



انجمن علمی اقتصاد توسعه منطقه‌ای

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران



دانشگاه بوعلی سینا

۵۸

شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲

|| فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران ||

|| سال ۱۵ || شماره ۵۸ || ۱۴۰۵ ||

- ◀ تحلیل فضایی ارتباط متقابل کارایی زیست‌محیطی و نابرابری درآمدی در استان‌های ایران: کاربردی از ...
سمیه اعظمی، فاطمه حسینی
۹-۴۱
- ◀ ارزیابی نقش ناترازی صندوق‌های بازنشستگی در پایداری تورم در ایران
ابوالفضل شاه‌آبادی، مهدی امینی‌راد، سیما شایگان‌مهر
۴۳-۷۳
- ◀ بررسی اثرات شوک کسری صندوق‌های بازنشستگی بر تورم، نرخ ارز و رشد اقتصادی در ایران ...
باقر ادبی فیروزجائی
۷۵-۱۱۶
- ◀ شکاف سودآوری در نظام بانکی ایران: تحلیل دوگانگی بانک‌های بزرگ و کوچک با رهیافت ...
وحید شعبانی، کامبیز هژبرکیانی، سیدشمس‌الدین حسینی، مرجان دامن‌کشیده
۱۱۷-۱۴۶
- ◀ اثر نرخ ارز واقعی بر پیچیدگی اقتصادی با تأکید بر تغییرات ساختاری در اقتصاد ایران
مریم سیاف‌درفولی، ابراهیم انواری، احمد صلاح‌منش، بهروز صادقی‌عمروآبادی
۱۴۷-۱۸۱
- ◀ تحلیل تأثیر توهم مالی بر رفاه اقتصادی در ایران با تمرکز بر نقش اندازه دولت
شهریار زروکی، احمدرضا احمدی، مهدیه محمدحسین‌زاده
۱۸۳-۲۱۲
- ◀ عوامل مؤثر بر تغییرات قیمت گوشت قرمز در ایران
مظاهر جنت‌صادقی، حامد نجفی‌علمدارلو
۲۱۳-۲۳۸
- ◀ تدوین سناریوهای سازگار آینده صنعت ایران: تحلیل کیفی پیشران‌ها و عدم قطعیت‌ها
طاہر جداری‌راستگو، یوسف محمدزاده، صمد حکمتی‌فرید، هوشمند باقری‌قره‌بلاغ
۲۳۹-۲۶۸

راهنمای نگارش و ارسال مقاله

۱- محتوای شکلی مقاله

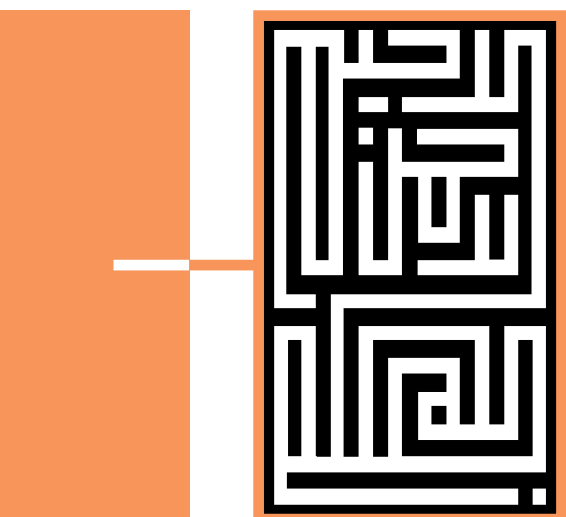
- مقاله‌های ارسالی نباید بیش از ۲۰ صفحه A۴ باشد.
- مقاله تایپ شده با قلم B Mitra ۱۳ برنامه Word ۲۰۱۰ و مطابق با معیارهای مندرج در این راهنما ارسال شود.

۲- ساختار علمی مقاله

- ساختار مقاله به صورت زیر تنظیم شود:
- مقدمه: شامل تعریف موضوع طرح مسأله و بیان اهداف.
- بررسی پیشینه: موضوع و چارچوب نظری و طرح پرسش‌ها/ یا فرضیات تحقیق.
- روش‌شناسی تحقیق: روش تحقیق متغیرهای مورد بررسی و فنون گردآوری و تحلیل داده‌ها.
- ارائه یافته‌ها، تجزیه و تحلیل و تفسیر آن‌ها.
- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری.
- یادداشت‌ها و پیوست‌ها (در صورت لزوم).
- فهرست منابع فارسی و انگلیسی به روش APA.
- خلاصه‌ای از سوابق و علایق آموزشی و پژوهشی نویسنده/ نام دانشگاه یا مؤسسه وابسته/ نشانی الکترونیکی.
- چکیده انگلیسی همراه با کلیدواژه‌ها در پایان مقاله.

۲- شیوه ارجاع و استناد

- ارجاع در متن مقاله
- پس از مطلب اقتباس شده، مستقیم یا غیرمستقیم: (نام خانوادگی صاحب اثر، سال انتشار: شماره صفحه یا صفحات).
- در صورتی که اثر مورد استفاده به زبان فارسی ترجمه شده باشد، تاریخ انتشار اثر ترجمه شده و در غیر این صورت تاریخ انتشار متن به زبان اصلی ذکر شود.
- ارجاع در پایان مقاله (کتابنامه)
- فهرست منابع مورد استفاده در پایان مقاله به ترتیب الفبایی حرف اول نام خانوادگی نویسنده یا صاحب اثر به شرح زیر تنظیم گردد.



بسمه تعالی
گواهی رتبه علمی



جمهوری اسلامی ایران
وزارت علوم، تحقیقات و فناوری
معاونت پژوهش و فناوری
کمیسیون نشریات علمی

نشریه

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

با صاحب امتیازی دانشگاه بوعلی سینا بر اساس آیین نامه
نشریات علمی مصوب ۱۳۹۸/۰۲/۰۹ در ارزیابی سال
۱۳۹۹، موفق به کسب رتبه الف شده است.

پی تردید تلاش دست اندرکاران آن نشریه سهم بسزایی در
گسترش مرزهای دانش و ارتقای کیفی و کمی جایگاه علمی
کشور خواهد داشت.

محسن شریفی
مدیر کل دفتر سیاستگذاری و برنامه ریزی
امور پژوهشی و دبیر کمیسیون نشریات
علمی

رتبه علمی

الف

پژوهشی صحت گواهی در :
JOURNALS.MSRT.IR



مدیریت پژوهش و فناوری ایران
سامانه یکپارچه مدیریت
اطلاعات پژوهشی و فناوری
MAPFA.MSRT.IR

فصلنامه علمی

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

نشریه گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی سینا

با همکاری انجمن علمی اقتصاد توسعه منطقه‌ای

آغاز انتشار: آذرماه ۱۳۹۶

شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲

شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲

شماره مجوز ارشاد: ۲۲۷۸۷

نشریه دارای درجه علمی از کمیسیون بررسی اعتبار نشریات علمی وزارت علوم، تحقیقات و فناوری براساس رأی

جلسه مورخ ۱۳۹۰/۱۲/۲۴ به شماره ۲/۲۷۱۰۱۶ به فصلنامه علمی پژوهشی است.

ناشر: دانشگاه بوعلی سینا



© حق انتشار این مستند، متعلق به نویسندگان آن است. ۱۴۰۵ ©. ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی سینا است.

این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.

Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).

نشانی پایگاه نشریه: <https://aes.basu.ac.ir/>

فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

سال، ۱۵، شما، ۵۸، ۱۴۰۵

شانای، حابے، : ۲۵۳۰-۲۳۲۲

شایای الکترونیک، ۴۷۲X-۲۳۲۲

صاحب امتیاز: دانشگاه بوعلی سینا

با همکاری: انجمن علم، اقتصاد توسعه منطقه ای،

مدیر مسئول: علم، اکبر قلم، زادہ

سر دسر: محمد حسن فطرس

مدیر احزاب: اسماعیل ترکمن،

مدیر داخلی و کارشناس: خلیل، اللہ بیگ محمدی

ویراستار انگلیسی: آذر سرمدی جو

طراح لوگو: حمید رضا جتربحر

[illegible]

هيات تحريره (به ترتيب حروف الفبا)

محسن، بہمنی، اسکوی، (استاد گروہ اقتصاد دانشگاہ ویسکانسین امریکا)

محمد هاشم یسران (استاد گروه اقتصاد دانشگاه کمبریج انگلستان)

محمد رضا فرزنانگان (استاد گروه اقتصاد دانشگاه فیلپس ماربورگ آلمان)

امریکا (استاد گروہ اقتصاد دانش گاہ یوتی وی، امریکا)

اسفندیار معصومی ، (استاد گروه اقتصاد کالج اموری، آمریکا)

عبدالکریم ذولکفلی (استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه ملی مالزی)

سید عزیز آرمین (استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران)

مصیب بهلوانی، (دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصادی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران)

سعید راسخی (استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه مازندران، مازندران، ایران)

محمد علیزاده (دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه لرستان، لرستان، ایران)

سعيد عيسى زاده (دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران)

علی حسین صمدی (دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران)

محمد حسن فطرس، (استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران)

محمد قربانی، (استادگروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران)

محمد رضا لطفعلی، (استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی، و اجتماع، دانشگاه فردوس، مشهد، ایران)

محمد علم، متفکر آزاد (استاد گروه توسعه اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران)

نادر مهرگان: (استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی، و اجتماع، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران)

محمود هوشمند (استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی، و اجتماع، دانشگاه فردوس، مشهد، ایران)

پست الکترونیک، نشریه: Email: aesi@basu.ac.ir

وبسایت: [/https://aes.basu.ac.ir](https://aes.basu.ac.ir)

آدرس: نشریه: همدان، چهارباغ شهید احمدی روشن، دانشگاه بوعلی سینا، ساختمان مرکزی، معاونت

پژوهش، دفتر نشریات علمی، دانشگاه.

تلف: ۰۸۱-۳۱۴۰۱۴۵۵

- تحلیل فضایی ارتباط متقابل کارایی زیست محیطی و نابرابری درآمدی در استان های ایران:
کاربردی از مدل معادلات هم زمان فضایی (SSEM)
سمیه اعظمی، فاطمه حسینی
۹-۴۱
- ارزیابی نقش ناترازی صندوق های بازنشستگی در پایداری تورم در ایران
ابوالفضل شاه آبادی، مهدی امینی راد، سیما شایگان مهر
۴۳-۷۳
- بررسی اثرات شوک کسری صندوق های بازنشستگی بر تورم، نرخ ارز و رشد اقتصادی در ایران
با استفاده از مدل DSGE
باقر ادبی فیروزجائی
۷۵-۱۱۶
- شکاف سودآوری در نظام بانکی ایران: تحلیل دوگانگی بانک های بزرگ و کوچک با رهیافت
رگرسیون کوانتایل
وحید شعبانی، کامبیز هژبرکیانی، سیدشمس الدین حسینی، مرجان دامن کشیده
۱۱۷-۱۴۶
- اثر نرخ ارز واقعی بر پیچیدگی اقتصادی با تأکید بر تغییرات ساختاری در اقتصاد ایران
مریم سیاف دزفولی، ابراهیم انواری، احمد صلاح منش، بهروز صادقی عمروآبادی
۱۴۷-۱۸۱
- تحلیل تأثیر توهم مالی بر رفاه اقتصادی در ایران با تمرکز بر نقش اندازه دولت
شهریار زروکی، احمد رضا احمدی، مهدیه محمدحسین زاده
۱۸۳-۲۱۲
- عوامل مؤثر بر تغییرات قیمت گوشت قرمز در ایران
مظاهر جنت صادقی، حامد نجفی علمدارلو
۲۱۳-۲۳۸
- تدوین سناریوهای سازگار آینده صنعت ایران: تحلیل کیفی پیشران ها و عدم قطعیت ها
طاهر جداری راستگو، یوسف محمدزاده، صمد حکمتی فرید، هوشمند باقری قره بلاغ
۲۳۹-۲۶۸

دانشگاه آیت الله بروجردی	حمید آسایش
دانشگاه مازندران	مجید آقایی
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی	محمد علی ابوترابی
دکتری اقتصاد	میترا باباپور
سازمان جهاد دانشگاهی خراسان رضوی	جواد براتی
دانشگاه بوعلی سینا	مصطفی بنی اسدی
دانشگاه الزهرا	رقیه پوران
دکتری اقتصاد	اسماعیل ترکمنی
دانشگاه بوعلی سینا	هانیه ثمری
دانشگاه آیت الله بروجردی	سید پرویز جلیلی کامجو
دانشگاه بوعلی سینا	سید احسان حسینی دوست
دانشگاه ارومیه	محمد خداوردیزاده
دانشگاه بجنورد	سحر دشتیان
دانشگاه لرستان	محبوبه دلفان
دانشگاه گلستان	دلیری حسن
دانشگاه شاهرود	علی دهقانی
دانشگاه بوعلی سینا	سمیه رزاقی
دانشیار دانشگاه مازندران	شهریار زروکی
دانشگاه سید جمال الدین اسدآبادی	حبیب شهبازی
دانشگاه شهید باهنر کرمان	نورالله صالحی
دانشگاه علامه طباطبائی	سمانه عابدی
دانشگاه مازندران	زهرا (میلا) علمی
مجتمع آموزش عالی سراوان	مریم مظهري آوا
دانشگاه آیت الله بروجردی	رضا معبودی
استادیار دانشگاه شهید چمران اهواز	امیر حسین منتظر حجت

**Applied Economics Studies, Iran (AESI)**P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X - Journal Homepage: <https://aes.basu.ac.ir/>

Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran. Owner & Publisher: Bu-Ali Sina University.

© Copyright © 2026 The Authors. Published by Bu-Ali Sina University.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Spatial Analysis of the Interrelationship between Environmental Efficiency and Income Inequality in Iranian Provinces: An Application of the Simultaneous Spatial Equation Model (SSEM)

Somayeh Azami¹ , Fatemeh Hosseini² 

Type of Article: Research

 <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32565.3902>

Received: 2026.05.12; Revised: 2026.05.26; Accepted: 2026.07.05

Pp: 9-41

Abstract

Today, increasing greenhouse gas emissions and economic inequalities are key challenges facing policymakers. Understanding the dynamic relationship between these two challenges is important for achieving sustainable development goals. The aim of this study is to investigate the interrelationship between carbon efficiency and income inequality in Iranian provinces. For this purpose, the Simultaneous Spatial Equation Model (SSEM) is used. The SSEM allows the interrelationship between carbon efficiency and income inequality to be analyzed by considering the influence of provinces on one another and spatial spillover effects. First, the total factor carbon efficiency (TFCEE) of Iranian provinces is calculated for the period 2007–2018 using Data Envelopment Analysis (DEA). The results of the cointegration test indicate that there is a long-run relationship between the model variables in the carbon efficiency and income inequality equations. Additionally, the results of the Moran test confirm the spatial correlation in carbon efficiency and income inequality. The estimation of spatial simultaneous equations using the GS2SLS method shows that there is a reciprocal relationship between carbon efficiency and income inequality in middle- and low-income provinces. Reducing income inequality in low-income provinces (with an emphasis on the political economy perspective) and increasing income inequality in middle-income provinces (with an emphasis on consumption theory) lead to significant improvements in carbon efficiency. Improving carbon efficiency in middle- and low-income provinces leads to a significant reduction in income inequality. Policies aimed at improving carbon efficiency and increasing employment in middle- and low-income provinces, as well as industrialization across all income groups, can help reduce income inequality. To achieve sustainable development goals, such as improving income distribution and carbon efficiency, it is recommended that policymaking be adapted to the local conditions of the provinces, taking into account the interrelationships of these goals.

Keywords: Income Distribution, Spatial Econometrics, Data Envelopment Analysis, Total Factor Carbon Efficiency.

JEL Classification: D63, Q43, Q54.

1. Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Education, Razi University, Kermanshah, Iran (Corresponding Author). **Email:** s.azami@razi.ac.ir

2. Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Education, Razi University, Kermanshah, Iran.

Citations: Azami, S. & Hosseini, F., (2026). Spatial Analysis of the Interrelationship between Environmental Efficiency and Income Inequality in Iranian Provinces: An Application of the Simultaneous Spatial Equation Model (SSEM). *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 15(58): 9-41. <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32565.3902>

Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_6759.html?lang=en

1. Introduction

Given the growing threats to sustainable development, increasing income inequality and environmental degradation have attracted more attention than ever in scientific research and policy discourses. Environmental pollution can be linked to the distribution of income and power between the rich and the poor. This assumption raises the question of whether reducing income inequalities can increase carbon emission efficiency. On the other hand, income gaps have long been a major concern in socio-economic development. Many sources attribute this inequality to institutional fragmentation, unequal access to public goods, labor market dualism, and regional development imbalances. While these studies provide important insights, they tend to focus on traditional socio-economic and policy variables and rarely consider the role of environmental or energy-related factors in shaping income distribution. Therefore, understanding the mechanism by which energy efficiency affects income inequality is also crucial. Consequently, understanding the dynamic relationship between inequality and greenhouse gas emissions is important for achieving sustainable development goals. Iran is not only facing an energy imbalance crisis but also ranks seventh among the top 10 countries with the highest carbon dioxide emissions globally. Various development programs have been developed, formulated, and implemented in Iran several times, but the results indicate that inequality still exists at the provincial level and the desired outcomes have not been achieved. Poverty remains higher in certain regions of Iran compared to others, and people lack sufficient access to essential facilities for development and income enhancement. The aim of this study is to investigate the interrelationship between carbon efficiency and income inequality in the provinces of Iran. This study is one of the few studies that simultaneously examine the effect of carbon efficiency on income inequality and the effect of income inequality on carbon efficiency. Understanding the dynamic relationship between carbon efficiency and income inequality not only provides new evidence on the determinants of carbon efficiency and income inequality but also helps policymakers formulate specific policies to reduce income inequality and increase carbon efficiency. In addition, analyzing the results by province provides more information for policymaking that accords with local conditions.

2. Materials and Methods

To show the interrelationship between carbon efficiency and income inequality, a Spatial Simultaneous Equation Model (SSEM) that takes into account the influence of neighboring provinces on each other is used. In the SSEM, it is possible to analyze the correlation and relationship between carbon efficiency and income inequality by considering the influence

of provinces on one another and spatial spillover effects. To achieve this goal, first, the total factor carbon efficiency (TFCEE) of Iranian provinces is calculated using the Data Envelopment Analysis (DEA) method. Then, the equations of total factor carbon efficiency and income inequality are estimated by considering the interactions between them, using the GS2SLS method for three provincial groups (high-, middle-, and low-income).

3. Data

The statistical population in this study comprises the provinces of Iran, which were studied during the period 2006–2018. Data related to the provinces were collected from the Statistical Center of Iran.

4. Discussion

The results of the cointegration test indicate that there is a long-run relationship between the model variables in the carbon efficiency and income inequality equations. Additionally, the results of the Moran test confirm the spatial correlation in carbon efficiency and income inequality. The estimation of the SSEM using the GS2SLS method shows that reducing income inequality significantly leads to an improvement in carbon efficiency in low-income provinces. Increasing income inequality significantly leads to an improvement in carbon efficiency in the middle-income provinces group. Improving carbon efficiency in middle- and low-income provinces significantly leads to a reduction in income inequality. This is mainly due to the positive correlation between energy efficiency and social efficiency. Therefore, the analysis shows that there is a reciprocal relationship between carbon efficiency and income inequality in middle- and low-income provinces. In high-income provinces, carbon efficiency has a significant effect on income inequality, whereas income inequality has no significant effect on carbon efficiency.

5. Conclusion

To formulate appropriate policies, it is recommended that policymakers adapt their strategies to local conditions to simultaneously reduce income inequality and increase carbon efficiency. Strengthening income redistribution and social security systems in low-income provinces will help increase carbon efficiency. It is recommended that income redistribution policies in middle-income provinces be accompanied by complementary policies to increase carbon efficiency, such as economic growth policies and improvements to the industrial structure. Policies focused on improving carbon efficiency, increasing employment, and driving industrialization can help reduce income inequality in middle-

and low-income provinces. Industrialization leads to a reduction in income inequality in all groups, but it is recommended that this strategy be adopted in high-income provinces alongside complementary policies to improve carbon efficiency. Policies aimed at increasing employment among middle- and low-income populations lead to improved carbon efficiency.

Acknowledgments

The authors would like to express their sincere gratitude for the cooperation of the editor, members of the editorial board, and the esteemed referees.

Author Contributions

The first author was responsible for the conceptualization, development of the conceptual model, and design of the research framework. The second author conducted data collection, database development, and the organization of research documentation.

Conflict of Interest

There is no conflict of interest.



فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
 شاپای چاپی: ۲۵۲۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲۲-۲۳۲۲ - وبسایت نشریه: <https://aes.basu.ac.ir>
 نشریه گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.
 حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده (گان) آن است. ۱۴۰۵ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی سینا است.
 این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
 آدرس زیر مجاز است.
 Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)



تحلیل فضایی ارتباط متقابل کارایی زیست محیطی و نابرابری درآمدی در استان های ایران: کاربرد از مدل معادلات هم زمان فضایی (SSEM)

سمیه اعظمی^۱ ID، فاطمه حسینی^۲ ID

نوع مقاله: پژوهشی

شناسه دیجیتال: <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32565.3902>
 تاریخ دریافت: ۱۴۰۵/۰۲/۲۲، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۳/۰۵، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۴/۱۴
 صص: ۴۱-۹

چکیده

امروزه، افزایش انتشار گازهای گلخانه ای و نابرابری های اقتصادی چالش های کلیدی پیش روی سیاست گذاران است. درک رابطه پویا بین این دو چالش برای دستیابی به اهداف توسعه پایدار مهم است. هدف این مطالعه، بررسی ارتباط متقابل کارایی کربن و نابرابری درآمدی در استان های ایران است. بدین منظور، از مدل معادلات هم زمان فضایی (SSEM) استفاده می شود. در مدل معادلات هم زمان فضایی این امکان فراهم می شود که ارتباط متقابل کارایی کربن و نابرابری درآمدی با در نظر گرفتن تأثیرپذیری استان ها از یکدیگر و اثرات سرریز فضایی تحلیل شود. در ابتدا کارایی کربن کل عوامل تولید (TFCEE) استان های ایران در فاصله زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۶ مطابق با تحلیل پوششی داده (DEA) محاسبه می شود. نتایج آزمون هم انباشتگی حاکی از آن است که رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل در معادلات کارایی کربن و نابرابری درآمدی وجود دارد. همچنین، نتایج آزمون موران همبستگی فضایی در کارایی کربن و نابرابری درآمدی را تأیید می کند. برآورد معادلات هم زمان فضایی به روش GS2SLS نشان می دهد که ارتباط متقابل میان کارایی کربن و نابرابری درآمدی در استان های با درآمد متوسط و پایین وجود دارد. کاهش نابرابری درآمدی در استان های با درآمد پایین (تأکید بر دیدگاه اقتصاد سیاسی) و افزایش نابرابری درآمدی در استان های با درآمد متوسط (تأکید بر ثنوری مصرف) منجر به بهبود معنی دار کارایی کربن می شود. بهبود کارایی کربن در استان های با درآمد متوسط و پایین منجر به کاهش معنی دار نابرابری درآمدی می شود. کاهش چگالی جمعیت در استان های با درآمد پایین و رشد اقتصادی، صنعتی شدن و کاهش چگالی جمعیت در استان های با درآمد متوسط منجر به افزایش معنی دار کارایی کربن می شود. رشد اقتصادی، صنعتی شدن و شهرنشینی تأثیر منفی و معنی دار بر کارایی کربن در استان های با درآمد بالا دارند. صنعتی شدن در همه گروه های درآمدی و اشتغال در استان های با درآمد متوسط و پایین منجر به کاهش معنی دار نابرابری درآمدی می شود. سیاست های بهبود کارایی کربن و افزایش اشتغال در استان های با درآمد متوسط و پایین و صنعتی شدن در همه گروه های درآمدی می تواند به کاهش نابرابری درآمدی کمک نماید. توصیه می شود برای حصول هم زمان اهداف توسعه پایدار، بهبود توزیع درآمدی و کارایی کربن سیاست گذاری با در نظر گرفتن ارتباطات متقابل اهداف با شرایط محلی استان ها سازگار شوند.

کلیدواژگان: توزیع درآمد، اقتصادسنجی فضایی، تحلیل پوششی داده، کارایی کربن کل عوامل.

طبقه بندی JEL: D63, Q43, Q54.

۱. گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و تربیتی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران (نویسنده مسئول).

Email: s.azami@razi.ac.ir

۲. گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و تربیتی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.

Email: 69f.h.hoseiny@gmail.com

۱. مقدمه

باتوجه به تهدیدهای فرآیندهای توسعه پایدار، افزایش نابرابری درآمدی و تخریب محیط‌زیست بیش از هر زمان دیگر موردتوجه زیادی را در تحقیقات علمی و گفتمان سیاست‌گذاری به خود جلب کرده‌اند. COP27^۱ (بیست و هفتمین کنفرانس احزاب) که در سال ۲۰۲۲م. به میزبانی مصر برگزار شد، بر لزوم رسیدگی به بحران آب و هوا، محدود کردن افزایش دمای جهانی به ۱/۵ درجه سانتی‌گراد نسبت به سطوح ماقبل صنعتی، تسریع تغییر به سمت اقتصاد کم کربن و حمایت از جوامع آسیب‌پذیر با تلاش‌های سازگاری با آب و هوا تأکید کردند. آلودگی محیط‌زیستی می‌تواند به توزیع درآمد و قدرت میان ثروتمندان و فقرا وابسته باشد. این پیش‌فرض، این پرسش را مطرح می‌کند که، آیا کاهش نابرابری‌های درآمدی^۲ می‌تواند کارایی انتشار کربن را افزایش دهد. از نظر تئوری، در جوامعی که اختلاف درآمد را تجربه می‌کنند، مناطق با سطوح درآمد پایین‌تر ممکن است به دلیل دسترسی محدود به فناوری پیشرفته یا گزینه‌های انرژی پایدار به دلیل محدودیت‌های مالی، به شیوه‌های کمتر سازگار با محیط‌زیست برای ارتقای استانداردهای زندگی خود متوسل شوند. این می‌تواند کارایی کربن را مختل کند، رشد اقتصادی و تنش حفظ محیط‌زیست را تشدید کند. علاوه بر این به دلیل تفاوت در سطوح درآمدی تأثیر نابرابری درآمد بر بازده انرژی ممکن است ناهمگن باشد.

ازسوی دیگر، شکاف درآمدی مدت‌هاست که دغدغه اصلی توسعه اجتماعی-اقتصادی بوده است. شکاف درآمدی رو به گسترش در داخل و بین ملت‌ها، چالش‌هایی را برای انسجام اجتماعی، ثبات اقتصادی و توسعه پایدار ایجاد می‌کند. بسیاری از منابع، این نابرابری را به تقسیم‌بندی نهادی، دسترسی نابرابر به کالاهای عمومی، دوگانه‌گرایی بازار کار و عدم تعادل توسعه منطقه‌ای نسبت می‌دهند (آفریدی و همکاران^۳، ۲۰۱۵؛ لو و وانگ^۴، ۲۰۱۳). عوامل دیگری مانند انتقال‌های مالی، انباشت سرمایه انسانی و ساختار صنعتی نیز به عنوان عوامل کلیدی تعیین‌کننده اختلاف درآمد بررسی شده‌اند (یوان و همکاران^۵، ۲۰۲۰). درحالی‌که این مطالعات بینش‌های مهمی ارائه می‌دهند، تمایل دارند بر متغیرهای سنتی اجتماعی-اقتصادی و سیاستی تمرکز کنند و به ندرت نقش عوامل محیطی یا مرتبط با انرژی را در شکل‌دهی توزیع درآمد در نظر می‌گیرند (تاپکو و تاگکو^۶، ۲۰۲۰). از این روی، درک مکانیسم تأثیر بهره‌وری انرژی بر نابرابری درآمد نیز بسیار مهم است. بررسی این که آیا کارایی کربن نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد، بنابراین رشد اقتصادی را با حفظ محیط‌زیست همسو می‌کند، برای پیشبرد پایداری محیط‌زیست و رسیدگی به شکاف‌ها در روش‌های تحقیقاتی فعلی بسیار مهم است (تان و آپراسن^۷، ۲۰۲۱). بهبود کارایی کربن می‌تواند منجر به دستیابی به منافع متفاوتی در بخش‌های اقتصادی گردد و به طور مستقیم و غیرمستقیم فعالیت‌ها و شاخص‌های اقتصادی مانند: تولید ناخالص داخلی، اشتغال، تراز تجاری و قیمت‌های انرژی را تحت تأثیر خود قرار دهد (آزانس بین‌المللی انرژی^۸، ۲۰۱۴). از یک سو، بهره‌وری انرژی بالاتر به کاهش هزینه‌های تولید کمک می‌کند و در نتیجه منافع مشترک بیشتری را برای سرمایه‌گذاری در راه‌حل‌های انرژی‌های تجدیدپذیر فراهم می‌کند (روزنو

¹ The 27th annual meeting of the Conference of the Parties to the United Nations Framework Convention on Climate Change (UNFCCC).

² Income Inequality

³ Afridi *et al.*

⁴ Lu & Wang

⁵ Yuan *et al.*

⁶ Topco & Tugcu

⁷ Tan & Uprasen

⁸ International Atomic Energy Agency

و بایر^۱، ۲۰۱۷). ازسوی دیگر، بهبود کارایی کربن فرصت‌های سرمایه‌گذاری خوبی برای ساخت تأسیسات انرژی را فراهم می‌کند که منجر به بهبود کارایی تخصیص منابع اجتماعی می‌شود (افلاکی و همکاران، ۲۰۱۳).

از این‌روی، درک رابطه پویا بین نابرابری و انتشار گازهای گلخانه‌ای برای دستیابی به اهداف توسعه پایدار مهم است. کشور ایران نه تنها با بحران ناترازی انرژی روبه‌رو است، بلکه همچنین، در میان ۱۰ کشور با انتشار دی‌اکسید کربن بالا؛ هفتمین منتشرکننده دی‌اکسید کربن در جهان به‌شمار می‌رود. افزایش دمای هوا که بخشی از آن می‌تواند به دلیل افزایش انتشار دی‌اکسید کربن باشد، تغییر در تناوب بارندگی، تغییر در نوع بارش در کنار ناترازی انرژی مشکلات عدیده‌ای را فراهم آورده است. همچنین، می‌توان انتظار داشت ایجاد امکانات و فرصت‌های برابر در مناطق مختلف بتواند توسعه یافتگی را در کل جامعه ایجاد نماید. در ایران چندین بار برنامه‌های مختلف توسعه، تدوین و به اجرا گذاشته شده است، اما نتایج حاکی از آن است که کماکان نابرابری در سطح استان‌های مختلف وجود دارد و دستاوردهای موردنظر نیز به دست نیامده است. هنوز فقر در تعدادی از مناطق ایران بیشتر از سایر مناطق است و افراد به برخی از امکانات لازم برای توسعه و ارتقا درآمد دسترسی کافی ندارند (نجفی و همکاران، ۱۳۹۶). هدف این مطالعه بررسی ارتباط متقابل کارایی کربن و نابرابری درآمدی در استان‌های ایران است. برای نشان دادن ارتباط متقابل کارایی کربن و نابرابری درآمدی، از مدل معادلات هم‌زمان فضایی (SSEM) استفاده می‌شود که تأثیرپذیری استان‌های همجوار از یکدیگر را لحاظ کند. در الگوی معادلات هم‌زمان فضایی پانل این امکان فراهم می‌شود که همبستگی و ارتباط کارایی کربن و نابرابری درآمدی با در نظر گرفتن تأثیرپذیری استان‌ها از یکدیگر و اثرات سرریز فضایی تحلیل شود. برای دستیابی به این هدف ابتدا کارایی کربن کل عوامل تولید^۲ (TFCEE) استان‌های ایران در فاصله زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۶ با استفاده از روش تحلیل پوششی داده (DEA) محاسبه می‌شود. این مطالعه، یکی از معدود مطالعاتی است که به‌طور هم‌زمان تأثیر کارایی کربن بر نابرابری درآمد و همچنین تأثیر نابرابری درآمدی بر کارایی کربن را بررسی می‌کند. درک رابطه پویا بین کارایی کربن و نابرابری درآمد نه تنها شواهد تازه‌ای در مورد عوامل تعیین‌کننده کارایی کربن و نابرابری درآمد ارائه می‌دهد، بلکه به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا سیاست‌های ویژه‌ای برای کاهش نابرابری درآمد و افزایش کارایی کربن تدوین کنند. علاوه بر این، تجزیه و تحلیل نتایج به تفکیک استان‌ها اطلاعات بیشتری را برای سیاست‌گذاری مطابق با شرایط محلی فراهم می‌کند.

ساختار این پژوهش بدین شرح است که در ادامه ادبیات موضوع مطرح می‌شود. در این بخش به محاسبه کارایی کربن کل عوامل تولید که شاخص جدید در محاسبه کارایی زیست‌محیطی است، پرداخته می‌شود؛ همچنین، در این بخش به ارتباط دو سویه کارایی کربن و نابرابری درآمدی اشاره می‌شود. بخش سوم به روش‌شناسی پژوهش اختصاص دارد و سیستم معادلات هم‌زمان فضایی را تشریح می‌کند. در بخش چهارم یافته‌های تجربی و بحث و در بخش پنجم نتیجه‌گیری و توصیه سیاستی ارائه می‌شود.

۲. ادبیات موضوع

در این بخش ابتدا مفهوم کارایی کربن کل عوامل و نابرابری درآمدی و سپس ارتباط متقابل نابرابری درآمدی و کارایی کربن توضیح داده می‌شود. در پایان، مروری بر برخی مطالعات انجام‌شده در این زمینه خواهد شد.

¹ Rosenow & Bayer

² Total Factor CO₂ Emission Efficiency (TFCEE)

۱-۲. کارایی زیست محیطی: کارایی کربن کل عوامل (TFCEE)

تابع تولید برای هر واحد تصمیم گیری که در آن انرژی (E)، سرمایه (K) و نیروی کار (L) را به عنوان نهاده برای تولید ستانده مطلوب (Y) و ستانده نامطلوب (C) به کار بگیرد به صورت رابطه (۱) مطرح می شود:

$$T = \{(K, L, E, Y, C); K, L, E \text{ می تواند } Y \text{ و } C \text{ را تولید کند}\} \quad (1)$$

همچنین مطابق با «فار» و «گراسکوپ» (۲۰۰۰) فرض می شود که مجموعه T اصول موضوعه استاندارد نظریه تولید را تأمین می کند. T یک مجموعه غیر تهی، محدب، بسته و کراندار است که با ورودی های محدود تنها می توان خروجی های محدود را تولید کرد. علاوه بر این در فرآیند تولید هر دو خروجی مطلوب (خوب) و نامطلوب (بد) ممکن است تولید شوند. زمانی که خروجی شامل دو نوع خروجی مطلوب و نامطلوب است، به دلیل عقلایی نبودن این موضوع که خروجی نامطلوب همانند خروجی مطلوب به طور آزادانه قابل عرضه باشد، «فار» و همکاران (۱۹۸۹) دو فرضیه دسترسی پذیری ضعیف (i) و وابستگی در عدم تولید (ii) را در مورد فناوری تولید پیشنهاد کردند.

$$(i) \text{ If } (K, L, E, Y, C) \in T \text{ and } 0 \leq \theta \leq 1, \text{ then } (K, L, E, \theta Y, \theta C) \in T,$$

$$(ii) \text{ If } (K, L, E, Y, C) \in T \text{ and } C = 0, \text{ then } E = 0$$

(۲)

بر اساس مقاله «ژو» و همکاران^۱ (۲۰۲۳) و «ژانگ» و «چوی»^۲ (۲۰۱۳)، تکنولوژی تولید زیست محیطی را برای N واحد تصمیم گیری به روش نا پارامتریک DEA و در حالت بازده ثابت نسبت به مقیاس به صورت مدل (۳) فرمول نویسی می شود.

$$T = \left\{ (K, L, E, Y, C) : \sum_{n=1}^N z_n K_n \leq K, \sum_{n=1}^N z_n L_n \leq L, \right. \\ \left. \sum_{n=1}^N z_n E_n \leq E, \sum_{n=1}^N z_n Y_n \geq Y, \sum_{n=1}^N z_n C_n = C, z_n \geq 0, n = 1, 2, \dots, N \right\} \quad (3)$$

در این مدل Z_n شدت تأثیرگذاری DMU n ام در تعیین تصویر کارا برای DMU تحت ارزیابی است. برای ارزیابی یک DMU، باید فاصله واحد تولیدی DMU را از مرز مجموعه T در رابطه (۳) محاسبه کرد و کارا بودن یا نبودن آن را تعیین نمود. اگر این DMU روی مرز مجموعه کارا باشد، کارا است و در غیر این صورت ناکارا است. برای محاسبه DMU تحت ارزیابی تا مرز کارا از NDDF استفاده می شود که به سه صورت تابع فاصله جهت دار غیر شعاعی هم زمان، بین دوره ای و کلی تعریف می شود. برخلاف روش شعاعی که در آن همه ورودی ها یا افزایش همه خروجی ها به نسبت یکسان صورت می گیرد، در روش غیر شعاعی مبتنی بر NDDF هر ورودی و یا خروجی به صورت نامتناسب انجام می پذیرد و به یک اندازه نیست. تابع فاصله جهت دار غیر شعاعی برای یک صنعت به صورت (K, L, E, Y, C) تعریف می شود و به وسیله مدل DMU (۴) حل خواهد شد ژو و همکاران (۲۰۱۲)، ژانگ و چوی (۲۰۱۳).

¹ Zhou et al.² Zhang & Choi

$$\begin{aligned}
\bar{D}(K, L, E, Y, C : g) = \max & \quad w_K \beta_K + w_L \beta_L + w_E \beta_E + w_Y \beta_Y + w_C \beta_C \\
s.t. & \quad \sum_{n=1}^N z_n K_n \leq K_{n'} - \beta_K g_K \\
& \quad \sum_{n=1}^N z_n L_n \leq L_{n'} - \beta_L g_L \\
& \quad \sum_{n=1}^N z_n E_n \leq E_{n'} - \beta_E g_E \\
& \quad \sum_{n=1}^N z_n Y_n \geq Y_{n'} - \beta_Y g_Y \\
& \quad \sum_{n=1}^N z_n C_n = C_{n'} - \beta_C g_C \\
& \quad z_n \geq 0, n = 1, 2, \dots, N \\
& \quad \beta_K, \beta_L, \beta_E, \beta_Y, \beta_C \geq 0
\end{aligned}
\tag{۴}$$

که در آن $W = (w_K, w_L, w_E, w_Y, w_C)^T$ یک بردار وزنی نرمال شده برای هر کدام از ورودی‌ها و خروجی‌ها است که میزان اهمیت ورودی و خروجی را در رسیدن به مرز کارا نشان می‌دهد. $g = (-g_K, -g_L, -g_E, g_Y, -g_C)$ نشان‌دهنده بردار جهت است و جهت رسیدن به مرز کارا را تعیین می‌کند. همچنین $\beta = (-\beta_K, -\beta_L, -\beta_E, \beta_Y, -\beta_C)^T \geq 0$ بردار تعیین مقیاس است که ناکارآمدی در هر کدام از ورودی‌ها و خروجی‌ها را نشان می‌دهد. اگر $\bar{D}(K, L, E, Y, C : g) = 0$ باشد بدان مفهوم است که صنعت مورد ارزیابی بر روی مرز بهترین عملکرد و در جهت بردار g قرار می‌گیرد. شاخص کارایی کربن کل عوامل عبارت است از نسبت شدت انتشار بالقوه کربن به شدت انتشار واقعی کربن (ژو و همکاران، ۲۰۱۲)؛ بنابراین با فرض این که β_Y^* و β_C^* به ترتیب راه حل بهینه مربوط به انتشار دی اکسید کربن به عنوان خروجی نامطلوب و خروجی مطلوب هستند، به صورت معادله (۵) فرموله می‌شود.

$$TFCEE = \frac{(C - \beta_C^* C) / (Y + \beta_Y^* Y)}{C / Y} = \frac{1 - \beta_C^*}{1 + \beta_Y^*} \tag{۵}$$

این شاخص حداکثر کاهش ممکن کربن را که در بررسی بهره‌وری زیست‌محیطی مؤثر است را اندازه‌گیری می‌کند. مقدار این شاخص می‌تواند بین صفر و یک باشد و هرچه مقدار آن به یک نزدیک‌تر باشد، عملکرد واحد تصمیم‌گیرنده بهتر است؛ زمانی که مقدار این شاخص یک باشد، به این معنی است که عملکرد واحد تصمیم‌گیری بر روی مرز کارایی قرار دارد و دارای بهترین عملکرد انتشار کربن است.

۲-۲. نابرابری درآمدی

نابرابری درآمد به نحوه توزیع و منابع تأمین درآمد اشاره دارد. نابرابری درآمد اغلب با نابرابری ثروت همراه است. برای نشان دادن سطوح و اشکال مختلف نابرابری درآمد، مانند نابرابری درآمد براساس جنسیت یا نژاد، می‌توان جمعیت‌ها را به روش‌های مختلفی تقسیم کرد. از معیارهای مختلفی مانند شاخص جینی می‌توان برای تحلیل سطح نابرابری درآمد در یک جمعیت استفاده کرد. نابرابری اقتصادی در بین جوامع در دوره‌های مختلف تاریخی و نیز در سیستم‌ها و ساختارهای اقتصادی مختلف، متفاوت است. این عوامل می‌توانند به توزیع مقطعی درآمد یا ثروت در هر دوره خاص یا به تغییرات درآمد و ثروت در دوره‌های بلندمدت اشاره کنند. شاخص‌های عددی مختلفی

برای اندازه‌گیری نابرابری اقتصادی وجود دارد. شاخصی که به‌طور گسترده استفاده می‌شود، ضریب جینی^۱ است اما شاخص‌های دیگری نیز وجود دارد.

۳-۲. تأثیر نابرابری درآمدی بر کارایی کربن

تحقیقات نتایج متفاوتی از تأثیر نابرابری درآمدی بر کیفیت محیط‌زیست گزارش می‌دهد. این ابهام را می‌توان به عواملی از جمله: تفاوت در مبانی نظری، ویژگی‌های خاص زیست‌محیطی و اقتصاد کلان، روش‌شناسی به‌کار رفته، نمونه کشورها، دوره مورد مطالعه و فقدان داده‌های تاریخی قابل اعتماد در مورد متغیرهای کلیدی اقتصادی نسبت داد. دو نظریه رقیب برای توضیح این‌که چگونه نابرابری درآمد می‌تواند تأثیر مستقیم بر کیفیت محیطی داشته باشد، به سرعت توسعه یافتند. اولین رهیافت، نظریه اقتصاد سیاسی است که توسط «توراس» و «بویس»^۲ (۱۹۹۸) ارائه شده است. این رهیافت یک رابطه مثبت بین نابرابری و انتشار را پیش‌بینی می‌کند. «بویس»^۳ (۱۹۹۴) عنوان می‌کند نابرابری درآمدی به گروه‌های با درآمد بالاتر قدرت بیشتری می‌دهد. گروه‌های با درآمد بالاتر می‌توانند هزینه‌های زیست‌محیطی را به گروه‌های با درآمد پایین‌تر تحمیل کنند. همچنین، سطوح بالاتر نابرابری منجر به اصلاحات حامی رشد می‌شود که لزوماً تخریب محیط‌زیست را در نظر نمی‌گیرند. توراس و بویس (۱۹۹۸) نشان می‌دهند کاهش نابرابری درآمد منجر به بهبود کیفیت محیطی می‌شود. اقتصاددانان سیاسی از اثر «وبلن» برای توضیح این‌که چگونه نابرابری درآمد می‌تواند مسئول انتشار گازهای گلخانه‌ای در جوامع باشد، استفاده می‌کنند. مطابق با این اثر، افراد ثروتمند برای کسب جایگاه اجتماعی، کالاهای لوکس با کربن بالا مصرف می‌کنند. این سطح از مصرف، انتشار گازهای گلخانه‌ای را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، برای حفظ جایگاه اجتماعی، افراد باید ساعات بیشتری کار کنند که این، مصرف انرژی و تخریب محیط‌زیست را بیشتر افزایش می‌دهد. فرضیه منحنی «کوزنتس»^۴ زیست‌محیطی (EKC) یک چارچوب نظری در حمایت از «تأثیر نابرابری درآمد در گذار به جوامع سبز-پایدار» است. مطابق با این فرضیه، نابرابری ممکن است در مراحل اولیه توسعه به دلیل انباشت ثروت مورد نیاز برای رشد بیشتر افزایش یابد. افزایش تولید و مصرف در این مرحله از توسعه، همچنین ممکن است منجر به انتشار بیشتر آلاینده‌های هوا، به ویژه انتشار CO₂ به دلیل مصرف سوخت‌های فسیلی، شهرنشینی و فرآیند صنعتی شدن شود. کشورهایی با نابرابری درآمدی بیشتر ممکن است، تمایل داشته باشند که اهداف کیفیت محیط‌زیست را به‌نفع تضمین توسعه پایدار و فراگیر، از اولویت خارج کنند.

نظریه دوم که از آن به‌عنوان تئوری مصرف یاد می‌شود، توسط «راوالیون» و همکاران^۵ (۲۰۰۰) و «هیرنیک» و همکاران^۶ (۲۰۰۱) مطرح می‌شود. مطابق با تئوری مصرف، میل نهایی به مصرف انرژی گروه‌های با درآمد پایین، بالاتر است (یعنی میل نهایی به انتشار بالاتر)؛ بنابراین، دو برابر شدن درآمد از طریق افزایش درآمد گروه کم‌درآمد نشان‌دهنده تمایل به انتشار کربن نهایی بیشتر بوده و افزایش نابرابری درآمدی برای کاهش کربن مفید است. براساس میل نهایی به مصرف، MPC خانوارهای کم‌درآمد بالاتر از MPC خانوارهای پردرآمد است. این نشان می‌دهد که برابری از طریق افزایش درآمد فقرا برای رسیدن به ثروتمندان به معنی میل نهایی به مصرف بالای انرژی و در نتیجه میل نهایی به انتشار بالاتر است. می‌توان عنوان کرد این دیدگاه که ریشه در «تله فقر»

¹ Gini Index

² Torras & Boyce

³ Boyce

⁴ Kuznets

⁵ Ravallion *et al.*

⁶ Heerink *et al.*

محیط‌زیست» مطرح شده توسط «برانتلند»^۱ (۱۹۸۷) دارد، همبستگی منفی بین نابرابری درآمد یا فقر و تخریب محیط‌زیست را برجسته می‌کند. فقر افراد را مجبور به بهره‌برداری بیش از حد از منابع طبیعی می‌کند که منجر به شیوه‌های ناپایداری می‌شود که آسیب‌های زیست‌محیطی را تشدید می‌کند. «یو» و «لیو»^۲ (۲۰۲۲) استدلال می‌کنند فقدان حقوق مالکیت بر کالاهای عمومی، مانند هوای پاک، تله فقر-محیط‌زیست را به‌ویژه در کشورهای درحال توسعه تداوم می‌بخشد.

به‌طور خلاصه، این دیدگاه‌ها نشان می‌دهند چگونه نابرابری درآمدی و فقر می‌تواند بسته به ساختارهای اجتماعی-اقتصادی، سیستم‌های سیاسی و شیوه‌های مدیریت منابع، تخریب محیط‌زیست را تشدید یا کاهش دهد.

۴-۲. تأثیر کارایی کربن بر نابرابری درآمدی

موضوع تأثیر تغییرات اقلیمی بر توزیع آینده ثروت در بین کشورها، در بین اقتصاددانان و محققان آب و هوا بسیار برجسته است و نشان‌دهنده نیاز شدید به طراحی و ارزیابی اقدامات کاهش و سازگاری با تغییرات اقلیمی برای جلوگیری از پیامدهای مخرب آن است. مطالعات تجربی متعددی تأیید کرده‌اند که بهبود بهره‌وری با تحریک نوآوری، کاهش هزینه‌های تولید و جدا کردن مصرف انرژی از خروجی اقتصادی، سهم مستقیمی در رشد اقتصادی دارد (آنتونیو دورو^۳، ۲۰۱۵؛ شاندل و همکاران^۴، ۲۰۱۶). با این حال، این مطالعات عمدتاً بر پیامدهای کلان اقتصادی یا زیست‌محیطی متمرکز بوده‌اند و توجه محدودی به اثرات توزیعی رفاه اجتماعی داشته‌اند (فولرتون^۵، ۲۰۰۸). در بسیاری از متون، این فرض ضمنی وجود دارد که افزایش بهره‌وری منجر به نتایج بهبود پارتو می‌شود. از یک‌سو، سطح بالاتر بهره‌وری انرژی منجر به مصرف انرژی کمتر با همان تولید قبلی می‌شود که به صرفه‌جویی در انرژی در فرآیند تولید کمک می‌کند. از سوی دیگر، بهبود بهره‌وری انرژی به معنای بهره‌وری بالاتر است که منجر به ارتقای رشد اقتصادی و سطوح درآمد می‌شود (ادوم و همکاران^۶، ۲۰۲۱؛ اکرم و همکاران^۷، ۲۰۲۱). بهره‌وری بالاتر انرژی ممکن است باعث انتشار فناوری، ایجاد شغل و تعدیل ساختار درآمد شود (چن و همکاران^۸، ۲۰۲۳).

