۰-۱۳۸۴)
مهسا کریمی و حسین راغفر
- ۱۶۷..... تحلیل فضایی نقش مهاجرین افغانستانی در توسعه اقتصاد منطقه‌ای ایران (۲۰۱۰-۲۰۲۴)
نعمت‌الله یعقوبی و رزیتا مؤبدفر
- ۲۰۲..... تأثیر آستانه‌ای فین تک بر اثرگذاری رانت نفت بر رشد اقتصادی در ایران
رضا معبودی و زینب دره‌نظری
- ۲۳۴..... رتبه‌بندی شهرستان‌ها و استان‌های کشور براساس سهم ارزش افزوده در زیربخش‌های
۱۸ گانه ISIC 4.0 با روش VIKOR و وزن‌دهی آنتروپی Shanon
مرتضی قنبرزاده چالشتی و پارسا ریاحی دهکردی

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

✓ نعمت‌الله اکبری	✓ تیمور محمدی
✓ علی‌اصغر بانویی	✓ حبیب مروت
✓ اسفندیار جهانگرد	✓ پریسا مهاجری
✓ سعید راسخی	✓ محسن مهرآرا
✓ علی‌حسین صمدی	✓ فرشاد مومنی
✓ قهرمان عبدلی	✓ محمد وصال
✓ زهرا کریمی موغاری	✓ مهدی یزدانی
✓ غلامرضا کشاورز حداد	

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 سی‌ام - شماره ۱۰۴ - پاییز ۱۴۰۴

صاحب امتیاز: دانشگاه علامه طباطبائی

مدیر مسئول: دکتر تیمور محمدی

سرمدیر: 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

eISSN:2476-6445



دانشگاه علامه طباطبائی
پژوهشکده اقتصاد

پژوهش‌های اقتصادی ایران

فصلنامه علمی - پژوهشکده اقتصاد
دانشگاه علامه طباطبائی

سال سی‌ام - شماره صد و چهارم
پاییز ۱۴۰۴

این نشریه براساس تأییدیه شماره ۳/۲۹۱۰/۴۸۸ به تاریخ ۱۳۸۱/۴/۱۸ کمیسیون بررسی نشریات علمی کشور حایز شرایط دریافت درجه علمی - پژوهشی شناخته شد.