درحالی‌که، تحقیقات جامعه‌شناختی نوظهور شروع به چالش کشیدن این فرض کرده‌اند و اشاره می‌کنند که پیامدهای اجتماعی گذار انرژی، به‌ویژه تأثیر آن بر جنسیت‌ها، مناطق مسکونی و گروه‌های شغلی مختلف، ناهموار است (هه و وو^۹، ۲۰۱۷؛ گولی و منگ^{۱۰}، ۲۰۱۲). بهره‌وری انرژی ممکن است نابرابری‌هایی ایجاد کند؛ به‌عنوان مثال، پیشرفت‌های فناوری ممکن است مزایا را در بین کارگران شهری ماهر و شرکت‌های بزرگ متمرکز کند و نیروی کار روستایی کم‌مهارت را برای به اشتراک گذاشتن سودها به دردسر بیندازد. علاوه بر این، تغییر به سمت صنایع با فناوری بیشتر نیز ممکن است فشارهای اشتغال بر کارگران کم‌مهارت و نابرابری‌های بیشتر را تشدید کند. شواهد فزاینده‌ای وجود دارد که نشان می‌دهد تغییرات اقلیمی بر نابرابری بین کشورها تأثیر می‌گذارد، به این‌صورت که افزایش دما فعالیت اقتصادی را در کشورهای کم‌درآمد کاهش می‌دهد و جبران رشد اقتصادی را کند می‌کند. علاوه بر این، باتوجه به این‌که کشورهای ثروتمند، که در خنک‌ترین مناطق واقع شده‌اند، مسئول بیشترین انتشار گازهای گلخانه‌ای گذشته هستند، شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد آن‌ها در سال‌های گرم از این

¹ Brundtland

² Yu & Liu

³ Antonio Duro

⁴ Schandl et al.

⁵ Fullerton

⁶ Adom et al.

⁷ Akram et al.

⁸ Chen et al.

⁹ He & Wu

¹⁰ Golley & Meng

تغییرات سود می‌برند. در مقابل، گرم‌ترین مناطق، که فقیرترین کشورها در آن قرار دارند، به دلیل هزینه‌های بالای سازگاری و خسارات قابل توجه ناشی از شرایط آب و هوایی شدید و دماهای بالا، بیشترین آسیب را می‌بینند. نیروی محرکه اصلی، رابطه زنگوله‌ای شکل بین دما و رشد اقتصادی است که به موجب آن گرمایش جهانی باعث افزایش رشد در کشورهای سردتر و کاهش رشد در کشورهای گرم‌تر می‌شود. بسیاری از تحقیقات نشان داده است که شدیدترین عواقب خسارات ناشی از تغییرات اقلیمی احتمالاً در مناطق گرمسیری، جایی که فقیرترین کشورها در آن قرار دارند، رخ می‌دهد.

تغییرات اقلیمی نه تنها بر محیط زیست، بلکه بر عدالت بین‌المللی نیز تأثیر می‌گذارد. تغییرات اقلیمی از طریق خسارات مرتبط با آب و هوا، کاهش نابرابری اقتصادی بین کشورها را کند می‌کند. «تاکونه» و همکاران^۱ (۲۰۲۰) نشان می‌دهد که در بسیاری از سناریوها، نابرابری بین کشورها برای چند سال یا چند دهه همچنان رو به کاهش است، اما با وقوع تدریجی تأثیرات تغییرات اقلیمی، ممکن است از جبران عقب‌ماندگی اقتصادی پیش‌بینی شده کشورهای کم‌درآمد پیشی بگیرند و در نتیجه نابرابری‌ها دوباره افزایش یابند. عواقبی که کشورهای فقیر در نتیجه خسارات اقلیمی با آن مواجه هستند، ممکن است روند نزولی نابرابری را تحت برخی از ترکیبات مسیرهای اجتماعی-اقتصادی معکوس کند.

۲-۵. پیشینه پژوهش

جدول (۱) خلاصه‌ای از مطالعات انجام شده در زمینه ارتباط کارایی کربن و نابرابری درآمدی را گزارش می‌دهد. مطابق با این جدول اجماع واحدی در ادبیات در این زمینه وجود ندارد.

جدول ۱: خلاصه‌ای از مطالعات انجام شده

Tab. 1: Summary of Studies Conducted

نویسندگان	کشور مطالعه	دوره زمانی	مدل	نتیجه
بایک و همکاران ^۲ (۲۰۱۳)	ایالات متحده	۱۹۶۷-۲۰۰۸	رویکرد تأخیر توزیع شده خودرگرسیون (ARDL)	میان نابرابری درآمد و تغییرات آب و هوایی یک رابطه منفی وجود دارد.
خان و همکاران ^۳ (۲۰۱۸)	کشورهای آسیایی	۱۹۸۰-۲۰۱۴	STIRPAT model	نابرابری درآمد در پاکستان و هند باعث کاهش انتشار CO ₂ می‌شود، در حالی که نتیجه برای بنگلادش برعکس است.
لیو و همکاران ^۴ (۲۰۱۹)	ایالات متحده	۱۹۲۹-۲۰۱۹	مدل رگرسیون پانل	نابرابری بالاتر با انتشار کمتر در اوایل نمونه و انتشار بیشتر در انتهای نمونه همراه بود.
اوزار ^۵ (۲۰۲۰)	۴۳ کشور توسعه یافته و در حال توسعه	۲۰۰۰-۲۰۱۵	روش پانل ARDL	کاهش نابرابری درآمد مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر را افزایش می‌دهد.

¹Taconet, Méjean, Guivarch

² Baek *et al.*

³ Khan *et al.*

⁴ Liu *et al.*

⁵ Uzar

نتایج نشان‌دهنده یک رابطه غیرخطی بین نابرابری درآمد و انتشار سرانه گازهای گلخانه‌ای است. این نشان می‌دهد که سیاست‌های زیست‌محیطی متناسب برای مناطق با ساختارهای اقتصادی متنوع مورد نیاز است.	روش رگرسیون خطی جزئی	۱۹۹۰-۲۰۱۴	کشورهای مختلف جهان	بیل زنتیس و همکاران ^۱ (۲۰۲۰)
یک اثر معکوس از نوع "U" از نابرابری درآمد بر کارایی انرژی در کل نمونه وجود دارد، اما تأثیر نابرابری درآمد بر کارایی انرژی برای کشورها در سطوح مختلف درآمد ناهمگن است.	مدل رگرسیون پانل توپیت	۲۰۰۰-۲۰۱۶	۳۳ کشور عضو بریکس	لیو و همکاران ^۲ (۲۰۲۰)
بهبود بهره‌وری انرژی باعث رشد اقتصادی می‌شود، اما این در اقتصادهایی با نابرابری درآمد بالا به خطر می‌افتد. برآورد اثر کلی شرطی بهره‌وری انرژی بر رشد اقتصادی برای کشورهایی با نابرابری درآمد بالاتر در مقایسه با کشورهایی با نابرابری درآمد پایین‌تر کمتر است. به‌طور ضمنی، کاهش نابرابری درآمد می‌تواند یکی از کانال‌های مؤثری باشد که از طریق آن بهره‌وری انرژی می‌تواند باعث رشد اقتصادی شود.	روش گشتاورهای تعمیم‌یافته دو مرحله‌ای (GMM)	۱۹۹۱-۲۰۱۷	۵۱ کشور آفریقایی	ادوم و همکاران ^۳ (۲۰۲۱)
نابرابری درآمد تأثیر آماری ناچیزی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر دارد. همچنین افزایش نابرابری درآمد، اثر کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای ناشی از مصرف انرژی تجدیدپذیر را کاهش می‌دهد.	شواهد ناپارامتریک متغیر با زمان	۱۹۹۰-۲۰۱۶	۱۷ کشورها OECD	چرچیل و همکاران ^۴ (۲۰۲۱)
یافته‌ها نشان می‌دهد که نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کربن تأثیر منفی قابل توجهی دارد. علاوه بر این نوآوری در فناوری می‌تواند به اصلاح اثرات جانبی ناشی از سطح بالای بهره‌وری کمک کند.	مدل‌های تحلیل رگرسیون	۱۹۹۵-۲۰۱۷	چین	دو و همکاران ^۵ (۲۰۲۲)
(۱) بهبود بهره‌وری انرژی می‌تواند به‌طور هم‌زمان نابرابری درآمد و فقر انرژی را کاهش دهد، (۲) ناهمگونی و عدم تقارن قابل توجهی در تأثیرات بهره‌وری انرژی بر فقر انرژی و نابرابری درآمد وجود دارد، و (۳) دولت می‌تواند از طریق افزایش نابرابری درآمد انرژی و افزایش بهره‌وری انرژی، نابرابری درآمدی را کاهش دهد.	روش سیستم کلی گشتاورها (-SYS) (GMM)	۲۰۰۴-۲۰۱۷	۳۰ استان چین	دانگ و همکاران ^۶ (۲۰۲۲)

¹ Balezentis *et al.*² Liu *et al.*³ Adom *et al.*⁴ Churchill *et al.*⁵ Du *et al.*⁶ Dong *et al.*

هو و همکاران ^۱ (۲۰۲۴)	۴۳ اقتصاد بزرگ	۱۹۹۵-۲۰۱۹	رویکرد اثر تعدیل کننده دوگانه	نتایج روشن می کند که چگونه نابرابری درآمد بر جدا سازی رشد اقتصادی از رد پای کربن تأثیر می گذارد و چشم اندازی جهانی برای درک هم افزایی رشد اقتصادی (SDG 8)، کاهش نابرابری درآمد (SDG 10) و کاهش کربن (SDG 13) ارائه می دهد.
برگوگی و همکاران ^۲ (۲۰۲۴)	شش کشور بزرگ تولید کننده گازهای گلخانه ای در جهان	۱۹۹۵-۲۰۱۹	رویکرد رگرسیون چندک به چندک (QQR)	یافته ها یک رابطه غیرخطی را نشان می دهد که در آن درآمد تأثیر U شکل معکوس بر انتشار کربن دارد، جایی که رشد اقتصادی در ابتدا نابرابری انتشار کربن را افزایش می دهد، اما در سطوح بالاتر درآمد آن را تعدیل می کند.
وی و همکاران ^۳ (۲۰۲۴)	هفت کشور آسیایی در حال توسعه	۱۹۹۰-۲۰۲۲	مدل های یادگیری ماشینی و پیش بینی بلندمدت	یافته ها نشان دهنده تأثیر منفی بهره وری انرژی بر نابرابری درآمد است، که پتانسیل اقدامات صرفه جویی در مصرف انرژی را در کاهش شکاف درآمدی بین افراد ثروتمند و فقیر برجسته می کند.
اسرا آلپ جوشکون ^۴ (۲۰۲۵)	۸۳ کشور	۱۹۹۰-۲۰۲۰	رگرسیون چندک پنلی	یافته های این پژوهش فرضیه زیست محیطی کوزنتس را به چالش می کشد؛ زیرا افزایش درآمد به طور مداوم منجر به انتشار بیشتر در تمام چندک ها، صرف نظر از سطح درآمد می شود. نکته قابل توجه این است که کاهش نابرابری درآمدی در کشورهای با درآمد بالا انتشار گازهای گلخانه ای را کاهش می دهد.
آلینا دروژا ^۵ (۲۰۲۵)	۱۵۶ کشور	۱۹۹۵-۲۰۲۴	مدل های ارزیابی یکپارچه و عوامل آسیب	با انجام تجزیه و تحلیل عددی برای توزیع آینده درآمد در میانگین ۱۵۶ کشور، در تمام سناریوهای اجتماعی-اقتصادی، محدود کردن نیروی تابشی به ۴.۵ وات بر متر مربع منجر به جهانی برابرتر خواهد شد.
چن و همکاران ^۶ (۲۰۲۵)	۲۷۹ شهر در سطح استان های چین	۲۰۰۸-۲۰۲۱	روش حداقل مربعات دو مرحله ای (2Sls)	نتایج رابطه غیرخطی معنی داری را بین بهبود بهره وری انرژی و نابرابری درآمد شهری-روستایی نشان می دهد در شهرهای بزرگ، بهره وری انرژی با نابرابری درآمد همبستگی منفی دارد که نشان دهنده افزایش مستقیم شکاف درآمد است. در شهرهای متوسط و کوچک، این رابطه از الگوی U شکل پیروی می کند، به طوری که افزایش اولیه بهره وری، نابرابری را کاهش می دهد، اما بهبودهای بعدی، نابرابری درآمد را افزایش می دهد.

در پژوهش حاضر در قالب یک مدل معادلات هم زمان فضایی به بررسی ارتباط متقابل کارایی کربن و نابرابری
درآمدی در استان های ایران پرداخته می شود.

¹ Hou *et al.*

² Bergougui *et al*

³ Wei *et al.*

⁴ Esra Alp Coskun

⁵ Alina Drozhzha

⁶ Chen *et al.*

۳. روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش، برای مطالعه رابطه متقابل بین نابرابری درآمدی و کارایی کربن، از الگوی معادلات هم‌زمان فضایی پانل استفاده می‌شود. فرم ساختاری الگو به صورت (۶) است:

$$\begin{aligned} \log TFCEE_{it} &= \alpha_0 + \alpha_1 \log Gini_{it} + \alpha_2 Growth_{it} + \alpha_3 \log Si_{it} \\ &\quad + \alpha_4 \log Ur_{it} + \alpha_5 \log Pd_{it} + \alpha_6 \log R\&D_{it} + e_{it} \\ \log Gini_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \log TFCEE_{it} + \beta_2 Growth_{it} + \beta_3 \log Si_{it} + \beta_4 \log Ur_{it} \\ &\quad + \beta_5 \log Un_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

TFCEE شاخص کارایی کربن کل عوامل تولید، Gini شاخص نابرابری درآمدی، Growth رشد اقتصادی، Si سهم ارزش‌افزوده بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی، Ur شهرنشینی، Pd چگالی جمعیت، R&D مخارج تحقیق و توسعه، Un بیکاری است. t و i به ترتیب بیانگر مقطع (استان) و زمان است.

۳-۱. روش تحلیل پوششی داده (DEA): محاسبه شاخص کارایی کربن کل عوامل

شاخص کارایی کربن که در رابطه (۵) تصریح شده است با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها محاسبه می‌شود.

۳-۲. اقتصادسنجی فضایی

زمانی که داده‌های نمونه‌ای دارای جزء مکانی هستند، به‌کارگیری شیوه‌های اقتصادسنجی مرسوم چندان کارساز نیست؛ چراکه در این صورت، احتمال بروز دو مسأله وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی وجود خواهد داشت. اقتصادسنجی متعارف این دو فرض وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی را که مختل‌کننده مفروضات گوس-ماکوف هستند را نادیده می‌گیرد؛ درواقع، اقتصادسنجی فضایی، کاربرد تکنیک اقتصادسنجی در استفاده از داده‌های نمونه‌ای است که دارای جزء مکانی هستند.

۳-۲-۱. تعیین مجاورت فضایی

برای وارد کردن بُعد مکان در مدل‌های رگرسیونی، از ماتریس وزن فضایی استفاده می‌شود. دو روش مبتنی بر مجاورت و براساس فاصله مکان‌ها بیشتر از بقیه تعریف می‌شود. در روش مجاورت، اثرات فضایی فقط به مناطق همسایه، یعنی مناطقی که از لحاظ جغرافیایی هم‌مرز هستند، محدود می‌شوند. این درحالی‌ست که در ماتریس مبتنی بر فاصله به‌نوعی تمام مکان‌ها با هم همسایه تلقی می‌شوند؛ بنابراین شدت اثرگذاری نقاط برهم را عامل فاصله (نزدیک بودن) تعیین می‌کند. بر همین اساس، مشاهداتی که به هم نزدیک‌تر هستند، نسبت به آن دسته از مشاهدات که از هم دور هستند باید منعکس‌کننده وابستگی فضایی بالاتر باشند. برای تعیین ماتریس وزن فضایی به روش مجاورت، روش‌های مختلفی از جمله مجاورت رخ‌مانند، خطی، فیل‌مانند، رخ‌مانند دو طرفه و ملکه، وجود دارد (نجفی‌علمدارلو و همکاران، ۱۳۹۲). در این مطالعه از نوع اول استفاده شده است. ماتریس مجاورت رخ‌مانند مقادیر صفر و یک را دربر می‌گیرد، عناصر هم‌مرز مقدار یک و عنصر متناظر با نقاط غیر هم‌مرز صفر در نظر گرفته می‌شود. ماتریس وزن فضایی که مبین چپ‌نش جغرافیایی مشاهدات مقطعی است، را به‌صورت زیر نشان می‌دهند:

$$W = \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & w_{1N} \\ w_{21} & 0 & w_{2N} \\ \vdots & & \\ w_{N1} & w_{N2} & \dots & 0 \end{bmatrix} \quad (7)$$

۳-۲-۲. آزمون‌های تشخیص وابستگی فضایی

پیش از برآورد مدل رگرسیون فضایی لازم است ابتدا از وجود رابطه همبستگی فضایی بین متغیرهای مورد بررسی اطمینان حاصل شود. خودهمبستگی فضایی به تحلیل این موضوع می‌پردازد که آیا یک متغیر در یک منطقه بر همان متغیر در مناطق همجوار تأثیر گذار است یا خیر.

آزمون موران مرسوم‌ترین آزمون برای تشخیص خودهمبستگی فضایی مدل‌های رگرسیونی است که به صورت

$$I = \frac{n}{S_0} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \quad (8)$$

رابطه (۸) قابل محاسبه است. در رابطه بالا، X_i و X_j مقادیر متغیر را در مکان‌های i و j نشان می‌دهند. میانگین ویژگی هر ایستگاه $\bar{X}$ است و w_{ij} مقدار وزن فضایی عارضه‌های i و j می‌باشد. به طوری که اگر i و j در همسایگی هم قرار داشته باشند، مقدار w_{ij} برابر یک و در صورت عدم همسایگی مقدار w_{ij} برابر صفر به دست می‌آید. همچنین S_0 نیز نشان‌دهنده تمام عناصر است. دامنه تغییرات شاخص موران جهانی بین -۱ تا +۱ است. چنان‌چه مقادیر معنی‌دار و بزرگ‌تر از صفر باشد، همبستگی فضایی مثبت و در صورت مقادیر کوچک‌تر از صفر، همبستگی فضایی منفی و به صورت پراکنده خواهد بود.

۳-۲-۳. مدل معادلات هم‌زمان فضایی: روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای تعمیم‌یافته فضایی (GS2SLS)

در مدل‌های معادلات هم‌زمان رابطه علی یک‌طرفه جهت تبیین روابط اقتصادی، مناسب نمی‌باشد. در این‌گونه مدل‌ها متغیر وابسته نه تنها به متغیرهای مستقل بستگی دارد، بلکه بعضی از متغیرهای توضیحی نیز به وسیله متغیر وابسته تعیین می‌شوند؛ بنابراین، بین متغیر وابسته و بعضی از متغیرهای توضیحی رابطه هم‌زمان یا دوطرفه وجود دارد که در نتیجه تقسیم متغیرها به وابسته و مستقل اعتبار خود را از دست می‌دهند. به این ترتیب با دسته متغیرهایی که به طور هم‌زمان به وسیله بقیه مجموعه متغیرها تبیین می‌شوند مدل‌های معادلات هم‌زمان حاصل می‌شود (گجراتی). برای روشن شدن مطالب سیستم معادلات زیر را در نظر بگیرید:

$$\begin{aligned} Y_{1t} &= \alpha_1 + \beta_1 X_t + \gamma_1 Y_{2t} + v_{1t} \\ Y_{2t} &= \alpha_2 + \beta_2 X_t + \gamma_2 Y_{1t} + v_{2t} \end{aligned} \quad (9)$$

در اینجا دو معادله همراه با دو متغیر وابسته و یک متغیر توضیحی وجود دارد. رابطه Y_1 و Y_2 دو طرفه است. در این سیستم معادلات متغیر وابسته در معادله دیگر به صورت توضیحی نیز ظاهر می‌شوند. در معادله اول Y_{1t} متغیر وابسته، X_t متغیر برون‌زا و متغیر Y_{2t} درون‌زا است. در معادله دوم Y_{2t} متغیر وابسته، X_t برون‌زا و Y_{1t} متغیر درون‌زا است. همان‌طور که مشخص است متغیر Y_{1t} در معادله اول متغیر وابسته است و در معادله دوم، متغیر درون‌زا است. Y_{2t} در معادله دوم وابسته است و در معادله اول نقش متغیر درون‌زا را برعهده دارد. به سیستم

معادلاتی با خواص فوق سیستم معادلات هم‌زمان گفته می‌شود. به‌منظور دستیابی به نتایج دقیق‌تر می‌توان از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای فضایی تعمیم‌یافته GS2SLS که یک روش سه مرحله‌ای برای تخمین معادلات فضایی‌ست استفاده کرد. مرحله اول، مدل رگرسیون با استفاده از متغیرهای ابزاری H_n ، به‌وسیله حداقل مربعات دو مرحله‌ای (2SLS) برآورد می‌شود. که H_n عبارت است از:

$$H_n = \frac{1}{n} \hat{Z}_n'(\hat{\rho}_n) P_{\bar{k},n} Z_n(\hat{\rho}_n) \quad (10)$$

مرحله دوم برآورد پارامتر اتورگرسیو ρ از نظر باقی‌مانده‌های به‌دست آمده از طریق مرحله اول در روش گشتاور تعمیم‌یافته که توسط کلیجان و پروچا (۱۹۹۵) پیشنهاد شده است. و در مرحله سوم مدل رگرسیون مجدداً توسط 2SLS پس از تبدیل مدل از طریق کوکران اورکات به‌منظور به‌دست آوردن همبستگی فضایی، برآورد می‌شود. در ادامه به‌منظور به‌دست آوردن برآوردگر GS2SLS رابطه (۱۱) را در نظر بگیرید:

$$\begin{aligned} y_n &= Z_n \delta + u_n \\ u_n &= \rho M_n u_n + \varepsilon_n \end{aligned} \quad (11)$$

که در آن $Z_n = (X_n, W_n y_n)$ و $\delta = (\beta', \lambda')$ است. برآوردگر فضایی تعمیم‌یافته 2SLS یا به اختصار GS2SLS به‌صورت رابطه (۱۲) بیان می‌شود:

$$\begin{aligned} \hat{\delta}_{F,n} &= [\hat{Z}_{n*}'(\hat{\rho}_n) \hat{Z}_{n*}(\hat{\rho}_n)]^{-1} \hat{Z}_{n*}'(\hat{\rho}_n) y_{n*}(\hat{\rho}_n) \\ y_{n*}(\hat{\rho}_n) &= Z_{n*}(\hat{\rho}_n) = Z_n - \hat{\rho}_n M_n Z_n \quad \hat{Z}_{n*}(\hat{\rho}_n) = P_{Hn} Z_{n*}(\hat{\rho}_n) \quad \text{که در آن؛} \\ & \quad y_n - \hat{\rho}_n M_n y_n \text{ است.} \\ \hat{Z}_{n*}(\hat{\rho}_n) &= (X_n - \hat{\rho}_n M_n X_n, W_n y_n - \hat{\rho}_n M_n W_n y_n) \\ W_n y_n - \hat{\rho}_n M_n W_n y_n &= P_{Hn} (W_n y_n - \hat{\rho}_n M_n W_n y_n) \end{aligned} \quad (12)$$

با در نظر گرفتن مفروضات فوق می‌توان گفت $\hat{\rho}_n$ برآوردگر ثابتی برای ρ است. فرض کنید رابطه $\hat{\delta}_{F,n} = y_{n*}(\hat{\rho}_n) - Z_{n*}(\hat{\rho}_n) \hat{\delta}_{F,n}$ و $\hat{\varepsilon}_n = y_{n*}(\hat{\rho}_n) - Z_{n*}(\hat{\rho}_n) \hat{\delta}_{F,n}$ و $\hat{\sigma}_{\varepsilon,n}^2 = \hat{\varepsilon}_n' \hat{\varepsilon}_n / n$ برقرار باشد در این صورت داریم که:

$$\sqrt{n}(\hat{\delta}_{F,n} - \delta) \xrightarrow{D} N(0, \Phi) \quad (13)$$

که در آن:

$$\begin{aligned} \Phi &= \sigma_{\varepsilon}^2 \left[p \lim_{n \rightarrow \infty} n^{-1} \hat{Z}_{n*}'(\hat{\rho}_n) \hat{Z}_{n*}(\hat{\rho}_n) \right]^{-1} \\ &= \sigma_{\varepsilon}^2 \left[p \lim_{n \rightarrow \infty} n^{-1} \hat{Z}_{n*}'(\rho) \hat{Z}_{n*}(\rho) \right]^{-1} \\ p \lim_{n \rightarrow \infty} \hat{\sigma}_{\varepsilon,n}^2 &= \sigma_{\varepsilon}^2 \end{aligned} \quad (14)$$

این مسأله می‌تواند بیانگر این باشد که $\hat{\delta}_{F,n}$ سازگار است. همچنین نشان می‌دهد که می‌توان استنباط‌های نمونه کوچک در مورد δ را براساس تقریب نمونه کوچک دانست:

$$\hat{\delta}_{F,n} \sim N \left[\delta, \hat{\sigma}_{\varepsilon,n}^2 [\hat{Z}_{n*}'(\hat{\rho}_n) \hat{Z}_{n*}(\hat{\rho}_n)]^{-1} \right] \quad (15)$$

۳-۳. داده

به منظور بررسی ارتباط متقابل میان نابرابری درآمدی و کارایی کربن کل عوامل تولید در استان‌های ایران از داده استان‌های ایران در فاصله زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۷ استفاده می‌شود. جامعه آماری در این پژوهش به سه دسته تقسیم می‌شوند. این تقسیم‌بندی براساس سهم تولید ناخالص داخلی استانی در سال ۱۳۹۹ براساس مرکز آمار ایران انجام شده است؛ گروه ۱ بیشترین و گروه ۳ کمترین سهم را دارند. استان‌های تهران، اصفهان، خراسان رضوی، بوشهر و خوزستان در گروه ۱؛ استان‌های کردستان، خراسان شمالی، خراسان جنوبی، سمنان و چهارمحال و بختیاری استان‌های گروه ۳ هستند. بقیه استان‌ها در گروه ۲ جای دارند.

متغیرهای مورد نیاز که باید داده آن‌ها در این پژوهش جمع‌آوری گردند، عبارتند از: تولید (ستاده مطلوب)، سرمایه، نیروی کار، حامل‌های انرژی، مخارج تحقیق و توسعه، رشد اقتصادی، سهم ارزش افزوده بخش صنعت، شهرنشینی، تراکم جمعیت، نرخ بیکاری. شاخص TFCEE با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها و تابع فاصله جهت‌دار محاسبه می‌شود. همچنین از شاخص ضریب جینی برای تحلیل سطح نابرابری درآمد در یک جمعیت استفاده می‌شود. با توجه به این که متغیر انتشار دی‌اکسید کربن مورد نیاز است و دسترسی به این داده به تفکیک استانی وجود ندارد؛ لذا ابتدا باید مصرف حامل‌های انرژی برای هر استان استخراج شود؛ سپس با استفاده از ضرایب انتشار هر حامل، انتشار دی‌اکسید کربن مربوط به آن حامل محاسبه شود. استخراج داده مصرف حامل‌های انرژی به دلیل وجود ۳۰ استان و تعداد چند حامل فرآیند زمان‌بری است. حامل‌های انرژی نفت سفید، بنزین، نفت گاز و نفت کوره است. جدول (۲) ضرایب انتشار حامل‌های انرژی را گزارش می‌دهد.

جدول ۲: حامل‌های انرژی و ضرایب انتشار دی‌اکسید کربن
Tab. 2: Energy carriers and CO₂ Emission Factors

حامل ها	ضریب انتشار	واحد
نفت سفید	۲۶۱۰/۸	گرم بر لیتر
بنزین	۲۲۸۹/۸	گرم بر لیتر
نفت کوره	۳۰۰۱/۳	گرم بر لیتر
نفت گاز	۲۶۸۴/۷	گرم بر لیتر

جدول (۳) گزارشی از متغیرهای الگو و منبع گردآوری اطلاعات هر متغیر ارائه می‌دهد.

جدول ۳: متغیرهای پژوهش
Tab. 3: Research Variables

متغیر	تعریف	واحد	منبع
نیروی کار	تمام افراد ۱۵ ساله و بیشتر (حداقل سن تعیین شده)	نفر	مرکز آمار ایران
سرمایه	سرمایه‌گذاری عبارت است از تغییرات ایجاد شده در اموال سرمایه‌ای (مجموع ارزش خرید یا تحصیل و هزینه تعمیرات اساسی اموال سرمایه‌ای منهای ارزش فروش یا انتقال اموال سرمایه‌ای) طی دوره آماری	میلیون ریال	مرکز آمار ایران
تولید	تهیه کالا و خدمات مورد نیاز با استفاده از منابع و امکانات موجود	میلیون ریال	مرکز آمار ایران
مصرف انرژی	مقدار انرژی مصرف شده عبارت است از مقدار انواع سوخت مصرف شده شامل: نفت سفید، گازوئیل، گاز مایع، گاز طبیعی، بنزین، نفت کوره، زغال سنگ، زغال چوب و مقدار برق خریداری شده	بشکه نفت خام	مرکز آمار ایران

مرکز آمار ایران	-	ضریب جینی استان‌های مختلف توسط نویسندگان این مقاله با استفاده از اطلاعات هزینه-درآمد خانوار که توسط مرکز آمار ایران در سال‌های مختلف به صورت استانی منتشر می‌شود، محاسبه شده است.	ضریب جینی
مرکز آمار ایران	میلیون ریال	هزینه‌های تحقیق و توسعه کارگاه‌های دارای فعالیت تحقیق و توسعه. تحقیق و توسعه به کار خلاقانه‌ای گفته می‌شود که به طور سیستماتیک انجام می‌شود تا به دانش موجود بیفزاید و این دانش را برای ابداع کاربردهای تازه به کار برد.	تحقیق و توسعه
مرکز آمار ایران	-	نسبت ارزش افزوده بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی	سهم ارزش افزوده بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی
مرکز آمار ایران		تعداد جمعیت یک استان نسبت به مساحت آن استان است	تراکم جمعیت
مرکز آمار ایران		نسبت جمعیت ساکن در شهرها به کل جمعیت کشور است	شهرنشینی
مرکز آمار ایران		رشد اقتصادی به افزایش مداوم در تولید کالاها و خدمات یک کشور در طول زمان اشاره دارد، این افزایش معمولاً از طریق افزایش تولید ناخالص داخلی (GDP) اندازه‌گیری می‌شود.	رشد اقتصادی
مرکز آمار ایران	درصد	نسبت جمعیت بیکار به جمعیت فعال (شاغل و بیکار) ضرب در ۱۰۰	نرخ بیکاری
مرکز آمار ایران	بخشک نفت خام	یکی از ترکیبات نفتی و مواد سوختی است که در گذشته کاربرد گسترده‌ای در بخش خانگی به عنوان سوخت وسایل گرمایشی و پخت‌وپز داشته و امروزه در بسیاری از نقاط با گاز شهری و گاز مایع جایگزین شده است.	نفت سفید
مرکز آمار ایران	بخشک نفت خام	ماده‌ای شفاف، قابل اشتعال و از مشتقات نفت خام است. بیشتر به عنوان سوخت در موتورهای اشتعال جرقه‌ای و همچنین موتورهای درون سوز مورد استفاده قرار می‌گیرد. بنزین محتوی مجموعه‌ای از مواد آلی همانند هیدروکربن‌های سبک دارای ۴ تا ۱۲ اتم کربن است.	بنزین
مرکز آمار ایران	بخشک نفت خام	در مراحل پالایش نفت خام پس از نفتا، بنزین و نفت سفید به دست می‌آید. چون سیاه‌رنگ است به نام نفت سیاه نیز خوانده می‌شود. این ماده ارزان‌ترین ماده سوختنی برای کوره‌ها، حمام‌ها و تنور نانوايي، موتورهای دیزلی دریایی و برخی نیروگاه‌ها مورد استفاده است.	نفت کوره
مرکز آمار ایران	بخشک نفت خام	نفت گاز که به سوخت دیزل نیز معروف است، به عنوان سوخت موتورهای دیزل و تأسیسات حرارتی به کار می‌رود. محدوده هیدروکربن‌های آن بین C14-C20 و حتی C25 با دامنه نقطه جوش ۳۸۵-۲۵۰ درجه سلسیوس است.	نفت گاز

جدول (۴) گزارشی از آمار توصیفی تمام متغیرهای الگو در طی دوره مورد مطالعه جهت تجزیه و تحلیل متغیرها به صورت میانگین داده‌ها، حداکثر مقدار داده‌ها، حداقل مقدار داده‌ها و انحراف معیار استاندارد داده‌ها ارائه می‌شود.

جدول ۴: خلاصه آماری داده ها

Tab. 4: Statistical Summary of the Data

متغیر	بیشترین	کمترین	میانگین	انحراف معیار	مشاهده
نیروی کار	۴۳۲۱۱۶	۱۹۲۵	۵۱۵۰۴/۱۶	۷۵۷۰۱/۵۹	۳۶۰
تولید	۱/۷۰۰۰۰۹	۶۹۸۴۷۶	۱/۴۵۰۰۰۸	۲/۴۷۰۰۰۸	۳۶۰
سرمایه	۲/۶۰۰۰۰۷	-۱/۴۰۰۰۰۷	۳۹۴۳۹۸	۵۲۵۶۴۱۸	۳۶۰
انرژی	۶/۳۰۰۰۰۷	۷۲۰۰۰	۱/۱۵۰۰۰۷	۷۹۱۱۵۱۷	۳۶۰
کارایی کربن کل عوامل تولید	۱	۰/۰۱۴۰۲	۰/۲۶۴۱۹۹	۰/۳۵۰۶۳۳۸	۳۶۰
رشد اقتصادی	۲/۴۲۱۹۳	-۰/۵۲۰۰۳۷	۰/۲۷۷۶۵۹۷	۰/۳۰۴۹۰۷۸	۳۶۰
شه‌نشینی	۰/۹۸۳۸۳۵	۰/۴۷۰۴۴۴	۰/۶۷۸۴۹۰۳	۰/۱۱۹۳۲۲۲	۳۶۰
تراکم جمعیت	۷۷۲/۴۹۶	۵/۱۶۵۸۹	۷۹/۴۳۹۹۲	۱۲۰/۶۹۳۹	۳۶۰
ضریب جینی	۰/۴۶۸۷۹	۰/۱۷۸۵	۰/۴۴۲۵۵۱۸	۰/۵۶۴۸۲۷۶	۳۶۰
نرخ بیکاری	۶۰۶	۵/۸	۱۳/۵۲	۳۱/۸۲۲	۳۶۰
مخارج تحقیق و توسعه	۸۴۳۱۹۲۶۸	۱۴۹۷۰	۱۴۷۶۵۵۷/۸۴۷	۷۰۶۵۰۶۴/۶۳۷	۱۵۰

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

۴. برآورد مدل و بحث

هر یک از معادلات نابرابری درآمدی و کارایی کربن را می‌توان در یک سیستم معادلات هم‌زمان به‌صورت زیر بیان نمود:

$$\begin{aligned} \log TFCEE_{it} &= \alpha_0 + \alpha_1 \log Gini_{it} + \alpha_2 \log Growth_{it} + \alpha_3 \log Si_{it} \\ &\quad + \alpha_4 \log Ur_{it} + \alpha_5 \log Pd_{it} + \alpha_6 \log R\&D_{it} + e_{it} \\ \log Gini_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \log EF_{it} + \beta_2 \log Growth_{it} + \beta_3 \log Si_{it} + \beta_4 \log Ur_{it} \\ &\quad + \beta_5 \log Un_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (18)$$

در ادامه، ابتدا، با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها کارایی کربن کل عوامل محاسبه می‌شود؛ سپس، با استفاده از مدل روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای تعمیم‌یافته (GS2SLS) به بررسی عوامل مؤثر بر آن پرداخته می‌شود.

۴-۱. محاسبه کارایی کربن کل عوامل تولید

مقدار کارایی کربن کل عوامل تولید استان‌های ایران با سه ورودی و دو خروجی برای دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۷ در جدول (۵) گزارش می‌شود.

جدول ۵. کارایی کربن کل عوامل (TFCEE) استان‌های ایران

Tab. 5: Total Factor Carbon Efficiency (TFCEE) of Iranian Provinces

میانگین	1397	1396	1395	1394	1393	1392	1391	1390	1389	1388	1387	1386	1385	
۰/۲۸۰	۰/۵۲۰	۰/۹۸۸	۰/۲۰۳	۰/۲۸۹	۰/۲۹۹	۰/۲۲۰	۰/۲۸۳	۰/۲۰۷	۰/۱۸۱	۰/۱۷۰	۰/۰۹۷	۰/۰۸۹	۰/۰۸۹	آذربایجان شرقی
۰/۱۱۹	۰/۳۰۳	۰/۳۴۱	۰/۱۷۵	۰/۱۴۰	۰/۰۹۴	۰/۱۰۹	۰/۰۹۸	۰/۰۷۸	۰/۰۶۷	۰/۰۸۰	۰/۰۶۶	۰/۰۴۹	۰/۰۳۸	آذربایجان غربی
۰/۲۸۴	۰/۲۸۹	۰/۹۸۵	۰/۲۷۵	۰/۲۱۱	۰/۲۳۲	۰/۲۰۶	۰/۱۳۷	۰/۱۱۱	۰/۰۸۶	۰/۰۷۹	۰/۰۷۲	۰/۹۵۴	۰/۰۴۹	اردبیل
۰/۲۴۶	۱/۰۰۰	۰/۴۹۰	۰/۲۳۳	۰/۲۳۴	۰/۲۶۴	۰/۲۷۱	۰/۱۶۹	۰/۱۷۲	۰/۰۸۶	۰/۱۰۸	۰/۰۶۶	۰/۰۶۶	۰/۰۴۶	اصفهان

ایلام	۰/۰۱۰	۰/۰۱۴	۰/۰۱۹	۰/۰۲۳	۰/۰۲۰	۰/۰۴۸	۰/۰۵۷	۰/۰۵۶	۰/۰۵۸	۰/۰۱۲	۰/۰۱۵۶	۰/۰۱۳۹	۰/۰۱۶۸	۰/۰۰۶۸
بوشهر	۰/۰۱۰۰	۰/۰۱۴۱	۰/۰۱۵۱	۰/۰۱۱۰	۰/۰۱۶۹	۰/۰۳۹۱	۰/۰۶۲۳	۰/۰۴۶۵	۰/۰۴۱۰	۱/۰۰۰	۰/۰۲۱۹	۰/۰۲۹۹	۰/۰۴۳۵	۰/۰۳۴۷
تهران و البرز	۰/۰۲۲۴	۰/۰۱۳۹	۰/۰۸۹۵	۰/۰۳۳۵	۰/۰۹۴۱	۰/۰۹۵۹	۰/۰۹۸۹	۰/۰۹۶۰	۰/۰۹۵۷	۰/۰۸۷۹	۰/۰۹۸۲	۰/۰۹۵۸	۱/۰۰۰	۰/۰۷۷۸
چهارمحال و بختیاری	۰/۰۱۱۳	۰/۰۱۰۲	۰/۰۰۶۰	۰/۰۰۶۵	۰/۰۰۹۸	۰/۰۰۹۹	۰/۰۱۵۹	۰/۰۱۹۱	۰/۰۲۸۷	۰/۰۲۵۴	۰/۰۲۶۹	۰/۰۳۲۹	۰/۰۴۶۰	۰/۰۱۹۱
خراسان جنوبی	۰/۰۰۳۳	۰/۰۰۳۷	۰/۰۰۴۲	۰/۰۰۴۹	۰/۰۰۵۸	۰/۰۰۷۴	۰/۰۱۱۲	۰/۰۰۷۴	۰/۰۱۱۴	۰/۰۱۵۹	۰/۰۱۷۴	۰/۰۱۳۶	۰/۰۴۱۲	۰/۰۱۲۵
خراسان رضوی	۰/۰۰۷۲	۱/۰۰۰	۰/۰۱۴۵	۰/۰۱۵۰	۰/۰۱۲۴	۰/۰۲۷۵	۰/۰۹۷۷	۰/۰۱۸۶	۰/۰۱۹۲	۰/۰۲۶۷	۰/۰۲۳۸	۰/۰۳۰۰	۰/۰۳۲۳	۰/۰۳۲۷
خراسان شمالی	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۲۶	۰/۰۰۳۶	۰/۰۰۴۳	۰/۰۰۸۸	۰/۰۰۸۴	۰/۰۰۷۹	۰/۰۰۷۵	۰/۰۰۸۸	۰/۰۱۰۷	۰/۰۰۵۴
خوزستان	۰/۰۰۴۷	۰/۰۰۶۲	۰/۰۲۶۸	۰/۰۱۰۹	۰/۰۱۵۰	۰/۰۱۶۲	۰/۰۲۸۹	۰/۰۲۶۴	۰/۰۲۱۳	۰/۰۱۷۷	۰/۰۲۴۱	۰/۰۸۵۷	۰/۰۲۳۰	۰/۰۲۳۰
زنجان	۰/۰۱۶۴	۰/۰۱۱۶	۰/۰۱۴۱	۰/۰۱۵۳	۰/۰۱۲۸	۰/۰۱۵۷	۰/۰۲۴۵	۰/۰۲۶۴	۰/۰۲۷۲	۰/۰۹۹۰	۰/۰۹۸۷	۰/۰۶۰۴	۰/۰۴۰۰	۰/۰۴۰۰
سمنان	۰/۰۱۰۷	۰/۰۰۹۰	۰/۰۰۸۳	۰/۰۱۲۴	۰/۰۱۵۰	۰/۰۹۲۸	۰/۰۲۴۸	۰/۰۳۱۴	۰/۰۲۷۴	۰/۰۲۶۸	۰/۰۳۲۳	۰/۰۹۶۲	۰/۰۴۰۷	۰/۰۳۲۹
سیستان و بلوچستان	۰/۰۰۳۵	۰/۰۰۲۶	۰/۰۰۳۹	۰/۰۰۵۰	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۸۳	۰/۰۰۸۸	۰/۰۱۷۸	۰/۰۱۳۱	۰/۰۱۷۸	۰/۰۱۷۳	۰/۰۱۲۱	۰/۰۱۸۷	۰/۰۱۰۲
فارس	۰/۰۰۷۶	۰/۰۰۸۲	۰/۰۰۹۳	۰/۰۱۱۰	۰/۰۱۸۷	۰/۰۱۲۵	۰/۰۱۸۱	۰/۰۲۳۴	۰/۰۲۲۷	۰/۰۱۸۹	۰/۰۲۱۱	۰/۰۲۰۷	۰/۰۲۶۴	۰/۰۱۶۸
قزوین	۰/۰۱۲۶	۰/۰۱۵۵	۰/۰۱۵۲	۰/۰۱۱۹	۰/۰۹۲۰	۰/۰۱۸۱	۰/۰۲۲۵	۰/۰۲۳۴	۰/۰۲۶۴	۰/۰۲۸۷	۰/۰۳۵۲	۰/۰۳۷۸	۰/۰۵۴۸	۰/۰۳۰۳
قم	۰/۰۱۴۵	۰/۰۰۷۱	۰/۰۲۰۳	۰/۰۱۹۹	۰/۰۲۳۵	۰/۰۱۲۱	۰/۰۱۴۶	۰/۰۲۰۰	۰/۰۱۹۹	۰/۰۳۴۸	۰/۰۲۳۱	۰/۰۲۸۳	۰/۰۵۱۲	۰/۰۲۲۳
کردستان	۰/۰۰۸۶	۰/۰۰۶۶	۰/۰۱۰۷	۰/۰۰۷۸	۰/۰۱۲۳	۰/۰۰۸۴	۰/۰۲۳۸	۰/۰۳۲۱	۰/۰۲۹۸	۰/۰۲۸۰	۰/۰۳۰۷	۰/۰۲۴۲	۰/۰۲۵۳	۰/۰۱۹۱
کرمان	۰/۰۰۹۲	۰/۰۱۲۴	۰/۰۰۹۷	۰/۰۱۶۸	۰/۰۱۳۵	۰/۰۱۷۶	۰/۰۳۱۵	۰/۰۳۹۱	۰/۰۳۱۸	۰/۰۹۸۹	۰/۰۲۵۳	۰/۰۳۲۹	۰/۰۷۱۸	۰/۰۳۱۶
کرمانشاه	۰/۰۰۴۶	۰/۰۰۶۲	۰/۰۰۴۷	۰/۰۰۹۰	۰/۰۰۷۷	۰/۰۱۴۶	۰/۰۰۸۴	۰/۰۱۹۵	۰/۰۱۷۷	۰/۰۱۷۸	۰/۰۹۲۴	۰/۰۲۵۵	۰/۰۴۱۲	۰/۰۲۰۷
کهگیلویه و بویراحمد	۰/۰۰۲۸	۰/۰۱۰۷	۰/۰۰۵۱	۰/۰۰۶۷	۰/۰۱۵۰	۰/۰۱۵۳	۰/۰۱۹۴	۰/۰۲۹۰	۰/۰۷۴۷	۰/۰۲۵۰	۰/۰۱۳۰	۰/۰۱۵۲	۰/۰۲۸۰	۰/۰۲۰۰
گلستان	۰/۰۰۷۴	۰/۰۰۸۹	۰/۰۰۹۹	۰/۰۰۹۰	۰/۰۱۱۲	۰/۰۱۲۵	۰/۰۱۰۷	۰/۰۲۳۳	۰/۰۲۳۵	۰/۰۳۰۶	۰/۰۳۱۳	۰/۰۴۳۷	۰/۰۶۴۳	۰/۰۲۱۹
گیلان	۰/۰۰۹۱	۰/۰۱۱۱	۰/۰۱۴۶	۰/۰۲۳۵	۰/۰۱۷۲	۰/۰۳۱۱	۰/۰۳۱۴	۰/۰۲۷۹	۰/۰۲۳۹	۰/۰۲۱۹	۰/۰۹۸۸	۰/۰۵۸۵	۰/۰۲۹۶	۰/۰۲۹۶
لرستان	۰/۰۰۶۱	۰/۰۰۶۹	۰/۰۰۷۰	۰/۰۰۸۰	۰/۰۱۰۶	۰/۰۰۹۹	۰/۰۱۸۳	۰/۰۲۰۴	۰/۰۱۹۸	۰/۰۲۱۴	۰/۰۳۱۷	۰/۰۴۵۰	۰/۰۹۵۶	۰/۰۲۲۴
مازندران	۰/۰۱۱۹	۰/۰۱۸۳	۰/۰۱۴۸	۰/۰۱۷۰	۰/۰۱۸۹	۰/۰۱۵۴	۰/۰۲۷۳	۰/۰۲۸۲	۰/۰۹۹۲	۰/۰۲۱۵	۰/۰۲۸۲	۰/۰۹۹۰	۰/۰۴۲۴	۰/۰۳۴۰
مرکزی	۰/۰۰۶۸	۰/۰۰۸۱	۰/۰۱۰۹	۰/۰۱۶۰	۰/۰۱۸۲	۰/۰۳۴۸	۰/۰۳۲۹	۰/۰۳۳۳	۰/۰۲۷۰	۰/۰۲۲۳	۰/۰۲۸۴	۰/۰۳۲۱	۱/۰۰۰	۰/۰۲۸۵
هرمزگان	۰/۰۰۳۸	۰/۰۰۵۵	۰/۰۰۷۵	۰/۰۲۷۳	۰/۰۳۱۴	۰/۰۳۹۳	۰/۰۴۵۵	۰/۰۷۰۰	۰/۰۴۵۰	۰/۰۲۰۹	۰/۰۳۳۴	۰/۰۳۸۴	۱/۰۰۰	۰/۰۳۶۰
همدان	۰/۰۰۶۰	۰/۰۰۷۸	۰/۰۰۷۱	۰/۰۰۷۵	۰/۰۰۸۰	۰/۰۰۹۵	۰/۰۰۸۲	۰/۰۱۳۱	۰/۰۱۲۱	۰/۰۱۳۳	۰/۰۱۶۲	۰/۰۲۵۴	۰/۰۳۷۷	۰/۰۱۲۵
یزد	۰/۰۰۷۰	۰/۰۰۷۹	۰/۰۱۱۰	۰/۰۱۱۰	۰/۰۱۴۳	۰/۰۱۴۱	۰/۰۱۳۶	۰/۰۱۹۸	۰/۰۱۹۰	۰/۰۱۶۹	۰/۰۱۵۴	۰/۰۱۵۰	۰/۰۴۴۱	۰/۰۱۶۱

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

توصیف آماری متغیر کارایی کربن کل عوامل استان‌های ایران در جدول (۶) گزارش می‌شود.

جدول ۶: توصیف آماری کارایی کربن کل عوامل (TFCEE) استان‌های ایران

Tab. 6: Statistical Description of Total Factor Carbon Efficiency (TFCEE) of Iranian Provinces

میانگین	انحراف معیار	کمترین	بیشترین	تعداد مشاهدات
۰/۲۶۴۱۹۹	۰/۲۵۰۶۳۳۸	۰/۰۱۴۰۲	۱	۳۶۰

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

براساس جدول (۶)، متوسط کارایی کربن کل عوامل استان‌های ایران ۰/۲۶٪ است.

۴-۲. بررسی ارتباط بلندمدت کارایی کربن و نابرابری درآمدی

اولین مرحله در اقتصادسنجی داده‌های پانلی قبل از هر آزمون دیگری اثبات وابستگی یا استقلال مقطعی است. نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴) در جدول (۷) گزارش می‌شود.

جدول ۷: آزمون وابستگی مقطعی پسران

Tab. 7: Pesaran's Cross-Sectional Dependence Test

درآمد بالا		درآمد متوسط		درآمد پایین		معادله
مقدار احتمال	آماره	مقدار احتمال	آماره	مقدار احتمال	آماره	
۰/۵۵۹۲	-۰/۵۸۴	۰/۶۱۲۳	-۰/۵۰۷	۰/۵۰۳۵	-۰/۶۶۹	$\log TFCEE$
۰/۱۱۷۵	۱/۶۰۹	۰/۶۲۱۹	-۰/۴۹۳	۰/۹۵۸۸	-۰/۰۵۲	$\log Gini$

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

بنابراین مطابق با مقدار احتمال، برای هر دو معادله در هر سه گروه، فرضیه صفر دال بر استقلال مقطعی پذیرفته می‌شود و لذا، از آزمون ریشه واحد ایم-پسران-شین برای بررسی پایایی متغیرهای مدل استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۸) گزارش شده است.

جدول ۸: آزمون ریشه واحد ایم-پسران-شین

Tab. 8: Im-Pesaran-Shin Unit Root Test

متغیر	درآمد بالا		درآمد متوسط		درآمد پایین	
	مقدار احتمال	آماره	نتیجه	مقدار احتمال	آماره	نتیجه
$\log Gini$	-۰/۰۰۰	-۰/۱۷۰۴	I(0)	۰/۰۰۰	-۴/۰۶۷۸	مانا
$\log TFCEE$	-۰/۰۰۰	-۸/۴۲۳۵	I(0)	۰/۹۹۹۷	۳/۴۲۵۰	نامانا
$Growth$	-۰/۰۰۰	-۵/۵۰۵۵	I(0)	۰/۰۰۰	-۵/۳۶۷۸	مانا
$\log Si$	-۰/۹۲۵۵	۱/۴۴۲۷	I(1)	۰/۹۹۹۹	۳/۸۳۹۵	نامانا

I(1)	۲/۸۴۳۲	۰/۹۹۷۸	نامانا	۳/۷۳۰۰	۰/۹۹۹۹	I(1)	۰/۴۵۷۶	۰/۶۷۶۴	$\log Ur$
I(0)	-۲/۳۴۲۰	۰/۰۰۹۶	مانا	۱/۵۴۳۱	۰/۰۶۱۴	I(0)	-۱/۶۳۷۷	۰/۰۵۰۷	$\log Un$
I(1)	۱/۵۳۳۰	۰/۹۳۷۴	مانا	-۱/۷۷۷۰	۰/۰۳۷۸	I(1)	-۰/۷۲۴۷	۰/۷۶۵۷	$\log Pd$
I(0)	-۵/۳۴۳۴	۰/۰۰۰۰	مانا	-۲/۲۸۶۲	۰/۰۱۱۱	I(0)	-۱/۵۶۳۷	۰/۰۵۸۹	$\log R\&D$

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

مطابق با جدول (۸) برخی متغیرها در سطح و برخی در تفاضل مرتبه اول پایا هستند؛ لذا، به منظور بررسی رابطه بلندمدت متغیرهای پژوهش از آزمون هم‌انباشتگی استفاده می‌شود. جدول (۹) نتایج آزمون هم‌انباشتگی وسترلند را گزارش می‌دهد.

جدول ۹: آزمون هم‌انباشتگی

Tab. 9: Cointegration Test

درآمد پایین		درآمد متوسط		درآمد بالا		
آماره	مقدار احتمال	آماره	مقدار احتمال	آماره	مقدار احتمال	معادله
۸۶/۱۷۹۴	۰/۰۰۰۰	۱۹/۹۲۵۶	۰/۰۰۰۰	۹۷/۷۶۶۷	۰/۰۰۰۰	$\log TFCEE$
۱/۶۹۴۷	۰/۰۴۵۱	۲/۰۱۰۶	۰/۰۲۲۲	۲/۲۹۱۱	۰/۰۱۱۰	$\log Gini$

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

براساس نتایج جدول (۹) برای هر دو معادله در سه گروه، می‌توان فرضیه صفر را مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی رد و فرضیه مقابل را دال بر وجود هم‌انباشتگی را در هر سه معادله پذیرفت. به این معنی که یک رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل برای هر دو معادله در هر سه گروه وجود دارد.

۳-۴. برآورد فضایی

۱-۳-۴. آزمون موران

جدول (۱۰) نتایج آزمون موران را برای سیستم معادلات هم‌زمان در هر سه گروه مطالعاتی برای دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۹۷ نشان می‌دهد.

جدول ۱۰: آزمون خود همبستگی موران

Tab. 10: Moran's Autocorrelation Test

درآمد پایین		درآمد متوسط		درآمد بالا		
آماره	مقدار احتمال	آماره	مقدار احتمال	آماره	مقدار احتمال	معادله
۰/۵۴۴۲	۰/۰۰۰۰	۰/۴۹۷۲	۰/۰۹۰۴	۱/۰۵۶۳	۰/۰۰۰۳	$\log TFCEE$

۰/۱۲۰۴	۰/۰۱۴۶	۰/۲۳۳۰	۰/۰۰۰۰	۰/۷۴۰۹	۰/۰۱۰۸	<i>log Gini</i>
--------	--------	--------	--------	--------	--------	-----------------

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

مقادیر احتمال آزمون موران نشان‌دهنده این واقعیت است که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی فضایی رد شده و همبستگی فضایی در معادلات مورد بررسی تأیید می‌شود و برآورد مدل با لحاظ مجاورت فضایی توجیه‌پذیر است.

۴-۳-۲. آزمون انتخاب مدل

بعد از مشخص شدن وجود همبستگی فضایی نوبت به انتخاب مدل مناسب می‌رسد، برای همین منظور از آزمون‌های ضریب لاگرانژ LM_{lag} و LM_{error} استفاده می‌شود. فرضیه صفر در این آزمون‌ها به ترتیب عدم همبستگی فضایی در جملات اخلال و عدم وابستگی فضایی در مشاهدات متغیر می‌باشد. در صورت معنی‌داری LM_{lag} از مدل SAR و در صورتی که LM_{error} معنی‌دار باشد از آزمون SEM استفاده می‌گردد. در حالتی که هر دو آزمون‌ها معنی‌دار باشند از آزمون $LM_{lag}-Robust$ و $LM_{error}-Robust$ استفاده می‌شود. در صورت معنی‌داری $LM_{lag}-Robust$ به معنی اعتبار مدل SAR و معنی‌داری $LM_{error}-Robust$ به مفهوم استفاده از مدل SEM می‌باشد. نتایج آزمون‌های تشخیصی برای انتخاب مدل مناسب در جدول (۱۱) گزارش شده است.

جدول ۱۱: آزمون انتخاب مدل

Tab. 11: Model Selection Test

درآمد پایین		درآمد متوسط		درآمد بالا		آزمون	
آماره	مقدار احتمال	آماره	مقدار احتمال	آماره	مقدار احتمال		
۷۰/۷۹۴۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۴۵۱	۰/۰۳۱۸	۱/۷۸۱۳	۰/۰۸۲۰	LM Lag	آزمون ضریب لاگرانژ در معادله TFCEE
۹۰/۸۸۷۱	۰/۰۰۰۰	۲/۲۲۸۰	۰/۱۳۱۵	۱۰/۴۴۶۴	۰/۱۰۱۲	LM Error	
۴/۵۴۴۲	۰/۰۳۳۰	۳/۶۰۸۱	۰/۸۵۷۵	۱/۹۸۳۴	۰/۰۵۰۹۰	LM Lag (Robust)	
۲۴/۶۳۷۰	۰/۱۲۱۲	۵/۷۹۰۹	۰/۰۱۶۱	۱۰/۶۴۸۵	۰/۱۱۰۱	LM Error (Robust)	
۲/۷۷۱۷	۰/۰۹۵۹	۱۰/۹۶۵۸	۰/۰۰۰۹	۰/۳۶۶۸	۰/۰۶۹۹	LM Lag	آزمون ضریب لاگرانژ در معادله Gini
۴/۲۹۰۳	۰/۱۳۸۳	۱۵/۰۶۳۲	۰/۰۰۰۱	۴/۹۴۷۹	۰/۰۲۶۱	LM Error	
۰/۲۹۳۸	۰/۵۸۷۸	۰/۲۴۴۹	۰/۰۲۱۱	۳/۲۸۵۷	۰/۰۴۴۸	LM Lag (Robust)	
۱/۸۱۲۴	۰/۱۷۸۲	۵/۳۲۲۴	۰/۶۳۵۳	۷/۸۶۶۹	۰/۵۰۵۰	LM Error (Robust)	

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

آماره‌ها حاکی از عدم تأیید فرضیه صفر و دال بر وجود وابستگی فضایی است. همچنین باتوجه به معناداری LM_{lag} و بی‌معنایی LM_{error} در تمام گروه‌ها مدل به شکل وقفه فضایی (SAR) قابل تصریح و برآورد می‌باشد.

۴-۳-۳. برآورد فضایی معادلات نابرابری درآمدی و کارایی کربن به روش GS2SLS

جدول ۱۲، تخمین فضایی معادله کارایی کربن کل عوامل را گزارش می‌دهد.

جدول ۱۲: برآورد فضایی معادله کارایی کربن به روش GS2SLS

Tab. 12: Spatial Estimation of Carbon Efficiency Equation Using GS2SLS Method

درآمد بالا			درآمد متوسط			درآمد پایین			متغیر
ضریب	مقدار احتمال	آماره t	ضریب	مقدار احتمال	آماره t	ضریب	مقدار احتمال	آماره t	
-۰/۵۵	۰/۰۴	-۲/۲۰	۰/۱۳	۰/۰۸۷	۱/۷۴	۰/۱۳	۰/۰۲۲	-۲/۶۱	$wly - \log TFCEE$
-۰/۴۴	۰/۵۵	-۰/۶۱	۰/۷۴	۰/۰۱۸	۲/۴۱	-۲/۰۸	۰/۰۹	-۱/۷۲	$\log Gini$
-۱/۰۲	۰/۰۵	-۲/۰۹	۰/۸۲	۰/۰۰۰	۴/۶۳	۰/۸۲	۰/۲۲۳	۱/۲۸	$Growth$
-۱/۳۶	۰/۰۰۹	-۳/۰۸	۰/۳۳	۰/۱۰۴	۱/۶۵	۰/۳۳	۰/۸۵	-۰/۱۸	$\log Si$
-۱۸/۲۵	۰/۰۸۹	-۱/۸۴	-۲/۶۶	۰/۵۱۱	-۰/۶۶	-۲/۶۶	۰/۱۱	-۱/۷۱	$\log Ur$
-۶/۱۴	۰/۳۵۲	-۰/۹۷	-۰/۸۱	۰/۰۲۴	-۲/۳۰	-۰/۸۱	۰/۰۲۳	-۲/۵۸	$\log Pd$
۰/۰۷	۰/۵۸۳	۰/۵۶	۸/۷	۰/۸۸	۰/۱۵	۸/۷	۰/۶۶	۰/۴۴	$\log R\&D$
۱۸/۶۹	۰/۴۶	۰/۷۶	-۰/۲۸	۰/۹۰۴	-۰/۱۲	-۰/۲۸	۰/۳۱	-۱/۰۴	عرض از مبدأ
R2 Buse R2 Adj Buse Raw Moments R2 Raw Moments R2 Adj			۰/۷۱ ۰/۴۷ ۰/۹۰ ۰/۸۲			۰/۷۵ ۰/۶۷ ۰/۹۵ ۰/۹۴			۰/۴۳ ۰/۴۵ ۰/۵۳ ۰/۵۰

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

نابرابری درآمدی به‌عنوان متغیر توضیحی اصلی در معادله کارایی کربن است. ضریب این متغیر برای گروه با درآمد بالا منفی و بی‌معنی است. ضریب این متغیر در گروه با درآمد متوسط مثبت و معنی‌دار و در گروه با درآمد پایین منفی و معنی‌دار است. نتایج در گروه استانی با درآمد پایین با دیدگاه اقتصاد سیاسی توراس و بویس (۱۹۹۸) و در گروه استانی با درآمد متوسط با دیدگاه راولیون و همکاران (۲۰۰۰) و هیرنیک و همکاران (۲۰۰۱) سازگار است. بویس (۱۹۹۴) عنوان می‌کند که نابرابری درآمدی به گروه‌هایی با درآمد بالاتر قدرت بیشتری می‌دهد. گروه‌های با درآمد بالاتر می‌توانند هزینه‌های محیط‌زیستی را به گروه‌های درآمد پایین‌تر تحمیل کنند. کاهش نابرابری درآمد باعث می‌شود بیشتر مردم کیفیت محیطی بالاتری را طلب کنند. راولیون و همکاران (۲۰۰۰) و هیرنیک و همکاران (۲۰۰۱) مطابق با تئوری مصرف عنوان می‌کنند میل نهایی به مصرف انرژی گروه‌هایی با درآمد پایین، بالاتر است (یعنی میل نهایی به انتشار بالاتر). براساس میل نهایی به مصرف، MPC خانوارهای کم‌درآمد بالاتر از MPC خانوارهای پردرآمد است. این نشان می‌دهد که برابری از طریق افزایش درآمد فقرا برای رسیدن به ثروتمندان به معنی میل نهایی به مصرف بالای انرژی و در نتیجه میل نهایی به انتشار بالاتر است. ضرایب رشد اقتصادی در گروه اول منفی و معنی‌دار است. رشد اقتصادی ممکن است شیوه استفاده از انرژی را تحریک کند. این می‌تواند به علت استفاده بیش از حد از لوازم مصرف‌کننده لوکس باشد؛ بنابراین، تقاضا برای تجهیزات انرژی بر افزایش مصرف انرژی و کاهش کارایی کربن را در پی خواهد داشت. چنانچه روند مصرف انرژی بهینه نباشد تحقق رشد اقتصادی بالاتر ممکن است کارایی کربن را تضعیف کند. همچنین ضریب رشد اقتصادی

برای گروه دوم مثبت و معنی‌دار است. رشد اقتصادی می‌تواند اثر مثبت یا منفی بر کارایی کربن داشته باشد (بکان و همکاران^۱، ۲۰۱۹). رشد اقتصادی بالاتر و ترسیم برنامه بهینه مصرف انرژی به‌منظور قرارگیری در روند رشد اقتصادی پایدار این امکان را فراهم می‌کند که از تکنولوژی به روز در زمینه بهره‌برداری از انرژی مصرف و توزیع آن استفاده شود و همین امر موجب بهبود کارایی کربن می‌شود (هانلی و همکاران^۲، ۲۰۰۶)؛ درواقع، با توسعه اقتصاد سرمایه بیشتری در نوآوری فناوری‌های انرژی‌های پاک سرمایه‌گذاری می‌شود که منجر به کاهش آلودگی و بهبود کارایی کربن می‌شود (بروزان^۳، ۲۰۱۸). رشد اقتصادی تأثیر معنی‌داری بر کارایی کربن در استان‌های با درآمد پایین ندارد.

ضریب ارزش‌افزوده بخش صنعت در گروه اول درآمدی منفی و معنی‌دار است. سهم ارزش‌افزوده بخش صنعت می‌تواند مستقیماً بر مصرف انرژی و انتشار آلودگی تأثیر بگذارد و باعث کاهش کارایی گردد (یانگ و لی^۴، ۲۰۱۹). همچنین مقدار این ضریب برای گروه با درآمد متوسط مثبت و معنی‌دار است. سهم ارزش‌افزوده بخش صنعت ممکن است به دلیل توسعه در زیر ساخت‌های انرژی به افزایش دسترسی به انرژی پاک و در نتیجه بهبود کارایی کربن کمک کند این امر می‌تواند باعث افزایش رشد اقتصادی و سطح درآمدی در منطقه موردنظر منجر شود (ادوم و همکاران^۵، ۲۰۲۱). براساس مقادیر گزارش شده مقدار این ضریب برای گروه با درآمد پایین منفی و بی‌معنی می‌باشد.

ضریب شهرنشینی در هر سه گروه درآمدی منفی است و تنها در استان‌های با درآمد بالا معنی‌دار است. شهرنشینی اثر پیچیده‌ای بر کارایی کربن دارد و شدت انرژی را به شدت افزایش می‌دهد (ژانگ و ژو^۶، ۲۰۱۴). انتظار می‌رود که با افزایش میزان جمعیت شهرنشین میزان مصرف انرژی افزایش می‌یابد. چنانچه ساختار تکنولوژی تولید کالاها کارا باشد می‌تواند به کارایی کربن کمک کند، اما در غیر این صورت به واسطه افزایش میزان مصرف انرژی می‌تواند به کاهش آن منجر شود (سان و همکاران^۷، ۲۰۲۱)؛ درواقع، با افزایش جمعیت شهری هزینه تأمین تأسیسات برای ارائه خدمات انرژی در حوزه شهری افزایش می‌یابد (موریکا^۸، ۲۰۱۲).

ضریب تراکم جمعیت برای هر سه گروه درآمدی منفی است که تنها در استان‌های با درآمد بالا بی‌معنی است. این نتایج با نتایج تحقیقات «هولتدال» و «جونز»^۹ (۲۰۰۴) مطابقت دارد. درحقیقت افزایش تراکم جمعیت از طریق افزایش تقاضا در جهت مصرف انرژی منجر به کاهش کارایی کربن می‌گردد (صادقی و سعادت، ۱۳۸۳). مخارج تحقیق و توسعه در سه گروه استان‌ها تأثیر معنی‌داری بر کارایی کربن ندارد. جدول ۱۳ تخمین فضایی معادله نابرابری درآمدی را گزارش می‌دهد.

جدول ۱۳: برآورد فضایی معادله نابرابری درآمدی به روش GS2SLS

Tab. 13: Spatial Estimation of Income Inequality Equation Using GS2SLS Method

درآمد پایین			درآمد متوسط			درآمد بالا			متغیر
ضریب	مقدار	آماره t	ضریب	مقدار	آماره t	ضریب	مقدار	آماره t	
	احتمال			احتمال			احتمال		

¹ Bekun *et al.*

² Hanley *et al.*

³ Borozan

⁴ Yang & Li

⁵ Adom *et al.*

⁶ Zhang & Zhao

⁷ Sun *et al.*

⁸ Morikawa

⁹ Holtedahl & Joutz

۴/۶۸	۰/۰۰۰	۰/۵۵	۶/۲۵	۰/۰۰۰	۰/۲۷	۱/۸۴	۰/۰۷۲	۰/۵۷	<i>wly – log Gini</i>
-۱/۸۲	۰/۰۷۵	-۰/۰۱	-۱/۶۳	۰/۱۰۴	-۰/۰۲	۰/۴۴	۰/۱۶۲	۰/۰۵	<i>log TFCEE</i>
۰/۰۷	۰/۹۴۰	۰/۰۱	-۰/۷۶	۰/۴۴۸	-۰/۰۱	۰/۴۸	۰/۵۸۰	۰/۱۸	<i>Growth</i>
-۱/۹۳	۰/۰۵۹	-۰/۱۱	-۲/۱۵	۰/۰۳۳	-۰/۰۴	-۲/۷۶	۰/۰۰۳	-۰/۲۹	<i>log Si</i>
-۳/۱۵	۰/۰۰۳	-۲/۳۱	-۱/۲۷	۰/۱۷۲	-۰/۵۲	۱/۱۱	۰/۲۴۱	۱/۸۶	<i>log Ur</i>
۱/۶۵	۰/۱۰۵	۰/۰۶	۲/۱۲	۰/۰۳۵	۰/۰۴	-۲/۰۸	۰/۱۲۷	-۰/۱۴	<i>log Un</i>
-۳/۷۹	۰/۰۰۰	-۱/۹۲	-۲/۴۳	۰/۰۱۶	-۰/۵۸	-۰/۰۸	۰/۹۴	-۰/۰۴۹	عرض از مبدأ
۰/۴۷	۰/۳۵	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۴۷	۰/۴۱	۰/۹۹	۰/۴۵	۰/۳۳	R2 Buse R2 Adj Buse Raw Moments R2 Raw Moments R2 Adj
۰/۹۹	۰/۹۹			۰/۴۱	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۳۳	۰/۹۸	
				۰/۹۹			۰/۹۸	۰/۹۸	

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

براساس نتایج گزارش شده در جدول (۱۳)، ضریب وزن فضایی برای هر سه گروه درآمدی مثبت و معنی‌دار است؛ درواقع، اثر فضایی ناشی از متغیر وابسته نابرابری درآمدی نشان می‌دهد که بخشی از نابرابری درآمدی در یک استان ناشی از افزایش نابرابری در استان‌های مجاور است. در گروه‌های با درآمد متوسط و پایین ضریب کارایی کربن منفی و معنی‌دار می‌باشد و به ازای تغییر یک درصدی در کارایی کربن، نابرابری درآمدی به ترتیب به میزان ۰/۰۲ و ۰/۰۱٪ کاهش می‌یابد. نتایج با یافته‌های «لی» و همکاران^۱ (۲۰۲۱) مطابقت دارد. این موضوع نشان می‌دهد که کارایی کربن می‌تواند شکاف درآمدی بین افراد غنی و فقیر را کاهش دهد؛ درواقع، سطح بالاتر کارایی کربن اساساً منجر به مصرف انرژی کمتر با همان سطح خروجی اقتصادی می‌شود که به صرفه‌جویی در انرژی در فرآیند تولید کمک می‌کند. از طرف دیگر، بهبود کارایی کربن به معنای کارایی بالاتر است که به ارتقای رشد اقتصادی و سطوح درآمدی کمک می‌کند (ادوم و همکاران^۲، ۲۰۲۱). ضریب کارایی کربن در گروه استان‌هایی با درآمد بالا مثبت و بی‌معنی می‌باشد که این می‌تواند به دلیل توسعه سریع اقتصادی و تراکم صنعتی در سطح بالا در این مناطق باشد. پیشرفت‌های فناوری ممکن است مزایا را در بین کارگران شهری ماهر و شرکت‌های بزرگ متمرکز کند و نیروی کار روستایی کم‌مهارت را برای به اشتراک گذاشتن سودها به دردرسر بیندازد. علاوه بر این، تغییر به سمت صنایع با فناوری بیشتر نیز ممکن است فشارهای اشتغال بر کارگران کم‌مهارت و نابرابری‌های بیشتر را تشدید کند.

بیکاری تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نابرابری درآمدی در استان‌های با درآمد متوسط و پایین دارد. همان‌طور که انتظار می‌رود با افزایش نرخ بیکاری نابرابری درآمدی بیشتر می‌گردد. این نتیجه با نتیجه «سیفی‌پور» و همکاران (۱۳۹۰) دال بر این که میزان بیکاری منجر به برابر شدن توزیع درآمد و بهبود آن در ایران می‌گردد، مطابقت دارد. در استان‌های با درآمد بالا بیکاری تأثیر معنی‌داری بر نابرابری درآمدی ندارد.

^۱ Li et al.^۲ Adom et al.

ضریب سهم ارزش افزوده بخش صنعت در هر سه گروه استانی منفی و معنی دار است. با افزایش ارزش افزوده بخش صنعت، نابرابری درآمدی به طور معنی داری کاهش می یابد؛ بنابراین می توان گفت رشد بخش صنعت سبب کاهش نابرابری درآمدی خواهد شد؛ چراکه درآمد در بخش صنعت با سرعت بیشتری فزونی می گیرد و منجر به سرمایه گذاری بیشتر می شود. از سوی دیگر، صنعتی شدن، امکانات بیشتر اشتغال و درآمد همراه است؛ استاندارد زندگی مردم ارتقا می یابد، مرگ و میر کاسته می شود و استفاده از وسایل بهداشتی و آموزش و پرورش نیز بیشتر می شود (پورمختار و مقدسی، ۱۳۹۴).

شهرنشینی تأثیر معنی داری بر نابرابری درآمدی در استان های با درآمد بالا و متوسط ندارد. شهرنشینی منجر به کاهش نابرابری درآمدی در استان های با درآمد پایین می شود. شهرنشینی با اثر مثبتی که بر رشد اقتصادی دارد، سبب کاهش نابرابری درآمدی می شود. این نتیجه می تواند بدین دلیل باشد که تمرکز کارخانه ها و شرکت های تولیدی در مراکز شهری باعث حرکت جمعیت روستایی در جهت یافتن شغل و کسب درآمد بالاتر و استفاده از امکانات عمومی به سمت مناطق شهری شود و در نتیجه نابرابری درآمدی کاهش یابد (شکیبایی و همکاران، ۱۳۹۴). ضریب رشد اقتصادی در هر سه گروه درآمدی مثبت و بی معنی می باشد.

۵. نتیجه گیری

با هدف بررسی ارتباط متقابل کارایی کربن و نابرابری درآمدی در استان های ایران و با استفاده از داده های ۳۰ استان ایران از سال ۱۳۹۷-۱۳۸۶، شاخص کارایی کربن کل عوامل (TFCEP) با استفاده از روش تحلیل پوششی داده محاسبه شده و ارتباط متقابل نابرابری درآمدی و کارایی کربن توسط مدل معادلات همزمان فضایی (SSEM) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج آزمون هم انباشتگی حاکی از آن است که رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل در معادلات کارایی کربن و نابرابری درآمدی وجود دارد؛ همچنین، نتایج آزمون موران نشان می دهد که همبستگی فضایی در کارایی کربن و همچنین، نابرابری درآمدی مورد تأیید است. برآورد مدل معادلات همزمان فضایی به روش GS2SLS نشان می دهد کاهش نابرابری درآمدی به طور معنی دار منجر به بهبود کارایی کربن در استان های با درآمد پایین می شود. افزایش نابرابری درآمدی به طور معنی دار منجر به بهبود کارایی کربن در گروه استان های با درآمد متوسط می شود. بهبود کارایی کربن در استان های با درآمد متوسط و پایین به طور معنی داری منجر به کاهش نابرابری درآمدی می شود. این عمدتاً به دلیل همبستگی مثبت میان بهره وری انرژی و بهره وری اجتماعی است؛ لذا، تجزیه و تحلیل نشان می دهد که ارتباط متقابل میان کارایی کربن و نابرابری درآمدی در استان های با درآمد متوسط و پایین وجود دارد. در استان های با درآمد بالا کارایی کربن تأثیر معنی داری بر نابرابری درآمدی و نابرابری درآمدی تأثیر معنی داری بر کارایی کربن ندارد.

کاهش چگالی جمعیتی در استان های با درآمد پایین، رشد اقتصادی، صنعتی شدن و کاهش چگالی جمعیتی در استان های با درآمد متوسط منجر به افزایش کارایی کربن می شود. رشد اقتصادی، صنعتی شدن و شهرنشینی در استان های با درآمد بالا تأثیر منفی و معنی دار بر کارایی کربن دارند. مخارج تحقیق و توسعه در همه گروه های درآمدی تأثیر مثبت و بی معنی بر کارایی کربن دارد.

صنعتی شدن منجر به کاهش نابرابری درآمدی در همه استان می شود. اشتغال در استان های با درآمد متوسط و پایین منجر به کاهش نابرابری درآمدی می شود. شهرنشینی صرفاً در استان های با درآمد پایین منجر به کاهش نابرابری درآمدی می شود. رشد اقتصادی در هر سه گروه درآمدی تأثیر معنی داری بر نابرابری درآمدی ندارد.

توصیه می شود سیاست گذاران برای حصول همزمان کاهش نابرابری درآمدی و افزایش کارایی کربن سیاست گذاری را با شرایط محلی سازگار کنند تا سیاست های مناسبی را تدوین کنند. تقویت سیستم های توزیع

مجدد درآمد و تأمین اجتماعی در استان‌های با درآمد پایین به افزایش کارایی کربن کمک می‌کند. پیشنهاد می‌شود سیاست‌های توزیع مجدد درآمد در استان‌های با درآمد متوسط با سیاست‌های مکمل افزایش کارایی کربن مانند سیاست‌های رشد اقتصادی و بهبود ساختار صنعت همراه باشد.

سیاست بهبود کارایی کربن، افزایش اشتغال و صنعتی‌شدن می‌تواند به کاهش نابرابری درآمدی استان‌های با درآمد متوسط و پایین کمک نماید. صنعتی‌شدن در همه گروه‌ها منجر به کاهش نابرابری درآمدی می‌شود، ولی توصیه می‌شود اتخاذ این استراتژی در استان‌های با درآمد بالا با سیاست‌های مکمل بهبود کارایی کربن همراه باشد. سیاست افزایش اشتغال در جمعیت‌های با درآمد متوسط و پایین منجر به بهبود کارایی کربن می‌شود.

سیاسگزاری

در پایان نویسندگان برخورد لازم می‌دانند از سردبیر و داوران ناشناس فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران به دلیل نظرات ارزشمندشان که باعث غنای مقاله شده است، قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

نویسنده اول مسئول مفهوم‌سازی، توسعه مدل مفهومی و طراحی چارچوب پژوهش بود. نویسنده دوم جمع‌آوری داده‌ها، توسعه پایگاه داده و سازماندهی مستندات پژوهش را انجام داد.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

- پورمختار، الهام؛ و مقدسی، رضا، (۱۳۹۴). تأثیر ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایران (با تأکید بر بخش کشاورزی). *اقتصاد کشاورزی*، ۹(۲): ۵۴-۳۷.
https://www.iranianjae.ir/article_13216.html
- سیفی‌پور، رویا؛ و رضایی، محمدقاسم، (۱۳۹۰). بررسی عوامل موثر توزیع درآمد بر اقتصاد ایران با تأکید بر مالیات‌ها. *پژوهشنامه مالیات*، (۱۰) ۱۹: ۱۲۱-۱۴۲.
<https://taxjournal.ir/article-1-100-fa.html>
- شکیبایی، علیرضا؛ کمال‌الدینی، زهرا؛ طالقانی، فاطمه؛ و احمدی نژاد، محمدرضا، (۱۳۹۴). تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی در استان‌های منتخب کشور ایران (با رویکرد اقتصاد سنجی فضایی). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، (۵۷) ۱۵: ۱۴۰-۱۰۹.
- صادقی، حسین؛ و سعادت، رحمان، (۱۳۸۳). رشد اقتصادی جمعیت و اثرات زیست‌محیطی در ایران (یک تحلیل علی). *تحقیقات اقتصادی*، (۶۴) ۳۹: ۱۸۰-۱۶۳.
<https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.00398969.1383.39.1.7.6>
- نجفی، سید محمد باقر؛ خانزادی، آزاد؛ و قادری، الهام، (۱۳۹۶). تأثیر بهره‌وری نیروی کار بر کاهش فقر در ایران. *فصلنامه علمی مجلس و راهبرد*، (۹۲) ۲۴: ۳۳۶-۳۱۱.
- نجفی علمدارلو، حامد؛ مرتضوی، سید ابوالقاسم؛ و شمشادیزدی، کنایون، (۱۳۹۲). کاربرد اقتصاد سنجی فضایی در بررسی عوامل موثر بر صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای عضو اکو: رهیافت داده‌های تابلویی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، (۳) ۱۳: ۶۲-۴۹.

References

- Adom, P. K., Agrad, M. & Vezzulli, A., (2021). Energy efficiency-economic growth nexus: what is the role of income inequality? *J. Clean. Prod.*, 310: 127382. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.127382>
- Aflaki, S., Kleindorfer, P. & de Miera Polyominos, V., (2013). Finding and implementing energy efficiency projects in industrial facilities. *Prod. Oper. Manag.*, 22: 503–517. <https://doi.org/10.1111/j.1937-5956.2012.01377.x>
- Afridi, F., Li, S.X. & Ren, Y., (2015). Social identity and inequality: the impact of China's hukou system. *J. Public Econ.*, 123: 17–29. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2014.12.011>
- Akram, R., Chen, F., Khalid, F., Huang, G. & Irfan, M., (2021). Heterogeneous effects of energy efficiency and renewable energy on economic growth of BRICS countries: a fixed effect panel quantile regression analysis. *Energy*, 215: 119019. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2020.119019>
- Alina, D., (2025). *How Climate Change Affects Global Income Inequality*. Global Challenges in Economics and Management: From Capital Markets to Responsible Consumption. 263-286. <https://doi.org/10.26399/978-83-60694-74-9/a.drozhzha>
- Alp Coskun, E., (2025). Exploring the trade-offs between carbon emissions, income inequality, and poverty: A theoretical and empirical framework. *Energy Economics*, 143: 108223. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2025.108223>
- Antonio Duro, J., (2015). The international distribution of energy intensities: some synthetic results. *Energy Policy*, 83: 257–266. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2015.03.022>
- Baek, J. & Gweisah, G., (2013). Does income inequality harm the environment? empirical evidence from the United States. *Energy Pol.*, 62: 1434e1437. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.07.097>
- Balezentis, T., Liobikiene, G., Dalia _Streimikiene, D. & Sun, K., (2020). The impact of income inequality on consumption-based greenhouse gas emissions at the global level: a partially linear approach. *J. Environ. Manag.*, 267: 110635. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2020.110635>
- Bekun, F.V., Emir, F. & Sarkodie, S. A., (2019). Another look at the relationship between energy consumption, carbon dioxide emissions, and economic growth in South Africa. *Science of the Total Environment*, 655: 759-765. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2018.11.271>
- Bergougua, B. Boudjanac, R. Mehibelc, S. & Zambrano, M., (2024). How do institutional quality and income asymmetrically affect carbon emission sin equality? A quantile -on-quantile assessment for six major global emitters. *Journal of Cleaner Production*, 483(1442150). <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2024.144215>
- Borozan, D., (2018). Technical and total factor energy efficiency of European regions: a two-stage approach. *Energy*, 152: 521e532. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2018.03.159>
- Boyce, J. K., (1994). "Inequality as a Cause of Environmental Degradation". *Ecological Economics*, 11(3): 169-178. [https://doi.org/10.1016/0921-8009\(94\)90198-8](https://doi.org/10.1016/0921-8009(94)90198-8)
- Brundtland, G. H., (1987). Our common future. Oxford University Press, Oxford.
- Cade, B.S., Noon, B.R., 2003. A gentle introduction to quantile regression for ecologists. *Front. Ecol. Environ.*, 1 (8): 412–42. [https://doi.org/10.1890/1540-9295\(2003\)001\[0412:AGITQR\]2.0.CO;2](https://doi.org/10.1890/1540-9295(2003)001[0412:AGITQR]2.0.CO;2)

- Chen, T., Zhang, Y., Jiang, C. & Li, H., (2023). How does energy efficiency affect employment? Evidence from Chinese cities. *Energy*, 280: 128071. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2023.128071>
- Chen, T., Mu, W. & Li, H., (2025). Balancing energy efficiency and social costs: Evidence from income disparities. *Energy Economics*. 150: 108876. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2025.108876>
- Churchill, S.A., Ivanovski, K. & Munyanyi, M. E., (2021). Income inequality and renewable energy consumption: time-varying non-parametric evidence. *J. Clean. Prod.*, 296: 126306. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.126306>
- Dong, K., Dou, Y. & Jiang, Q., (2022). Income inequality, energy poverty, and energy efficiency: Who cause who and how? *Technological Forecasting & Social Change*, 179: 121622. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2022.121622>
- Du, M. He, L. Zhao, M. Wang, J. Cao, Y. & Li, H., (2022). Examining the relations of income inequality and carbon productivity: A panel data analysis. *Sustainable Production and Consumption*, 31. 249-262. <https://doi.org/10.1016/j.spc.2022.01.027>
- Fullerton, D., (2008). *Distributional Effects of Environmental and Energy Policy: An Introduction*. Working Paper Series. <https://doi.org/10.4324/9781315257570>
- Golley, J. & Meng, X., (2012). Income inequality and carbon dioxide emissions: the case of Chinese urban households. *Energy Econ.*, 34 (6): 1864–1872. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2012.07.025>
- Hanley, N.D., McGregor, P.G., Swales, J.K. & Turner, K., (2006). The impact of a stimulus to energy efficiency on the economy and the environment: A regional computable general equilibrium analysis. *Renewable Energy*, 31(2): 161-171. <http://dx.doi.org/10.1016/j.renene.2005.08.023>
- He, G. & Wu, X., (2017). Marketization, occupational segregation, and gender earnings inequality in urban China. *Soc. Sci. Res.*, 65: 96–111. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2016.12.001>
- Heerink, N., Mulatu, A. & Bulte, E., (2001). Income Inequality and the Environment: Aggregation Bias in Environmental Kuznets Curves. *Ecological Economics*, 38(3): 359-367. [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(01\)00171-9](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(01)00171-9)
- Holtedahl, P. & Joutz, F. L., (2004). Residential electricity demand in Taiwan. *Energy Economics*, 26(2): 201-224. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2003.11.001>
- Hou, A., Liu, A. & Chai, L., (2024). Does reducing income inequality promote the decoupling of economic growth from carbon footprint? *World Dev.*, 173: 106423. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2023.106423>
- Khan, A. Q., Saleem, N. & Fatima, S.T., (2018). Financial development, income inequality and CO2 emissions in Asian countries using STIRPAT model. *Environ. Sci. Pollute. Res.*, 25: 6308e6319. <https://doi.org/10.1007/s11356-017-0719-2>
- Kuznets, S., (1955). *Economic growth and income inequality*. *American Economic Review*, 45: 1-28.
- Lin, B. & Huang, C., (2022). Analysis of emission reduction effects of carbon trading: market mechanism or government intervention? *Sustain. Prod. Consum.* 33: 28–37. <https://doi.org/10.1016/j.spc.2022.06.016>
- Liu, Z.K. & Xin, L., (2019). Has China's Belt and Road Initiative promoted its green total factor productivity? evidence from primary provinces along the route. *Energy Pol.* 129: 360e369. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2019.02.045>

- Liu, Z., Zhang, H., Zhang, Y.J. & Qin, C.X., (2020). How does income inequality affect energy efficiency? Empirical evidence from 33 belt and road initiative countries. *J. Clean. Prod.*, 269: 122421. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.122421>
- Li, W., Chien, F., Hsu, C.C., Zhang, Y., Nawaz, M.A., Iqbal, S. & Mohsin, M., (2021). Nexus between energy poverty and energy efficiency: estimating the long-run dynamics. *Resour. Policy*, 72: 102063. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102063>
- Lu, Y. & Wang, F., (2013). From general discrimination to segmented inequality: migration and inequality in urban China. *Soc. Sci. Res.* 42: 1443–1456. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2013.06.006>
- Morikawa, M., (2012). Population density and efficiency in energy consumption: An empirical analysis of service establishments. *Energy Economics*, 34(5): 1617-1622. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2012.01.004>
- Najafi, S. M. B., Khanzadi, A. & Qaderi, E., (2017). Examining and Analysing the Effects of Improvemnt of Productivity on Reducing Relative Poverty in Iran. *Majlis and Rahbord*, 24(92): 311-336. (In Persian).
- Najafi Alamdarloo, H., Mortazavi, S. A. & Shamshad Yazdi, K., (2012). Application of spatial econometrics in investigating the factors affecting the export of agricultural products in ECO member countries: A panel data approach. *Quarterly Journal of Economic Research*, 13(3): 49-62. (In Persian).
- Pourmokhtar, E. & Moghadasi, R., (2015). The Effect of Different Economic Sector's Value Added on Income Inequality in Iran (Emphasized on Agricultural Sector). *Agricultural Econpmics*, 9(2): 37-54. (In Persian).
- Ravallion, M., Heil, M. & Jalan, J., (2000). Carbon Emissions and Income Inequality. *Oxford Economic Papers*, 52(4): 651-669. <https://doi.org/10.1093/oep/52.4.651>
- Rosenow, J. & Bayer, E., (2017). Costs and benefits of energy efficiency obligations: a review of European programs. *Energy. Policy*, 107: 53–62. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2017.04.014>
- Sadeghi, H. & Saadat, R., (2004). Economic Population Growth and Environmental Effects in Iran (A Causal Analysis). *Economic Research*, 39(64): 163-180. (In Persian). <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.00398969.1383.39.1.7.6>
- Schandl, H., Hatfield-Dodds, S., Wiedmann, T., Geschke, A., Cai, Y., West, J., Newth, D., Baynes, T., Lenzen, M. & Owen, A., (2016). Decoupling global environmental pressure and economic growth: scenarios for energy use, materials use and carbon emissions. *J. Clean. Prod.*, 132: 45–56. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2015.06.100>
- Seifipour, R. & Rezaei, M., (2011). Investigating the effective factors of income distribution on the Iranian economy with emphasis on taxes. *Tax Research Journal*, 10(58): 121-142. (In Persian).
- Shakibaei, A., Kamalaldini, Z., Taleghani, F., Ahmadinejad, M., (2015). The Impact of Urbanization on the Speed of Urban and Rural Income Convergence in Selected Provinces of Iran. (With Spatial Econometric Approach). *Economic Research.*, 2 (57): 109-140. (In Persian).
- Sun, H., Edziah, B. K., Sun, C. & Kporsu, A.K., (2021). Institutional quality and its spatial spillover effects on energy efficiency. *Socio-Economic Planning Sciences*, 101023. <https://doi.org/10.1016/j.seps.2021.101023>

- Taconet, N., Méjean, A. & Guivarch, C., (2020). Influence of climate change impacts and mitigation costs on inequality between countries. *Climatic Change*, 160(1): 15–34. <https://doi.org/10.1007/s10584-019-02637-w>
- Tan, Y. & Uprasen, U., (2021). Carbon neutrality potential of the ASEAN-5 countries: implications from asymmetric effects of income inequality on renewable energy consumption. *J. Environ. Manag.* 299: 113635. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2021.113635>
- Torras, M. & Boyce, J., (1998). Income, Inequality, and Pollution: A Reassessment of the Environmental Kuznets Curve. *Ecological Economics*, 25: 147-160. [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(97\)00177-8](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(97)00177-8)
- Topcu, M. & Tugcu, C.T., (2020). The impact of renewable energy consumption on income inequality: evidence from developed countries. *Renew. Energy*, 151: 1134–1140. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2019.11.103>
- United Nations Climate Change Annual Report, (2022). 978-92-9219-209-9.
- Uzar, U., (2020). Is income inequality a driver for renewable energy consumption? *J. Clean. Prod.*, 255: 120287. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.120287>
- Wei, X., Pal, Sh. & Mahalik, M., (2024). The role of energy efficiency in income inequality dynamics in developing Asia: Evidence from artificial neural networks. Volume 136: 107747. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2024.107747>
- Yang, X. Y. & Li, C., (2019). Industrial environmental efficiency, foreign direct investment and export: evidence from 30 provinces in China. *J. Clean. Prod.*, 212: 1490e1498. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.12.156>
- Yu, Y. & Liu, Q., (2022). An empirical study on correlation among poverty, inclusive finance, and CO2 emissions in China. *Environ. Sci. Pollut. Res.*, 29 (47): 71400–71411. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-19901-9>
- Yuan, Y., Wang, M., Zhu, Y., Huang, X. & Xiong, X., (2020). Urbanization's effects on the urban-rural income gap in China: a meta-regression analysis. *Land Use Policy*, 99: 104995. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-19901-9>
- Zhang, N & Choi, Y., (2013). Total-factor carbon emission performance of fossil fuel power plants in China: A metafrontier non-radial Malmquist index analysis. *Energy Economics*, 40: 549–559. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2013.08.012>
- Zhang, C. & Zhao, W., (2014). Panel estimation for income inequality and CO2 emissions: a regional analysis in China. *Appl. Energy*, 136: 382e392. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2014.09.048>
- Zhu, M., Huang, H. & Ma, W., (2023). “Transformation of natural resource use: Moving towards sustainability through ICT-based improvements in green total factor energy efficiency”. *Resources Policy*, 80: 103228. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.103228>

**Applied Economics Studies, Iran (AESI)**P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X - Journal Homepage: <https://aes.basu.ac.ir/>

Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran. Owner & Publisher: Bu-Ali Sina University.

© Copyright © 2026 The Authors. Published by Bu-Ali Sina University.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Bu-Ali Sina University

Evaluating the Role of Pension Fund Imbalance in Inflation Persistence in Iran

Abolfazl Shahabadi¹ , Mahdi Aminirad² , Sima Shayegan Mehr³ 

Type of Article: Research

 <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32603.3906>

Received: 2026.05.21; Revised: 2026.06.25; Accepted: 2026.07.10

Pp: 43-73

Abstract

This study investigates the role of pension fund imbalances in the persistence of inflation in the Iranian economy using quarterly data covering the period from 1991 to 2025. First, the stationarity properties of the variables were examined using unit root tests. Subsequently, the Johansen cointegration test confirmed the existence of a long-run equilibrium relationship among the variables. To analyze both the short-run and long-run dynamics and identify causal relationships, the Granger causality test, the Vector Error Correction Model (VECM), and forecast error variance decomposition were employed. The empirical findings reveal the existence of a stable long-run equilibrium relationship among the variables, indicating that pension fund imbalances exert a positive and statistically significant effect on inflation persistence in Iran. The estimated VECM further confirms the presence of a long-run adjustment mechanism, suggesting that short-run deviations from the equilibrium path are gradually corrected over time. The results of the Granger causality analysis show that the exchange rate, liquidity, government transfers to pension funds, and oil revenues possess significant predictive power for inflation, whereas gross domestic product (GDP) plays a relatively limited role in explaining short-run inflation dynamics. Furthermore, the forecast error variance decomposition indicates that the exchange rate, money supply, and government transfers to pension funds are the primary sources of inflation fluctuations. In contrast, oil revenues and GDP contribute only indirectly and to a relatively limited extent to explaining inflation variability.

Keywords: Inflation, Money Supply, Pension Fund Imbalances, Budget Deficit, Economic Growth.

JEL Classification: E31, H55, E52.

1. Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran.

2. Department of Economic Statistics and Information, Institute for Management and Planning Studies (IMPS), Tehran, Iran

(Corresponding Author). **Email:** m.aminirad@imps.ac.ir

3. Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran.

Citations: Shahabadi, A., Aminirad, M. & Shayegan Mehr, S., (2026). Evaluating the Role of Pension Fund Imbalance in Inflation Persistence in Iran. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 15(58): 43-73. <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32603.3906>

Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_6760.html?lang=en

1. Introduction

Inflation is one of the most persistent macroeconomic challenges facing developing economies, as it undermines purchasing power, increases poverty and income inequality, discourages investment, and weakens long-term economic growth. In Iran, inflation has remained chronically high over the past five decades, with a marked acceleration in recent years. Since 2018, the economy has experienced inflation rates consistently exceeding 40 percent, reflecting deep-rooted structural imbalances and persistent macroeconomic instability. Alongside rising inflation, Iran has faced growing fiscal deficits and increasing pressure on public finances, raising concerns about the sustainability of fiscal policy and its inflationary consequences.

While inflation in Iran has traditionally been attributed to factors such as rapid monetary expansion, exchange rate depreciation, and external economic shocks, the role of fiscal structural imbalances has received comparatively less attention. One of the most critical yet underexplored sources of fiscal pressure is the growing financial imbalance of public pension funds. Demographic changes, low retirement ages, expanding benefit obligations, and persistent governance inefficiencies have led many pension funds to rely increasingly on government financial support. As government transfers to these funds continue to expand, they place substantial pressure on the public budget and may contribute to inflation through deficit financing, monetary expansion, and inflation expectations.

Despite the growing importance of pension fund imbalances, previous studies have largely focused on the aggregate relationship between budget deficits and inflation, paying limited attention to the specific contribution of pension-related fiscal pressures. Given the increasing share of pension expenditures in government spending and their potential macroeconomic implications, understanding whether pension fund imbalances contribute to inflation persistence has become an important policy issue. Against this background, this study examines the role of pension fund imbalances in sustaining inflation in Iran and investigates the dynamic transmission mechanisms through which these fiscal pressures influence long-run inflation dynamics.

2. Materials and Methods

The empirical analysis follows a multistep econometric procedure designed to examine both the long-run equilibrium relationship and the short-run dynamics among the variables. First, the stationarity properties of the quarterly series are examined using the HEGY seasonal unit root test, which is appropriate for quarterly data and allows for the identification of both seasonal and non-seasonal unit roots. Establishing the order of integration is essential to avoid spurious regression results. After confirming that the variables are integrated of the same order, the Johansen cointegration test is employed to determine whether a stable long-run equilibrium relationship exists among the endogenous variables. Evidence of cointegration justifies estimating a Vector Error Correction Model (VECM), which simultaneously captures the long-run equilibrium relationship and short-run adjustments toward equilibrium. The optimal lag length of the underlying VAR system is determined using conventional information criteria, including the Akaike Information Criterion (AIC) and the Schwarz Criterion (SC). To investigate the direction of causality, Granger causality tests are conducted within the VECM framework. This specification enables the identification of both short-run causal effects through the lagged differenced terms and long-run causality through the statistical significance of the error-correction term. Finally, Forecast Error Variance Decomposition (FEVD) is performed to evaluate the relative importance of each variable in explaining inflation fluctuations over different forecasting horizons. FEVD provides additional evidence on the transmission of macroeconomic shocks and the contribution of pension fund imbalances, monetary expansion, exchange rate movements, and other macroeconomic factors to inflation persistence in Iran. The sanctions dummy is treated as an exogenous variable throughout the estimation process. Accordingly, it is excluded from the cointegration vector and the

endogenous system but is incorporated into the short-run component of the VECM to control for the effects of major external shocks on domestic macroeconomic conditions.

3. Data

This study employs quarterly time-series data spanning the period from 1991Q1 to 2025Q4 to investigate the impact of pension fund imbalances on inflation dynamics in Iran. The dependent variable is the Consumer Price Index (CPI), while the main explanatory variable is government transfers to public pension funds (AID), which serves as a proxy for pension fund financial imbalances. To control for other macroeconomic determinants of inflation, the model includes Broad Money (LIQ), the free-market exchange rate (EXCH), real gross domestic product (GDP), and government oil revenues (OIL_INC). All variables enter the model in natural logarithms to reduce heteroscedasticity and allow the estimated coefficients to be interpreted as elasticities.

Quarterly observations are available for all variables except government transfers to pension funds (AID), which are reported annually by the Plan and Budget Organization of Iran. To construct a quarterly series, the annual observations were temporally disaggregated using the Chow-Lin procedure. This method estimates high-frequency observations by exploiting the statistical relationship between the low-frequency target variable and a related quarterly indicator while preserving the annual totals. Quarterly government current expenditures were selected as the indicator variable because transfers to pension funds constitute a major component of current government expenditures and are expected to follow a similar seasonal pattern. Consequently, the generated quarterly series remains fully consistent with the original annual data. To account for external political and economic shocks, a sanctions dummy variable (SANCTION) is included as an exogenous variable. It takes the value of one during periods of intensified international sanctions against Iran and zero otherwise. Since sanctions originate outside the domestic economic system, they are treated as exogenous and are incorporated only into the short-run dynamics of the model.

4. Discussion

The long-run estimation results indicate that the exchange rate, liquidity, and government transfers to pension funds exert positive and statistically significant effects on inflation in Iran, whereas gross domestic product (GDP) and oil revenues have significant negative effects. Furthermore, the forecast error variance decomposition (FEVD) results reveal that inflation dynamics are predominantly driven by its own shocks in the short run, with 100% of inflation fluctuations explained by self-generated shocks in the first period. This finding highlights the dominant role of inflation persistence and inflation expectations in shaping short-term price dynamics. Over time, however, the contribution of inflation's own shocks gradually declines to approximately 47% in the long run, indicating that fundamental macroeconomic variables increasingly account for inflation variability. Nevertheless, the relatively large long-run share of inflation's own shocks suggests that inflation expectations remain a persistent determinant of price dynamics, emphasizing the importance of managing expectations alongside monetary and fiscal policies.

Among external factors, the exchange rate represents the most influential short-run determinant of inflation. Exchange rate shocks are transmitted rapidly to domestic prices during the initial periods before stabilizing at a relatively constant level, reflecting the importance of imported inflation and the role of exchange rate volatility in generating price instability. In contrast, the impact of government transfers to pension funds emerges with a time lag and gradually becomes one of the major contributors to inflation, indicating that fiscal policies, expanding government obligations, budget deficits, and their associated monetary consequences generate sustained inflationary pressures over time. Moreover, liquidity constitutes the most important long-run determinant of inflation, surpassing the exchange rate in explaining inflation fluctuations. This suggests that the cumulative effects of monetary expansion gradually become the primary source of persistent inflation.

By comparison, GDP plays only a marginal role in explaining inflation dynamics and serves mainly as a complementary long-run factor. Although oil revenues contribute more to inflation variability than GDP, their effects appear to operate primarily through indirect channels, including the government budget, liquidity growth, and exchange rate movements, rather than exerting a direct influence on the general price level. Overall, the findings suggest that inflation persistence in Iran results from the interaction between inflation inertia and monetary, exchange rate, and fiscal factors. Therefore, achieving sustainable price stability requires a coordinated policy framework encompassing prudent monetary and fiscal policies, effective liquidity management, exchange rate stabilization, and credible measures to anchor inflation expectations.

5. Conclusion

This study examined the role of pension fund financial imbalances in explaining inflation persistence in Iran using quarterly data over the period 1991–2025 within a Vector Error Correction Model (VECM) framework. The empirical evidence confirms the existence of a stable long-run relationship among inflation, government transfers to pension funds, money supply, the exchange rate, real GDP, and oil revenues. The findings demonstrate that pension fund imbalances constitute a statistically significant and economically meaningful determinant of long-run inflation. The analysis further reveals that exchange rate shocks are the primary source of short-run inflation fluctuations, whereas monetary expansion becomes the dominant contributor over longer horizons. Although government transfers to pension funds have only a limited immediate effect, their contribution increases steadily over time, indicating that persistent fiscal pressures gradually translate into inflation through budget deficits, liquidity creation, and inflation expectations.

These findings highlight that inflation persistence in Iran reflects deep structural weaknesses rather than temporary macroeconomic shocks. From a policy perspective, the results imply that achieving durable price stability requires a comprehensive policy framework that extends beyond conventional monetary tightening. Structural reforms aimed at restoring the financial sustainability of pension funds—including gradual increases in the retirement age, adjustments to contribution rates, improved governance, and higher investment efficiency—should be integrated into broader fiscal reform strategies. At the same time, strengthening fiscal discipline, reducing monetary financing of government deficits, enhancing central bank independence, and improving exchange rate stability are essential for containing inflationary pressures. Policies that promote productive investment and diversify fiscal revenues away from oil dependence can further reinforce macroeconomic stability.

Acknowledgments

The authors sincerely thank the Editor-in-Chief, the Associate Editor, and the anonymous reviewers of the Journal of Applied Economics Studies in Iran for their valuable comments and constructive suggestions, which have significantly improved the quality and clarity of this manuscript.

Author Contributions

Conceptualization, methodology, formal analysis, data curation, investigation, writing—original draft preparation, writing—review and editing, and supervision were carried out by the authors. All authors contributed substantially to the study, read, and approved the final version of the manuscript.

Conflict of Interest

The authors declare that they have no known competing financial interests or personal relationships that could have appeared to influence the work reported in this paper.



فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
 چاپی: ۲۵۲۰-۲۳۲۲؛ چاپی الکترونیکی: ۴۷۲۸-۲۳۲۲ - وبسایت نشریه: <https://aes.basu.ac.ir>
 نشریه گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.
 حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۵ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی سینا است.
 این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
 Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).



ارزیابی نقش ناترازی صندوق‌های بازنشستگی در پایداری تورم در ایران

ابوالفضل شاه‌آبادی^۱، مهدی امینی‌راد^۲، سیما شایگان‌مهر^۳

نوع مقاله: پژوهشی

شناسه دیجیتال: <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32603.3906>
 تاریخ دریافت: ۱۴۰۵/۰۲/۳۱، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۴/۰۴، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۴/۱۹
 صص: ۷۲-۴۳

چکیده

این پژوهش به بررسی نقش ناترازی صندوق‌های بازنشستگی در پایداری تورم در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۳ ه.ش. می‌پردازد. در این مطالعه، ابتدا ویژگی‌های ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد بررسی شد و سپس وجود رابطه هم‌انباشتگی بلندمدت میان متغیرهای مدل با بهره‌گیری از آزمون یوهانسن تأیید گردید. در ادامه، به منظور تحلیل پویایی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت و شناسایی روابط علی، از آزمون علیت گرنجر، مدل تصحیح خطای برداری (VECM) و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی استفاده شده است. نتایج نشان داد میان متغیرهای مورد بررسی روابط تعادلی بلندمدت پایدار وجود دارد و ناترازی صندوق‌های بازنشستگی نقش معنادار و مثبتی در تداوم فشارهای تورمی در اقتصاد ایران ایفا می‌کند. برآورد مدل VECM نیز وجود سازوکار تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را تأیید می‌کند که بیانگر آن است که انحرافات کوتاه‌مدت از مسیر تعادلی، در طول زمان به تدریج اصلاح می‌شوند. نتایج آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد که نرخ ارز، نقدینگی، کمک‌های دولت به صندوق‌های بازنشستگی و درآمدهای نفتی دارای قدرت پیش‌بینی معنادار برای تورم هستند، در حالی که تولید ناخالص داخلی نقش محدودتری در علیت کوتاه‌مدت دارد. یافته‌های تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نشان می‌دهد که نرخ ارز، نقدینگی و کمک دولت به صندوق‌های بازنشستگی مهم‌ترین عوامل توضیح‌دهنده نوسانات تورم هستند. در مقابل، درآمدهای نفتی و تولید ناخالص داخلی نقش مکمل، غیرمستقیم و نسبتاً محدودتری در توضیح تغییرات تورم دارند.

کلیدواژگان: نرخ تورم، نقدینگی، ناترازی صندوق‌های بازنشستگی، کسری بودجه، رشد اقتصادی.

طبقه‌بندی JEL: E31, H55, E52.

۱. گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهراء، تهران، ایران.

Email: a.shahabadi@alzahra.ac.ir

۲. گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران (نویسنده مسئول).

Email: m.aminirad@imps.ac.ir

۳. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

Email: Sima_Shaygan@yahoo.com

۱. مقدمه

تورم، آثار نامطلوب و گسترده‌ای بر ابعاد مختلف اقتصادی و اجتماعی برجای می‌گذارد؛ به‌گونه‌ای که بسیاری از اقتصاددانان بر این باورند هزینه‌های تحمیل‌شده از سوی تورم بر رفاه جامعه می‌تواند حتی عمیق‌تر و پایدارتر از هزینه‌های ناشی از کندی رشد اقتصادی باشد؛ از این‌رو، تورم نه تنها یک شاخص کلان اقتصادی، بلکه یکی از چالش‌های اساسی سیاست‌گذاری اقتصادی محسوب می‌شود که مدیریت و مهار آن در اولویت برنامه‌های ثبات‌سازی قرار دارد. نرخ بالایی تورم یکی از مهم‌ترین معضلات اقتصادی در کشورهای در حال توسعه، از جمله ایران، به‌شمار می‌رود که باوجود سابقه طولانی پژوهش و تحلیل، همچنان در کانون توجه سیاست‌مداران و اقتصاددانان قرار دارد (زبیری و آقایی انارمرزی، ۱۴۰۴؛ شاه‌آبادی و همکاران، ۱۴۰۱).

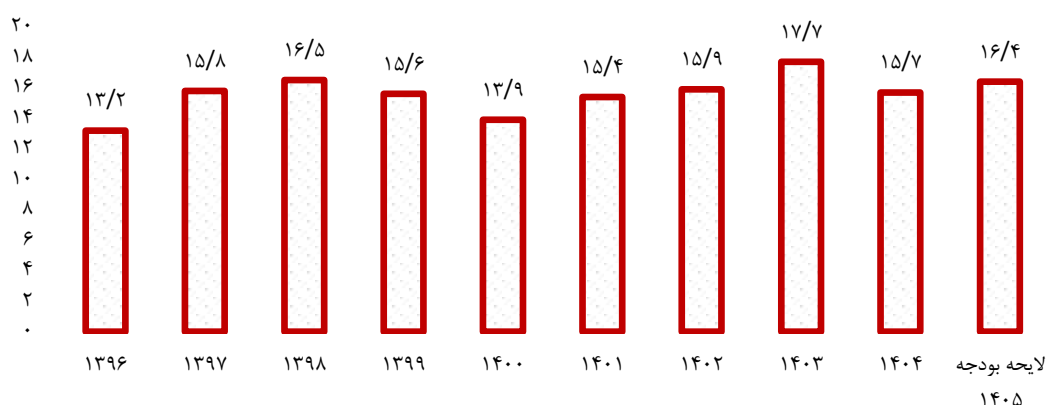
تورم بلندمدت ۵۰ ساله اقتصاد ایران حدود ۲۰٪ بوده است. در دهه ۹۰ متوسط نرخ تورم اقتصاد ایران به ۳۷.۷٪ افزایش یافت و از سال ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۴ هم میانگین نرخ تورم بالای ۴۰٪ گزارش شده است. تورم در اقتصاد ایران منجر به کاهش قدرت خرید خانوار، افزایش فقر و نابرابری و تشدید بی‌ثباتی اقتصادی شده، این تحول بیانگر ورود اقتصاد ایران به مرحله‌ای از فشارهای تورمی فزاینده و پایدار است که از منظر پویایی‌های کلان اقتصادی نیازمند واکاوی دقیق‌تری است. در کنار تشدید تورم، بررسی شاخص‌های مالی دولت نیز حاکی از وخامت وضعیت بودجه‌ای در سال‌های اخیر است؛ برای مثال، نسبت کسری تراز عملیاتی و کسری بودجه عمومی به مصارف عمومی در سال ۱۴۰۱ به ترتیب به ۳۲ و ۱۹٪ رسیده است؛ درحالی‌که متوسط این نسبت‌ها در سه دهه گذشته حدود ۳۰ و ۱۲٪ بوده است. افزایش قابل‌توجه این شاخص‌ها نشان‌دهنده تعمیق عدم تعادل‌های مالی دولت و اتکای بیشتر به شیوه‌های تأمین مالی بالقوه تورم‌زا است؛ به عبارت دیگر، اقتصاد ایران در سال‌های اخیر هم‌زمان با تورم‌های بالا و کسری‌های بودجه‌ای بی‌سابقه مواجه بوده است. چنین وضعیتی می‌تواند بازتابی از تخلیه ناترازی‌های انباشته‌شده در بخش‌های بودجه‌ای و بانکی باشد که از کانال‌های پولی و انتظارات تورمی، فشار مضاعفی بر سطح عمومی قیمت‌ها وارد کرده‌اند؛ از این‌رو، بررسی سازوکارهای انتقال ناترازی‌های مالی و بانکی به تورم و تبیین روابط علی میان آن‌ها، از اهمیت ویژه‌ای در تحلیل تحولات کلان اقتصاد ایران برخوردار است (توسلی، ۱۴۰۳). مطالعات متعددی نشان‌دهنده آنکه تورم در ایران طی دو دهه اخیر تحت‌تأثیر چندین عامل ساختاری و سیاست‌گذاری قرار دارد؛ از جمله رشد نقدینگی، نوسانات نرخ ارز، وضعیت کسری و فشارهای ناشی از تحریم‌های بین‌المللی که موجب افت ارزش‌های حاصل از فروش ثروت درآمدهای نفتی شده‌اند (تیور و خزائی^۱، ۲۰۲۲).

هرچند شواهد نظری و تجربی گسترده از اقتصادهای توسعه‌یافته و در حال توسعه حاکی است که کسری‌های ساختاری بودجه، به‌ویژه در مواجهه با استقلال حداقلی بانک مرکزی، می‌تواند اثرات تورمی قابل‌توجهی داشته باشند (بنرجی و همکاران^۲، ۲۰۲۲)؛ اما در ادبیات تورم ایران، تمرکز غالب بر متغیرهایی نظیر نقدینگی، نرخ ارز و تحریم‌ها بوده و نقش ساختار بودجه عمومی در شکل‌گیری و تداوم تورم کمتر به‌صورت تفکیکی و ساختاری تحلیل شده است. یکی از اجزای مهم و کمتر بررسی‌شده بودجه عمومی، ناترازی صندوق‌های بازنشستگی است. این صندوق‌ها به دلیل عواملی چون کاهش نسبت بیمه‌پردازان به مستمری‌بگیران، سن بازنشستگی پایین، تعهدات قانونی فزاینده و ناکارآمدی مدیریتی، با کسری مزمن مواجه‌اند؛ به‌گونه‌ای که بخش قابل‌توجهی از تعهدات آن‌ها از محل کمک‌های دولت تأمین می‌شود. براساس جداول لایحه بودجه سال ۱۴۰۵، اعتبارات صندوق‌های وابسته به کمک دولت از ۷۷۷ هزار میلیارد تومان در سال ۱۴۰۴ به ۹۷۸ هزار میلیارد تومان در سال ۱۴۰۵ افزایش یافته

¹ Ture & Khazaei

² Banerjee et al

و بیش از ۱۶٪ بودجه عمومی را به خود اختصاص داده است. تأمین این تعهدات در شرایط محدودیت منابع مالی دولت، به تشدید کسری بودجه انجامیده و در صورت تأمین مالی از مسیرهای تورم‌زا نظیر استقراض از شبکه بانکی یا بانک مرکزی، می‌تواند به رشد نقدینگی و انتقال فشارهای تورمی به کل اقتصاد منجر شود. باوجود اهمیت این موضوع و از آنجاکه اغلب مطالعات داخلی صرفاً به رابطه کلی کسری بودجه و تورم پرداخته و نقش اجزای خاص بودجه‌ای، ازجمله ناترازی صندوق‌های بازنشستگی را به‌طور مستقل تحلیل نکرده‌اند؛ امروزه در شرایطی که بحران صندوق‌های بازنشستگی به یکی از چالش‌های ساختاری اقتصاد ایران تبدیل شده و سهم فزاینده‌ای از منابع عمومی را جذب می‌کند، بررسی اثر مستقیم و کانال‌های انتقالی این ناترازی بر پایداری تورم، یک شکاف مطالعاتی مهم محسوب می‌شود که در تحقیق حاضر مورد بررسی قرار گرفته است. بر این اساس، پرسش محوری پژوهش حاضر آن است که در اقتصاد ایران، ناترازی صندوق‌های بازنشستگی تا چه اندازه در تداوم و ماندگاری تورم نقش دارد؟



شکل ۱: سهم منابع اختصاص یافته به صندوق‌های بازنشستگی از بودجه عمومی دولت

Fig. 1: The Share of Public Budget Resources Allocated to Pension Funds

۲. مبانی نظری

یکی از موضوعات اساسی در نظریه‌های اقتصاد کلان، تأثیر کسری بودجه دولت بر تورم است. مطالعات متعددی نشان داده‌اند کسری بودجه، به‌ویژه در اقتصادهای درحال توسعه، می‌تواند از طریق افزایش پایه پولی و فشار بر سیاست پولی موجب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها شود؛ به‌عنوان مثال، «آراگاو»^۱ (۲۰۲۴) نشان می‌دهد کسری بودجه در بلندمدت دارای اثر مثبت و معناداری بر تورم است و این تأثیر تحت شرایط توسعه‌نیافتگی بازارهای مالی و ساختار ناکارآمد مالی تشدید می‌شود، به‌گونه‌ای که متغیرهایی مانند نقدینگی و نرخ ارز نیز بر این رابطه مؤثر هستند (آراگاو، ۲۰۲۴).

در ادبیات اقتصاد کلان، تئوری‌های اثرگذاری کسری بودجه بر تورم براساس مفروضات و پیوندهای ساختاری بین بودجه دولت، بدهی‌ها، سیاست پولی و سطح قیمت‌ها شکل گرفته‌اند. یکی از برجسته‌ترین چارچوب‌های نظری در این زمینه، نظریه مالییه عمومی و سطح قیمت‌ها^۲ (FTPL) است که به‌طور مستقیم رابطه بین کسری بودجه و تورم را توضیح می‌دهد. براساس FTPL، سطح عمومی قیمت‌ها و تورم نه تنها متأثر از عرضه پول، بلکه براساس ارزش واقعی بدهی‌ها و تعهدات مالی دولت تعیین می‌شود. براساس این نظریه، قیمت‌ها باید به‌گونه‌ای تنظیم شوند

¹ Aragaw

² Fiscal Theory of the Price Level

که ارزش واقعی بدهی‌های اسمی دولت با ارزش فعلی کسری‌های مالی و تعهدات آینده (ازجمله تعهدات پرداخت مستمری‌های بازنشستگی) برابر شود. اگر انتظارات فعالان اقتصادی بر این مینا شکل گیرد که کسری بودجه و به تبع آن بدهی‌ها بدون برنامه واضحی برای تعدیل آتی ادامه خواهد یافت، انتظارات تورمی تقویت و حتی بدون افزایش مستقیم در عرضه پول، سطح قیمت‌ها افزایش می‌یابد تا ارزش واقعی بدهی‌های دولت نسبت به درآمدهای مالیاتی آتی تنظیم شود. این رویکرد نشان می‌دهد کسری‌های ساختاری در بودجه، به‌ویژه هنگامی که پایدار یا رو به افزایش باشند، از طریق انتظارات و ترازنامه دولت می‌توانند به تورم منجر شوند؛ زیرا قیمت‌ها به‌نوعی «پوشش» دهنده این کسری‌های مالی هستند (نونز^۱، ۲۰۲۱). در همین راستا، در نظریه‌های پساکینزی و کلاسیک جدید نیز اثرات ناترازی صندوق‌های بازنشستگی و کسری بودجه بر تورم از منظر تسلط مالی^۲ و تسویه بدهی بررسی می‌شود. این دیدگاه بیان می‌دارد زمانی که دولت در موقعیت ناترازی بلندمدت قرار دارد و مجبور به تأمین مالی کسری‌های بودجه (ازجمله کسری‌های ناشی از تعهدات صندوق‌های بازنشستگی) می‌شود، استقلال سیاست پولی کاهش یافته و بانک مرکزی تحت فشار تأمین منابع از طریق افزایش پایه پولی قرار می‌گیرد. در چنین چارچوبی، تورم به‌عنوان نتیجه اجرای سیاست‌های پولی-مالی هماهنگ نشده ظاهر می‌شود؛ بدین معنی که افزایش بدهی‌ها و کسری‌های دائمی بودجه به‌طور ساختاری فشار افزایشی بر سطح عمومی قیمت‌ها وارد می‌کند؛ زیرا انتظارات فعالان اقتصادی نسبت به آینده مالی دولت شکل می‌گیرد که سیاست پولی قادر به محدود کردن تورم نیست، مگر این که کسری بودجه تعدیل شود (کاکرین، ۲۰۲۱)؛ به عبارت دیگر، ناترازی صندوق‌های بازنشستگی به‌عنوان بخشی از ساختار کسری بودجه می‌تواند در جهت بازتاب فشارهای مالی بلندمدت منجر به افزایش قیمت‌ها شود، حتی اگر بانک مرکزی به‌طور مستقیم پایه پولی را افزایش ندهد، زیرا انتظارات تورمی و توازن ترازنامه دولت و خانوارها باید در قیمت‌ها تجسم یابند. ناترازی صندوق‌های بازنشستگی زمانی رخ می‌دهد که تعهدات آتی پرداختی یک صندوق (مستمری‌ها) از منابع و درآمدهای فعلی آن بیشتر باشد. این وضعیت در بسیاری از کشورها به‌ویژه در اقتصادهایی با جمعیت رو به سالمندی و ساختار^۳ PAYG مشاهده شده است که به‌عنوان یک کسری ساختاری در بودجه عمومی تلقی می‌شود (هیر و همکاران^۴، ۲۰۲۳).

در نظریه‌های پولی مدرن و کلاسیک، نقدینگی یکی از متغیرهای کلیدی در تبیین سطح عمومی قیمت‌ها محسوب می‌شود و نقش آن در چارچوب‌های تئوریک به‌طور گسترده بررسی شده است. در میان نظریات مختلف، نظریه مقداری پول^۵ از بنیادی‌ترین چارچوب‌های نظری است. این نظریه که براساس معادله تبادل فیشر مطرح شده است، نشان از رابطه بلندمدت مستقیمی بین رشد نقدینگی و سطح عمومی قیمت‌ها دارد، به‌گونه‌ای که در شرایطی که سرعت گردش پول و تولید واقعی، ثابت یا بدون تغییر قابل توجهی فرض شوند، افزایش عرضه پول باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و در نتیجه تورم می‌شود. در تبیین‌های مدرن‌تر این نظریه، حتی در صورت تغییر سرعت گردش پول، نقدینگی همچنان به‌عنوان عامل تعیین‌کننده فشار قیمت‌ها باقی می‌ماند و این چارچوب نظری مبنای بسیاری از مدل‌های پولی برای تحلیل تورم به‌شمار می‌رود (مک‌کالم و نلسون^۶، ۲۰۱۰). در ادبیات

¹ Nunes

² Fiscal Dominance

^۳ ساختار PAYG که مخفف Pay As You Go است نوعی ساختار تأمین مالی نظام بازنشستگی است که در آن کشور بازنشستگی شاغلان در یک نسل، صرف پرداخت حقوق بازنشستگی نسل قبل می‌شود.

⁴ Heer et al.

⁵ Quantity Theory of Money

⁶ McCallum & Nelson

تئوریک اقتصاد کلان، اثر نرخ ارز بر تورم عمدتاً از طریق مفهوم انتقال نرخ ارز به قیمت‌ها^۱ (ERPT) تبیین می‌شود که در نظریه‌های جدید پولی به عنوان یک سازوکار کلیدی در اقتصاد باز مطرح است. در این چارچوب، نرخ ارز نه تنها قیمت نسبی کالاهای داخلی و خارجی را تعیین می‌کند، بلکه از طریق تعیین قیمت و ساختار هزینه‌ها می‌تواند بر سطح عمومی قیمت‌ها در اقتصاد تأثیر بگذارد. در مدل‌های ERPT، هنگامی که نرخ ارز افزایش می‌یابد (ارزش پول ملی افت می‌کند)، هزینه واردات کالاهای واسطه‌ای و نهایی افزایش می‌یابد و این افزایش هزینه‌ها به صورت افزایش قیمت‌های داخلی در طول زنجیره تولید به مصرف منتقل می‌شود که خود متناظر با تورم است. این اثر انتقالی تحت تأثیر عوامل ساختاری مانند رفتار قیمت‌گذاری شرکت‌ها، تقاضا برای کالاهای وارداتی و چارچوب سیاست‌های پولی قرار دارد که مقدار و سرعت انعکاس تغییرات نرخ ارز در تورم را تعیین می‌کند؛ به بیان دیگر، در اقتصاد باز، نرخ ارز به صورت مستقیم بر هزینه‌های وارداتی و به صورت غیرمستقیم از طریق انتظارات قیمت‌گذاری بنگاه‌ها و مصرف‌کنندگان بر سطح عمومی قیمت‌ها اثرگذار است (ها و همکاران^۲، ۲۰۲۰؛ الناصر و همکاران^۳، ۲۰۲۵؛ امینی‌راد و شایگان‌مهر^۴، ۲۰۲۵).

در نظریه‌های کلاسیک و کینزین‌های جدید، تورم و رشد اقتصادی در تعامل با توازن کلان تقاضا و عرضه قرار دارند. زمانی که اقتصاد در مسیر رشد پایدار است و ظرفیت‌های تولیدی کامل به کار گرفته می‌شوند، افزایش تقاضای کل موجب افزایش سطح قیمت‌ها می‌شود، زیرا رشد تولید هزینه‌های عوامل تولید را افزایش می‌دهد و فشار قیمتی ایجاد می‌کند. این سازوکار نشان می‌دهد که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی از طریق فشار تقاضا و تغییر ظرفیت‌های تولیدی می‌تواند بر سطح عمومی قیمت‌ها اثرگذار باشد. از سوی دیگر، نظریه‌های مدرن پولی و رشد بر غیرخطی بودن رابطه تورم و رشد تأکید دارند؛ رشد اقتصادی همراه با بهره‌وری و افزایش ظرفیت تولید می‌تواند فشار تورمی را کاهش دهد، اما رشد در بخش‌های کم‌بازده یا از طریق سیاست‌های مالی ناپایدار ممکن است تورم‌زا باشد؛ بدین ترتیب، رابطه بین رشد اقتصادی و تورم تعاملی و وابسته به سطح تورم، ساختار اقتصاد و توسعه مالی است و بسته به شرایط می‌تواند اثر مثبت یا منفی بر قیمت‌ها داشته باشد (اگو و خان^۵، ۲۰۱۴). رابطه میان رشد اقتصادی و تورم به عنوان یک رابطه تعاملی و وابسته به شرایط چرخه‌ای اقتصاد، ظرفیت عرضه و رژیم سیاستی تبیین می‌شود. در چارچوب مدل‌های کینزین‌های جدید و DSGE، تورم نتیجه تعامل بین شکاف تولید، چسبندگی‌های اسمی و شوک‌های سمت عرضه و تقاضا است؛ به گونه‌ای که افزایش رشد اقتصادی در شرایط نزدیک به ظرفیت بالقوه، از طریق افزایش هزینه نهایی تولید و فشار بر بازار کار می‌تواند به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها منجر شود (آدریان و همکاران^۶، ۲۰۲۲؛ لین^۷، ۲۰۲۴).

از منظر اقتصاد باز، متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش از طریق مجموعه‌ای از کانال‌های انتقال مالی، پولی و خارجی بر تورم اثرگذار هستند؛ نخست، نقدینگی از طریق کانال تقاضای کل و انتظارات تورمی عمل می‌کند و در شرایط سلطه مالی، به واسطه وابستگی سیاست پولی به تأمین کسری بودجه، موجب پایداری فشارهای تورمی می‌شود (باتول و همکاران^۸، ۲۰۲۴). دوم، نرخ ارز از طریق مکانیزم انتقال نرخ ارز به قیمت بر قیمت کالاهای

¹ Exchange Rate Pass-Through

² Ha et al.

³ Elnagger et al.

⁴ Aminirad & Shayganmehr

⁵ Eggoh & Khan

⁶ Adrian et al

⁷ Lane

⁸ Batool et al

وارداتی و نهاده‌های تولید اثر گذاشته و شدت این انتقال به ساختار بازار و رژیم ارزی بستگی دارد (بورستین و گوپینات^۱، ۲۰۱۴). سوم، درآمدهای نفتی به‌عنوان یک شوک خارجی از طریق نوسانات بودجه دولت، تغییرات پایه پولی و چرخه‌های ورود ارز به اقتصاد، بر متغیرهای پولی و نرخ ارز اثر غیرمستقیم داشته و از این مسیر به تورم منتقل می‌شود (ون در پلوگ^۲، ۲۰۲۰). چهارم، کمک‌های دولت به صندوق‌های بازنشستگی از طریق کانال سلطه مالی و وابستگی بودجه‌ای، به‌صورت غیرمستقیم موجب افزایش کسری بودجه و رشد نقدینگی شده و درنهایت فشارهای تورمی را تشدید می‌کند (بارو و بیانچی^۳، ۲۰۲۶). در این چارچوب، تولید ناخالص داخلی نقش دوگانه‌ای دارد: از یک‌سو، از طریق افزایش تقاضای کل می‌تواند فشارهای تورمی ایجاد کند؛ و از سوی دیگر، از طریق افزایش ظرفیت تولید، ارتقای بهره‌وری و کاهش محدودیت‌های عرضه، اثرات ضدتورمی دارد. به‌همین دلیل، ادبیات جدید تأکید می‌کند که اثر نهایی رشد اقتصادی بر تورم به شکاف تولید، کیفیت رشد و ساختار نهادی اقتصاد وابسته است (آدریان و همکاران، ۲۰۲۲؛ لین، ۲۰۲۴).

۳. پیشینه پژوهش

چارچوب پژوهش حاضر بر این فرض استوار است که کمک دولت به صندوق‌های بازنشستگی عمدتاً از کانال افزایش کسری بودجه بر تورم اثر می‌گذارد. در ادامه برخی از مطالعات داخلی و خارجی مرتبط با پژوهش مرور می‌شوند.

«شکری» و همکاران (۱۴۰۴) با استفاده از روش رگرسیون فازی به بررسی عوامل اثرگذار بر تورم در استان لرستان طی دوره ۱۳۷۹-۱۴۰۱ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان‌داد در سطح ملی، نرخ ارز، نرخ رشد نقدینگی و کسری بودجه دولت تأثیر مثبت و معناداری بر نرخ تورم دارند. همچنین نتایج نشان‌داد که در بین عوامل استانی، تولید سرانه استان، بودجه عمرانی استان و نسبت تسهیلات بانکی تأثیر منفی در نرخ تورم دارند. همچنین نتایج این مطالعه حاکی از آن است که متغیرهای نسبت مالیات‌ها به تولید سرانه استان، نرخ بیکاری استان و نسبت واحدهای صنعتی استان به کشور، تأثیر مثبتی بر نرخ تورم در استان لرستان دارند. «امیدپور» و همکاران (۱۴۰۳) با هدف بررسی اثرات غیرخطی انتظارات تورمی و کسری بودجه بر تورم در ایران، از رویکرد کینزین‌های جدید و روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی^۴ (NARDL) برای برآورد مدل در بازه زمانی ۱۳۶۸-۱۴۰۱ استفاده کردند. انتظارات تورمی از دو روش فیلتر هودریک-پروسکات و فیلتر کالمن محاسبه شد که هر دو فیلتر نتایج بسیار نزدیکی داشتند که حاکی از پایداری نتایج است. یافته‌ها نشان‌داد شکاف تولید، انتظارات تورمی، کسری بودجه، انتظارات تورمی و نرخ ارز از جمله متغیرهای اثرگذار بر نرخ تورم هستند. همچنین سیاست‌های مالی نامناسب از طریق تشدید کسری بودجه، فشارهای تورمی را افزایش می‌دهند. «توسلی» (۱۴۰۳) نیز با تمرکز بر ایران، به بررسی نقش ناترازی‌های بودجه‌ای و بانکی بر تورم پرداخت. در این پژوهش روابط بین متغیرهای پولی در قالب یک سیستم پویای تصحیح خطای برداری جزئی در بازه زمانی ۱۳۷۰-۱۴۰۱ بررسی شد. نتایج نشان‌داد عوامل پولی و عوامل بودجه‌ای شامل پایه پولی، کسری مالی دولت، کسری تراز عملیاتی و کسری بودجه عمومی اثر مثبت و معناداری بر تورم دارند.

¹ Burstein & Gopinath

² van der Ploeg

³ Barro & Bianchi

⁴ Nonlinear Autoregressive Distributed Lag

«خسروی» و همکاران (۱۴۰۳) به ارائه نظریه‌ای منسجم درباره عوامل موجد تورم در ایران پرداختند. این تحقیق تورم بلندمدت و کوتاه‌مدت را از منظر نقدینگی، ناترازی درآمد-هزینه و لنگر انتظارات تورمی تحلیل کرد. نتایج حاکی از آن بود که رشد بالای نقدینگی مازاد بر رشد تولید عامل اصلی تورم بلندمدت است و رشد نقدینگی خود معلول ناترازی‌های بودجه‌ای و اقتصادی کشور است؛ ازسوی دیگر، نوسانات تورم کوتاه‌مدت عمدتاً ناشی از نوسانات نرخ ارز و واکنش سیاست‌گذار پولی است. «صمصامی مزرعه آخوند» و «بختیاری» (۱۴۰۱) با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین‌های جدید با لحاظ اصطکاک‌های اسمی و حقیقی با لحاظ کردن خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی و خالص بدهی بخش دولتی به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی از کانال تراز مالی طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۹۹ نشان‌دادند تکانه خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی باعث افزایش تورم و رشد خفیف تولید و تکانه خالص بدهی بخش دولتی به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری باعث افزایش تورم و تحریک تولید می‌شود. «حاج امینی» (۱۳۹۸) با مرور بیش از ۱۱۰ مطالعه نظری و تجربی خارجی و ۸۳ پژوهش داخلی، نشان‌داد ساختار بودجه ایران شامل کسری بودجه، کسری عملیاتی و روش‌های تأمین مالی، محرک اصلی رشد نقدینگی و سرکوب نرخ بهره بوده است. در راستای بررسی چگونگی تأثیر نوسانات درآمدهای نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی، «جعفری صمیمی» و همکاران (۱۳۹۵) با بهره‌گیری از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی به شبیه‌سازی رفتار اقتصاد ایران پرداختند؛ یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد شوک‌های مثبت در درآمدهای نفتی، به‌ویژه در شرایط فعلی ساختار اقتصادی ایران، منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و تورم می‌شود.

«هرینگتون» و همکاران^۱ (۲۰۲۵) به بررسی پیامدهای کلان‌اقتصادی رشد فزاینده تعهدات بازنشستگی و بیمه‌های اجتماعی فاقد پشتوانه مالی در اقتصادهای پیشرفته پرداختند. این پژوهش با بهره‌گیری از چارچوب نظریه مالی سطح قیمت‌ها و مدل انتظارات عقلایی نشان‌داد که افزایش بدهی‌های بدون پشتوانه صندوق‌های بازنشستگی و نظام‌های تأمین اجتماعی صرفاً یک مسئله مالی یا اکچوئری نیست، بلکه می‌تواند به عاملی مؤثر در بی‌ثباتی اقتصاد کلان تبدیل شود؛ نتایج مطالعه بیانگر آن است که انباشت تعهدات بازنشستگی تأمین‌نشده، از طریق تشدید سلطه مالی دولت، توانایی سیاست پولی در کنترل تورم را کاهش داده و حتی در شرایط عدم استفاده از سیاست‌های پولی انبساطی نیز می‌تواند به افزایش فشارهای تورمی منجر شود. «آگراوال»^۲ و همکاران (۲۰۲۵) در گزارشی به بررسی رشد بخش صندوق‌های بازنشستگی و پیامدهای آن برای ثبات مالی پرداختند. روش‌شناسی این پژوهش مبتنی بر تحلیل ساختاری ریسک‌های سیستماتیک، شاخص‌های پیوندهای درون‌بخشی مالی و ارزیابی مواجهه صندوق‌ها با اوراق بدهی بلندمدت دولتی است. نتایج نشان می‌دهد دوره طولانی نرخ‌های بهره پایین موجب تغییرات ساختاری در پرتفوی صندوق‌ها، افزایش درهم‌تنیدگی مالی و افزایش آسیب‌پذیری در برابر شوک‌های نقدینگی شده است؛ هرچند افزایش نرخ بهره در بلندمدت می‌تواند وضعیت تعهدات صندوق‌ها را بهبود دهد، اما سرعت و شدت این گذار در برخی کشورها منجر به تنش نقدینگی و ریسک سرایت شده است. این یافته‌ها دلالت بر آن دارد که در صورت بروز بحران در صندوق‌ها، احتمال مداخله مالی دولت افزایش یافته و تأمین این حمایت‌ها از طریق کسری بودجه می‌تواند زمینه‌ساز فشارهای تورمی شود.

¹ Harrington et al.

² Agrawal et al.

«اسلو»^۱ (۲۰۲۴) با استفاده از روش ARDL غیرخطی تأثیر درآمدهای نفتی بر نرخ تورم در اقتصاد عراق طی سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۲۰ بررسی کرد. نتایج این مطالعه نشان داد، افزایش درآمدهای نفتی منجر به نرخ تورم بالاتر و کاهش درآمد نفتی منجر به نرخ تورم پایین‌تر خواهد شد. «ویتیکا»^۲ (۲۰۲۴) با استفاده از داده‌های سری زمانی دوره ۱۹۹۰-۲۰۲۲ در سریلانکا، رابطه کسری بودجه و تورم را در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی کرده‌اند. روش‌شناسی این مطالعه شامل آزمون ریشه واحد، مدل ARDL و تصحیح خطا (ECM) است. در این مطالعه، تورم متغیر وابسته و کسری بودجه متغیر مستقل اصلی و عرضه پول، نرخ بهره و بیکاری متغیرهای کنترلی بوده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد در بلندمدت بین کسری بودجه و تورم رابطه معکوس مشاهده شده، اما در کوتاه‌مدت وقفه اول کسری بودجه اثر مثبت و معناداری بر تورم دارد. همچنین عرضه پول و بیکاری در برخی وقفه‌ها اثر افزایشی بر تورم داشته‌اند. این نتایج بیانگر آن است که آثار تورمی کسری بودجه می‌تواند در افق زمانی متفاوت باشد و در کوتاه‌مدت از کانال تأمین مالی دولت تشدید شود. آراگاو (۲۰۲۴) به بررسی رابطه کسری بودجه و تورم با در نظر گرفتن توسعه بخش مالی و عرضه گسترده پول به عنوان متغیرهای تعدیل‌کننده و واسطه‌ای پرداخت. برای این منظور، محقق از مجموعه‌ای از داده‌های تابلویی و تکنیک‌های تخمین میانگین گروهی، میانگین گروهی و اثر ثابت پویا استفاده کرد؛ نتایج این مطالعه نشان می‌دهد علاوه بر کسری بودجه، تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ ارز مؤثر، توسعه بخش مالی، کیفیت مقررات و تعامل کسری بودجه و توسعه بخش مالی از عوامل تعیین‌کننده مهم تورم هستند. این مطالعه همچنین نقش عرضه گسترده پول را به عنوان یک متغیر واسطه در رابطه کسری بودجه و تورم تأیید می‌کند.

«السنجری» و «الانزی»^۳ (۲۰۲۳) با تمرکز بر آرژانتین طی دوره ۱۹۹۰-۲۰۲۰ و به عنوان نمونه‌ای از اقتصادهای آمریکای لاتین، سازوکار اثرگذاری کسری بودجه بر تورم را بررسی کرده‌اند. روش تحقیق مبتنی بر مدل ARDL پس از انجام آزمون ریشه واحد و هم‌انباشتی بوده است. نتایج نشان می‌دهد افزایش یک درصدی کسری بودجه منجر به افزایش ۱.۳۵٪ نرخ تورم می‌شود. «علی‌یف» و همکاران^۴ (۲۰۲۳) با استفاده از روش خودرگرسیو با وقفه‌های توزیع شده، حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده و رگرسیون هم‌جمعی با تمرکز بر اقتصاد آذربایجان، به بررسی چگونگی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر تورم در بازه زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۲۱ پرداختند؛ یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد قیمت نفت به عنوان یک متغیر تعیین‌کننده در فرآیند تورمی آذربایجان عمل می‌کند. این اثرگذاری هم به صورت مستقیم و هم از طریق کانال غیرمستقیم «عرضه پول» صورت می‌پذیرد. «دامبرا» و همکاران^۵ (۲۰۲۳) مطالعه‌ای تجربی درباره ایالات متحده و در پی تصویب قانون نجات مالی سال ۲۰۲۱، آثار کمک مالی دولت به صندوق‌های بازنشستگی خصوصی را بررسی کرده‌اند. روش‌شناسی این مطالعه به کمک الگوی تفاضل در تفاضل^۶ و مقایسه صندوق‌های چندکارفرما (گروه درمان) با صندوق‌های تک‌کارفرما (گروه کنترل)، نشان می‌دهد پس از اجرای برنامه، صندوق‌های مشمول کمک به سمت دارایی‌های پرریسک‌تر حرکت کرده، مزایای پرداختی را افزایش داده و هزینه‌های اداری را بالا برده‌اند؛ حتی صندوق‌هایی که مستقیماً کمک دریافت نکرده‌اند نیز رفتار پرریسک‌تری اتخاذ کرده‌اند.

¹ Slow

² Viththika et al.

³ Al-Senjari & Al-Anzi

⁴ Aliyev et al.

⁵ Dambra et al.

⁶ Difference-in-Differences

«دیودو» و همکاران^۱ (۲۰۲۲) به بررسی پویایی بلندمدت عرضه پول، کسری بودجه و تورم با استفاده از داده‌های فصلی ۱۹۹۹-۲۰۱۹ در غنا پرداخته‌اند؛ در این تحقیق چارچوب مدل تصحیح خطای برداری^۲ (VECM) و آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد کسری بودجه اثر مثبت و معناداری بر تورم دارد، درحالی‌که عرضه پول در برخی برآوردها اثر منفی نشان داده است. توابع واکنش آنی نیز بیانگر آن است که شوک کسری بودجه موجب افزایش تورم می‌شود. آزمون برون‌زایی ضعیف، نظریه مالی سطح قیمت‌ها را در توضیح رابطه بین کسری بودجه و تورم تأیید می‌کند. «بوردی» و «لوی»^۳ (۲۰۲۱) با رویکردی تاریخی، رابطه میان سیاست مالی انبساطی و تورم را در بازه‌ای بلندمدت و در بسترهای اقتصادی متفاوت بررسی می‌کنند. این پژوهش نشان می‌دهد در دوره‌های جنگی، فشارهای مالی دولت‌ها معمولاً به استفاده از ابزارهای تورمی برای تأمین مالی منجر شده و در نتیجه، ارتباط مستقیم میان سیاست مالی انبساطی و افزایش سطح قیمت‌ها شکل گرفته است. در مقابل، در برخی دوره‌های صلح، کسری‌های بودجه که عمدتاً از طریق انتشار اوراق قرضه و بدون پشتوانه مالیاتی آینده تأمین شده‌اند، نیز در ایجاد فشارهای تورمی نقش داشته‌اند. همچنین، در دوره تورم بزرگ طی دوره ۱۹۶۵-۱۹۸۳، تعامل سیاست‌های مالی و پولی انبساطی به عنوان یکی از عوامل کلیدی در تشدید تورم شناسایی شده است. با این حال، این رابطه در بحران مالی جهانی ۲۰۰۷-۲۰۰۸ به صورت مستقیم به تورم منجر نشد، درحالی‌که واکنش گسترده مالی و پولی به بحران کرونا در سال‌های بعد، از دید نویسندگان می‌تواند زمینه‌ساز افزایش ریسک سلطه مالی و بروز تورم در آینده باشد. در پژوهش «ابتا» و همکاران^۴ (۲۰۲۱)، اثر کسری مالی بر تورم در اقتصاد نامیبیا با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و رویکرد علیت گرنجر در دوره زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۷ و بر مبنای داده‌های فصلی بررسی شده است. نتایج تجربی نشان می‌دهد کسری مالی در بلندمدت تأثیر مثبت و معناداری بر نرخ تورم دارد و همچنین یک رابطه علیت یک‌طرفه از کسری مالی به تورم وجود دارد. علاوه بر این، یافته‌ها حاکی از آن است که قیمت‌های وارداتی از آفریقای جنوبی نیز اثر افزایشی بر تورم نامیبیا دارند. از منظر سیاستی، این نتایج بیانگر آن است که تداوم کسری‌های مالی بالا می‌تواند توان سیاست پولی در حفظ ثبات قیمت‌ها را تضعیف کند؛ بنابراین، هماهنگی مؤثر میان سیاست‌های مالی و پولی و همچنین کنترل کسری بودجه به عنوان یکی از پیش‌نیازهای اصلی ثبات اقتصادی در این کشور مطرح می‌شود.

مطالعه «دورگوتی» و همکاران^۵ (۲۰۲۰) با هدف بررسی عوامل مؤثر بر نرخ تورم در کشورهای بالکان غربی انجام شده و با استفاده از داده‌های تابلویی سالانه طی دوره ۲۰۰۱-۲۰۱۷ و بر پایه رویکردهای اقتصادسنجی پیشرفته، از جمله مدل تصحیح خطای برداری و تحلیل سری‌های زمانی چندمتغیره، به بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت میان متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته است. داده‌های مورد استفاده از منابع معتبری مانند یورواستات و بانک جهانی استخراج شده و پیش از برآورد مدل، آزمون‌های آماری لازم برای بررسی پایایی و اعتبار نتایج انجام شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد کسری بودجه، تولید ناخالص داخلی، بدهی دولت و نرخ ارز تأثیر مثبت و معناداری بر نرخ تورم دارند، درحالی‌که نرخ بیکاری اثر معناداری بر تورم ندارد. در مجموع، نتایج این پژوهش بر نقش مهم سیاست‌های مالی و پولی و اهمیت مدیریت متغیرهای کلان اقتصادی در کنترل و ثبات نرخ تورم در کشورهای

¹ Duodu et al.

² Vector Error Correction Model

³ Bordo & Levy

⁴ Eita et al.

⁵ Durguti et al.

مورد مطالعه تأکید دارد. «مین» و «دونگ»^۱ (۲۰۱۷) با تمرکز بر اقتصاد ویتنام نشان می‌دهد در سال‌های رشد سریع اقتصادی، مسئله تورم به یکی از چالش‌های مهم سیاست‌گذاری تبدیل شده است. این پژوهش اگرچه به ماهیت دوسویه رابطه میان کسری بودجه و تورم اشاره می‌کند، اما در چارچوب تحلیل خود، تنها اثر یک‌طرفه کسری بودجه بر تورم را مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد تداوم کسری‌های بودجه و شیوه‌های مختلف تأمین مالی آن، به‌طور مستقیم بر نرخ تورم اثرگذار بوده است. این اثر از طریق کانال‌های مختلفی قابل تبیین است؛ ازجمله تأثیر سیاست‌های مالی بر سطح عمومی قیمت‌ها، میزان و پایداری کسری بودجه، نحوه تأمین مالی آن، درجه استقلال سیاست پولی و همچنین سطح مخارج دولت. در مجموع، این پژوهش تأکید می‌کند که رابطه میان سیاست مالی و تورم یک رابطه چندبعدی و پیچیده است که تحت تأثیر ساختارهای نهادی و نحوه تعامل سیاست‌های کلان اقتصادی قرار دارد و نمی‌توان آن را صرفاً به یک سازوکار ساده محدود کرد.

«ایشاق» و «محسین»^۲ (۲۰۱۵) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته^۳ (GMM) بررسی می‌کنند که آیا کسری بودجه در حضور بانک مرکزی وابسته و بازارهای مالی شکننده، تورمی است یا خیر. محققان از یک مجموعه داده پانلی برای ۱۱ کشور آسیایی طی دوره ۱۹۸۱-۲۰۱۰ استفاده کردند. نتایج محققان نشان می‌دهد کسری بودجه یکی از عوامل مهم تورم است. همچنین فشار تورمی کسری بودجه، به‌ویژه زمانی که بازارهای مالی به‌طور کامل توسعه نیافته‌اند و بانک‌های مرکزی در دنبال کردن اهداف و مقاصد خود آزاد نیستند، قوی‌تر است. «اولادیپو» و «آکینوبولا»^۴ (۲۰۱۱) با استفاده از آزمون علیت گرنجر و داده‌های منتشرشده توسط بانک مرکزی و صندوق بین‌المللی پول، رابطه علی بین کسری بودجه و تورم کشور نیجریه را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد رابطه علی یک‌طرفه از کسری بودجه به تورم وجود دارد و نه بالعکس. همچنین کسری بودجه علاوه بر اثر مستقیم، از طریق نوسانات نرخ ارز نیز بر تورم اثرگذار است. در مجموع، ادبیات تجربی پژوهش نشان می‌دهد که هرچند شدت و جهت اثر در کشورهای مختلف متفاوت است، اما در بسیاری از اقتصادهای در حال توسعه و دارای بی‌ثباتی مالی، کسری بودجه نقش تعیین‌کننده‌ای در شکل‌گیری تورم دارد؛ بنابراین، در شرایطی که کمک دولت به صندوق‌های بازنشستگی منجر به گسترش کسری بودجه شود، می‌توان انتظار داشت که از طریق سازوکارهای مالی و پولی، فشارهای تورمی در اقتصاد تقویت گردد.

باوجود این که ادبیات گسترده اقتصادی تأیید می‌کند کسری‌های ساختاری بودجه، به‌ویژه در شرایط محدودیت استقلال بانک مرکزی، محرک‌های اصلی تورم هستند (بنرجی و همکاران، ۲۰۲۲)، اما پژوهش‌های پیشین عمدتاً بر متغیرهای کلان نظیر نقدینگی، نرخ ارز و تحریم‌ها متمرکز بوده و از تحلیل تفکیکی و ساختاری اجزای خاص بودجه عمومی غافل مانده‌اند. نوآوری و شکاف اصلی این پژوهش، پر کردن این خلأ نظری با تمرکز بر «ناترازی صندوق‌های بازنشستگی» به‌عنوان یکی از مهم‌ترین و کمتر بررسی‌شده‌ترین اجزای بودجه عمومی است؛ موضوعی که به‌دلیل عوامل ساختاری مانند کاهش نسبت بیمه‌پردازان به مستمری‌بگیران، سن پایین بازنشستگی و ناکارآمدی مدیریتی، منجر به کسری مزمن و وابستگی شدید به کمک‌های دولتی شده است. درحالی که مطالعات داخلی و خارجی پیشین، رابطه کلی کسری بودجه و تورم را بررسی کرده‌اند، اما هیچ‌کدام به‌طور خاص به مکانیسم انتقال کمک‌های دولت به صندوق‌های بازنشستگی به‌عنوان یک شوک مالی ساختاری و اثر تورمی آن در اقتصاد ایران

¹ Minh & Duong

² Ishaq & Mohsin

³ Generalized method of moments

⁴ Oladipo & Akinbobola

نپرداخته‌اند؛ بنابراین، این مطالعه با شناسایی و اندازه‌گیری دقیق این کانال پنهان، نه تنها ادبیات موجود در خصوص منابع تورم در ایران را غنی‌تر می‌کند، بلکه با ارائه شواهد تجربی جدید، نشان می‌دهد که ناترازی صندوق‌های بازنشستگی، نقش معناداری در تشدید تورم ایفا می‌کند که پیش از این در مدل‌های استاندارد نادیده گرفته شده بود.

۴. روش‌شناسی

در این پژوهش، به منظور بررسی پویایی‌های تورم و عوامل مؤثر بر آن در اقتصاد ایران، از داده‌های سری زمانی فصلی طی سال‌های ۱۳۷۰-۱۴۰۳ استفاده شده است. داده‌های همه متغیرها به جز کمک دولت به صندوق‌های بازنشستگی (AID) به صورت فصلی در دسترس است. در این مطالعه در راستای افزایش حجم نمونه و به منظور تبدیل داده‌های سالانه AID به فصلی، از روش تفکیک زمانی Chow-Lin استفاده شد. این روش بر مبنای رابطه اقتصادسنجی میان متغیر کم‌فرکانس موردنظر و یک متغیر کمکی با فرکانس بالاتر عمل می‌کند (پروئیتی^۱، ۲۰۰۶). در این پژوهش، اعتبارات هزینه‌ای دولت به عنوان متغیر شاخص انتخاب شد؛ زیرا بخش عمده کمک‌های دولت به صندوق‌های بازنشستگی در قالب هزینه‌های جاری و انتقالات بودجه‌ای پرداخت می‌شود و انتظار می‌رود الگوی تغییرات فصلی این متغیر با رفتار زمانی کمک‌های دولت به صندوق‌های بازنشستگی همبستگی بالایی داشته باشد. در روش Chow-Lin فرض می‌شود که متغیر فصلی مشاهده‌نشده کمک دولت به صندوق‌های بازنشستگی از یک رابطه رگرسیونی با شاخص فصلی اعتبارات هزینه‌ای دولت تبعیت می‌کند (موزلی^۲، ۲۰۲۲):

$$AID_t = \beta_0 + \beta_1 EXP_t + u_t \quad (1)$$

در این رابطه AID_t بیانگر مقادیر فصلی کمک دولت به صندوق‌های بازنشستگی، EXP_t اعتبارات هزینه‌ای دولت و u_t جمله‌ی اخلاص است. در این روش، جمله‌ی خطا از فرآیند خودرگرسیو مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$u_t = \rho u_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

ضرایب مدل با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) برآورد شده و مقادیر فصلی متغیر هدف به گونه‌ای استخراج می‌شوند که مجموع چهار فصل هر سال دقیقاً برابر با مقدار سالانه باشد. این ویژگی موجب حفظ سازگاری کامل بین داده‌های سالانه و فصلی می‌شود (موزلی، ۲۰۲۲؛ چو و لین، ۱۹۷۱): باتوجه به این که کمک دولت به صندوق‌های بازنشستگی ماهیتی بودجه‌ای داشته و پرداخت آن تابع تخصیص و اجرای اعتبارات هزینه‌ای دولت است، استفاده از اعتبارات هزینه‌ای فصلی به عنوان متغیر شاخص از پشتوانه نظری و تجربی مناسبی برخوردار است. مطالعات مربوط به برآورد فصلی مخارج دولت نیز نشان داده‌اند که استفاده از متغیرهای بودجه‌ای و هزینه‌ای دولت به عنوان شاخص، نتایج قابل‌اتکایی در فرآیند تفکیک زمانی ایجاد می‌کند. پس از ساخت و جمع‌آوری داده‌های فصلی، به منظور تعیین درجه‌ی ایستایی متغیرها و جلوگیری از بروز رگرسیون کاذب از آزمون ریشه واحد هگی استفاده شده است. در ادامه، باتوجه به انباشته بودن متغیرها و احتمال وجود روابط تعادلی بلندمدت میان آن‌ها، آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن برای بررسی وجود بردارهای هم‌انباشتگی اجرا شده است. تأیید وجود حداقل یک رابطه هم‌انباشتگی، استفاده از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) را به عنوان تعمیم‌یافته مدل VAR توجیه‌پذیر ساخته است. مدل VECM این امکان را فراهم کرده که به طور هم‌زمان پویایی‌های کوتاه‌مدت و روابط

¹ Proietti

² Mosley

بلندمدت میان متغیرها مورد تحلیل قرار گیرد و نقش سازوکار تعدیل به سمت تعادل بلندمدت به طور صریح در مدل لحاظ شود. وقفه بهینه مدل با استفاده از معیارهای اطلاعاتی متداول نظیر AIC و SC تعیین شده تا از کفایت پویایی های مدل و اجتناب از بیش برآزش اطمینان حاصل شود. در گام نهایی، به منظور تحلیل نحوه انتقال شوک ها و اهمیت نسبی هر یک از متغیرها در توضیح نوسانات تورم، از تجزیه واریانس خطای پیش بینی مبتنی بر مدل VECM استفاده شده است. این روش امکان ارزیابی سهم شوک های درونزا و برونزا را در افق های زمانی مختلف فراهم می سازد. علاوه بر این، برای بررسی جهت روابط علی میان متغیرها، آزمون علیت گرنجر در چارچوب VECM انجام شده که به تمایز میان علیت کوتاه مدت و بلندمدت کمک می کند. لازم به ذکر است که ترکیب این ابزارهای اقتصادسنجی، چارچوبی جامع برای تحلیل پویایی های تورم، سازوکارهای انتقال شوک و روابط علی میان متغیرهای کلان اقتصادی در اقتصاد ایران طی دوره مورد مطالعه فراهم آورده است. به منظور کنترل سایر عوامل کلان اقتصادی مؤثر بر تورم و کاهش تورش برآورد ناشی از متغیرهای حذف شده، مجموعه ای از متغیرهای کنترلی در مدل لحاظ گردیده اند. متغیرهای کنترلی با هدف جداسازی اثر خالص کمک های دولتی بر تورم و کنترل شرایط اقتصاد کلان (شامل: حجم نقدینگی، نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی) وارد الگو شده اند که مشخصات کامل متغیرهای مورد استفاده و منبع داده ها در جدول (۱) ارائه شده است. قابل ذکر است در مدل پژوهش همه متغیرها به صورت لگاریتمی وارد شده اند.

به منظور کنترل اثر شوک های سیاسی و محدودیت های خارجی بر متغیرهای کلان اقتصادی، یک متغیر مجازی تحریم در مدل لحاظ شده است. این متغیر در دوره های تشدید تحریم های اقتصادی و مالی علیه ایران مقدار یک و در سایر دوره ها مقدار صفر به خود اختصاص می دهد. با توجه به این که اعمال تحریم ها منشأ برونزا داشته و تحت تأثیر متغیرهای درونزای مدل قرار نمی گیرند، متغیر تحریم به عنوان یک متغیر برونزا وارد مدل شد. در نتیجه، این متغیر در بردار هم انباشتگی و روابط بلندمدت میان متغیرهای درونزای سیستم قرار نگرفته، بلکه اثر آن از طریق بخش کوتاه مدت مدل و معادلات تعدیل شده لحاظ شده است. هدف از این اقدام، کنترل اثر شوک های ناشی از تشدید محدودیت های بین المللی بر رفتار متغیرهای کلان اقتصادی و جلوگیری از تورش برآورد ضرایب متغیرهای اصلی پژوهش بوده است؛ از این رو، متغیر تحریم در آزمون هم انباشتگی یوهانسن، آزمون علیت گرنجر و تجزیه واریانس به عنوان یکی از متغیرهای درونزای سیستم ظاهر نمی شود، اما اثر آن در فرآیند برآورد مدل VECM و ضرایب کوتاه مدت لحاظ شده است.

جدول ۱: معرفی و منبع متغیرهای مدل پژوهش

Tab. 1: Description and Sources of Research Model Variables

نماد	مفهوم	منبع
CPI	شاخص قیمت مصرف کننده بر حسب سال پایه ۱۴۰۰	بانک مرکزی
AID	کمک دولت به صندوق های بانسستگی در بودجه عمومی	سازمان برنامه و بودجه
LIQ	حجم نقدینگی	بانک مرکزی
EXCH	متوسط قیمت دلار در بازار آزاد	بانک مرکزی
GDP	تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۴۰۰	بانک مرکزی
OIL_INC	درآمدهای حاصل از فروش نفت، میعانات گازی و خالص صادرات گاز	سازمان برنامه و بودجه

محاسباتی	یک متغیر مجازی که مقدار آن در دوره‌های تشدید تحریم برابر ۱ و برای سایر دوره‌ها صفر است.	Sanction
----------	---	----------

۵. نتایج

در بخش تحلیل تجربی، برآورد مدل براساس یک رویکرد نظام‌مند و منطبق با رویه‌های استاندارد اقتصادسنجی سری‌های زمانی انجام شده است؛ بدین صورت که ابتدا به منظور بررسی ویژگی‌های آماری داده‌ها و جلوگیری از بروز رگرسیون‌های کاذب، ایستایی متغیرها ارزیابی و درجه همگرایی آن‌ها تعیین گردید تا مبنای مناسبی برای انتخاب چارچوب تحلیل روابط بلندمدت فراهم شود. در ادامه، باتوجه به هم‌درجه بودن متغیرها، وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان آن‌ها از طریق آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن بررسی شده و تعداد بردارهای هم‌انباشتگی مشخص گردیده است تا امکان تصریح مدل تصحیح خطای برداری فراهم آید؛ سپس برای تعیین ساختار پویای بهینه و انتخاب تعداد وقفه‌های مناسب، از معیار اطلاعاتی شوارتز-بیزین استفاده شده که با ایجاد موازنه میان برازش مدل و صرفه‌جویی در تعداد پارامترها، وقفه بهینه را تعیین می‌کند. پس از برآورد مدل، آزمون علیت گرنجری نیز در چارچوب سیستم برداری اجرا شده است تا جهت و معناداری روابط علی کوتاه‌مدت میان متغیرها مورد ارزیابی قرار گیرد؛ در نهایت، به منظور تحلیل پویایی‌های درون سیستمی و سنجش سهم نسبی هر متغیر در تبیین نوسانات نرخ تورم، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی در قالب مدل VECM نیز محاسبه و تحلیل می‌شود.

۵-۱. نتایج آزمون ایستایی متغیرها

نتایج آزمون ایستایی فصلی HEGY در جدول (۲) ارائه شده است. یافته‌های این آزمون نشان می‌دهد تمامی متغیرها شامل کمک دولت به صندوق‌های بازنشستگی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، نقدینگی و درآمدهای نفتی در فرکانس صفر دارای ریشه واحد غیرفصلی هستند؛ از این رو فرض صفر وجود ریشه واحد برای تمامی متغیرها رد نشده و متغیرها در سطح غیرایستا محسوب می‌شوند. این نتایج بیانگر آن است که شوک‌های واردشده به این متغیرها دارای اثرات پایدار بوده و متغیرها پس از وقوع شوک به سرعت به مسیر تعادلی بلندمدت خود بازمی‌گردند.

جدول ۲: نتایج بررسی ایستایی متغیرهای پژوهش

Tab. 2: Unit Root Test Results for the Research Variables

متغیر	نوع ریشه	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
AID	ریشه غیرفصلی	-۰.۶۷۷	۰.۹۷۵	دارای ریشه واحد
	ریشه واحد فصلی	۶.۹۴۶	۰.۰۲۹	عدم وجود ریشه واحد فصلی
CPI	ریشه غیرفصلی	۰.۴۲۳	۰.۹۹۹	دارای ریشه واحد
	ریشه واحد فصلی	۲۷.۲۷۱	۰.۰۰۰	عدم وجود ریشه واحد فصلی
EXCH	ریشه غیرفصلی	-۱.۲۰۱	۰.۹۲۳	دارای ریشه واحد
	ریشه واحد فصلی	۳۰.۸۱۰	۰.۰۰۰	عدم وجود ریشه واحد فصلی
GDP	ریشه غیرفصلی	-۲.۲۸۳	۰.۴۴۸	دارای ریشه واحد
	ریشه واحد فصلی	۵.۱۲۸	۰.۱۲۵	وجود ریشه واحد فصلی
LIQ	ریشه غیرفصلی	-۰.۵۹۹	۰.۹۸۸	دارای ریشه واحد

ریشه واحد فصلی	۱.۳۱۵	۰.۷۶۷	وجود ریشه واحد فصلی
ریشه غیرفصلی	-۲.۴۴۶	۰.۳۴۵	دارای ریشه واحد
ریشه واحد فصلی	۵.۸۱۴	۰.۰۶۱	وجود ریشه واحد فصلی

نکته: در آزمون HEGY فرض صفر بیانگر وجود ریشه واحد است. مقادیر احتمال کمتر از ۰/۰۵ نشان‌دهنده رد فرض صفر و در نتیجه عدم وجود ریشه واحد در مؤلفه مورد بررسی است.

نتایج آزمون ریشه واحد فصلی HEGY نشان داد که تمامی متغیرهای پژوهش دارای ریشه واحد غیرفصلی بوده و در سطح نامانا هستند. علاوه بر این، برای متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نقدینگی و درآمدهای نفتی وجود ریشه واحد فصلی نیز تأیید می‌شود. از آنجا که حضور هم‌زمان ریشه‌های واحد غیرفصلی و فصلی می‌تواند منجر به برآوردهای ناسازگار، شناسایی روابط هم‌انباشتگی کاذب و استنباط‌های نادرست در مدل‌های متعارف VAR و VECM شود، پیش از انجام آزمون هم‌انباشتگی، مؤلفه‌های غیرایستای فصلی از طریق اعمال تفاضل فصلی مرتبه اول حذف می‌شوند. این تبدیل موجب حذف ریشه‌های واحد فصلی و دستیابی به سری‌های زمانی عاری از ناپایداری‌های فصلی شد، درحالی‌که اطلاعات مربوط به روندهای بلندمدت متغیرها حفظ می‌شوند. پس از این مرحله، تمامی آزمون‌های بعدی شامل: آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن، برآورد الگوی تصحیح خطای برداری، آزمون علیت گرنجر، توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی بر مبنای داده‌های تعدیل‌شده و عاری از ریشه واحد فصلی انجام می‌شود تا نتایج حاصل از برآوردها از نظر آماری معتبر و از هرگونه تورش ناشی از ناپایداری‌های فصلی مصون باشند.

۲-۵. تعیین تعداد وقفه بهینه مدل

نتایج معیارهای تعیین وقفه بهینه برای مدل VAR که مبنای برآورد مدل تصحیح خطای برداری قرار می‌گیرد در جدول (۳) ارائه شده است. نتایج انتخاب وقفه نشان می‌دهد، اگرچه معیارهای مختلف وقفه‌های متفاوتی را پیشنهاد می‌کنند، اما آزمون نسبت درست‌نمایی و معیار آکائیک هر دو وقفه چهارم را به عنوان وقفه بهینه معرفی کرده‌اند. از آنجا که آزمون LR بهبود معنادار برازش مدل را در اثر افزودن وقفه چهارم تأیید می‌کند و معیار آکائیک نیز با تأکید بر حفظ پویایی‌های سیستم همین وقفه را انتخاب می‌نماید، شواهد آماری از انتخاب وقفه چهارم حمایت می‌کنند. افزون بر این، با توجه به ماهیت فصلی داده‌ها، وقفه چهارم معادل یک چرخه کامل سالانه بوده و امکان انعکاس کامل اثرات تأخیری و الگوهای فصلی متغیرها را فراهم می‌سازد؛ بنابراین، با اتکا به نتایج آزمون نسبت درست‌نمایی، معیار آکائیک و ضرورت پوشش یک دوره کامل، وقفه چهارم به عنوان وقفه بهینه برای برآورد مدل انتخاب شد.

جدول ۳: نتایج تعیین تعداد وقفه بهینه مدل براساس آماره‌های اطلاعاتی

Tab. 3: Results of Optimal Lag Length Selection Based on Information Criteria

هنا-کوئین	شوارتز	آکائیک	نسبت درست‌نمایی	وقفه
-۱۹.۶۸	-۱۹.۴۹	-۱۹.۸۱	-	۰
-۲۱/۵۸	-۲۰/۸۲	-۲۲/۱۰	۲۶۹/۶۱	۱
-۲۲/۲۸	*-۲۰/۹۶	-۲۳/۱۹	۱۵۱/۸۴	۲
*-۲۲/۷۲	-۲۰/۸۲	-۲۴/۰۱	۱۲۰/۵۲	۳
-۲۲/۵۵	-۲۰/۰۸	*-۲۴/۲۲	*۶۷/۹۱	۴
-۲۱/۹۴	-۱۸/۹۰	-۲۴/۰۰	۳۳/۸۸	۵

۶	۲۵/۹۱	-۲۳/۷۰	-۱۷/۶۵	-۲۱/۲۵
۷	۳۲/۰۶	-۲۳/۵۶	-۱۶/۵۵	-۲۰/۷۳
۸	۳۸/۶۹	-۲۳/۶۴	-۱۵/۶۸	-۲۰/۴۲

نکته: براساس معیارهای اطلاعاتی، وقفه بهینه به عنوان وقفه بهینه مدل انتخاب شده است.

۳-۵. نتایج بررسی هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطا

نتایج آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن در جدول (۴) ارائه شده است. نتایج آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن مبتنی بر آماره اثر نشان می‌دهد که فرضیه عدم وجود بردار هم‌انباشتگی در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود؛ زیرا مقدار آماره اثر (۱۴۶.۱۵۰) به مراتب بزرگ‌تر از مقدار بحرانی (۱۰۷.۳۴۷) بوده و سطح معناداری آن کمتر از ۰.۰۵ است. همچنین فرضیه‌های وجود حداکثر یک، دو و سه بردار هم‌انباشتگی نیز به ترتیب با مقادیر آماره اثر ۹۷.۱۰۹، ۶۶.۱۵۲ و ۳۷.۹۰۲ در مقایسه با مقادیر بحرانی متناظر رد می‌شوند. با این حال، در فرضیه وجود حداکثر چهار بردار هم‌انباشتگی، مقدار آماره اثر (۸.۲۴۷) کمتر از مقدار بحرانی (۱۷.۱۴۷) بوده و سطح معناداری ۰.۵۷۶ نشان می‌دهد که این فرضیه قابل رد نیست؛ بنابراین، نتایج آزمون یوهانسن وجود چهار بردار هم‌انباشتگی را در میان متغیرهای مدل تأیید می‌کند.

جدول ۴: نتایج بررسی هم‌انباشتگی متغیرهای پژوهش براساس آزمون یوهانسن

Tab. 4: Results of Johansen Cointegration Test for the Research Variables

سطح	مقدار	آماره اثر ^۲	مقدار ویژه ^۱	فرضیه تعداد بردارهای هم‌انباشتگی
۰.۰۰۰	۱۰۷.۳۴۷	۱۴۶.۱۵۰	۰.۴۳۱	هیچ بردار هم‌انباشتگی وجود ندارد
۰.۰۰۱	۷۹.۳۴۱	۹۷.۱۰۹	۰.۲۹۹	حداکثر یک بردار هم‌انباشتگی
۰.۰۰۴	۵۵.۲۴۶	۶۶.۱۵۲	۰.۲۷۷	حداکثر دو بردار هم‌انباشتگی
۰.۰۲۴	۳۵.۰۱۰	۳۷.۹۰۲	۰.۲۵۹	حداکثر سه بردار هم‌انباشتگی
۰.۵۷۶	۱۷.۱۴۷	۸.۲۴۷	۰.۰۹۰	حداکثر چهار بردار هم‌انباشتگی

نکته: آزمون یوهانسن نشان می‌دهد در سطح اطمینان ۹۵٪، حداقل ۳ رابطه هم‌انباشتگی پایدار میان متغیرها وجود دارد.

جدول ۵، ضرایب متغیرهای رابطه هم‌جمعی را نشان می‌دهد که تعادل بلندمدت بین متغیرها را توصیف می‌کند. ضرایب برآوردشده حاکی از آن است که نرخ ارز، کمک دولت به صندوق‌های بازنشستگی و نقدینگی اثر مثبت و معناداری بر شاخص قیمت مصرف‌کننده دارند. در مقابل، ضرایب تولید ناخالص داخلی و درآمدهای نفتی منفی و از نظر آماری معنادار هستند و نشان می‌دهد افزایش رشد اقتصادی و درآمدهای نفتی می‌تواند از طریق تقویت عرضه کل و بهبود منابع بودجه، فشارهای تورمی را کاهش دهد. در مجموع، نتایج رابطه هم‌انباشتگی نشان می‌دهد که تورم در اقتصاد ایران تحت تأثیر هم‌زمان عوامل پولی، مالی و بخش خارجی قرار دارد و در این میان، کمک‌های دولت به صندوق‌های بازنشستگی به عنوان یکی از اجزای مهم مخارج بودجه‌ای، دارای اثر افزایشی و معنادار بر تورم در بلندمدت است.

^۱ Eigenvalue

^۲ Trace

جدول ۵: رابطه بلندمدت (رابطه هم‌جمعی)

Tab. 5: Long-Run Relationship (Cointegrating Equation)

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره T
CPI	۱.۰۰۰	—	—
EXCH	۰.۵۲۳	۰.۱۳۵	۳.۸۷۴
AID	۰.۳۴۷	۰.۱۱۴	۳.۰۴۴
LIQ	۰.۵۴۱	۰.۱۸۷	۲.۸۸۹
GDP	-۰.۲۳۲	۰.۰۷۹	-۲.۹۲۴
OIL_INC	-۰.۳۷۸	۰.۰۸۷	-۴.۳۴۵

نکته: در رابطه هم‌انباشتی، CPI به‌عنوان متغیر نرمال‌سازی شده در نظر گرفته شده و ضرایب سایر متغیرها بیانگر اثرات بلندمدت آن‌ها بر سطح عمومی قیمت‌ها هستند. ضرایب دارای آماره t بزرگ‌تر از ۱.۹۶ (به‌صورت قدرمطلق) در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار تلقی می‌شوند.

جدول ۶: نتایج برآورد رابطه تورم در الگوی تصحیح خطای برداری (فقط ضرایب معنادار)

Tab. 6: Estimation Results of the Inflation Equation in the Vector Error Correction Model (Only Significant Coefficients)

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره T
ECT(-1)	-۰.۰۹۴	۰.۰۲۲	-۴.۲۰۹
D(CPI(-1))	۰.۲۷۰	۰.۱۰۴	۲.۵۸۸
D(CPI(-4))	۰.۳۸۵	۰.۱۰۳	۳.۷۵۶
D(EXCH(-1))	۰.۰۵۹۳	۰.۰۱۶	۳.۷۱۵
D(EXCH(-2))	۰.۱۱۸	۰.۰۱۷۲	۶.۸۶۰
D(EXCH(-3))	۰.۰۶۵	۰.۰۱۶	۴.۱۴۰
D(LIQ(-1))	۰.۲۲۵	۰.۰۷۶	۲.۹۷۲
D(LIQ (-2))	۰.۱۳۲	۰.۰۳۱	۴.۱۰۹
D(LIQ (-4))	۰.۰۸۹	۰.۰۴۲	۲.۱۱۹
D(AID(-1))	۰.۱۰۰	۰.۰۳۳۹	۴.۱۸۵
D(AID(-2))	۰.۰۹۶	۰.۰۲۶	۳.۷۰۱
D(AID(-3))	۰.۰۹۲	۰.۰۲۴	۳.۷۵۶
D(AID(-4))	۰.۰۶۰۸	۰.۰۱۹	۳.۱۷۸
D(GDP(-1))	-۰.۰۳۶	۰.۰۱۰	-۳.۶۳۵
D(OIL_INC(-2))	-۰.۰۶۷	۰.۰۱۵	-۴.۴۶۷
D(OIL_INC (-3))	-۰.۰۴۸	۰.۰۲۱	-۲.۲۸۵
SANCTION	۰.۳۵۱	۰.۰۵۶	۶.۲۶۸

نکته: متغیر SANCTION به‌صورت متغیر برون‌زا در مدل وارد شده است. تنها ضرایب معنادار در جدول گزارش شده‌اند و وقفه‌های فاقد معناداری آماری برای جلوگیری از افزایش حجم جدول حذف شده‌اند.

نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری در جدول ۶ گزارش شده است. ضریب جمله تصحیح خطا (ECT) برابر با -۰.۰۹۴ و از نظر آماری معنادار است که بیانگر وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای مدل و تأیید سازوکار بازگشت به تعادل در اقتصاد ایران است. مقدار این ضریب نشان می‌دهد که در هر فصل حدود ۹.۴٪ از عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت تورم نسبت به مسیر تعادلی بلندمدت تعدیل می‌شود. در بخش پویایی‌های کوتاه‌مدت، وقفه‌های تورم دارای اثر معنادار بوده و نشان‌دهنده تداوم و چسبندگی تورمی در اقتصاد ایران هستند. همچنین تغییرات نرخ ارز در وقفه‌های اول تا سوم اثر مثبت و معناداری بر تورم داشته که بیانگر انتقال شوک‌های ارزی به سطح عمومی قیمت‌ها است. نتایج مربوط به نقدینگی نیز نشان می‌دهد که افزایش حجم نقدینگی در وقفه‌های

مختلف موجب تشدید فشارهای تورمی می‌شود که با دیدگاه پولی تورم سازگار است. ازسوی دیگر، ضرایب کمک دولت به صندوق‌های بازنشستگی در تمامی وقفه‌های معنادار، مثبت و معنادار برآورد شده‌اند که بیانگر آن است که افزایش این پرداخت‌ها می‌تواند ازطریق افزایش مخارج و تقاضای کل، زمینه افزایش نرخ تورم را فراهم سازد. نتایج همچنین نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی اثر منفی و معناداری بر تورم دارد؛ به این معنا که افزایش ظرفیت تولید و عرضه کالاها و خدمات می‌تواند به کاهش فشارهای قیمتی منجر شود. درآمدهای نفتی نیز در وقفه‌های دوم و سوم دارای اثر منفی و معنادار بر تورم بوده‌اند که می‌تواند ناشی از تقویت منابع ارزی و کاهش محدودیت‌های طرف عرضه و تأمین مالی دولت باشد. علاوه بر متغیرهای درون‌زای مدل، متغیر مجازی تحریم که به‌عنوان یک متغیر برون‌زا در سیستم وارد شده است، ضریب مثبت و معنادار دارد که نشان می‌دهد دوره‌های تشدید تحریم‌ها با افزایش نرخ تورم همراه بوده‌اند. این نتیجه بیانگر آن است که تحریم‌ها ازطریق کانال‌هایی نظیر محدودیت دسترسی به منابع ارزی، افزایش هزینه مبادلات خارجی، اختلال در واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای و تشدید انتظارات تورمی، زمینه افزایش سطح عمومی قیمت‌ها را فراهم کرده‌اند. معناداری آماری این متغیر نیز نشان می‌دهد که حتی پس از کنترل سایر عوامل کلان اقتصادی نظیر: نقدینگی، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، درآمدهای نفتی و کمک‌های دولت به صندوق‌های بازنشستگی، اثر مستقل تحریم‌ها بر تورم همچنان قابل توجه و معنادار باقی‌مانده است.

۵-۴. بررسی علیت بین متغیرهای مدل

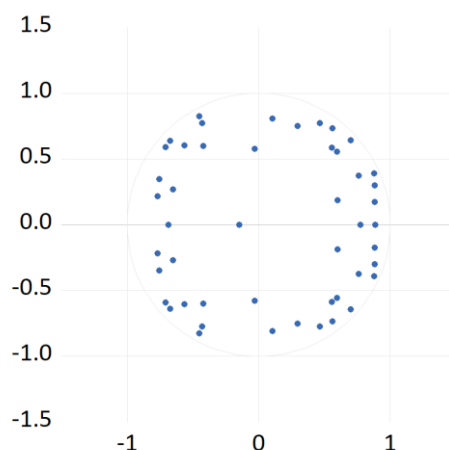
نتایج آزمون علیت گرنجری در جدول (۷) ارائه شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد در سطح معنی‌داری ۵٪، متغیرهای نرخ ارز، کمک‌های دولت به صندوق‌های بازنشستگی، نقدینگی و درآمد نفتی دارای رابطه علیت گرنجری با شاخص قیمت مصرف‌کننده هستند؛ به عبارت دیگر، تغییرات در این متغیرها می‌تواند به‌عنوان پیش‌بینی‌کننده‌ای معنی‌دار برای تغییرات آتی تورم در نظر گرفته شود.

جدول ۷: نتایج آزمون علیت گرنجری و برون‌زایی بلوکی (متغیر وابسته: شاخص قیمت مصرف‌کننده)

Tab. 7: Results of the Granger Causality and Block Exogeneity Tests (Dependent Variable: Consumer Price Index)

متغیر حذف‌شده	آماره کای دو	درجه آزادی	سطح معناداری
نرخ ارز بازار	۱۶۶۴۸	۴	۰.۰۰۲
کمک‌های دولت به صندوق‌های بازنشستگی	۱۹.۴۸۴	۴	۰.۰۰۱
نقدینگی	۱۰.۵۹۶	۴	۰.۰۳۱
تولید ناخالص داخلی	۳.۴۱۳	۴	۰.۴۹۱
درآمد نفتی	۹.۷۰۰	۴	۰.۰۴۵
آزمون مشترک متغیرها	۳۸.۶۵۸	۴	۰.۰۰۷

نکته: آزمون علیت گرنجری به‌صورت بلوکی انجام شده است. فرض صفر در این آزمون آن است که «متغیر حذف‌شده، علت گرنجری متغیر وابسته نیست». رد فرض صفر نشان‌دهنده وجود رابطه علیت از متغیر حذف‌شده به CPI است.



شکل ۱: بررسی پایداری مدل برآوردی
Fig. 1: Stability Test of the Estimated Model

نتایج آزمون پایداری مدل که در شکل ۱ ارائه شده است نشان می‌دهد بزرگ‌ترین مقدار قدرمطلق ریشه‌ها برابر با ۰.۹۵۸ بوده که همچنان در داخل دایره واحد قرار دارد و هیچ‌یک از ریشه‌ها به مقدار یک نرسیده یا از آن فراتر نرفته‌اند. این یافته بیانگر آن است که شرط پایداری دینامیکی مدل VAR/VECM برقرار بوده و سیستم از نظر آماری پایدار است؛ به عبارت دیگر، اثر شوک‌های وارد شده به متغیرهای مدل در طول زمان به تدریج مستهلک شده و مسیر متغیرها به سمت تعادل بلندمدت همگرا می‌شود.

آزمون‌های تشخیصی مدل نشان می‌دهد باتوجه به سطح معناداری به دست آمده برای آزمون خودهمبستگی سریالی LM، فرض صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی در باقی مانده‌ها تأیید می‌گردد. همچنین، نتایج آزمون واریانس ناهمسانی با سطح معناداری ۰.۴۴۷، حاکی از عدم رد فرض صفر مبنی بر همسانی واریانس باقی مانده‌ها در سطح اطمینان ۹۵٪ است؛ بنابراین، مدل برآورد شده از نظر پایداری باقی مانده‌ها و فقدان مشکلاتی نظیر خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس، از مطلوبیت لازم برخوردار بوده و نتایج حاصل از آن قابل اعتماد و از نظر آماری معتبر ارزیابی می‌شود.

جدول ۸: نتایج آزمون‌های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس
Tab. 8: Results of Autocorrelation and Heteroskedasticity Tests

آزمون	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری
ناهمسانی واریانس	۱۰۳۴.۳۶۰	۱۰۲۹	۰.۴۴۷
خودهمبستگی سریالی	۴۱.۳۷۰	۳۶	۰.۲۴۹

نکته: سطح معناداری بزرگ‌تر از ۰.۰۵ نشان‌دهنده عدم رد فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵٪ است. عدم رد فرض صفر در این آزمون‌ها بیانگر نبود مشکل خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس در مدل بوده و صحت نتایج تجربی را تأیید می‌کند.

نتایج آزمون عامل تورم واریانس (VIF) ارائه شده در جدول ۹ نشان می‌دهد که مشکل جدی هم‌خطی چندگانه میان متغیرهای توضیحی مدل وجود ندارد. معیار اصلی ارزیابی در این آزمون، مقادیر VIF مرکزی است که برای متغیرهای نرخ ارز بازار (۱.۰۴۳)، کمک‌های دولت به صندوق‌های بازنشستگی (۱.۲۴۶)، نقدینگی (۱.۰۶۹)، تولید

ناخالص داخلی (۱۰۱۹۸) و درآمدهای نفتی (۱۰۵۹) همگی در سطح بسیار پایین و به مراتب کمتر از آستانه‌های متعارف ۵ و ۱۰ قرار دارند.

جدول ۹: نتایج آزمون عامل تورم واریانس (VIF) برای بررسی هم‌خطی چندگانه

Tab. 9: Results of the Variance Inflation Factor (VIF) Test for Examining Multicollinearity

متغیر حذف‌شده	VIF غیر مرکزی	VIF مرکزی
نرخ ارز بازار	۴.۱۵۷	۱.۰۴۳
کمک‌های دولت به صندوق‌های بازنشستگی	۶.۹۷۰	۱.۲۴۶
نقدینگی	۷.۱۹۹	۱.۰۶۹
تولید ناخالص داخلی	۴.۶۹۷	۱.۱۹۸
درآمد نفتی	۵.۶۲۳	۱.۰۵۹

نکته: مقادیر VIF مرکزی برای تمامی متغیرها کمتر از ۵ بوده است؛ بنابراین، شواهدی از وجود هم‌خطی چندگانه معنادار در مدل مشاهده نمی‌شود.

۵-۵. نتایج تجزیه واریانس مدل VECM

نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) در جدول (۱۰) و شکل (۲) نشان می‌دهد که در دوره نخست، ۱۰۰٪ از نوسانات تورم توسط شوک‌های خودی آن توضیح داده می‌شود. این یافته بیانگر غلبه کامل اینرسی تورمی و نقش برجسته انتظارات تورمی در کوتاه‌مدت است؛ به این معنا که فعالان اقتصادی در مواجهه با شوک‌های قیمتی، انتظارات خود را عمدتاً براساس روندهای گذشته تورم شکل می‌دهند و همین امر موجب تداوم و بازتولید فشارهای تورمی می‌شود. با افزایش افق زمانی، سهم شوک‌های خودی تورم به تدریج کاهش می‌یابد؛ به طوری که در دوره دوم به ۸۸.۹٪، در دوره پنجم به ۶۷.۶٪ و در دوره دهم به ۴۷.۱٪ می‌رسد. این روند نزولی نشان می‌دهد که اگرچه انتظارات تورمی و حافظه تاریخی تورم همچنان نقش مهمی در شکل‌دهی رفتار قیمت‌ها دارند، اما به مرور زمان اثر متغیرهای بنیادین اقتصاد کلان نظیر نقدینگی، نرخ ارز، سیاست‌های مالی و سایر شوک‌های اقتصادی افزایش می‌یابد. در افق بلندمدت، سهم شوک‌های خودی تورم به ۴۶.۹٪ کاهش می‌یابد؛ بدین معنا که بیش از نیمی از نوسانات تورم توسط عوامل بیرونی توضیح داده می‌شود. با این وجود، تداوم سهم نسبتاً بالای شوک‌های خودی حتی در دوره بیستم نشان‌دهنده آن است که انتظارات تورمی همچنان یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های تعیین‌کننده پویایی تورم در اقتصاد مورد بررسی است و هرگونه سیاست ضدتورمی پایدار، علاوه بر کنترل متغیرهای پولی و مالی، باید بر مدیریت و مهار انتظارات تورمی نیز تمرکز داشته باشد.

جدول ۱۰: سهم شوک‌ها در واریانس تورم با فاصله اطمینان ۹۵٪

Tab. 10: Contribution of Shocks to Inflation Variance with a 95% Confidence Interval

شوک	CPI	EXCH	AID	LIQ	GDP	OIL_INC
۱	۱۰۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰
۲	۱.۱۵ ± ۸۸.۸۸	۰.۹۳ ± ۹.۷۷	۰.۰۴ ± ۰.۰۸	۰.۰۶ ± ۰.۱۹	۰.۰۲ ± ۰.۰۵	۰.۲۳ ± ۱.۰۳
۴	۲.۴۷ ± ۷۷.۴۶	۱.۳۴ ± ۱۶.۸۱	۰.۱۸ ± ۰.۳۴	۰.۴۳ ± ۲.۱۶	۰.۰۲ ± ۰.۰۷	۰.۴۹ ± ۳.۱۷
۶	۳.۱۹ ± ۵۸.۲۱	۱.۴۸ ± ۱۳.۵۵	۰.۳۹ ± ۵.۱۲	۱.۱۳ ± ۱۶.۷۹	۰.۰۳ ± ۰.۱۰	۰.۵۷ ± ۶.۲۲

۰.۶۴ ± ۵.۳۲	۰.۰۴ ± ۰.۱۳	۱.۵۶ ± ۱۹.۷۹	۱.۳۶ ± ۱۲.۴۴	۱.۶۳ ± ۱۲.۸۵	۳.۹۴ ± ۴۹.۴۷	۸
۰.۶۸ ± ۵.۶۰	۰.۰۷ ± ۰.۴۱	۱.۷۷ ± ۱۹.۲۰	۱.۶۸ ± ۱۴.۶۵	۱.۶۶ ± ۱۳.۰۰	۴.۲۲ ± ۴۷.۱۳	۱۰
۰.۷۲ ± ۵.۷۰	۰.۱۱ ± ۰.۶۶	۲.۰۳ ± ۱۸.۹۵	۱.۷۳ ± ۱۴.۷۳	۱.۷۲ ± ۱۲.۸۲	۴.۳۹ ± ۴۷.۱۲	۱۲
۰.۸۱ ± ۵.۷۰	۰.۱۲ ± ۰.۷۵	۲.۲۶ ± ۱۸.۸۳	۱.۷۵ ± ۱۴.۷۷	۱.۷۹ ± ۱۲.۸۵	۴.۶۵ ± ۴۷.۱۰	۱۴
۰.۸۸ ± ۵.۷۰	۰.۱۴ ± ۰.۷۹	۲.۴۳ ± ۱۸.۹۰	۱.۹۶ ± ۱۴.۸۳	۲.۰۶ ± ۱۲.۸۴	۴.۷۸ ± ۴۶.۹۴	۱۶
۰.۹۴ ± ۵.۷۰	۰.۱۶ ± ۰.۷۹	۲.۴۷ ± ۱۸.۹۰	۲.۰۹ ± ۱۴.۸۸	۲.۱۳ ± ۱۲.۸۲	۴.۹۶ ± ۴۶.۹۱	۱۸
۱.۱۱ ± ۵.۷۱	۰.۲۱ ± ۰.۷۹	۲.۵۵ ± ۱۸.۹۱	۲.۲۳ ± ۱۴.۸۸	۲.۳۳ ± ۱۲.۸۲	۵.۱۱ ± ۴۶.۸۹	۲۰

نکته: فاصله اطمینان ۹۵٪ براساس تکنیک بوتاسترپ محاسبه شده است. در تجزیه واریانس ترتیب متغیرها به این صورت است: ابتدا درآمد نقدی، سپس تولید ناخالص داخلی، کمک دولت به صندوق‌ها، نرخ ارز، حجم نقدینگی و در نهایت CPI قرار دارد.

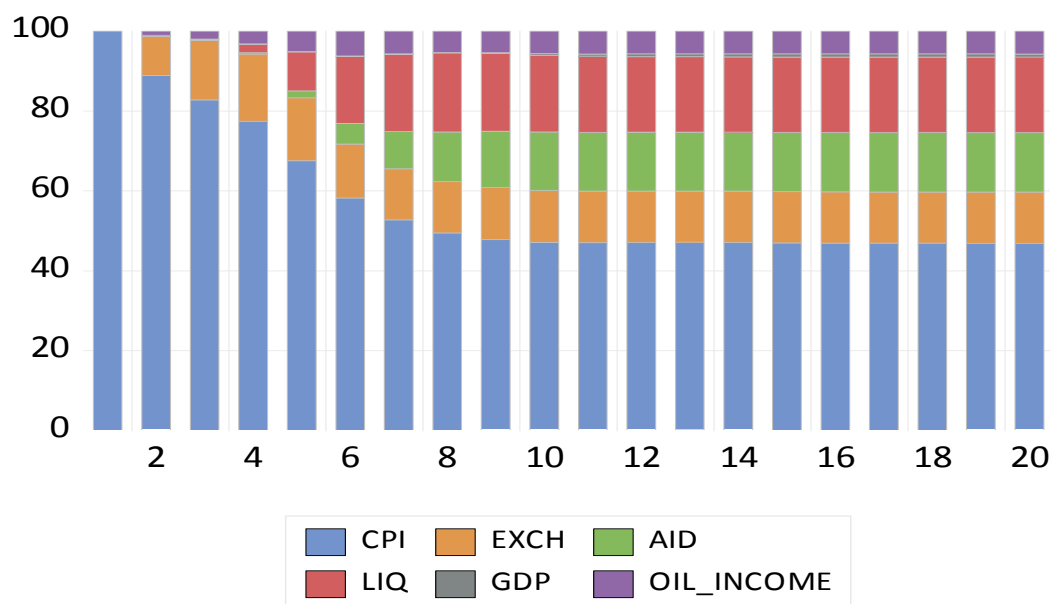
براساس نتایج تجزیه واریانس، در کوتاه‌مدت نرخ ارز مهم‌ترین عامل خارجی مؤثر بر نوسانات تورم محسوب می‌شود؛ به‌طوری‌که سهم این متغیر از صفر درصد در دوره نخست به ۹.۸٪ در دوره دوم افزایش یافته و در دوره سوم به ۱۴.۸٪ می‌رسد که نشان‌دهنده انتقال سریع شوک‌های ارزی به سطح عمومی قیمت‌هاست. با این حال، پس از دوره سوم، سهم نرخ ارز در محدوده نسبتاً پایداری قرار گرفته و در دوره‌های میانی و بلندمدت حول ۱۲ تا ۱۳٪ نوسان می‌کند؛ به‌گونه‌ای که در دوره بیستم به ۱۲.۸٪ می‌رسد. این الگو بیانگر آن است که بخش عمده اثر نرخ ارز بر تورم در دوره‌های ابتدایی ظاهر می‌شود و سپس در سطحی نسبتاً پایدار تداوم می‌یابد. نتایج حاصل، مؤید نظریه انتقال نرخ ارز به قیمت‌ها و نقش مهم تورم وارداتی در اقتصادهای وابسته به واردات است. همچنین سهم بالای نرخ ارز در مقایسه با متغیرهای حقیقی نشان می‌دهد که شوک‌های ارزی همچنان یکی از مهم‌ترین منابع بی‌ثباتی قیمتی محسوب می‌شوند. این یافته با نتایج مطالعات: امیدپور و همکاران (۱۴۰۳)، آراگاو (۲۰۲۴) و دورگوتی و همکاران (۲۰۲۰) همخوانی دارد.

نتایج تجزیه واریانس نشان می‌دهد کمک‌های دولت به صندوق‌های بازنشستگی در کوتاه‌مدت سهم ناچیزی در توضیح نوسانات تورم دارند؛ به‌طوری‌که سهم این متغیر در دوره دوم تنها ۰.۰۸٪ و در دوره سوم ۰.۱۰٪ است. با این حال، از دوره چهارم به‌بعد روند افزایشی قابل‌توجهی آغاز می‌شود و سهم این متغیر در دوره ششم به ۵.۱٪، در دوره هشتم به ۱۲.۴٪ و در دوره دهم به ۱۴.۶٪ می‌رسد. این روند در افق‌های بعدی نیز ادامه یافته و در دوره بیستم به حدود ۱۴.۹٪ افزایش می‌یابد. نتایج مزبور نشان می‌دهد که اثر سیاست‌های مالی دولت با وقفه زمانی ظاهر شده و در بلندمدت به یکی از مهم‌ترین عوامل توضیح‌دهنده تورم تبدیل می‌شود. این یافته مؤید دیدگاه سلطه مالی است که براساس آن افزایش تعهدات مالی دولت و تأمین منابع موردنیاز صندوق‌های بازنشستگی می‌تواند از طریق افزایش کسری بودجه، استقراض دولت و رشد نقدینگی به فشارهای تورمی منجر شود. نتایج حاضر همچنین با یافته‌های توسلی (۱۴۰۳)، السنجری و العنزی (۲۰۲۳) و آگراوال و همکاران (۲۰۲۵) همخوانی دارد.

براساس نتایج جدول، نقدینگی مهم‌ترین عمل تعیین‌کننده تورم در بلندمدت است. سهم این متغیر از ۰.۱۹٪ در دوره دوم به ۲.۲٪ در دوره چهارم افزایش یافته و سپس با شتاب بیشتری رشد می‌کند؛ به‌گونه‌ای که در دوره ششم به ۱۶.۸٪ و در دوره هشتم به حدود ۱۹.۸٪ می‌رسد. در افق‌های بعدی، سهم نقدینگی در محدوده ۱۸ تا ۱۹٪ تثبیت شده و در دوره بیستم به ۱۸.۹٪ می‌رسد. این نتایج نشان می‌دهد نقدینگی در بلندمدت مهم‌ترین عامل بیرونی توضیح‌دهنده تورم در اقتصاد ایران است و حتی سهم آن از نرخ ارز نیز بیشتر است. الگوی مشاهده‌شده مؤید آن است که اثرات پولی به تدریج در اقتصاد انباشته شده و پس از چند دوره زمانی به مهم‌ترین منشأ فشارهای

تورمی تبدیل می‌شوند. این یافته با نظریه مقداری پول و مطالعات شکری و همکاران (۱۴۰۴) و خسروی و همکاران (۱۴۰۳) سازگار است و نشان می‌دهد رشد مستمر نقدینگی یکی از عوامل اصلی تداوم تورم در اقتصاد ایران به‌شمار می‌رود.

نتایج تجزیه واریانس نشان می‌دهد تولید ناخالص داخلی کمترین نقش را در میان متغیرهای اصلی توضیح‌دهنده تورم دارد. سهم این متغیر از ۰.۰۵٪ در دوره دوم آغاز شده و با روندی بسیار تدریجی افزایش می‌یابد؛ به‌طوری‌که در دوره دهم به ۰.۴۱٪ و در دوره بیستم به حدود ۰.۷۹٪ می‌رسد. سهم بسیار محدود GDP نشان می‌دهد شوک‌های بخش حقیقی اقتصاد ایران تأثیر مستقیمی بر نوسانات تورمی ندارند و نقش آن‌ها در مقایسه با متغیرهای پولی، مالی و ارزی بسیار ضعیف‌تر است. با این وجود، روند افزایشی این متغیر بیانگر آن است که تغییرات تولید و عرضه کل اقتصاد می‌تواند در بلندمدت بخشی از نوسانات قیمت‌ها را توضیح دهد؛ بنابراین، GDP نقش تکمیلی و تعدیل‌کننده در پویایی تورم ایفا می‌کند تا یک عامل اصلی تعیین‌کننده. این نتیجه با یافته‌های امیدپور و همکاران (۱۴۰۳) و دورگوتی و همکاران (۲۰۲۰) همسو است.



شکل ۲: تجزیه واریانس تورم در اقتصاد ایران
Fig. 2: Variance Decomposition of Inflation in the Iranian Economy

درآمدهای نفتی نیز در توضیح نوسانات تورم نقش نسبتاً محدودی دارند، اما سهم آن‌ها از تولید ناخالص داخلی بیشتر است. سهم این متغیر از ۱.۰۳٪ در دوره دوم به ۳.۱۷٪ در دوره چهارم و ۶.۲۲٪ در دوره ششم افزایش می‌یابد. پس از آن، سهم درآمدهای نفتی در محدوده ۵ تا ۶٪ تثبیت شده و در دوره بیستم به ۵.۷۱٪ می‌رسد. این الگو نشان می‌دهد اثر درآمدهای نفتی بر تورم عمدتاً در دوره‌های ابتدایی ظاهر شده و سپس در سطحی نسبتاً پایدار تثبیت می‌شود. سهم نسبتاً محدود این متغیر بیانگر آن است درآمدهای نفتی بیشتر از طریق کانال‌های غیرمستقیم نظیر بودجه دولت، نقدینگی و نرخ ارز بر تورم اثر می‌گذارند تا از طریق یک اثر مستقیم بر سطح قیمت‌ها. این یافته با نتایج مطالعات: جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۵)، اسلو (۲۰۲۴) و علی‌یف و همکاران (۲۰۲۳) سازگار

است و نشان می‌دهد که نقش نفت در پویایی تورم بیش از آن که مستقیم باشد، از مسیر سایر متغیرهای کلان اقتصادی اعمال می‌شود.

۶. نتیجه‌گیری

در این پژوهش، نقش ناترازی صندوق‌های بازنشستگی در پایداری تورم در اقتصاد ایران در چارچوبی مبتنی بر متغیرهای پولی، مالی، ارزی و حقیقی مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور، با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۳ و به کارگیری رویکرد اقتصادسنجی مبتنی بر مدل تصحیح خطای برداری (VECM)، روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت میان شاخص قیمت مصرف‌کننده، کمک‌های دولت به صندوق‌های بازنشستگی، نقدینگی، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی و درآمدهای نفتی تحلیل شد.

نتایج این پژوهش نشان داد تورم در اقتصاد ایران پدیده‌ای چندبعدی است که از تعامل عوامل: پولی، مالی، ارزی و حقیقی تأثیر می‌پذیرد. یافته‌های تجزیه واریانس بیانگر آن است که در کوتاه‌مدت بخش عمده نوسانات تورم ناشی از شوک‌های خودی و انتظارات تورمی است. این نتیجه نشان می‌دهد؛ اگرچه نقش انتظارات تورمی در بلندمدت کاهش می‌یابد، اما همچنان یکی از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده پویایی قیمت‌ها در اقتصاد ایران باقی می‌ماند؛ از این رو، افزایش اعتبار سیاست‌های پولی، استقرار چارچوب هدف‌گذاری تورم، تقویت استقلال بانک مرکزی و کاهش نااطمینانی‌های اقتصادی می‌تواند در مهار انتظارات تورمی و کاهش اینرسی تورم نقش مؤثری ایفا کند.

نتایج همچنین نشان داد نرخ ارز مهم‌ترین عامل خارجی مؤثر بر تورم در کوتاه‌مدت است و شوک‌های ارزی با سرعت بالایی به سطح عمومی قیمت‌ها منتقل می‌شوند. این یافته مؤید نقش پررنگ تورم وارداتی در اقتصاد ایران است و نشان می‌دهد که بی‌ثباتی بازار ارز می‌تواند به سرعت به افزایش هزینه‌های تولید، قیمت کالاهای وارداتی و انتظارات تورمی منجر شود؛ بنابراین، ایجاد ثبات در بازار ارز، توسعه صادرات غیرنفتی، افزایش دسترسی به منابع ارزی پایدار و کاهش وابستگی تولید داخلی به نهاده‌های وارداتی از مهم‌ترین پیش‌نیازهای کنترل پایدار تورم محسوب می‌شوند.

بررسی نتایج نشان داد کمک‌های دولت به صندوق‌های بازنشستگی در کوتاه‌مدت تأثیر اندکی بر تورم دارند، اما در بلندمدت به یکی از عوامل مهم توضیح‌دهنده نوسانات تورمی تبدیل می‌شوند. این نتیجه، بیانگر آن است که ناترازی مالی صندوق‌های بازنشستگی از طریق افزایش کسری بودجه و فشار بر منابع مالی دولت می‌تواند به تشدید تورم منجر شود. بر این اساس، اصلاحات ساختاری صندوق‌های بازنشستگی شامل: اصلاح سن و سابقه بازنشستگی، بازنگری در نرخ حق بیمه، بهبود بازدهی سرمایه‌گذاری دارایی‌ها و کاهش وابستگی صندوق‌ها به بودجه عمومی باید به عنوان بخشی از راهبرد کنترل تورم موردتوجه قرار گیرد.

یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که نقدینگی مهم‌ترین عامل بیرونی تعیین‌کننده تورم در بلندمدت است و سهم آن در توضیح واریانس تورم بلندمدت از تمامی متغیرهای دیگر بیشتر است. این نتیجه تأیید می‌کند که رشد مستمر حجم پول و شبه پول، از طریق افزایش تقاضای کل و تشدید انتظارات تورمی، یکی از مهم‌ترین ریشه‌های تورم مزمن در اقتصاد ایران به شمار می‌رود؛ بنابراین، اصلاح ناترازی شبکه بانکی، کنترل رشد ترازنامه بانک‌ها، محدودسازی تأمین مالی پولی کسری بودجه و استفاده مؤثر از ابزارهای سیاست پولی باید در اولویت سیاست‌گذاری اقتصادی قرار گیرد.

نتایج برآورد رابطه بلندمدت نشان‌داد تولید ناخالص داخلی دارای اثر منفی و معنادار بر شاخص قیمت مصرف‌کننده است؛ بدین معنا که افزایش تولید و گسترش ظرفیت‌های مولد اقتصاد می‌تواند از طریق تقویت عرضه کل و کاهش محدودیت‌های تولید، فشارهای تورمی را کاهش دهد؛ هرچند نتایج تجزیه واریانس نشان می‌دهد سهم مستقیم GDP در توضیح نوسانات تورم محدود است، اما اثر منفی و معنادار آن در رابطه بلندمدت بیانگر آن است که رشد اقتصادی پایدار می‌تواند به عنوان یک ابزار ضد تورمی عمل کند؛ از این رو، بهبود محیط کسب و کار، افزایش سرمایه‌گذاری مولد، توسعه زیرساخت‌ها، ارتقای بهره‌وری عوامل تولید و رفع موانع تولید باید به عنوان مکمل سیاست‌های پولی و مالی در دستور کار قرار گیرد.

نتایج نشان‌داد درآمدهای نفتی در بلندمدت اثر منفی و معناداری بر تورم دارند. این یافته بیانگر آن است که افزایش درآمدهای نفتی، در صورت مدیریت صحیح، می‌تواند از طریق بهبود وضعیت مالی دولت، کاهش محدودیت‌های ارزی و تقویت ظرفیت تأمین مالی فعالیت‌های اقتصادی، به کاهش فشارهای تورمی کمک کند. با این حال، نتایج تجزیه واریانس نشان‌داد که سهم مستقیم درآمدهای نفتی در توضیح نوسانات تورم محدود است؛ بنابراین، اهمیت اصلی درآمدهای نفتی نه در اثر مستقیم آن‌ها بر قیمت‌ها، بلکه در نحوه مدیریت و تخصیص این منابع نهفته است. بر این اساس، تقویت صندوق‌های تثبیت و توسعه ملی، هدایت درآمدهای نفتی به سمت سرمایه‌گذاری‌های مولد، کاهش وابستگی بودجه جاری دولت به نفت و افزایش سهم درآمدهای مالیاتی پایدار می‌تواند ضمن کاهش آسیب‌پذیری اقتصاد در برابر شوک‌های نفتی، به کنترل پایدار تورم نیز کمک کند.

در مجموع، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که مهار پایدار تورم در ایران نیازمند رویکردی جامع و چندبعدی است که در آن کنترل رشد نقدینگی، اصلاح ناترازی‌های مالی دولت و صندوق‌های بازنشستگی، تثبیت بازار ارز، مدیریت انتظارات تورمی، توسعه ظرفیت‌های تولیدی و استفاده کارآمد از درآمدهای نفتی به صورت هم‌زمان دنبال شود؛ درواقع، ثبات قیمت‌ها زمانی به صورت پایدار محقق خواهد شد که سیاست‌های پولی، مالی، ارزی و توسعه‌ای در چارچوبی هماهنگ و بلندمدت طراحی و اجرا شوند.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از داوران ناشناس نشریه با نظرات ارزشمند خود به غنای متن مقاله افزودند، قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

نویسنده اول مسئولیت نظارت کلی بر تمامی مراحل انجام پژوهش و فرایند تدوین مقاله را برعهده داشته است. طراحی ایده پژوهش، توسعه روش‌شناسی، برآورد مدل‌ها، انجام آزمون‌های تجربی و نگارش اولیه توسط نویسنده دوم انجام شده است. نویسنده سوم نیز مسئول تدوین مبانی نظری و پیشینه پژوهش، نگارش نهایی مقاله و انجام اصلاحات و بازنگری‌های لازم در فرایند آماده‌سازی مقاله بوده است.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی و دقیق بودن آن در متن و انتهای مقاله، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

- امیدپور، سمانه، مهرگان، نادر، سوری، علی، (۱۴۰۳). اثر غیرخطی انتظارات تورمی و کسری بودجه بر تورم در ایران. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۵ (۵۵): ۸۹-۱۲۱. <https://jemr.khu.ac.ir/article-1-2396-fa.html>
- توسلی، سالله، (۱۴۰۳). کسری بودجه، پایه پولی و تورم (شواهدی از اقتصاد ایران). *فصلنامه پژوهشنامه اقتصاد و برنامه ریزی*، ۲۹ (۳): ۳-۴۴. <http://doi.org/10.61882/jepr.29.3.3>
- حاج امینی، مهدی، (۱۳۹۸). فراتحلیل کیفی نقش اصلاحات بودجه ای در مهار تورم متوسط مزمن اقتصاد ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۴ (۸۰): ۱۵۱-۲۰۲. <http://doi.org/10.22054/ijer.2019.11115>
- خسروی، میثم، جمور، محمد، دارابی، مهدی، (۱۴۰۳). عوامل ایجاد تورم و راهکارهای مهار آن در اقتصاد ایران. *تحلیل‌ها و اندیشه‌های اقتصادی*، ۱ (۲): ۱-۳۴. <http://doi.org/10.22034/eaai.2024.2037114.1029>
- زبیری، هدی و آقایانیانمرزی، عبدالله، (۱۴۰۴). پیچیدگی اقتصادی، نقدینگی و تورم. *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۷ (۳۴): ۱۹۵-۲۲۴. <http://doi.org/10.22034/epj.2025.21527.2587>
- شاه‌آبادی، ابوالفضل، کرمی، بهاره، ارغند، هانیه، (۱۴۰۱). تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر تورم در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی. *فصلنامه اقتصاد مقدماتی*، ۱۹ (۲): ۶۷-۹۱. <http://doi.org/10.22055/jqe.2021.32056.2197>
- شکری، مصطفی، سعادت مهر، مسعود، ذوالقدر، حمید، (۱۴۰۴). بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر نرخ تورم در استان لرستان: رهیافت فازی. *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۷ (۳۳): ۸۵-۱۲۰. <http://doi.org/10.22034/epj.2024.21062.2550>
- صمصامی مزرعه آخوند، حسین، بختیاری، احمد، (۱۴۰۱). بررسی اثرات تامین کسری بودجه بخش دولتی از سیستم بانکی: شواهدی از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۳ (۴۹): ۱۱۲-۱۵۲. <http://jemr.khu.ac.ir/article-1-2306-fa.html>
- جعفری صمیمی، احمد، بالونژاندنوری، روزبه، طهرانچیان، امیرمنصور، (۱۳۹۵). بررسی اثر تکانه درآمدهای نفتی بر تولید و تورم در شرایط وجود چسبندگی در قیمت و دستمزد. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*. ۱۲ (۴۸): ۱-۳۲. <http://iiesj.ir/article-1-351-fa.html>

References

- Adrian, M. T., Gaspar, V. & Vitek, M. F., (2022). A medium-scale DSGE model for the integrated policy framework. *International Monetary Fund*. Working Paper No. 2022/015. <https://doi.org/10.5089/9781616359706.001>
- Agrawal, S., Broszeit, T., Singh, M. R., Sugimoto, N., Surti, J., & Vogelsang, S. J. (2025). *Pension funds and financial stability*. International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9798229002608.065>
- Aliyev, K., Humbatova, S. & Gadim-Oglu, N. H., (2023). How oil price changes affect inflation in an oil-exporting country: evidence from Azerbaijan. *Sustainability*, 15(7): 1-11. <https://doi.org/10.3390/su15075846>
- Al-Senjari, S. M. H. & Al-Anzi, S. H. F., (2023). Budget deficit and its effects on inflation rate (new evidence from Argentina): A monetary vision. *Russian Law Journal*, 11(3): 2646-2658. <https://doi.org/10.52783/rlj.v11i3.2215>

- Aminirad, M. & Shayganmehr, S., (2025). Evaluation of the degree of non-linear exchange rate pass-through in different consumption groups in Iran. *International Journal of Management, Accounting & Economics*, 12(2): 190–212. <https://doi.org/10.5281/zenodo.14968315> (In Persian).
- Aragaw, A., (2024). The inflationary effect of the budget deficit: Does financial sector development matter? *Journal of Innovation and Entrepreneurship*, 13(1): 1–15. <https://doi.org/10.1186/s13731-024-00394-4>
- Banerjee, R. N., Bector, V., Mehrotra, A. & Zampolli, F., (2022). *Fiscal deficits and inflation risks: The role of fiscal and monetary policy regimes* (BIS Working Papers No. 1028). Bank for International Settlements. <https://www.bis.org/publ/work1028.pdf>
- Barro, R. J. & Bianchi, F., (2026). Fiscal influences on inflation in OECD countries, 2020–2023. *The Economic Journal*, 136(674): 626–654.
- Batool, I., Chandia, K. E., Sarwar, B. & Iqbal, M. B., (2024). Fiscal dominance and the inflation dynamics in Pakistan: an empirical analysis. *Millennial Asia*, 15(1): 51–71. <https://doi.org/10.1177/09763996221103003>
- Bordo, M. D. & Levy, M. D., (2021). Do enlarged fiscal deficits cause inflation? The historical record. *Economic Affairs*, 41(1): 59–83. <https://doi.org/10.1111/ecaf.12446>
- Burstein, A. & Gopinath, G., (2014). International prices and exchange rates. In *Handbook of international economics*. Elsevier. 4(9): 391–451. <http://www.nber.org/papers/w18829>
- Chow, G. C. & Lin, A. L., (1971). Best linear unbiased interpolation, distribution, and extrapolation of time series by related series. *The Review of Economics and Statistics*, 53(4), 372–375. <https://doi.org/10.2307/1928739>
- Dambra, M., Quinn, P. J. & Wertz, J., (2023). *Economic consequences of pension bailouts: Evidence from the American Rescue Plan* (SSRN Working Paper No. 4406502). <https://doi.org/10.2139/ssrn.4406502>
- Duodu, E., Baidoo, S. T., Yusif, H. & Frimpong, P. B., (2022). Money supply, budget deficit and inflation dynamics in Ghana: An empirical investigation. *Cogent Business & Management*, 9(1): 2043810. <https://doi.org/10.1080/23311975.2022.2043810>
- Durguti, E., Kryeziu, N. & Gashi, E., (2020). How does the budget deficit affect inflation rate? Evidence from Western Balkans. *International Journal of Finance & Banking Studies*, 9(1): 1–10. <https://doi.org/10.20525/ijfbs.v9i1.526>
- Eggoh, J. C. & Khan, M., (2014). On the nonlinear relationship between inflation and economic growth. *Research in Economics*, 68(2): 133–143. <https://doi.org/10.1016/j.rie.2014.01.001>
- Eita, J. H., Manuel, V., Naimhwaka, E. & Nakusera, F., (2021). The impact of fiscal deficit on inflation in Namibia. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 10(1): 141–164. <https://doi.org/10.2478/jcbtp-2021-0007>
- Elnagger, A. & Ghoneim, H., (2025). Exchange rate pass-through, inflation and monetary policy: Morocco, Tunisia and Jordan. *African Review of Economics and Finance*, 17(1): 126–152. https://www.researchgate.net/profile/Hebatallah-Ghoneim/publication/394479278_Exchange_rate_pass-through_inflation_and_monetary_policy_Morocco_Tunisia_and_Jordan/links/689dc2b81156f345cea0ea75/Exchange-rate-pass-through-inflation-and-monetary-policy-Morocco-

Tunisia-and-

Jordan.pdf?_tp=eyJjb250ZXh0Ijp7ImZpcnN0UGFnZSI6InB1YmxpY2F0aW9uIiwicGFnZSI6InB1YmxpY2F0aW9uIn19

- Ha, J., Stocker, M. M. & Yilmazkuday, H., (2020). Inflation and exchange rate pass-through. *Journal of International Money and Finance*, 10(5): 102-187. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2020.102187>

- Hajamini, M., (2019). The role of fiscal reforms in curbing chronic moderate inflation in the Iranian economy: A qualitative meta-analysis. *Iranian Journal of Economic Research*, 24(80): 151–202. <https://doi.org/10.22054/ijer.2019.11115> (In Persian).

- Harrington, T., Zhang, M. L. & Whitaker, J., (2025). Linking Unfunded Liabilities to Inflationary and Growth Risks, *Working Paper*, 9(18): 1-21. https://www.researchgate.net/profile/Charlie-Luca/publication/401388129_Linking_Unfunded_Liabilities_to_Inflationary_and_Growth_Risks/links/69a46cff43ad5e30a8541eb9/Linking-Unfunded-Liabilities-to-Inflationary-and-Growth-Risks.pdf

- Heer, B., Polito, V. & Wickens, M., (2023). *Pension systems (un)sustainability and fiscal constraints: A comparative analysis* (Sheffield Economic Research Paper No. 2023014). University of Sheffield. <https://eprints.whiterose.ac.uk/id/eprint/200476/>

- Ishaq, T. & Mohsin, H. M., (2015). Deficits and inflation: Are monetary and financial institutions worthy to consider or not? *Borsa Istanbul Review*, 15(3): 180–191. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2015.03.002>

Jafari Samimi, A., Balounejad Nouri, R. & Tranchian, A. M., (2016). An Investigation of the Impact of Oil Revenue Shocks on Output and Inflation under Conditions of Price and Wage Stickiness. *Quarterly Energy Economics Review*, 12(48): 1-32. <http://iesj.ir/article-1-351-fa.html> (In Persian).

- Khosravi, M., Jamour, M. & Darabi, M., (2024). Inflation causes and ways to control it in Iran's economy. *Economic Analysis and Thoughts*, 1(2): 1–34. <https://doi.org/10.22034/eaai.2024.2037114.1029> (In Persian).

- Lane, P. R., (2024). The 2021-2022 inflation surges and monetary policy in the euro area. *Monetary Policy Responses to the Post-Pandemic Inflation*, 2(4): 65-96. <https://www.ecb.europa.eu/press/blog/date/2024/html/ecb.blog240311~968c707650.en.html>

- McCallum, B. T. & Nelson, E., (2010). Money and inflation: Some critical issues. In B. M. Friedman & M. Woodford (Eds.), *Handbook of Monetary Economics*, 7(3): 97–153. [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(10\)03003-9](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(10)03003-9)

- Minh, N. T. T. & Duong, N. T. T., (2017). Effect of a budget deficit on inflation rate in Vietnam. *Hue University Journal of Science: Economics and Development*, 126(5B): 117–127. <https://doi.org/10.26459/hueuni-jed.v126i5B.4151>

- Mosley, L., Eckley, I. A. & Gibberd, A., (2022). Sparse temporal disaggregation. *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*, 185(4): 2203-2233.

- Nunes, R., (2025). Review of *The fiscal theory of the price level*, by J. H. Cochrane. *Journal of Economic Literature*, 63(1): 313–315. <https://doi.org/10.1257/jel.63.1.306.r4>

- Oladipo, S. O. & Akinbobola, T. O., (2011). Budget deficit and inflation in Nigeria: A causal relationship. *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences*, 2(1): 1–8.
<https://www.scholarlinkinstitute.org/jetems/articles/Budget%20Deficit%20and%20Inflation%20in%20Nigeria.pdf>
- Omidpour, S., Mehregan, N. & Souri, A., (2024). The nonlinear effect of inflationary expectations and budget deficit on inflation in Iran. *Journal of Economic Modeling Research*, 15(55): 89–121. <http://jemr.khu.ac.ir/article-1-2396-en.html> (In Persian).
- Proietti, T., (2006). Temporal disaggregation by state space methods: Dynamic regression methods revisited. *The Econometrics Journal*, 9(3): 357–372.
<https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2006.00189.x>
- Samsami Mazrae Akhoond, H. & Bakhtiyari, A., (2022). Investigating the effects of financing the public sector budget deficit from the banking system: Evidence from the dynamic stochastic general equilibrium model (DSGE). *Journal of Economic Modeling Research*, 13(49): 112–152. <http://jemr.khu.ac.ir/article-1-2306-en.html> (In Persian).
- Shahabadi, A., Karami, B. & Arghand, H., (2022). The impact of economic complexity on inflation in selected countries of the Organization of Islamic Cooperation. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 19(2): 67–91.
<https://doi.org/10.22055/jqe.2021.32056.2197> (In Persian).
- Shokri, M., Saadatmehr, M. & Zolghadr, H., (2024). Study of economic variables affecting the inflation rate in Lorestan Province: A fuzzy approach. *The Journal of Economic Policy*, 17(33): 85–120. <https://doi.org/10.22034/epj.2024.21062.2550> (In Persian).
- Slow, J. A., (2024). Examining the Impact of Oil Revenue on Inflation Rates in Iraq from 1991 to 2020. *Bus Econo Stud*, 1(6): 1–8.
- Tavassoli, S., (2024). Budget deficits, monetary base, and inflation: The case of Iran. *Journal of Economic Policy Research*, 29(3): 3–44. <https://doi.org/10.61882/jepr.29.3.3> (In Persian).
- Ture, H. E. & Khazaei, A. R., (2022). *Determinants of inflation in Iran and policies to curb it* (IMF Working Paper No. 2022/181). International Monetary Fund.
<https://doi.org/10.5089/9798400220555.001>
- Van der Ploeg, F., (2020). Macro-financial implications of climate change and the carbon transition. *Event held online*, Conference proceedings.
- Viththika, S., Arulrajah, J. A. & Gnanachandran, G., (2024). The impact of budget deficit on inflation: Insights from Sri Lanka. *Model Assisted Statistics and Applications*, 19(3): 239–250. <https://doi.org/10.3233/MAS-241931>
- Zobeiri, H. & Aghaei Anarmarzi, E., (2025). Economic complexity, liquidity, and inflation. *The Journal of Economic Policy*, 17(34): 195–224.
<https://doi.org/10.22034/epj.2025.21527.2587> (In Persian).

**Applied Economics Studies, Iran (AESI)**P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X - Journal Homepage: <https://aes.basu.ac.ir/>

Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran. Owner & Publisher: Bu-Ali Sina University.

© Copyright © 2026 The Authors. Published by Bu-Ali Sina University.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Investigating the Effects of Pension Fund Deficit Shocks on Inflation, Exchange Rate and Economic Growth in Iran Using the DSGE Model

Bagher Adabi Firouzjaee¹ 

Type of Article: Research

 <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32111.3872>

Received: 2025.12.23; Revised: 2026.04.28; Accepted: 2026.05.03

Pp: 75-116

Abstract

The financial crisis of pension funds in recent years has not only affected the country's social security system but has also disrupted the country's economic order, with a major share of the government budget deficit related to retirees' compensation. Subsequently, these effects spill over into macroeconomic variables. Therefore, the main purpose of this study is to investigate the effects of pension fund shocks on key macroeconomic variables, including inflation, the exchange rate, and economic growth, based on the DSGE model by incorporating the pension fund sector. The results from calibration and the Bayesian method, utilizing quarterly data of the Iranian economy during the period 1380–1400, confirm the structural problem of pension funds and their persistent imbalance. The results of the impulse response functions (IRFs) indicate that a shock to the pension fund, through pressure on the government budget, leads to an expansion of the monetary base and subsequently causes inflation, which becomes permanent in the long run. In addition, the impact of this shock causes an increase in the nominal exchange rate and subsequently a decrease in the real exchange rate, thereby weakening competitiveness. The pension fund shock increases production in the short run due to the demand effect; however, after one period, a reduction in private sector investment—stemming from the crowding-out effect and an insecure investment environment resulting from inflation and high exchange rates—causes production growth to decrease, and this negative trend continues for several periods. Overall, the research findings explicitly confirm that the pension fund crisis has become a structural macroeconomic constraint that directly threatens price stability, causes exchange rate volatility, and leads to unstable growth in Iran. Accordingly, alongside parametric reforms (such as adjustments to the retirement age and premiums), implementing immediate structural reforms in the pension system—including moving toward a fully funded system, enhancing financial transparency, and improving fund asset management—is proposed as an undeniable necessity for Iran's economy to escape the vicious cycle of stagflation.

Keywords: Pension Funds, Inflation, Exchange Rate, Output Growth, DSGE Model.**JEL Classification:** G23, P24, C68.

1. Department of Economic Sciences, Faculty of Humanities and Sport Sciences, Gonbad Kavous University, Gonbad Kavous, Iran.

Email: b.adabi@gonbad.ac.ir

Citations: Adabi Firozjaei, B., (2026). Investigating the Effects of Pension Fund Deficit Shocks on Inflation, Exchange Rate and Economic Growth in Iran Using the DSGE Model. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 15(58): 75-116. <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32111.3872>

Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_6761.html?lang=en

1. Introduction

Pension funds, in addition to their social function as one of the largest financial intermediaries, play a decisive role in mobilizing savings, allocating capital and directing it to productive assets, strengthening investment, and fostering economic growth (Morena & Grima, 2022; Asofea *et al.*, 2023). However, in the event of fiscal imbalances and structural deficits, pension funds become a potential source of macroeconomic instability, as these imbalances typically lead to the transfer of the financial burden to the government budget and affect monetary, foreign exchange, and financial channels (IMF, 2018).

More precisely, pension funds play a dual role in the economy. While on the one hand, their resources, such as various assets and collected insurance premiums, can be a factor in the growth of production and financial markets, on the other hand, their inefficient performance and the consequent structural budget deficits can spill over into other macroeconomic variables by creating pressure on the government budget (Tudor *et al.*, 2025).

The problem of pension fund imbalances in Iran is very severe, and therefore, it is inevitable to explain the mechanism of transmission of pension fund shocks to macroeconomic performance and to provide appropriate solutions to control it. The structure of the pension funds follows a DB-PAYG model. In this model, due to the country's demographic structure and the low support ratio (the ratio of employed to retired individuals), pension funds are actually facing an operating deficit, which has led to their increasing dependence on government budget assistance (IMF, 2018; World Bank, 2022; Adabi & Hosseini, 2024). In addition to demographic and structural factors, inefficient asset management and low investment returns have caused the share of investment income in financing pensions to be insignificant. These issues, along with the government's ambiguous financial relationship with pension funds, have exacerbated the imbalance of pension funds in Iran, and the financing of this imbalance has spilled over into other macroeconomic variables.

Therefore, the question that arises is how pension fund shocks affect key economic variables such as inflation, the exchange rate, and economic growth. For this purpose, the dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) approach is used for the period 1380–1400 in order to help policymakers analyze and predict the future situation correctly and provide appropriate solutions accordingly. In fact, the main innovation of this study is the introduction of the pension fund as a separate sector and the explanation of its interaction channels with the government, the central bank, and the foreign sector.

2. Materials and Methods

The research model is a small-scale New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model for an oil-exporting economy. The model consists of five main components: 1) households, 2) final and intermediate production firms, 3) the pension fund sector, 4) the government and the central bank, and 5) the external sector (oil and trade). The household component in this study is designed based on the integration of the standard framework of New Keynesian DSGE models with the literature on overlapping generations models. In other words, households are divided into two groups: working households (who pay insurance premiums) and retired households (who receive pensions), and consequently, each group of households has a separate utility function. Another innovation of the research model is that the pension fund is considered as a separate sector, such that its income is

provided by employees' insurance premiums, investment income, and government transfers, and its expenditure consists of pension payments to retirees. The pension fund deficit shock follows an autoregressive process. In total, there are 5 shocks in the presented model, including the pension fund deficit shock (ε_t^{def}), the monetary policy shock (ε_t^m), the government expenditure shock (ε_t^g), the oil revenue shock (ε_t^{oil}) and the government transfer payment shock (ε_t^{tr}).

3. Data

To estimate the model parameters, seasonal data of the Iranian economy for the period 1380:1 to 1400:4 have been used. The variables used include GDP growth, the inflation rate (consumer price index), the nominal exchange rate (market average), and variables related to the funds' budget (such as the ratio of government assistance to funds relative to output and the deficit gap). In this study, a combined approach (calibration and Bayesian estimation) has been used to estimate the model parameters. In the calibration method, the model parameters have been quantified based on international literature, Iranian domestic data, and previous empirical studies. The Bayesian estimation method has been used to estimate the coefficients of the shock processes. Also, to ensure the convergence of the parameters in the Bayesian method, the Markov Chain Monte Carlo (MCMC) diagnostic test of [Brooks and Gelman \(1998\)](#) has been used, and the results indicate the successful convergence of the MCMC chains and the reliability of the Bayesian estimation results.

4. Discussion

The results of the research on the response of key variables (inflation, exchange rate, production) to the pension fund deficit shock in the form of impulse response functions (IRFs) show that in the first step, due to the occurrence of the pension fund deficit shock, the government budget deficit in the post-shock state increases compared to the steady-state deficit, and this gap continues to persist. This reveals a kind of vicious feedback loop between the pension fund deficit and the government budget deficit. In the next step, the financing of the pension fund deficit through the government budget causes a budget deficit and an increase in the monetary base, which leads to persistent inflation.

Regarding the impact of the fund shock on production, the results showed that in the short run, increasing pensions for retirees increases their consumption and ultimately has a weak and fleeting positive effect on real production. However, after one period, the trend is completely reversed and production decreases. This is because the unstable environment caused by high inflation and exchange rate fluctuations, along with uncertainty, leads to a significant decrease in real investment and production.

After an unexpected pension fund shock, there will be an immediate and lasting increase in the nominal exchange rate (due to inflationary pressure and a decrease in foreign exchange reserves). On the other hand, because the increase in domestic inflation (the main channel of the shock) is greater than the increase in the nominal exchange rate, the real exchange rate decreases. In fact, the domestic inflationary effect caused by the shock is not fully compensated by the increase in the exchange rate, which means that domestic goods become more expensive than foreign goods, and as a result, export competitiveness decreases.

5. Conclusion

According to the results of this study, it can be seen that the pension fund crisis in Iran is not simply a social or sectoral challenge. With its deep and serious impact on the government budget deficit, inflation, and the exchange rate, it is considered a significant macroeconomic challenge, such that it can be identified as one of the causes of stagflation in the Iranian economy. Therefore, implementing comprehensive reforms of the country's pension system across legal, structural, and parametric dimensions will be an important step in preventing the macroeconomy from falling into the trap of record inflation and economic instability.

According to the research findings, it is suggested that, first, policymakers should explicitly consider the macroeconomic effects of fund shocks when designing their programs, and any decision regarding wages, pensions, or insurance premiums should be accompanied by a careful assessment of its inflationary, recessionary, and budgetary consequences. In the next step, they should fundamentally consider structural reforms of pension funds instead of focusing on short-term solutions such as funding from the government budget. In this regard, it is necessary to first establish a multi-tier social security system model in accordance with international standards, such as those of the World Bank and the International Labor Organization. Moreover, the pension fund model should transition to a fully funded system so that the role of investment income in financing pensioners becomes more prominent. In addition, parametric reforms such as changing the retirement age, the insurance premium rate, and the pension determination formula should be considered.

Furthermore, pension funds should strengthen their productive investment and asset management in accordance with the investment management standards of internationally recognized reports, and improve the composition of their asset portfolios; the majority of their investment resources should be directed towards highly liquid and low-risk assets. Also, one of the initial steps for the independent management of funds is ensuring the transparency of their financial statements and updating the statistical information system based on actuarial science.

Acknowledgments

The author gratefully acknowledges those whose valuable and constructive comments have contributed significantly to improving the academic quality of this article.

Conflict of Interest

The author declares that they have no known competing financial interests or personal relationships that could have appeared to influence the work reported in this paper.



فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
 چاپی: ۲۵۲۰-۲۳۲۲؛ چاپی الکترونیکی: ۴۷۲۲-۲۳۲۲ - وبسایت نشریه: <https://aes.basu.ac.ir>
 نشریه گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.
 حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۵ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی سینا است.
 این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
 آدرس زیر مجاز است.
 Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)



بررسی اثرات شوک کسری صندوق های بازنشستگی بر تورم، نرخ ارز و رشد اقتصادی در ایران با استفاده از مدل DSGE

باقر ادبی فیروزجانی^۱

نوع مقاله: پژوهشی

شناسه دیجیتال: <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32111.3872>

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۱۰/۰۲، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۲/۰۸، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۲/۱۲

صص: ۷۵-۱۱۶

چکیده

بحران مالی صندوق های بازنشستگی کشور در سالیان اخیر نه تنها موجب اختلال در نظام تأمین اجتماعی کشور شده؛ بلکه نظم اقتصادی کشور را نیز برهم زده است، به طوری که بخش عمده ای از کسری بودجه دولت ناشی از تأمین مستمری بازنشستگان بوده که در ادامه آثار آن بر متغیرهای کلان اقتصادی نیز سرایت می کند. از این رو، هدف اصلی این مطالعه، بررسی اثرات شوک صندوق های بازنشستگی بر متغیرهای اصلی کلان اقتصادی شامل تورم، نرخ ارز و رشد اقتصادی بر اساس الگوی DSGE با وارد کردن بخش صندوق بازنشستگی است. نتایج مربوط به برآورد پارامترهای الگو با روش کالیبراسیون و روش بیزین براساس داده های فصلی اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۰-۱۴۰۰، معضل ساختاری صندوق های بازنشستگی و ناترازی پایدار آن را تأیید کرد. در ادامه، نتایج مربوط به توابع عکس العمل آنی (IRFs) نشان داد که شوک کسری صندوق، از طریق فشار بر بودجه دولت و استقرار از بانک مرکزی، منجر به افزایش پایه پولی و تورم می شود که دارای اثر بسیار ماندگار است. علاوه بر این، تأثیر این شوک موجب افزایش نرخ ارز اسمی می شود و چون اثر تورمی بر افزایش نرخ ارز اسمی غلبه می کند؛ در مجموع، موجب کاهش نرخ ارز حقیقی و تضعیف رقابت پذیری می شود. تأثیر شوک صندوق ها در کوتاه مدت به سبب اثر تقاضا و افزایش مصرف بازنشستگان، رشد تولید را افزایش می دهد، اما پس از یک دوره به دلیل کاهش سرمایه گذاری بخش خصوصی ناشی از اثر جایگزینی و محیط ناامن سرمایه گذاری به علت تورم و نرخ ارز بالا، رشد تولید کاهش می یابد و برای چندین دوره روند منفی رشد تولید ادامه می یابد. در مجموع یافته های تحقیق این موضوع را به طور صریح تأیید می کنند که بحران صندوق های بازنشستگی به عنوان یک محدودیت کلان اقتصادی ساختاری تبدیل شده که به دنبال آن ثبات قیمتی، نوسانات ارزی و رشد ناپایدار ایران تحت تأثیر آن قرار می گیرد. بر این اساس، در کنار اصلاحات پارامتریک (نظیر اصلاحات سن بازنشستگی و حق بیمه)، اعمال اصلاحات ساختاری فوری در نظام بازنشستگی، شامل حرکت به سمت نظام ذخیره ای، ارتقای شفافیت مالی و مدیریت دارایی صندوق ها، به عنوان یک ضرورت انکارناپذیر برای خروج اقتصاد ایران از دور باطل رکود تورمی پیشنهاد می شود.

کلیدواژگان: صندوق های بازنشستگی، تورم، نرخ ارز، رشد تولید، الگوی DSGE.

طبقه بندی JEL: G23, P24, C68.

۱. گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و علوم ورزشی، دانشگاه گنبد کاووس، گنبد کاووس، ایران.

Email: b.adabi@gonbad.ac.ir

۱. مقدمه

ثبات صندوق‌های بازنشستگی به عنوان یکی از نگرانی‌های اساسی هم در کشورهای توسعه‌یافته و هم در کشورهای نوظهور، مورد توجه سیاست‌گذاران و محققان این حوزه قرار گرفته است؛ زیرا آن‌ها نقش مهمی در تضمین امنیت مالی بازنشستگان ایفا می‌کنند، به‌ویژه زمانی که سیستم بازنشستگی عمومی با فشارهای فزاینده جمعیتی و اقتصادی روبه‌رو هستند (ساس^۱، ۲۰۱۸). صندوق‌های بازنشستگی علاوه بر کارکرد اجتماعی به عنوان یکی از بزرگ‌ترین واسطه‌های مالی، نقش تعیین‌کننده‌ای در تجهیز پس‌اندازهای بلندمدت، تخصیص سرمایه و هدایت آن به دارایی‌های مولد، تقویت سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی دارند (مورینا و گریما^۲، ۲۰۲۲؛ آسوفنا^۳ و همکاران، ۲۰۲۳). با این حال، در صورت بروز ناترازی‌های مالی و کسری‌های ساختاری، صندوق‌های بازنشستگی به یکی از منشأهای بالقوه بی‌ثباتی اقتصاد کلان تبدیل می‌شوند؛ زیرا این ناترازی‌ها به‌طور معمول به انتقال بار مالی به بودجه دولت منجر شده و کانال‌های پولی، ارزی و مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهند (IMF, 2018)^۴.

در اغلب مطالعات انجام شده بر تأثیر شوک‌ها و نوسانات متغیرهای کلان و عملکرد بازارهای مالی بر بی‌ثباتی صندوق‌های بازنشستگی متمرکز شده بود (نظیر: خان^۵ و همکاران، ۲۰۲۵، نجفی و همکاران، ۲۰۲۲؛ مانگلا و ایندپورکار^۶، ۲۰۲۳؛ قنبرزاده و همکاران، ۲۰۲۴). با این حال، مسئله مهمی که کمتر مورد توجه قرار گرفته است تأثیر ناترازی و بی‌ثباتی صندوق‌های بازنشستگی بر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر کسری بودجه دولت، رشد اقتصادی، تورم و نرخ ارز است؛ به عبارت دیگر، دقیق‌تر صندوق‌های بازنشستگی نقش دوگانه‌ای در اقتصاد ایفا می‌کنند درحالی‌که که از یک‌سو، منابع آن‌ها نظیر دارایی‌ها مختلف و حق بیمه جمع‌آوری شده می‌توانند عاملی برای رشد تولید و بازارهای مالی باشد، در عین حال عملکرد ناکارآمد آن‌ها و به تبع آن کسری‌های بودجه ساختاری این صندوق‌ها می‌تواند از طریق ایجاد فشار بر بودجه دولت بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی سرایت کند (تیودور^۷ و همکاران، ۲۰۲۵).

مسئله ناترازی صندوق‌های بازنشستگی در ایران بسیار شدید است و لذا تبیین مکانیزم انتقال شوک‌های صندوق بازنشستگی بر عملکرد اقتصاد کلان و ارائه راهکارهای متناسب برای مهار آن اجتناب‌ناپذیر است؛ درواقع، بررسی موضوع تحقیق برای اقتصاد ایران از چند جهت حائز اهمیت است، نخست از منظر ساختار کارکرد صندوق‌های بازنشستگی، که مطابق با مطالعات و گزارشات متعدد داخلی و بین‌المللی، ساختار فعالیت این نوع صندوق‌ها از الگوی بدون ذخیره با مزایای مشخص^۸ تبعیت می‌کند؛ به‌نحوی که حقوق بازنشستگی براساس میانگین حقوق چند سال آخر زمان شاغلی تعیین می‌شود و منابع برای تأمین آن از محل حق بیمه شاغلان فعلی تأمین می‌شود. علاوه بر این، با توجه به انتقال ساختار جمعیتی کشور به سوی سالمندی و پایین بودن نسبت پشتیبانی (نسبت شاغلان به

1 Sass

2 Morina & Grima

3 Assefuah

4 <file:///C:/Users/Sepehr/Downloads/002-article-A001-en.pdf>

5 Khan

6 Mangla & Indapurkar

7 Tudor

8 DB-PAYG – Defined benefit- Pay as you go

بازنشستگان)، عدم تعادل میان ورودی‌ها و خروجی‌ها و بازدهی ناکافی سرمایه‌گذاری، عملاً صندوق‌های بازنشستگی نظیر صندوق بازنشستگی کشوری و سازمان تأمین اجتماعی با افزایش تعهدات نقدی و تشدید کسری عملیاتی مواجه هستند و این امر باعث وابستگی فزاینده آن‌ها به کمک‌های بودجه‌ای دولت گردیده است (IMF, 2018; World Bank, 2022; و ادبی و حسینی، ۱۴۰۳).

علاوه بر عوامل جمعیتی و ساختاری، دو عامل کلیدی دیگر نیز به تشدید ناترازی صندوق‌های بازنشستگی در ایران دامن زده است از یک سو مدیریت ناکارآمد دارایی‌ها و بازدهی پایین سرمایه‌گذاری که باعث شده سهم درآمدهای سرمایه‌گذاری در تأمین مالی مستمری‌ها ناچیز باشد (سهمی کمتر از ۱۵٪ در تأمین مالی دو صندوق بازنشستگی کشوری و نیروهای مسلح). از سوی دیگر، ارتباط مالی دولت با صندوق‌ها در سالیان اخیر به صورتی بوده که افزایش بدهی دولت به سازمان تأمین اجتماعی به عنوان یکی از مشکلات اساسی این حوزه محسوب می‌شود؛ به عنوان نمونه دولت حق بیمه تعهدی خود به صندوق را پرداخت نمی‌کرد و یا با وضع معافیت‌های بیمه‌ای در برخی مشاغل خاص، بار مالی آن به صندوق تحمیل می‌شده است و موارد مذکور در قالب بدهی دولت به صندوق درج می‌شده است (ادبی و حسینی، ۱۴۰۳؛ مرکز پژوهش‌های مجلس، ۱۴۰۳).

باتوجه به موارد مذکور صندوق‌ها در عمل با کسری عملیاتی و وابستگی به بودجه دولت مواجه شدند و لذا دولت برای جبران این کسری، یا باید از محل درآمدهای نفتی اقدام کند که بر درآمدهای ارزی و نوسانات بازار ارز و نرخ ارز اثر می‌گذارد و یا این که به استقراض از بانک مرکزی و خلق نقدینگی روی می‌آورد که این امر مستقیماً به تورم دامن می‌زند. همچنین تأمین آن از محل درآمدهای مالیاتی (در صورت امکان) نیز عاملی برای کاهش انگیزه تولید خواهد بود.

علاوه بر این، از منظر سیاست‌گذاری انجام این مطالعه ضروری خواهد بود؛ چراکه با ارائه مدل پیشنهادی می‌تواند پیامدهای ناترازی صندوق‌های بازنشستگی و نیز انجام اقداماتی نظیر افزایش مستمری‌ها، تغییر نرخ حق بیمه یا سن بازنشستگی را بر تورم، نرخ ارز و رشد اقتصادی شبیه‌سازی کند و به تصمیم‌گیران و سیاست‌گذاران اقتصادی کشور دورنمای کمی از تبعات بحران صندوق‌های بازنشستگی بر اقتصاد کلان ارائه می‌دهد تا مبنایی برای اقدامات مدیریتی آن‌ها در مواجهه با کلان‌شوکه‌ها داشته باشند. همچنین این مطالعه به خلأ مطالعاتی موجود در ادبیات اقتصادی ایران که تمرکز غالب مطالعات پیشین بر تأثیر متغیرهای کلان بر صندوق‌ها بوده را پر کرده و اثر معکوس آن، یعنی سرریز بی‌ثباتی صندوق‌ها به اقتصاد کلان را با استفاده از چارچوب‌های پیشرفته‌ای مانند DSGE مورد بررسی قرار می‌دهد.

با توجه به موارد مطرح شده، سؤالی که مطرح می‌شود این است که شوک‌هایی که از سمت صندوق‌های بازنشستگی بر اقتصاد ایران وارد می‌شوند چگونه و با چه مکانیزمی بر سه متغیر کلیدی اقتصاد ایران یعنی تورم، نرخ ارز و رشد اقتصادی اثر می‌گذارند و برای این منظور از رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی و برای دوره ۱۳۸۰-۱۴۰۰ به کار گرفته می‌شود تا بر این اساس بتوان برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران را در تحلیل و پیش‌بینی درست وضعیت آینده کمک و متناسب با آن راه‌حل‌های مناسب را ارائه داد. درواقع، نوآوری اصلی این مطالعه در مدل‌سازی، معرفی صندوق بازنشستگی به عنوان یک بخش مجزا و تبیین کانال‌های تعاملی آن با دولت، بانک

مرکزی و بخش خارجی است. ساختار این مطالعه به شرح زیر است در ادامه و بخش دوم مبانی نظری و پیشینه تحقیق ارائه می شود. در بخش سوم، الگوی تحقیق تبیین می شود. بخش چهارم به ارائه نتایج پژوهش و تفسیر آن اختصاص دارد و در پایان جمع بندی از این مطالعه ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

۲-۱. صندوق های بازنشستگی و متغیرهای کلان اقتصادی

چندین مکانیسم وجود دارد که می تواند به طور بالقوه تأثیر صندوق های بازنشستگی را بر رشد اقتصادی توضیح دهد. از یک منظر صندوق های بازنشستگی به عنوان سرمایه گذاران نهادی بلندمدت می توانند با تجهیز منابع در بازارهای مالی، باعث افزایش سطح کلی سرمایه گذاری در اقتصاد و در نتیجه رشد اقتصادی شوند (سانوسی^۱ و همکاران، ۲۰۲۱). از طرف دیگر، چنین استدلال می شود صندوق های بازنشستگی به عنوان حضور سرمایه گذاران نهادی بزرگ منجر به حاکمیت بهتر و کارایی شرکت ها می شوند و از این رو، ممکن است منجر به رشد بالاتر شود (دیویس و استیل^۲، ۲۰۰۴).

در مقابل این اثرات مثبت، نگرانی هایی نیز وجود دارد مبنی بر این که پس اندازهای بالاتر بازنشستگی می تواند از طریق تأثیر بر بانک ها، اثرات نامطلوبی داشته باشد. این امر می تواند در صورتی اتفاق بیفتد که تأمین مالی بیشتر سرمایه ای بازنشستگی، پس اندازهای خصوصی را از بانک ها به صندوق های بازنشستگی و شرکت های بیمه عمر منتقل کند و در نتیجه پایه سپرده های پایدار خانوار برای بانک ها را تضعیف کند (سپتی^۳ و همکاران، ۲۰۱۱). به طوری که در کشورهای با شرایط بد اقتصادی تأثیر دارایی های بازنشستگی بر رشد اقتصادی نامطلوب تر یا حتی منفی است (بیجلسما^۴ و همکاران، ۲۰۱۸).

به طور دقیق تر نقش و تأثیر دارایی و سرمایه گذاری صندوق های بازنشستگی بر توسعه بازارهای مالی، پس انداز خانوارها، توزیع درآمد و رشد اقتصادی از طریق کانال های متعددی امکان پذیر است (خان و همکاران، ۲۰۲۵):

– **کانال سرمایه گذاری (سهام) بلندمدت:** سرمایه گذاران می توانند از طریق بازار سرمایه و خرید سهام مربوط به دارایی های صندوق های بازنشستگی باعث رونق بازار سرمایه و افزایش رشد و تولید شوند و حتی در نظام تمام ذخیره ای (FF) سرمایه گذاری در بازار سرمایه می تواند منجر به ارتقای تحقیق و توسعه، نوآوری و پیشرفت تکنولوژی و در نهایت رشد بهره وری و جهش رشد تولید شود.

– **کانال شمول مالی:** در حالی که کانال قبلی از طریق بخش شرکتی فعالیت می کند، این کانال از طریق بخش خانوار ایفای نقش می کند. به طور خاص، سرمایه گذاری صندوق های بازنشستگی، دسترسی افراد به بازارهای سهام را تسهیل می کند و گزینه های سرمایه گذاری را برای خانوارها، به ویژه برای خانوارهایی که دسترسی مستقیم محدودی به ابزارهای مالی مانند سهام شرکت ها و اوراق قرضه دولتی/شرکتی دارند، گسترش می دهند.

1 Sanusi

2 Davis & Steil

3 Cecchetti

4 Bijlsma

– **کانال بهینه‌سازی بین‌زمانی:** این کانال نیز بر نقش خانوارها تأکید دارد، البته این کانال خود به دو زیربخش تقسیم می‌شود؛ بخش نخست مربوط به پس‌انداز اجباری یا تشویقی می‌شود، درواقع، برای خانوارهایی که پس‌انداز کافی ندارند، طرح‌های بازنشستگی تمام ذخیره‌ای آن‌ها را مجبور یا تشویق می‌کند تا بیشتر پس‌انداز کنند و به سرمایه‌گذاران غیرمستقیم در بازارهای سهام تبدیل شوند. این امر پس‌انداز خانوارها را به سطح بهینه نزدیک‌تر می‌کند و همچنین عرضه سرمایه بلندمدت را افزایش می‌دهد و در نتیجه به رشد اقتصادی کمک می‌کند. بخش بعدی شامل متعادل‌سازی پرتفوی می‌شود؛ به عبارت دیگر، صندوق‌های بازنشستگی به‌عنوان سرمایه‌گذاران نهادی و مدیران سرمایه‌گذاری جمعی، می‌توانند به‌طور بالقوه توسعه سالم بازار سهام را ارتقا داده و جذابیت و دسترسی به سهام شرکت‌ها و اوراق قرضه دولتی/شرکتی را افزایش دهند. این امر به نوبه خود، اتکای بیش از حد به سپرده‌های بانکی یا مسکن به‌عنوان ابزارهای پس‌انداز را کاهش داده و به خانوارها کمک می‌کند تا به یک پرتفوی پس‌انداز متعادل‌تر دست‌یابند. این امر منجر به بازده سرمایه‌گذاری بالاتر یا پایدارتر می‌شود و در نتیجه میزان پس‌انداز موردنیاز برای رسیدن به یک هدف مصرف خاص در آینده را کاهش می‌دهد.

۲-۲. کانال‌های تأثیر شوک صندوق‌های بازنشستگی

با توجه به هدف تحقیق در این بخش به‌طور دقیق‌تر کانال‌های تأثیر شوک صندوق‌های بازنشستگی بر متغیرهای اصلی کلان اقتصادی ارائه شده است.

کانال بودجه دولت و تورم پولی: مهم‌ترین کانال اثرگذاری صندوق‌های بازنشستگی در اقتصاد ایران، کانال بودجه دولت است. در نظام بدون ذخیره (PAYG)، کسری ساختاری صندوق‌ها ناشی از عوامل جمعیتی یا عملکردی، دولت را ناگزیر به تزریق منابع برای جلوگیری از ورشکستگی آن‌ها می‌کند (جعفری مطلق و همکاران، ۱۳۹۹). اگر درآمدهای مالیاتی و نفتی دولت برای پوشش این هزینه جدید کافی نباشد، دولت به استقراض از بانک مرکزی روی می‌آورد. این عمل منجر به افزایش پایه پولی و در نهایت تورم می‌شود. می‌توان، این کانال را توضیح‌دهنده اصلی انتقال شوک کسری صندوق‌ها به تورم در اقتصاد ایران عنوان کرد.

کانال بازار دارایی‌ها و رشد اقتصادی: صندوق‌های بازنشستگی به‌عنوان سرمایه‌گذاران نهادی، نقش بسزایی در توسعه بازار سرمایه و تأمین مالی بنگاه‌ها ایفا می‌کنند. از نظر نظری، دارایی‌های آن‌ها می‌تواند از دو کانال بر رشد اقتصادی اثر بگذارد. نخستین کانال مربوط به کانال سرمایه‌گذاری بلندمدت است که صندوق‌ها با سرمایه‌گذاری در سهام و اوراق قرضه شرکتی، هزینه سرمایه را برای بنگاه‌ها کاهش داده و سرمایه‌گذاری و در نتیجه رشد بهره‌وری و تولید را افزایش می‌دهند (توماس و اسپاتارو^۱، ۲۰۱۶؛ وورگلر^۲، ۲۰۰۰). کانال دوم مربوط به کانال رفاه و مصرف است؛ به‌طوری‌که عملکرد نامناسب صندوق‌ها و کاهش ارزش دارایی‌های آن‌ها، ثروت خانوارهای بازنشسته و آینده‌نگر را کاهش داده و می‌تواند منجر به کاهش مصرف و تقاضای کل شود. همچنین،

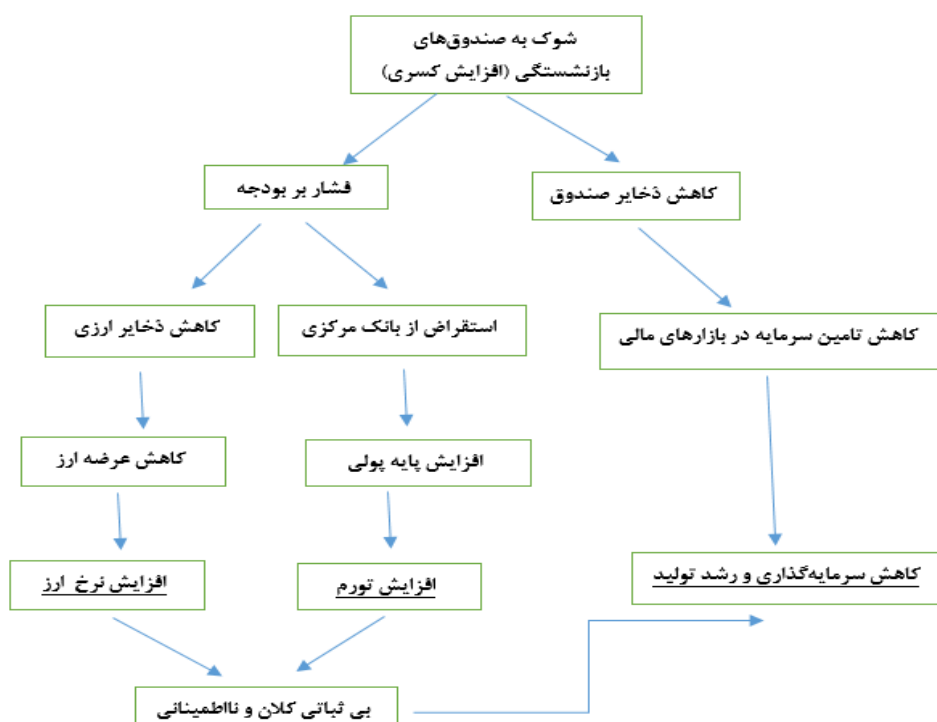
¹ Thomas & Spataro

² Wurgler

بی‌ثباتی ناشی از کسری صندوق‌ها، نااطمینانی کلان را افزایش داده و با کاهش انگیزه سرمایه‌گذاری خصوصی، به رشد اقتصادی بلندمدت آسیب می‌زند (بیجلسما و همکاران، ۲۰۱۸).

کانال نرخ ارز: براساس چارچوب نظری، شوک به صندوق‌های بازنشستگی از دو کانال بر نرخ ارز تأثیر می‌گذارد. از یک‌سو، فشار بر بودجه دولت برای جبران کسری صندوق‌ها ممکن است به کاهش ذخایر ارزی و در نتیجه کاهش عرضه ارز بینجامد که افزایش نرخ ارز اسمی را در پی دارد (مونتیل^۱، ۲۰۰۹). از سوی دیگر، تورم ایجادشده از طریق کانال پولی، با کاهش ارزش واقعی پول ملی براساس مکانیسم برابری قدرت خرید، بر نرخ ارز اثر می‌گذارد. این تعامل دوطرفه میان تورم و نرخ ارز، یک حلقه بازخوردی مثبت تشکیل می‌دهد که در اقتصادهای در حال توسعه با چالش‌های بودجه‌ای شدت می‌یابد (آگنور و مونتیل^۲، ۲۰۱۵).

به‌طور خلاصه چارچوب نظری ارتباطات بین متغیرهای تحقیق را در نمودار ۱ به‌صورت شماتیک نمایش داده شده است. همان‌طور که ملاحظه شد، یک شوک منفی به صندوق‌های بازنشستگی (افزایش کسری) می‌تواند از طریق چندین کانال به‌هم پیوسته، اقتصاد کلان را تحت تأثیر قرار دهد. کانال بودجه دولت و پولی، محرک اصلی تورم است. این تورم و همچنین مدیریت ذخایر ارزی، نرخ ارز را تحت فشار قرار می‌دهد. در نهایت، هر دوی این عوامل (تورم و نوسان نرخ ارز) به‌همراه کاهش سرمایه‌گذاری‌های مولد صندوق‌ها، محیطی بی‌ثبات برای فعالیت‌های مولد ایجاد کرده و رشد اقتصادی را در بلندمدت تضعیف می‌کنند.



نمودار ۱: تأثیر ناترازی صندوق‌های بازنشستگی بر متغیرهای کلان اقتصادی

Graph 1: The Impact of Pension Fund Imbalance on Macroeconomic Variables

¹ Montiel

² Agénor & Montiel

۳-۲. مطالعات پیشین

الف) مطالعات داخلی

«قربانزاده» و همکاران (۲۰۲۴) در پژوهشی، تأثیر صندوق‌های بازنشستگی بر متغیرهای اقتصادی در ۸ کشور (هلند، آلمان، ترکیه، هند، روسیه، انگلستان، ژاپن و کانادا) را با رویکرد داده‌های پانل طی دوره ۲۰۲۱-۲۰۰۵ بررسی کردند. براساس نتایج به‌دست آمده در این تحقیق، متغیرهای نرخ بهره کوتاه‌مدت، نرخ ارز و نرخ بیکاری بر نسبت دارایی‌های صندوق‌های بازنشستگی به تولید ناخالص داخلی (به‌عنوان شاخص عملکرد) تأثیر معنادار دارند. «رضازاده» و همکاران (۱۴۰۳)، در پژوهش خود تأثیر اصلاحات ساختاری صندوق‌های بازنشستگی بر عملکرد بخش حقیقی اقتصاد و بازار سرمایه کشور را با استفاده از مدل‌های هم‌پوشی نسلی مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن بود که در نظام بازنشستگی پرداخت جاری شوک سیاست مالی منجر به کاهش موجودی سرمایه، کاهش تولید و به تبع آن کاهش سطح رفاه افراد به میزان قابل‌توجهی می‌شود در حالیکه در نظام بازنشستگی اندوخته کامل سطح رفاه، موجودی سرمایه و تولید پایین نمی‌آید و با وجود ایجاد یک سیستم توزیع درآمد بین نسلی، سرمایه کل کاهش پیدا نمی‌کند.

«نجفی» و همکاران (۱۴۰۰)، در مقاله خود تأثیر شوک متغیرهای کلان اقتصادی بر تاب‌آوری صندوق‌های بازنشستگی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری SVAR را طی دوره ۱۳۵۰-۱۳۹۶ مورد بررسی قرار دادند. نتایج تأکید بر سهم قابل‌ملاحظه شوک‌های بدهی دولت، بیکاری و تورم بر آسیب به عملکرد صندوق‌های بازنشستگی دارد.

«مکری» و همکاران (۱۴۰۰)، تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی را بر بار مالی صندوق‌های بازنشستگی ایران با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۴ و مدل غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم STR مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش حاکی از داشت که متغیرهای رشد اقتصادی، رشد شاخص بورس و رشد نرخ ارز در دو رژیم (نرخ تورم بالای ۱۵ و و پایین ۱۵٪) تأثیر منفی بر بار مالی صندوق‌های بازنشستگی برای بودجه دولت دارد. «جعفری‌مطلق» و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای آثار تغییرات جمعیتی را بر پایداری مالی صندوق بازنشستگی در ایران با استفاده از رویکرد مدل نسل‌های هم‌پوشان و روش تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) مورد بررسی قرار دادند. نتایج شبیه‌سازی و ارزیابی توابع واکنش آنی و ارزیابی ضرایب همبستگی بیانگر این بود که بین متغیرهای نرخ زاد و ولد و امید به زندگی با کسری مالی صندوق بازنشستگی همبستگی مثبت وجود دارد، با این حال همبستگی میان متغیر طول دوره کار با کسری مالی صندوق بازنشستگی منفی است.

ب) مطالعات خارجی

«سانوسی» و همکاران (۲۰۲۱)، به بررسی تأثیر صندوق‌های بازنشستگی بر سطح سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در کشور آفریقای جنوبی با استفاده از داده‌های فصلی و مدل رگرسیون خطی بیزی (BLR) طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹ پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد صندوق‌های بازنشستگی هیچ تأثیر قابل‌توجهی بر سطح کلی

سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در اقتصاد آفریقای جنوبی ندارند؛ از این‌رو، مطالعه توصیه می‌کند که سیاست‌گذاران و تنظیم‌کنندگان صندوق‌های بازنشستگی باید شیوه‌های سرمایه‌گذاری در صندوق‌ها را تغییر دهند و در عین حال، ایمنی صندوق‌های سرمایه‌گذاری شده را تضمین کند تا منافع صاحبان صندوق‌های بازنشستگی به خطر نیفتد.

«کولودیزیف»^۱ و همکاران (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای تأثیر دارایی‌های بازنشستگی را بر رشد اقتصادی کشورهای پس‌اوسیالیستی (مجارستان، جمهوری اسلواکی، اسلونی، لهستان و جمهوری چک) و اکراین را بر مبنای رویکرد داده‌های تابلویی بررسی کردند. نتایج بیانگر تأثیر معنادار اندازه دارایی‌های صندوق بازنشستگی بر شاخص‌های عملکرد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه (نظیر: تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و تولید ناخالص داخلی) بوده است. نتایج به تفکیک نوع دارایی نشان می‌دهد که رشد اقتصادی بیشترین تأثیر را از دارایی‌های بازنشستگی سرمایه‌گذاری شده در سپرده‌ها دارد و سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار بخش دولتی و خصوصی کمتر مؤثر بوده است. «سانی»^۲ و همکاران (۲۰۲۲) تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر عملکرد صندوق‌های بازنشستگی را با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) مدل‌سازی و مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. این تجزیه و تحلیل، ارتباط مثبت و معناداری را بین نرخ ارز و سهم بازنشستگی در بلندمدت و کوتاه‌مدت نشان می‌دهد؛ به‌طور مشابه، نرخ تورم، ارتباط منفی و معناداری را با سهم بازنشستگی در بلندمدت و کوتاه‌مدت نشان می‌دهد. نتایج همچنین نشان می‌دهد که ضریب مدل تصحیح خطا (ECM) از نظر آماری معنادار است؛ به این معنی که سیستم خود را با نرخ ۳۸٪ از کوتاه‌مدت به بلندمدت اصلاح خواهد کرد. این مطالعه، نتیجه می‌گیرد که باید تلاش‌های هماهنگی از سوی دولت برای کاهش نرخ تورم بیش از حد انجام شود، نرخ سپرده باید نظارت شود و همیشه آن را به صندوق بازنشستگان مرتبط کند تا پایداری مالی آن حفظ شود.

«مورینا» و «گریما» (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری در دارایی‌های بازنشستگی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب غیر عضو OECD (اقتصادهای نوظهور و درحال گذار) با در نظر گرفتن اثر کنترل‌ی تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، اعتبار داخلی به بخش خصوصی، تورم، بدهی عمومی و جمعیت پرداختند. براساس نتایج اقتصادسنجی داده‌های تابلویی، نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری در دارایی‌های صندوق‌های بازنشستگی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب طی دوره ۲۰۱۸-۲۰۰۲ م. داشته است.

«آسیوفوا»^۳ و همکاران (۲۰۲۳) تأثیر صندوق‌های بازنشستگی (PF) و کیفیت نهادی (IQ) را بر توسعه بازار سرمایه در ۴۸ کشور آفریقایی با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی پویا سیستمی (GMM) بررسی کردند؛ نتایج بیانگر این بوده که تعامل بین PF و IQ به‌طور قابل‌توجهی بر توسعه بازار سرمایه تأثیر منفی می‌گذارد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که PF در آفریقا به‌طور مثبت به توسعه مالی کلی کمک می‌کند و به‌نظر می‌رسد مدیران صندوق‌های بازنشستگی (PFM) بیشتر بر سایر دارایی‌های بازار مالی نسبت به بازارهای سرمایه متمرکز دارند. نتیجه گرفته شد که IQ ممکن است به‌عنوان ابزاری برای مدیریت ریسک عمل کند؛ بنابراین، توصیه می‌شود که

1 Kolodiziev

2 Sani

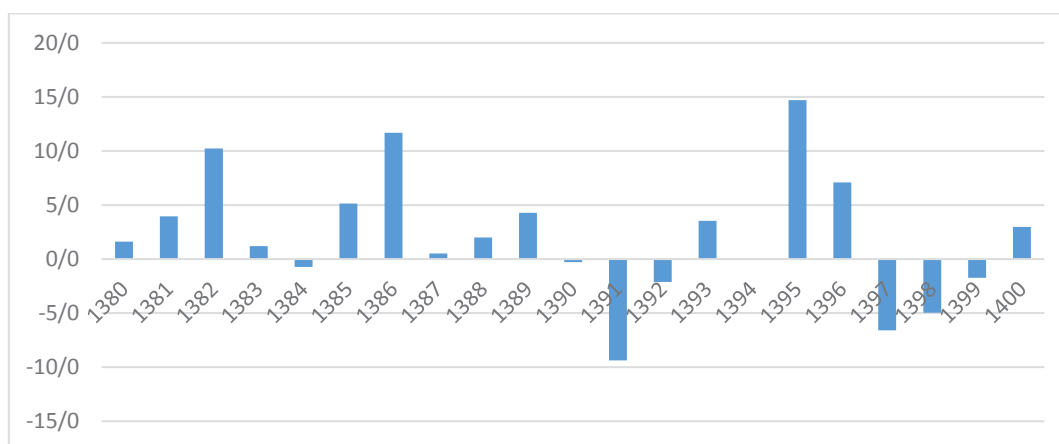
3 Assefuah

سیاست‌هایی در مورد IQ قوی اعمال شود تا مدیران صندوق بتوانند در دوران بازنشستگی به تعهدات خود عمل کنند.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در میان پژوهش‌های داخلی و خارجی بررسی شده، هیچ مطالعه‌ای از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای بررسی مستقیم اثرات شوک‌های کسری صندوق‌های بازنشستگی بر تورم و نرخ ارز استفاده نکرده است؛ بیشتر مطالعات موجود به بررسی شکاف بودجه‌ای صندوق‌ها (مردی و همکاران، ۱۴۰۴) یا اثرات آن‌ها بر بازار سرمایه (رضازاده و همکاران، ۱۴۰۳) پرداخته‌اند، در حالی که این پژوهش با تمرکز مستقیم بر مکانیزم انتقال شوک‌های صندوق‌های بازنشستگی به نرخ ارز و تورم در یک مدل پویا، خلأ موجود را پر خواهد کرد.

۴-۲. روند بلندمدت متغیرهای اقتصاد کلان و صندوق‌های بازنشستگی در ایران

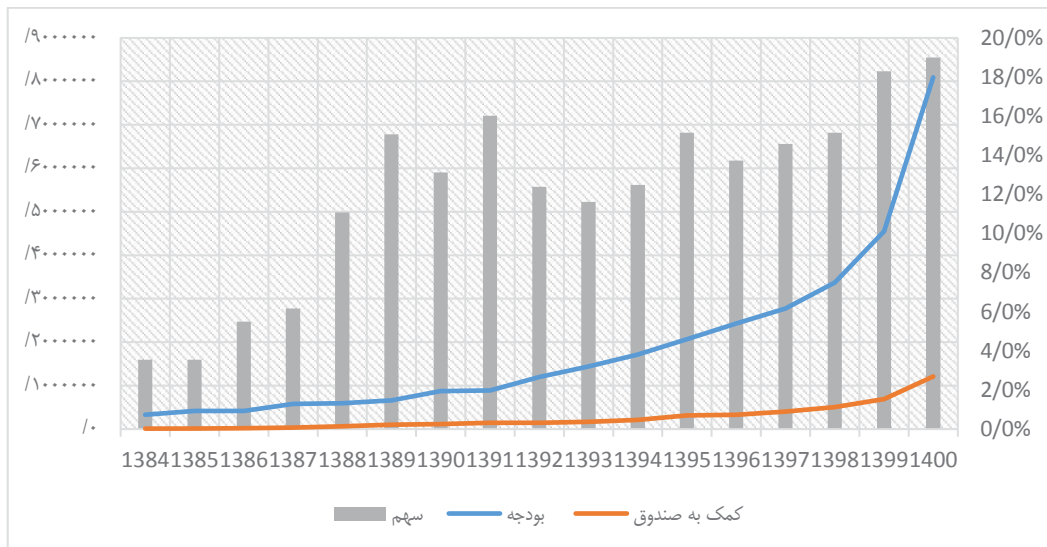
پیش از ارائه و تحلیل نتایج شبیه‌سازی مدل، روند متغیرهای کلیدی اقتصاد ایران شامل رشد تولید و کسری بودجه در کنار وضعیت مالی و جمعیتی صندوق‌های بازنشستگی مورد بررسی قرار گیرد. مطابق نمودار (۲)، نرخ رشد اقتصادی سالانه ایران در دو دهه اخیر روند با نوسانات شدید را تجربه کرد و حتی میانگین آن به‌طور متوسط پایین بوده است؛ به‌طوری که چنین رشد اقتصادی برای جبران رشد جمعیت و ایجاد اشتغال کافی نبوده است. این روند نزولی رشد اقتصادی در کنار تورم مزمن (با نرخ میانگین نزدیک به ۲۰٪) نشان‌دهنده پدیده رکود تورمی است که در کنار تغییرات در شاخص‌های مالی و جمعیتی صندوق‌های بازنشستگی به ناترازی آن‌ها و وابستگی به بودجه دولت منجر شده است.



نمودار ۲: روند رشد تولید به قیمت جاری طی دوره ۱۴۰۰-۱۳۸۰ (درصد)، (مرکز آمار ایران).

Graph 2: Trend of Output Growth at Current Price, 2001–2021 (%), (Statistical Center of Iran)

نمودار (۳)، وضعیت وابستگی صندوق‌های بازنشستگی به بودجه دولت را طی دوره ۱۴۰۰-۱۳۸۴ نشان می‌دهد.

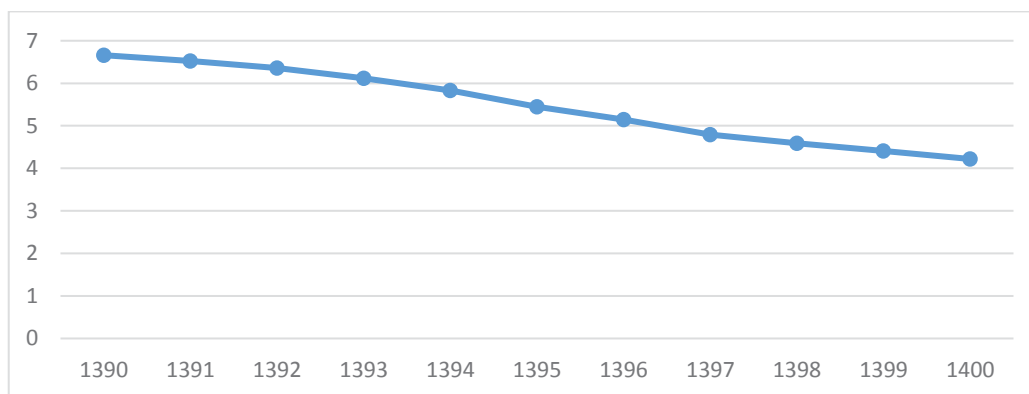


نمودار ۳: روند بودجه دولت و کمک به صندوق‌های بازنشستگی طی دوره ۱۴۰۰-۱۳۸۴ (مرکز پژوهش‌های مجلس (۱۴۰۳)، بانک مرکزی ج.ا.ا).

Graph 3: Trends in the Government Budget and Government Transfers to Pension Funds, 2005–2021 (Iranian Parliament Research Center (2024), the Central Bank of Iran)

در طی دوره مورد بررسی کمک دولت به صندوق‌های بازنشستگی روند افزایشی داشته است؛ به‌طوری‌که سهم ۳/۵٪ آن از بودجه دولت در سال ۱۳۸۴ به حدود ۱۹٪ در سال ۱۴۰۰ افزایش یافته است. از عمده دلایل افزایش این سهم می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

الف) عوامل جمعیتی: بررسی روند تغییرات جمعیتی ایران نشان می‌دهد، جمعیت افراد بالای ۶۵ سال که عمده تعهدات صندوق‌ها در قبال آنان است، نسبت به جمعیت کل کشور بیشتر افزایش یافته؛ به‌طوری‌که این تغییرات جمعیتی باعث شده که نسبت پشتیبانی (شاغلان به بازنشستگان) در صندوق‌های بزرگ بازنشستگی به شدت کاهش یابد (نمودار ۴).

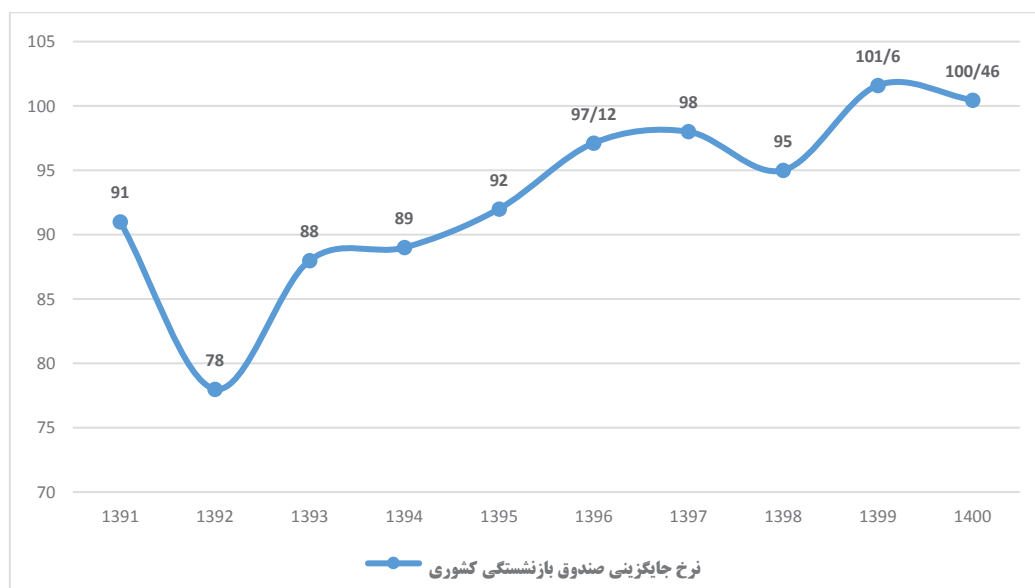


نمودار ۴: روند نسبت پشتیبانی سازمان تأمین اجتماعی طی دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۰ (دفتر بیمه‌های اجتماعی وزارت تعاون، کار و رفاه اجتماعی (برگرفته از گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس)).

Graph 4: Trend in the Support Ratio of the Social Security Organization, 2011–2021 (Office of Social Insurance, Ministry of Cooperatives, Labour and Social Welfare)

مطابق نمودار، نسبت پشتیبانی در سازمان تأمین اجتماعی از نسبت ۶/۶۶ در سال ۱۳۹۰ به ۴/۲۲ در سال ۱۴۰۰ کاهش یافت. این نسبت در دو صندوق بازنشستگی کشوری و نیروهای مسلح به نسبت بحرانی کمتر از ۱ رسیده است.

ب) عوامل مالی، بیمه‌ای و سرمایه‌گذاری: درآمد صندوق‌های بازنشستگی از سه منبع حق بیمه شاغلان (حدود یک-سوم)، کمک‌های دولت (حدود ۷۰٪) و بازدهی سرمایه‌گذاری دارایی‌ها (کمتر از ۱۰٪) تأمین می‌شود. از پارامترهای اثرگذار در وابستگی بودجه‌ای صندوق مربوط به نرخ جایگزینی (نسبت میانگین اولین حقوق حقوق‌بگیران به میانگین آخرین حقوق مشمول کسورات) است این نسبت در صندوق‌های بازنشستگی درحال افزایش بوده و بیش از ۹۰٪ شده است. درحالی‌که برای کشورهایی که نظام بازنشستگی قوی دارند این نسبت معمولاً در حدود ۴۰ تا ۵۰٪ است.



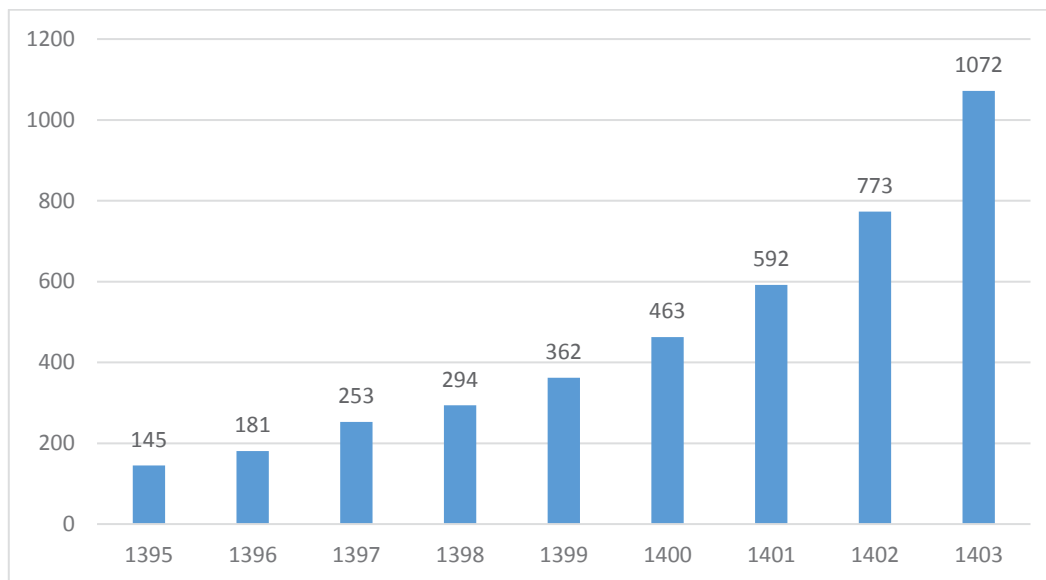
نمودار ۵: نرخ جایگزینی صندوق بازنشستگی کشوری (سالنامه آماری صندوق بازنشستگی کشوری، ۱۴۰۰).

Graph 5: Trend in the Replacement Rate of the Civil Servants Pension Fund (Statistical Yearbook of the Civil Servants Pension Fund, 2021).

ازطرفی یکی از عوامل اصلی تشدید کسری صندوق‌ها، بازدهی پایین سرمایه‌گذاری دارایی‌ها است. بررسی عملکرد صندوق بازنشستگی کشوری در پنج سال منتهی به سال ۱۴۰۲ نشان می‌دهد که متوسط نرخ بازده دارایی‌ها حدود ۱۵٪ بوده است. این نرخ بازده در مقایسه با نرخ تورم مزمن اقتصاد ایران عملاً منفی بوده و ارزش حقیقی دارایی‌های صندوق را کاهش داده است. حدود ۷۵٪ از دارایی‌های صندوق در دارایی‌های کم‌نقد و با بازده پایین (ازجمله سهام شرکت‌های دولتی زیان‌ده، اوراق مشارکت با نرخ سود دستوری و املاک) سرمایه‌گذاری شده است که نه تنها نقدشوندگی لازم برای پرداخت مستمری‌های جاری را فراهم نمی‌کند، بلکه بازدهی کافی برای جبران کسری عملیاتی نیز ندارد (مرکز پژوهش‌های مجلس، ۱۴۰۳).

ازطرفی باتوجه به ارتباط مالی دولت و صندوق‌های بازنشستگی، طی دهه ۱۳۹۰ به دلیل رکود و شرایط بد اقتصادی میزان بدهی‌های کارفرمایان و حتی دولت به سازمان تأمین اجتماعی افزایش یافته است (نمودار ۶).

مطابق نمودار، مقدار بدهی دولت به سازمان تأمین اجتماعی از ۱۴۵ هزار میلیارد تومان در سال ۱۳۹۵ به بیش از ۱۰۰۰ میلیارد تومان در سال ۱۴۰۳ افزایش داشته که عمدتاً به دلیل تعهدات ناشی از تکالیف قانونی جدید، عدم پرداخت سه درصد حق بیمه سهم دولت، ایجاد تعهداتی مانند حق بیمه برخی مشاغل خاص و کسورات ناشی از بازنشستگی پیش از موعد در ازای اشتغال جدید بوده است.



نمودار ۶: بدهی دولت به سازمان تأمین اجتماعی طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۴۰۰ (۱۰۰۰ میلیارد تومان)، (مأخذ: مرکز پژوهش‌های مجلس، ۱۴۰۳).

نکته: میزان بدهی برآورد شده توسط سازمان تأمین اجتماعی و دولت برآورد اختلاف قابل ملاحظه‌ای دارد.

Graph 6: Trend in Government Debt to the Social Security Organization, 2016–2021 (Thousand Billion Tomans), (Iranian Parliament Research Center, 2024).

با بررسی روند متغیرهای اصلی صندوق‌های بازنشستگی در کنار متغیرهای کلان اقتصادی، می‌توان بیان کرد کسری صندوق‌های بازنشستگی در ایران یک مسئله ساختاری و مزمن است که ریشه در مدیریت ناکارآمد دارایی‌ها، بازدهی پایین سرمایه‌گذاری و برداشت‌های بی‌رویه دولت دارد و اثرات آن از کانال‌های بودجه دولت، پایه پولی، نرخ ارز و سرمایه‌گذاری به اقتصاد کلان منتقل می‌شود.

در یک جمع‌بندی کلی، مکانیزم‌های انتقال شوک صندوق‌های بازنشستگی (کانال‌های اثرگذاری) بر متغیرهای هدف در جدول ۱، ارائه می‌شود؛ درواقع، جدول نشان می‌دهد که این مدل چگونه اثر شوک صندوق‌ها را منتقل می‌کند.

جدول ۱: مکانیزم انتقال شوک کسری صندوق بازنشستگی بر تورم، نرخ ارز و رشد اقتصادی

Tab. 1: Transmission Mechanisms of Pension Fund Imbalance Shocks to Inflation, Exchange Rate, and Economic Growth

متغیر هدف	کانال	مکانیزم انتقال شوک کسری صندوق
تورم	کانال بودجه	افزایش کسری صندوق ($Deficit_t$) منجر به فشار بر دولت برای جبران کسری (Tr_t) می‌شود،
	دولت/پولی	اگر درآمدهای نفتی کافی نباشد، دولت به استقراض از بانک مرکزی روی می‌آورد، در نتیجه پایه

پولی افزایش می‌یابد و این امر منجر به افزایش تورم می‌شود، این قوی‌ترین کانال در اقتصاد ایران است.		
با افزایش کسری صندوق، دولت برای جبران آن، ممکن است نیاز به فروش بیشتر ارز حاصل از نفت داشته باشد یا از منابع ارزی خود بکاهد با کاهش عرضه ارز در بازار و همچنین، تورم بالاتر از طریق برابری قدرت خرید (PPP) منجر به افزایش نرخ ارز اسمی می‌شود.	کانال درآمدهای ارزی	نرخ ارز
کسری مزمن صندوق منجر به کاهش منابع بلندمدت برای سرمایه‌گذاری تولیدی می‌شود و سرمایه‌گذاری کل کاهش می‌یابد و رشد اقتصادی بلندمدت نیز کاهش می‌یابد. از طرفی، تورم و نرخ ارز بی‌ثبات، محیط کسب و کار را مخدوش کرده و بر رشد اثر منفی می‌گذارد.	کانال سرمایه‌گذاری	رشد اقتصادی

۳. الگوی پژوهش

مدل پیشنهادی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) نیوکینزی در مقیاس کوچک برای یک اقتصاد صادرکننده نفت است. مدل شامل پنج بخش اصلی است: (۱) خانوارها، (۲) بنگاه‌های تولیدکننده نهایی و واسطه‌ای، (۳) بخش صندوق بازنشستگی، (۴) دولت و بانک مرکزی، و (۵) بخش خارجی (نفت و تجارت). نوآوری اصلی، مدل‌سازی صندوق بازنشستگی به‌عنوان یک نهاد مالی-بودجه‌ای مجزا است که با دولت، خانوارها و بخش مالی تعامل دارد. درواقع، در مطالعات پیشین (اعم از داخلی و بین‌المللی) صندوق بازنشستگی به‌عنوان یک نهاد مستقل با کانال‌های تعاملی هم‌زمان با بودجه دولت، بانک مرکزی و بخش خارجی مدل‌سازی نشده است؛ بنابراین، این بخش توسط نویسندگان و به‌عنوان نوآوری اصلی پژوهش طراحی شده است.

۳-۱. خانوارها

بخش خانوار در این پژوهش بر مبنای تلفیق چارچوب استاندارد مدل‌های DSGE کینزین جدید با ادبیات مدل‌های هم‌پوشانی نسلی و اقتصاد بازنشستگی طراحی شده است به این دلیل که خانوارها شامل دو گروه خانوارهای شاغل (که حق بیمه می‌پردازند) و خانوارهای بازنشسته (که مستمری دریافت می‌کنند) می‌باشند؛ بنابراین، مجموع جمعیت خانوارها (N_t) به صورت زیر قابل تفکیک است:

$$N_t^w + N_t^r = N_t \quad (1)$$

تابع مطلوبیت خانوارهای شاغل با تبعیت از ساختار متعارف مدل‌های چرخه تجاری (RBC) و DSGE (نظیر: کیدلند و پرسکات^۱، ۱۹۸۲؛ کینگ^۲ و همکاران، ۱۹۸۸؛ گالی^۳، ۲۰۱۵ و برخی مطالعات داخلی از جمله: توکلیان، ۱۳۹۴) به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$U_{wt} = E_t \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{1}{1-\sigma} (c_t^w)^{1-\sigma} + \frac{1}{1-m} \left(\frac{M_t^d}{P_t} \right)^{1-m} - \psi \frac{(L_t)^{1+\Phi}}{1+\Phi} \right) \right\} \quad (2)$$

1 Kydland & Prescott

2 King

3 Gali

از طرفی با الهام از ادبیات مدل‌های هم‌پوشانی نسلی و اقتصاد بازنشستگی (مطالعاتی همچون: هیدرا و رامپ^۱، ۲۰۰۹؛ هیبر^۲ و همکاران، ۲۰۲۰) مبنی بر این که خانوارهای بازنشسته با فرض خروج از بازار کار، فاقد عدم مطلوبیت ناشی از عرضه نیروی کار بوده و درآمد آن‌ها از محل مستمری صندوق تأمین می‌شود، تابع مطلوبیت آن به صورت زیر تعدیل می‌شود:

$$U_{rt} = E_t \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{1}{1-\sigma} (C_t^r)^{1-\sigma} + \frac{1}{1-m} \left(\frac{M_t^d}{P_t} \right)^{1-m} \right) \right\} \quad (۳)$$

قید بودجه خانوار شاغل هم به صورت زیر می‌باشد:

$$C_t^w + \frac{M_t^d}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} + \frac{S_t D_t}{P_t} = \frac{W_t}{P_t} L_t (1 - \tau_t^w - \tau_t^s) + \frac{R_{t-1} B_{t-1}}{\pi_t P_{t-1}} + \frac{S_t R_{t-1}^* D_{t-1}}{\pi_t P_{t-1}} + \frac{\pi_t}{P_t} \quad (۴)$$

که در آن β ضریب تنزیل، C_t^w مصرف شاغلان، B_t اوراق قرضه، P_t سطح قیمت‌های داخلی، S_t نرخ ارز اسمی، D_t دارایی‌های خارجی برحسب ارز خارجی، L_t ساعت کار، τ_t^w نرخ مالیات بر درآمد کار شامل حق بیمه، π_t سود سهام دریافتی از بنگاه‌ها، $\frac{M_t^d}{P_t}$ تراز حقیقی پولی، m عکس کشش تراز حقیقی پول و R_t و R_t^* نیز بیانگر نرخ بهره اسمی داخلی و خارجی است.

قید بودجه خانوار بازنشسته نیز به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$C_t^r + \frac{M_t^d}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} + \frac{S_t D_t}{P_t} = \frac{R_{t-1} B_{t-1}}{\pi_t P_{t-1}} + \frac{S_t R_{t-1}^* D_{t-1}}{\pi_t P_{t-1}} + \frac{\pi_t}{P_t} \quad (۵)$$

درواقع، فرض بر این است که خانوار بازنشسته، درآمدی از محل کار دریافت نمی‌کند و مصرف آنان (C_t^r) از محل مستمری صندوق ($Pension_t$) تأمین می‌شود. برای سادگی، فرض می‌شود مصرف بازنشستگان برابر با درآمد حقیقی مستمری است:

$$C_t^r = \frac{Pension_t}{P_t} \quad (۶)$$

بنابراین مصرف کل اقتصاد به صورت رابطه زیر تصریح می‌شود:

$$C_t = \left(1 - \frac{\psi_t}{1 + \psi_t}\right) C_t^w + \left(\frac{\psi_t}{1 + \psi_t}\right) C_t^r \quad (۷)$$

در رابطه فوق ψ_t بیانگر نسبت کار به فراغت، C_t^w مصرف خانوار شاغل و C_t^r مصرف خانوار بازنشسته است.

۳-۲. بنگاه‌های تولیدی

فرض می‌شود کالای نهایی (Y_t) در هر کشور توسط یک بنگاه نماینده تولید می‌شود و برای تولید از کالای واسطه‌ای که در آن کشور در بازار با ساختار رقابت انحصاری در قیمت $P_t(i)$ به فروش می‌رسد، استفاده می‌نماید؛ بنابراین، تولیدکننده کالای نهایی برای حداکثرسازی سود خود، میزان استفاده از کالای واسطه‌ای $Y_t(i)$ را انتخاب می‌کند.

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (۸)$$

رابطه فوق بیانگر آن است که انباشت تولید کالاهای واسطه‌ای معادل تولید کالای نهایی است.

شایان ذکر است بخش بنگاه‌ها در این پژوهش بر مبنای چارچوب متعارف مدل‌های DSGE نیوکینزی و ساختار رقابت انحصاری تدوین شده است (دیکسیت و استیگلitz^۱، ۱۹۷۷). این ساختار در مطالعات DSGE اقتصاد ایران نیز به‌طور گسترده مورد استفاده قرار گرفته است (توکلیان، ۱۳۹۴؛ حسینی و همکاران، ۱۴۰۱). در این چارچوب، وجود رقابت انحصاری و چسبندگی اسمی قیمت‌ها زمینه انتقال شوک‌های کلان اقتصادی به تولید و تورم را فراهم می‌سازد. از آنجا که هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی آثار شوک کسری صندوق‌های بازنشستگی است، بخش بنگاه‌ها در حدی ارائه شده است که کانال انتقال شوک از طریق افزایش هزینه‌های تولید، نرخ ارز و قیمت نهاده‌های وارداتی به تولید و تورم را تبیین کند.

در مدل‌های DSGE نیوکینزی، بخش بنگاه‌ها برای تبیین ایجاد چسبندگی اسمی از طریق قیمت‌گذاری کالو لحاظ می‌شود و با توجه به این که چسبندگی قیمت، بیانگر غیرخنثی بودن پول و انتقال شوک‌ها به تولید و اشتغال است؛ از این‌رو انتظار بر این است که شوک کسری صندوق از طریق افزایش پایه پولی علاوه بر اثرگذاری بر تورم بر تولید هم اثر بگذارد. همچنین، با در نظر گرفتن ارتباط بین هزینه نهایی و تورم در بخش بنگاه فرض می‌شود شوک کسری صندوق با افزایش قیمت نهاده‌های وارداتی و نرخ ارز منجر به افزایش هزینه نهایی بنگاه‌ها و در نهایت تورم پایدار می‌شود. ضمن این که بخش بنگاه ارتباط بین نرخ ارز با تولید و تورم را نیز توجیه می‌کند این کانال دقیقاً همان چیزی است که در پاسخ به شوک کسری صندوق قابل انتظار است.

۳-۳. بخش صندوق بازنشستگی

صندوق بازنشستگی به عنوان یک نهاد مجزا در نظر گرفته می‌شود که درآمد آن از حق بیمه شغلان $(\tau_t^S W_t L_t)$ ، درآمدهای سرمایه‌گذاری $(R_{t-1}^A A_{t-1})$ و کمک‌های بلاعوض دولت (Tr_t) تأمین و هزینه آن پرداخت مستمری به بازنشستگان $(pension_t)$ است. لذا معادله بودجه حقیقی صندوق به صورت زیر است:

$$\frac{Pension_t}{P_t} N_t^r = \tau_t^S \frac{W_t}{P_t} L_t N_t^w + \frac{Tr_t}{P_t} + \frac{R_{t-1}^A A_{t-1}}{P_t} + \frac{Deficit_t}{P_t} \quad (۹)$$

در رابطه فوق A_{t-1} ارزش اسمی دارایی‌های صندوق و R_{t-1}^A نرخ بازده اسمی پرتفوی دارایی‌های صندوق است. $(Deficit_t)$ همان کسری بودجه صندوق است که چالش اصلی صندوق‌های بازنشستگی است؛ این امر می‌تواند ناشی از افزایش ناگهانی تعداد بازنشستگان (شوکی جمعیتی) یا افزایش مصارف باشد. درواقع $Deficit_t$ کسری عملیاتی صندوق است در صورتی که منابع اصلی آن، یعنی حق بیمه، کمک دولت و بازده دارایی‌ها برای پوشش مستمری‌ها کافی نباشد.

¹ Dixit & Stiglitz

شایان ذکر است کسری ساختاری صندوق و فرآیند شوک به کسری صندوق از یک فرآیند اتورگرسیو به شرح زیر تبعیت می‌کند:

$$\text{Log}\left(\frac{\text{Defecit}_t}{P_t}\right) = (1 - \rho_d)\text{Log}\left(\frac{\overline{\text{Defecit}_t}}{P_t}\right) + \rho_d\text{Log}\left(\frac{\text{Defecit}_{t-1}}{P_{t-1}}\right) + \varepsilon_t^{\text{def}} \quad (10)$$

در رابطه فوق چنانچه ρ_d به ۱ نزدیک باشد نشان‌دهنده ماهیت ساختاری و پایداری کسری صندوق است. ضمن این که $\varepsilon_t^{\text{def}}$ بیانگر شوک کسری صندوق است.

باتوجه به این که سیستم صندوق بازنشستگی بر مبنای رویکرد PAYG است؛ لذا رابطه بین مستمری بازنشستگی و حقوق یا دستمزد زمان شاغلی به صورت زیر خواهد بود:

$$\frac{\text{Pension}_t}{P_t} = \varphi \left(\frac{1}{T} \sum_{j=0}^{T-1} \frac{W_{t-j}}{P_{t-j}} \right) \quad (11)$$

در رابطه فوق φ بیانگر نرخ جایگزینی صندوق بازنشستگی (نسبت حقوق بازنشستگی به آخرین حقوق زمان شاغلی) است.

قاعده کمک دولت به پوشش کسری ساختاری صندوق به صورت زیر خواهد بود:

$$\frac{\text{Tr}_t}{P_t} = \rho_{tr} \frac{\text{Tr}_{t-1}}{P_{t-1}} + (1 - \rho_{tr}) \gamma \left(\frac{\text{Defecit}_t}{P_t} \right) + \varepsilon_t^r \quad (12)$$

در رابطه فوق γ (بین ۰ و ۱) است و بیانگر تمایل دولت به تأمین کسری صندوق است و ε_t^r شوک تصادفی به فرآیند کمک‌های بلاعوض دولت به صندوق بازنشستگی است.

۳-۴. دولت و بانک مرکزی

در این بخش فرض بر این است که اولاً معادله حقیقی بودجه دولت به شرح زیر است:

$$\frac{B_t}{P_t} + \frac{S_t}{P_t} R_t^{\text{oil}} \text{Oil}_t = \frac{R_{t-1} B_{t-1}}{\pi_t P_{t-1}} + \frac{G_t}{P_t} + \frac{\text{Tr}_t}{P_t} \quad (13)$$

که در آن B_t اوراق بدهی دولت، Oil_t درآمدهای نفت برون‌زا بر حسب ارز خارجی، R_t^{oil} قیمت حقیقی نفت بر حسب ارز خارجی و G_t مخارج دولت است.

ثانیاً، فرض می‌شود از یک قاعده سیاست پولی تیلور ساده برای کنترل تورم استفاده می‌شود.

$$R_t = R^{\text{pr}} (R_{t-1})^{1-\rho_r} \left[\left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}} \right)^{\varphi_\pi} \left(\frac{Y_t}{\bar{Y}} \right)^{\varphi_y} \right]^{1-\rho_r} \exp(\varepsilon_t^{\text{mp}}) \quad (14)$$

که در آن $\varepsilon_t^{\text{mp}}$ شوک سیاست پولی است. فرض بر این است بانک مرکزی با استفاده از قاعده تیلور، نرخ بهره اسمی را تعیین می‌کند و عرضه پول به صورت درون‌زا و متناسب با نرخ بهره تعیین می‌گردد.

علاوه بر این، قاعده مالی به این صورت خواهد بود که مخارج دولت به درآمدهای نفتی و وضعیت بدهی واکنش نشان می‌دهد:

$$\hat{G}_t = \rho_g \hat{G}_{t-1} - \psi_b \hat{b}_{t-1} + \psi_{\text{oil}} \widehat{\text{Toil}}_t + \varepsilon_t^g \quad (15)$$

در رابطه فوق متغیرها برحسب انحرافات از مقدار حالت پایدار ارائه شده‌اند. به عبارت دقیق‌تر $\hat{G}_t$ بیانگر انحراف مخارج حقیقی دولت از مقدار حالت دائم آن، $\hat{b}_{t-1}$ انحراف نسبت بدهی دولت به تولید از مقدار حالت دائم در دوره قبل و $\widehat{Toil}_t$ انحراف درآمدهای نفتی حقیقی از مقدار حالت دائمی آن است؛ علاوه بر این ψ_b و ψ_{oil} به ترتیب بیانگر ضریب واکنش مخارج دولت به تغییرات بدهی و درآمد نفتی است. متغیر ε_t^g نیز شوک تصادفی به مخارج دولت است. در ضمن، رابطه اتورگرسیو درآمد نفتی به صورت زیر می‌باشد:

$$Oil_t = (1 - \rho_{oil})\overline{Oil}_t + \rho_{oil}Oil_{t-1} + \varepsilon_t^{oil} \quad (۱۶)$$

که در آن ε_t^{oil} بیانگر شوک تصادفی درآمدهای نفتی می‌باشد.

۳-۵. بخش خارجی

برای این بخش فرض می‌شود درآمدهای نفتی به عنوان یک شوک برون‌زای مهم وارد مدل می‌شود و نرخ ارز به صورت انعطاف‌پذیر یا مدیریت‌شده مدل‌سازی می‌شود.

$$\frac{S_t D_t}{P_t} = \frac{R_{t-1}^* S_{t-1} D_{t-1}}{\pi_t P_{t-1}} + Toil_t - Q_t M_t - \Gamma_t \quad (۱۳)$$

در رابطه فوق Γ_t جریان خروج ارز برای پوشش کسری صندوق و $Q_t M_t$ ارزش حقیقی واردات را نشان می‌دهد.

۳-۶. شرایط تسویه بازار

پس از مشخص شدن رفتار بهینه خانوارها، بنگاه‌ها، صندوق بازنشستگی، دولت و بخش خارجی، تعادل عمومی اقتصاد از طریق شرط تسویه بازار کالا برقرار می‌شود. این شرط بیان می‌کند که در هر دوره، کل تولید اقتصاد باید برابر با مجموع مصارف نهایی آن باشد؛ از این‌رو، شرط تعادل بازار کالا در مدل در گام نخست به صورت زیر قابل تعریف است:

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + NX_t + Deficit_t^p \quad ۱۴$$

اما از آنجایی که در قید بودجه دولت، کسری صندوق ($Deficit_t^p$) صرفاً یک انتقال از دولت به خانوار بازنشسته است، در سطح کلان، مصرف بازنشستگان باید با مستمری آن‌ها برابر باشد. برای جلوگیری از دوبار محاسبه شدن، شرط استاندارد به صورت زیر ساده می‌شود (فرض می‌شود G_t مخارج دولتی غیر از مستمری است و مستمری در مصرف بخش خصوصی لحاظ می‌شود):

$$Y_t = C_t^w + C_t^r + I_t + G_t + NX_t \quad ۱۵$$

از طرفی باتوجه به این که اقتصاد ایران باز و کوچک و صادر کننده نفت است، خالص صادرات شامل صادرات نفتی (oil_t) و غیرنفتی (X_t) منهای واردات (M_t) است (رابطه ۱۶).

$$NX_t = Oil_t + X_t - M_t \quad ۱۶$$

رابطه (۱۵) بیانگر تخصیص کل تولید اقتصاد میان مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، مخارج دولت و خالص صادرات بوده و شرط تعادل بازار کالا را در مدل تشکیل می‌دهد. این شرط در کنار روابط رفتاری سایر بخش‌های مدل، ارتباط میان خانوارها، بنگاه‌ها، صندوق بازنشستگی، دولت و بخش خارجی را برقرار کرده و تعادل عمومی اقتصاد را تضمین می‌کند. درواقع، هرگونه شوک ناشی از کسری صندوق بازنشستگی از طریق اثرگذاری بر اجزای تقاضای کل، به‌ویژه مصرف، مخارج دولت و خالص صادرات، در نهایت بر تعادل کل اقتصاد، تولید، تورم و نرخ ارز اثرگذار خواهد بود.

۴. برآورد پارامترها و تحلیل شبیه‌سازی برای اقتصاد ایران

۴-۱. برآورد پارامترهای الگو

پس از ارائه ساختار مدل نظری، گام بعدی کمی‌سازی آن برای اقتصاد ایران است. از آنجا که مدل‌های DSGE اغلب دارای تعداد زیادی پارامتر هستند و برخی از این پارامترها با داده‌های سری زمانی اقتصاد ایران به‌طور مستقیم و پایدار قابل برآورد نیستند، از یک روش ترکیبی (کالیبراسیون و برآورد بیزین) استفاده می‌شود. شایان ذکر است در برآورد پارامترها، داده‌های فصلی اقتصاد ایران برای دوره ۱۳۸۰:۱ تا ۱۴۰۰:۴ به کار گرفته شده است. متغیرهای مورد استفاده شامل رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم (شاخص قیمت مصرف‌کننده)، نرخ ارز اسمی (میانگین بازار)، و متغیرهای مرتبط به بودجه صندوق‌ها (مانند: نسبت کمک دولت به صندوق‌ها به تولید و شکاف کسری) است که از منابعی مانند بانک مرکزی ج.ا.ا، مرکز آمار ایران و گزارش‌های عملکرد صندوق‌های بازنشستگی استخراج شده‌اند.

باتوجه به این‌که در الگوی ارائه شده، ۵ شوک شامل: شوک کسری صندوق بازنشستگی (ε_t^{def})، شوک سیاست پولی (ε_t^m)، شوک مخارج دولت (ε_t^g)، شوک درآمد نفتی (ε_t^{oil}) و شوک پرداخت انتقالی دولت (ε_t^r) وجود دارد متناسب با تعداد شوک‌ها از داده‌های مختلف شامل: نسبت کسری صندوق به تولید ناخالص داخلی، نسبت کمک دولت به صندوق‌ها به تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز اسمی استفاده شده است.

در این مطالعه برای برآورد پارامترهای مدل از رویکرد ترکیبی (کالیبراسیون و برآورد بیزین) استفاده شده است. مقادیر حالت پایدار متغیرهای اصلی مدل در جدول (۲) ارائه می‌شود. این مقادیر براساس داده‌های اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۰-۱۴۰۰ و با استفاده از میانگین‌گیری از متغیرهای واقعی (پس از اعمال فیلتر روند) یا براساس کالیبراسیون پارامترها محاسبه شده‌اند.

جدول ۲: مقادیر حالت پایدار متغیرهای اصلی مدل DSGE

Tab. 2: Steady-State Values of the Key Variables in the DSGE Model

متغیر	نماد	مقدار حالت پایدار (SS)	متغیر	نماد	مقدار حالت پایدار (SS)
نسبت مصرف کل به تولید	$\frac{C}{Y}$	۰/۶۱	نسبت کمک دولت به صندوق به تولید	$\frac{Tr}{Y}$	۰/۰۳
نسبت سرمایه گذاری به تولید	$\frac{I}{Y}$	۰/۲۲	نسبت وابستگی	$\frac{Defecit}{G}$	۰/۴۵
نسبت مخارج دولت به تولید	$\frac{G}{Y}$	۰/۱۵	نسبت کسری صندوق به تولید	$\frac{Defecit}{Y}$	۰/۰۲۵

(مأخذ: یافته های تحقیق).

نتایج کالیبراسیون پارامترهای مدل DSGE برای اقتصاد ایران در قالب جدول (۳) ارائه می شود.

جدول ۳: کالیبراسیون پارامترهای مدل DSGE

Tab. 3: Calibration of the DSGE Model Parameters

پارامترهای ترجیحی و فناوری				
پارامتر	نماد	مقدار کالیبره شده	توضیح و مبنای انتخاب	منابع
ضریب تنزیل ذهنی	β	۰/۹۷	رابطه بین نرخ تنزیل و نرخ بهره حقیقی به صورت $(\frac{1}{\beta} - 1)$ است و به طور معمول در ادبیات DSGE در کشورهای در حال توسعه، نرخ بهره حقیقی سالانه حدود ۳٪ در نظر گرفته می شود، لذا $\beta = 0.97$ خواهد بود.	اسمز و واونترز ^۱ (۲۰۰۷)
کشش جانشینی مصرف و فراغت	σ	۲	در ادبیات مرسوم و به خاطر ریسک گریز بودن افراد، به ویژه در کشورهای در حال توسعه این ضریب نسبتاً بالا و ۲ در نظر گرفته می شود.	فرناندز ویلاورد ^۲ (۲۰۱۰)
کشش نیروی کار	ϕ	۱/۵	با فرض این که حساسیت عرضه نیروی کار به دستمزد واقعی نسبتاً کم کشش و یا متوسط است عدد ۱/۵ انتخاب شده است (مقدار بالاتر نشان دهنده حساسیت کمتر است)	گالی (۲۰۱۸)
سهم سرمایه در تولید	α	۰/۴	براساس مطالعات پیشین برای اقتصاد ایران، سهم سرمایه را بین ۳۵٪ تا ۴۵٪ برآورد کرده اند.	جعفری مطلق و همکاران، ۱۳۹۹؛ چنارانی و همکاران، ۱۴۰۲

1 Smets & Wouters

2 Fernandez-Villaverde

کیدلند و پرسکات (۱۹۸۲)	نرخ استهلاک سالانه ۱۰٪، مقداری متداول در مدل های کلان.	۰/۱	δ	استهلاک سرمایه
پارامترهای بخش بازنشستگی و مالی				
قوانین بیمه سازمان تأمین اجتماعی	به طور متوسط، سهم بیمه (شامل سهم کارگر و کارفرما) در ایران حدود ۳۰٪ دستمزد است.	۰/۳۰	τ	نرخ حق بیمه
گزارش آماری سالانه سازمان تأمین اجتماعی، ۱۴۰۰	با توجه به فرمول مستمری سازمان تأمین اجتماعی، مستمری بگیران به طور متوسط حدود ۶۵٪ آخرین دستمزد خود را دریافت می کنند.	۰/۶۵	φ	نسبت مستمری به دستمزد (جایگزینی)
گزارش آماری سالانه سازمان تأمین اجتماعی، ۱۴۰۰	براساس آخرین آمار منتشرشده از صندوق های بازنشستگی در سال های اخیر به طور متوسط از هر ۱۰۰ شاغل ۴۵ بازنشسته وجود دارد.	۰/۴۵	ψ_t	نسبت وابستگی (بازنشسته/ش اغل)
قوانین بیمه سازمان تأمین اجتماعی	براساس برآورد از آمار مربوط به بودجه دولت و تولید کشور در سالیان اخیر کمک های مستقیم دولت برای جبران کسری صندوق ها به طور متوسط حدود ۳٪ از تولید ناخالص داخلی بوده است.	۰/۰۳	$\frac{Tr_t}{Y_t}$	سهم کمک دولت به صندوق از GDP
پارامترهای بخش پولی و ارزی				
توکلیان (۱۳۹۴)	بر اساس ضریب استاندارد تیلور که نشان دهنده واکنش بیش از واحد بانک مرکزی به تورم است (به دلیل سابقه تورم بالا در ایران)	۱/۵	φ_π	ضریب واکنش نرخ بهره به تورم (قاعده تیلور)
ادبی فیروزجائی و غلامی (۱۴۰۳)	این ضریب بیانگر حساسیت بالای نگهداری پول نسبت به درآمد است.	۲/۱۱	m	عکس کشش تراز پول
توکلیان (۱۳۹۴)	ضریب استاندارد تیلور برای شکاف تولید باتوجه به مطالعات رایج و سابقه تورم بالا در ایران وزن تورم سه برابر تولید در نظر گرفته شد.	۰/۵	φ_y	ضریب واکنش نرخ بهره به تولید
وودفورد و والش ^۱ (۲۰۰۵) و توکلیان ۱۳۹۴	مطابق برآورد مطالعات داخلی و به دلیل نااطمینانی و عمق مالی کم، بانک مرکزی تمایل ندارد تغییرات ناگهانی در نرخ بهره ایجاد کند.	۰/۸	ρ_r	درجه هموارسازی نرخ بهره
نماگرهای بانک مرکزی	باتوجه به نوسانات شدید، میانگین سهم نفت در GDP در دهه گذشته ۱۵٪ در نظر گرفته شده است.	۰/۱۵	$\frac{Toil}{Y}$	سهم درآمد نفتی در GDP

حساسیت جریان سرمایه	Φ_{er}	۰/۱	نشان‌دهنده درجه کنترل سرمایه و نسبتاً بسته بودن اقتصاد ایران است (مقدار پایین).	گالی و موناچلی ^۱ (۲۰۰۵)
------------------------	-------------	-----	---	------------------------------------

(مأخذ: یافته‌های تحقیق).

مطابق جدول (۳)، ملاحظه می‌شود پارامترهای الگو براساس ادبیات بین‌المللی، داده‌های داخلی ایران و مطالعات تجربی پیشین مقداردهی شده‌اند؛ به‌عنوان نمونه، براساس مطالعه «اسمتر» و «واتنرز» (۲۰۰۷) فرض بر این است که در کشورهای درحال توسعه متوسط نرخ بهره حقیقی ۳٪ است و براساس شرط مرتبه اول برای بهینه‌سازی مصرف خانوار، ضریب تنزیل ذهنی (β) معادل ۰/۹۷ در نظر گرفته شده است؛ هرچند باتوجه به وجود تورم مزمن متوسط ۲۰٪ در ایران در دوره ۱۳۸۰-۱۴۰۰ است که نرخ بهره حقیقی را اغلب منفی می‌کند، با این حال، این مقدار به دلیل ملاحظات همگرایی عددی و پایداری مدل انتخاب شده است.

ازطرفی درخصوص رابطه میان فراغت و مصرف که از شرط بهینه‌سازی درون‌دوره‌ای استخراج می‌شود ($\psi L_t^\Phi c_t^\sigma = \frac{W_t}{p_t}$) پارامتر σ کشش جانشینی مصرف یا معکوس ضریب ریسک‌گریزی را نشان می‌دهد که مطابق مطالعه «فرناندز-ویلاورده» (۲۰۱۰) فرض می‌شود خانوارها ریسک‌گریز هستند (با ضریب ۰/۵) و تمایل به هموارسازی مصرف در طول زمان دارند در این صورت σ معادل ۲ خواهد بود این موضوع با شرایط بی‌ثباتی اقتصاد ایران و شوک‌های مکرر ارزی و تحریم‌ها سازگار است که در چنین شرایطی، خانوارها حتی در مواجهه با شوک‌های مثبت درآمدی، تمایل دارند مصرف خود را به شدت افزایش ندهند و بخشی از درآمد اضافی را ذخیره کنند. در رابطه مذکور Φ بیانگر کشش معکوس عرضه نیروی کار است و باتوجه به این که عرضه نیروی کار در ایران حساسیت کمی به تغییرات دستمزد حقیقی دارد؛ درواقع، در شرایط تورم بالا، اگرچه قدرت خرید دستمزدها به شدت کاهش می‌یابد، اما کارگران به دلیل نبود فرصت‌های شغلی جایگزین، ناچار به ادامه کار هستند و نمی‌توانند به سادگی ساعات کار خود را کاهش دهند. کشش عرضه نیروی کار ۰/۶۷ در محدوده برآوردهای مطالعات تجربی برای اقتصادهای درحال توسعه قرار دارد (گالی، ۲۰۱۵).

در خصوص توجیه تعیین درجه هموارسازی نرخ بهره ($\rho_r = 0.8$) قابل ذکر است که باتوجه به شرایط اقتصاد ایران تمایل بانک مرکزی به تغییر نرخ بهره اسمی در پاسخ به شوک‌های تورمی و تولیدی به صورت تدریجی و آرام صورت می‌گیرد. درواقع، در قاعده تیلور پویا پارامتر ρ_r نشان‌دهنده وزن نرخ بهره دوره قبل در تعیین نرخ بهره جاری است که بین ۰ و ۱ قرار دارد، باتوجه به این که بانک مرکزی تغییرات نرخ بهره را به آرامی و در طی حدود چند دوره اعمال می‌کند؛ لذا این ضریب نزدیک به ۱ و معادل ۰/۸ در نظر گرفته شده است که باتوجه به تعیین دستوری نرخ سود در ایران با ساختار اقتصاد کشور همخوانی دارد. علاوه بر این، براساس قاعده تیلور استاندارد برای پایداری تورم باید ϕ_π بزرگ‌تر از ۱ باشد که در این مطالعه، معادل ۱.۵ انتخاب شده است؛ لذا دو پارامتر مذکور با یکدیگر همخوانی کامل دارند.

برآورد بیزین و آزمون تشخیصی: برای پارامترهای کلیدی که نوسانات ادوار تجاری را توضیح می‌دهند و یا به‌طور دقیق‌تر برآورد ضرایب فرآیندهای شوک از روش برآورد بیزین استفاده می‌شود. پارامترهای کلیدی در

این بخش در تحلیل نتایج و توابع عکس‌العمل آنی (IRFs) استفاده می‌شوند. نتایج مربوط به ضرایب فرآیندهای شوک در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴: نتایج برآورد پارامترهای (AR) برای فرآیندهای شوک مدل DSGE

Tab. 4: Estimated Autoregressive (AR) Parameters of Shock Processes in the DSGE Model

میانگین پسین	مرجع	توزیع پیشین (میانگین، انحراف معیار)	نماد	پارامتر
۰/۸	توکلیان و همکاران (۱۳۹۴)	بتا (۰/۸، ۰/۱)	ρ_a	ضریب اتورگرسیون بهره‌وری
۰/۹	Jafari Samimi (2017)	بتا (۰/۸۵، ۰/۱)	ρ_g	ضریب اتورگرسیون شوک مخارج دولت
۰/۸۵	نیازی محسنی (۱۳۹۹)	بتا (۰/۸، ۰/۱)	ρ_{oil}	ضریب اتورگرسیون شوک درآمد نفتی
۰/۹۵	شکری و همکاران (۱۴۰۲)	بتا (۰/۸۵، ۰/۰۸)	ρ_d	ضریب اتورگرسیون شوک کسری صندوق بازنشستگی
۰/۵	Heidarpour et (2015)	بتا (۰/۵، ۰/۲)	ρ_m	ضریب اتورگرسیون شوک سیاست پولی

(مأخذ: یافته‌های تحقیق).

مطابق جدول پارامترها گزارش شده، تداوم شوک‌ها را کنترل می‌کنند. مقدار ۱ به معنای شوک دائمی و مقدار نزدیک به صفر به معنای شوک زودگذر است. ضریب شوک کسری صندوق (ρ_d) مهم‌ترین پارامتر برآوردی در این مطالعه است. مقدار بالای آن نشان می‌دهد کسری صندوق یک شوک ساختاری پایدار و مزمن است؛ ضمن این‌که بحران صندوق‌ها در کشور این موضوع را تأیید می‌کند. جدول ۵ نیز نتایج برآورد انحراف معیار شوک‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۵: نتایج برآورد ضرایب انحراف معیار شوک‌ها در مدل DSGE

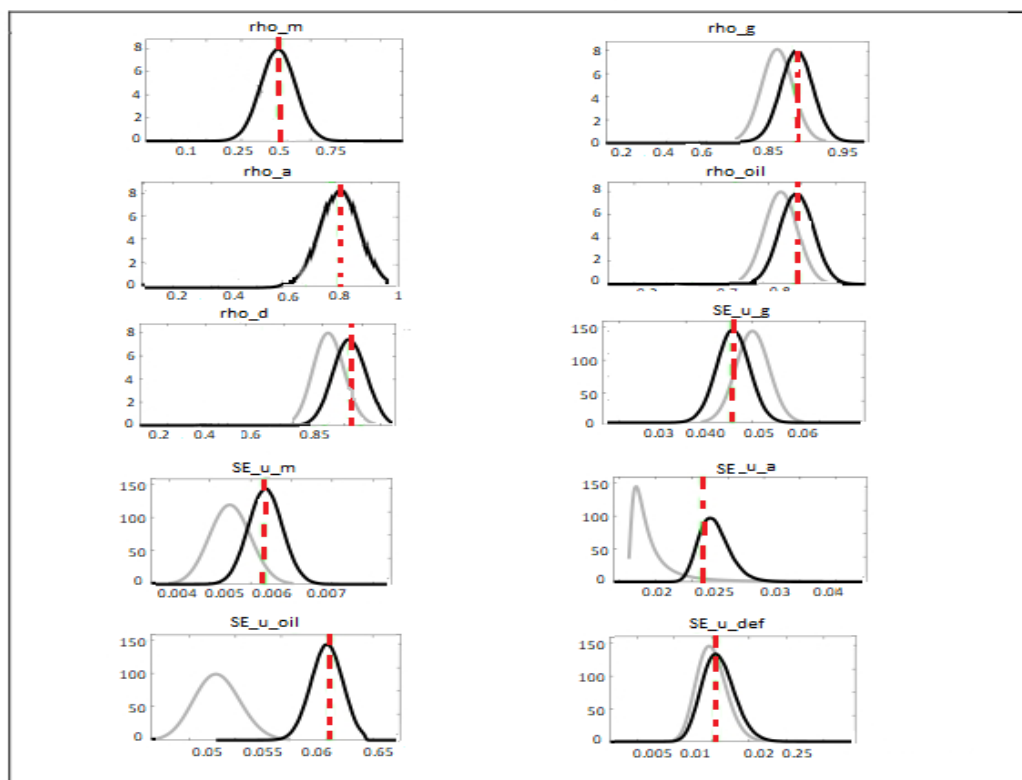
Tab. 5: Results of estimated coefficients of standard deviation of shocks in the DSGE model

میانگین پسین	مرجع	میانگین پیشین	توزیع پیشین	نماد	پارامتر
۰/۰۲۸	Heidarpour et al., (2015)	۰/۰۲	گاما معکوس	σ_a	انحراف معیار شوک بهره‌وری
۰/۰۴۹	صمصامی و بختیاری (۱۴۰۱)	۰/۰۵	گاما معکوس	σ_g	انحراف معیار شوک مخارج دولت

انحراف معیار شوک کسری صندوق	σ_{def}	گاما معکوس	۰/۰۱	پیشنهاد محقق	۰/۰۱۵
انحراف معیار شوک نفتی	σ_{oil}	گاما معکوس	۰/۰۵	Hosseini et al., (2022)	۰/۰۶۲
انحراف معیار شوک سیاست پولی	σ_m	گاما معکوس	۰/۰۰۵	Hosseini et al., (2022)	۰/۰۰۶

(مأخذ: یافته‌های تحقیق).

باتوجه به ضریب بالای اتورگرسیون شوک کسری صندوق (۰/۹۳)، ماهیت ساختاری کسری صندوق تأیید می‌شود، یعنی کسری صندوق یک شوک بسیار پایدار است و دولت تمایل زیادی به پوشش آن دارد (با ضریب ۰/۶۸) یا به عبارت دیگر، دولت ناچار است که کسری‌های مالی صندوق را تأمین نماید. همچنین نمودار (۷) توزیع پسین و پیشین پارامترهای برآورد شده را نشان می‌دهد.



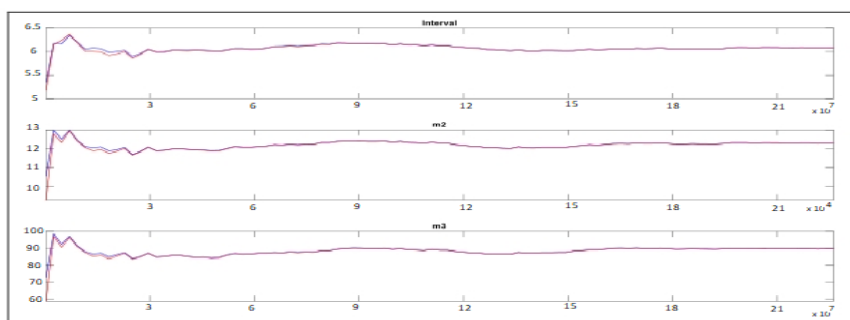
نمودار ۷: توزیع پسین و پیشین پارامترهای برآورد شده (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph 7: Prior and Posterior Distributions of the Estimated Parameters (Source: Research Findings)

مطابق نمودار ۷، نتایج خروجی منحنی‌های دو توزیع پسین و پیشین از یکدیگر جدا هستند که بیانگر آن است که این پارامترها قابل شناسایی هستند. منحنی‌های به رنگ خاکستری توزیع پیشین و منحنی‌های به رنگ مشکی

توزیع پسین پارامترها را نشان می‌دهند. باتوجه به تمایز بین دو توزیع پارامترهای پیشین و پسین در مدل، صحت آزمون مورد تأیید است.

علاوه بر این، برای اطمینان از همگرایی پارامترها به صورت یک و چندمتغیره از آزمون تشخیصی زنجیره مارکوف مونت کارلو (MCMC) «بروکز و گلمن»^۱ (۱۹۹۸) استفاده شده است و نتایج در نمودار ۸ ارائه شده است.



نمودار ۸: آزمون تشخیصی چندمتغیره بروکز و گلمن (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph 8: Brooks–Gelman Multivariate Diagnostic Test (Source: Research Findings)

نتایج نمودار ۸، حاکی از همگرایی موفقیت‌آمیز زنجیره‌های MCMC و قابلیت اطمینان نتایج برآورد بیزین می‌باشد؛ لذا مدل از قدرت کافی برخوردار بوده و برآورد قابل اعتماد می‌باشد.

۴-۲. تحلیل نتایج و توابع عکس‌العمل آنی

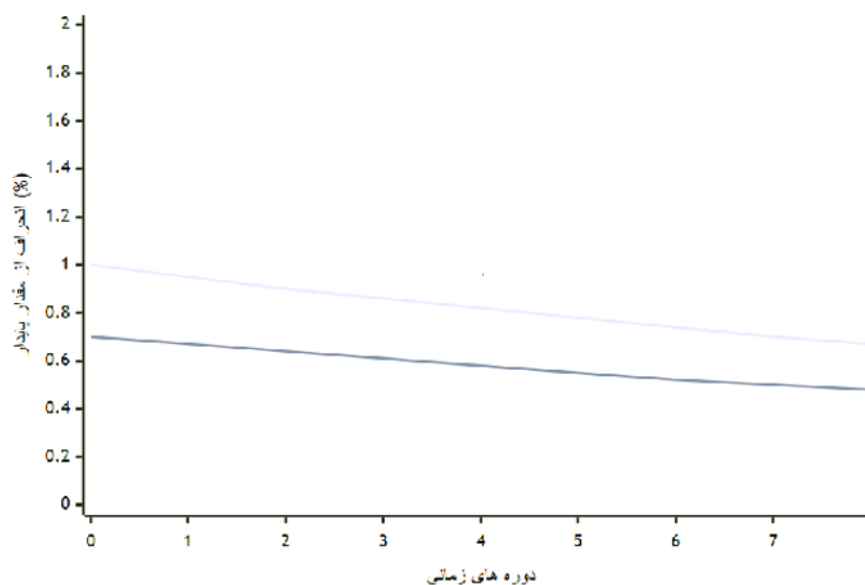
پس از حل مدل، رفتار مدل در مواجهه با شوک‌ها که شوک اصلی همان افزایش کسری صندوق بازنشتگی است، حائز اهمیت است؛ از این‌رو، در این بخش واکنش متغیرهای کلیدی (تورم، نرخ ارز، تولید) به این شوک در قالب توابع عکس‌العمل آنی (IRFs) ترسیم و تحلیل می‌شود. این نمودارها به‌وضوح نشان خواهند داد که یک شوک مثبت به کسری صندوق، چگونه و در چه افقی باعث افزایش تورم و نرخ ارز و کاهش تولید می‌شود.^۲ یک شوک مثبت ε_t^{def} به معنی افزایش ناگهانی و غیرمنتظره در کسری بودجه صندوق‌های بازنشتگی است. این شوک می‌تواند ناشی از یک تصمیم سیاسی برای افزایش یکباره مستمری‌ها، کاهش نرخ حق بیمه، یا موج جدید بازنشتگی باشد. نتایج نمودار واکنش آنی حاصل از دایر نشان‌داده خواهد شد. این نمودارها به‌صورت شماتیک براساس مبانی نظری و کالیبراسیون انجام شده، ترسیم شده‌اند و جهت و پویایی واکنش متغیرهای کلیدی را نشان

1 Brooks & Gelman

^۲ از چالش‌های پیش‌رو در این مطالعه دسترسی به داده (دسترس‌پذیری به داده‌های دقیق و تفکیک شده دارایی‌ها، بدهی‌ها و جریان‌های نقدی صندوق‌ها دشوار است)؛ ساختار پیچیده اقتصاد ایران (مدلسازی بخش غیررسمی، یارانه‌ها و نقش بسیار پررنگ دولت، مدل را پیچیده می‌کند) و انتخاب نظام ارزی (مدلسازی یک نظام ارزی شناور مدیریت شده مانند ایران در چارچوب DSGE نیازمند دقت زیادی است) است.

می‌دهند. محور افقی نشان‌دهنده زمان (دوره‌های زمانی، مثلاً سال) و محور عمودی نشان‌دهنده انحراف از مقدار حالت پایدار (بر حسب درصد) است.

واکنش اولیه اقتصاد (دولت) به شوک کسری صندوق بازنشستگی: نمودار ۹، واکنش اولیه پویای بودجه دولت به یک شوک مثبت یا افزایش ناگهانی در کسری صندوق‌های بازنشستگی را طی ۸ دوره نشان می‌دهد. شایان ذکر است باتوجه به این‌که داده‌ها فصلی هستند افق ۸ دوره (۲ سال) برای نمایش اثرات کوتاه‌مدت تا میان‌مدت شوک‌ها در مدل‌های DSGE رایج است. پس از ۸ دوره، اثر شوک تا حد زیادی محو شده و متغیرها به حالت پایدار نزدیک می‌شوند. این انتخاب مطابق با رویکرد مطالعات DSGE در اقتصاد ایران (مانند: چنارانی و همکاران، ۱۴۰۲) و «رئیس‌جعفری‌مطلق» و همکاران (۱۳۹۹) می‌باشد.



نمودار ۹: واکنش کسری بودجه دولت به شوک کسری صندوق (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph 9: Impulse Response Function of the Government Budget Deficit to a Pension Fund Deficit Shock (Source: Research Findings).

طبق نمودار (۹)، در اثر بروز شوک کسری صندوق بازنشستگی، کسری بودجه دولت در حالت بعد وقوع شوک (منحنی بالایی) نسبت به کسری حالت با ثبات (منحنی پایینی) افزایش می‌یابد و این شکاف به صورت ماندگاری ادامه می‌یابد. درواقع نمودار ۹، به‌وضوح یک حلقه بازخورد معیوب بین کسری صندوق‌های بازنشستگی و کسری بودجه دولت را آشکار می‌سازد. مکانیزم به این‌صورت عمل می‌کند: شوک اولیه به کسری صندوق (مانند: افزایش ناگهانی مستمری‌ها ناشی از افزایش تعداد بازنشستگان، امید به زندگی و قوانین همسان‌سازی و بازنشستگی پیش از موعد)، بلافاصله با توجه به ضریب واکنش برآوردشده (کمک دولت)، $(\gamma = 0.68)$ ، دولت را مجبور به افزایش کمک‌های انتقالی خود به صندوق نماید. این عمل، خود به تشدید کسری اولیه بودجه دولت منجر می‌شود؛ درواقع، کسری صندوق، یک شوک مثبت و ماندگار با ضریب $(AR=0.95)$ را نشان می‌دهد که به کندی محو می‌شود. این موضوع خود به ماندگاری کسری بودجه دولت و وابستگی صندوق‌ها به بودجه دولت می‌شود. نکته کلیدی که

نمودار تأیید می‌کند این است که باتوجه به ضریب اتورگرسیو بسیار بالا ($\rho_d = 0.93$) این فرآیند فاقد یک مکانیزم خودتصحیح‌کننده است؛ یعنی اقتصاد پس از شوک، به حالت پایدار اولیه بازمی‌گردد، بلکه در یک تعادل جدید با سطوح بالاتر از تورم، نرخ ارز و کسری بودجه تثبیت می‌شود. به بیان دیگر، شوک به صندوق، یک شکاف دائمی در بودجه دولت ایجاد می‌کند که ترمیم آن بدون اصلاحات ساختاری در نظام بازنشستگی ناممکن است. این یافته، بحران صندوق‌ها را نه به‌عنوان یک ناترازی موقت، بلکه به‌عنوان یک منبع دائمی فشار تورمی و بی‌ثباتی مالی برای اقتصاد ایران تبیین می‌کند.

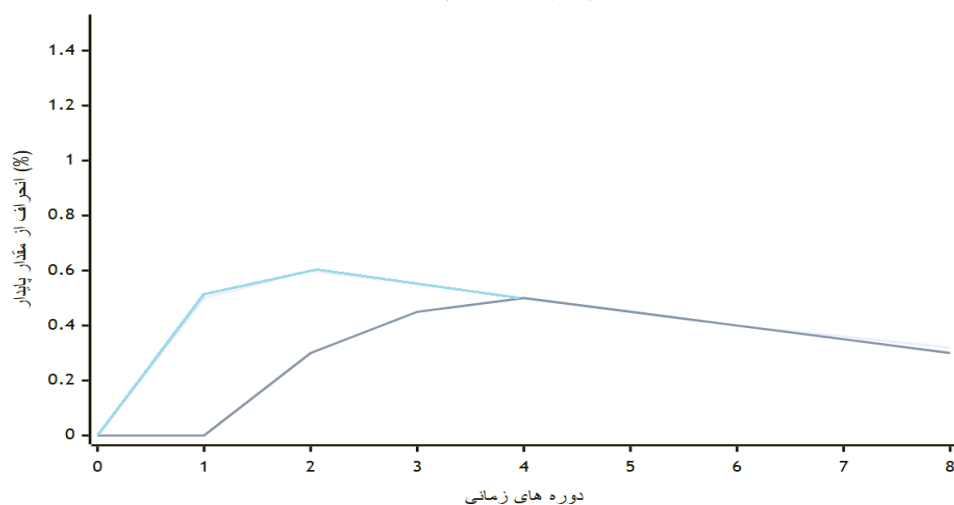
ماندگاری شوک کسری صندوق بازنشستگی ناشی از ترکیب عوامل ساختاری مزمن و حلقه بازخورد معیوب وابستگی به بودجه دولت است. کاهش نسبت پشتیبانی به کمتر از یک (تعداد شاغل کمتر از بازنشسته)، نرخ جایگزینی بالا، بازدهی پایین سرمایه‌گذاری‌ها و وابستگی بیش از ۷۰٪ صندوق به کمک‌های دولتی، زمینه‌ساز تداوم کسری شده‌اند. این وابستگی (رشد حدود ۷۰٪ بودجه صندوق‌های بازنشستگی در لایحه ۱۴۰۴) دولت را ناگزیر به تأمین کسری صندوق کرده که خود به کسری بودجه و استقراض از بانک مرکزی می‌انجامد. این موضوع تورم را افزایش می‌دهد که خود موجب کاهش قدرت خرید مستمری‌بگیران و فشار برای افزایش مستمری‌ها می‌شود و مجدداً با ایجاد چرخه افزایش حقوق مستمری‌بگیران به کسری صندوق و کسری بودجه دولت دامن می‌زند؛ بنابراین، کسری صندوق نه یک شوک موقت، بلکه یک بحران ساختاری خود تداوم بخش است که بدون اصلاحات اساسی در نظام بازنشستگی و قطع وابستگی به بودجه دولت، اثرات خود را برای سال‌ها بر اقتصاد کلان تحمیل می‌کند.

۴-۳. واکنش ثانویه متغیرهای کلان اقتصادی به شوک کسری صندوق بازنشستگی

الف) کانال بودجه دولت، پایه پولی و تورم

همان‌طور که بیان شد تأمین کسری صندوق‌های بازنشستگی از طریق بودجه دولت و ایجاد کسری بودجه و افزایش پایه پولی منجر به تورم می‌شود (کانال بودجه دولت و تورم). این واکنش در نمودار (۱۰) نشان داده می‌شود. نتایج نمودار (۱۰) بیانگر این است که پایه پولی با یک وقفه کوتاه افزایش می‌یابد (دلیل این موضوع به فرآیند تصمیم‌گیری دولت و بانک مرکزی برمی‌گردد). در ادامه، تورم بعد از یک وقفه واکنش نشان می‌دهد، اما اثر آن ماندگارتر است؛ به عبارت دقیق‌تر، تورم روند افزایشی به خود می‌گیرد؛ هرچند پس از حدود چهار دوره روند افزایشی تورم متوقف می‌شود، با این حال در بلندمدت روند تورمی ناشی از کسری صندوق‌های بازنشستگی ادامه می‌یابد و حتی پس از چندین دوره به‌طور کامل محو نمی‌شود. این یافته، قوی‌ترین کانال اثرگذاری صندوق‌ها در اقتصاد ایران را تأیید می‌کند.

واکنش پایه پولی و تورم به شوک کسری



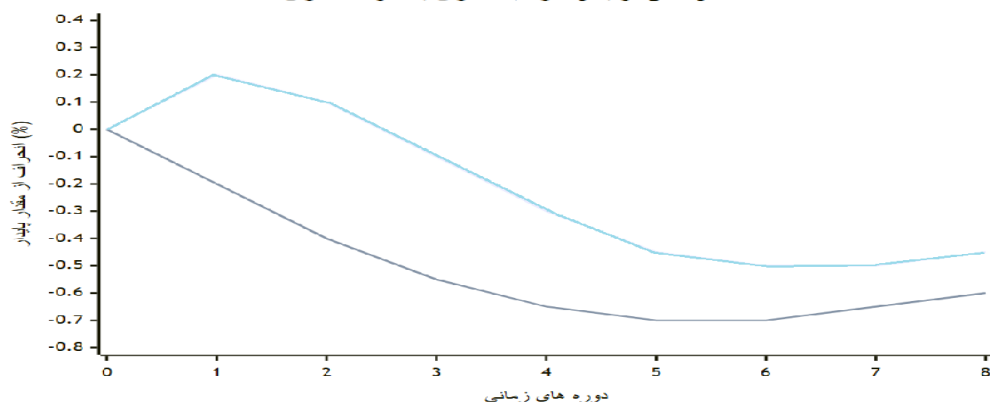
نمودار ۱۰: واکنش متغیرهای پولی و تورم (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph 10: Response of Monetary Variables and Inflation (Source: Research Findings).

ب) کانال رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری

در کوتاه‌مدت با توجه به اینکه در ابتدا افزایش مستمری بازنشستگان موجب افزایش مصرف آن‌ها می‌شود، این افزایش مصرف (اثر تقاضا)، یک اثر مثبت ضعیف و زودگذر بر تولید حقیقی دارد (نمودار ۱۱). با این حال، بعد از یک دوره همان‌طور که نمودار ۱۱ نشان می‌دهد، روند کاملاً معکوس است و روند تولید کاهشی می‌شود؛ چراکه محیط بی‌ثبات ناشی از تورم بالا و نوسان نرخ ارز، همراه با افزایش نااطمینانی، منجر به کاهش چشمگیر سرمایه‌گذاری حقیقی و به تبع آن تولید می‌شود؛ بنابراین، شوک صندوق اگرچه ممکن است در لحظه اول محرک تقاضا باشد، اما به دلیل ایجاد بی‌ثباتی کلان، در نهایت به رکود تورمی منجر می‌شود. در واقع، تولید در کوتاه‌مدت کمی افزایش (اثر تقاضا) ولی سپس به دلیل اثر هزینه و بی‌ثباتی کاهش می‌یابد. در حالی که سرمایه‌گذاری به دلیل اثر جایگزینی (Crowding Out) و نیز افزایش نااطمینانی بلافاصله کاهش می‌یابد.

واکنش تولید و سرمایه‌گذاری به شوک کسری

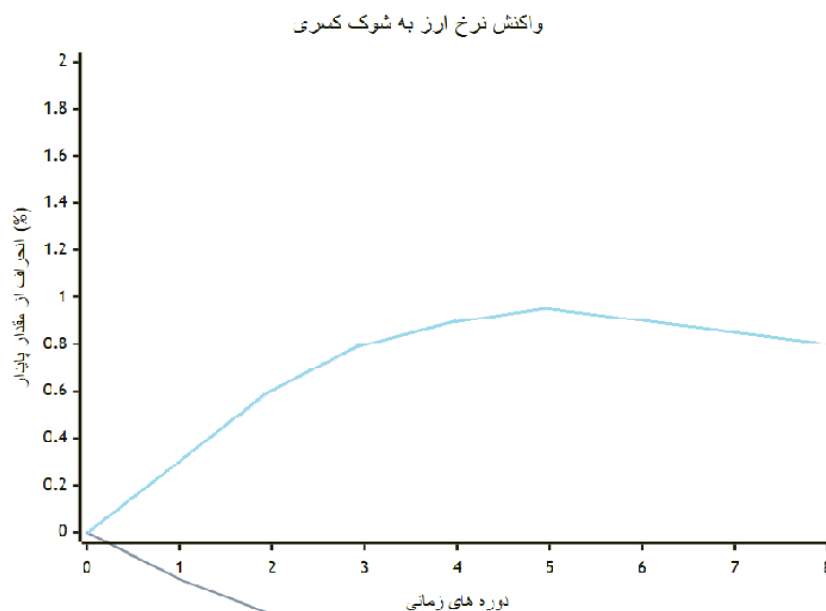


نمودار ۱۱: واکنش متغیرهای بخش واقعی (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph 11: Response of Real-Sector Variables (Source: Research Findings).

ج) کانال نرخ ارز

نمودار ۱۲، تأثیر شوک کسری صندوق بازنشتگی بر نرخ ارز اسمی و حقیقی را نشان می‌دهد. مطابق نمودار شوک وارده به کسری صندوق، موجب افزایش فوری نرخ ارز اسمی شده است؛ این موضوع احتمالاً بیانگر این است که دولت برای پوشش کسری صندوق ناگزیر است از ذخایر ارزی استفاده کند که این امر منجر به کسری تراز پرداخت‌ها ناشی از احتمال کاهش ذخایر ارزی برای پوشش مستمری بازنشتگران می‌شود و از سوی دیگر، افزایش تورم داخلی از طریق مکانیزم برابری قدرت خرید (PPP)، نرخ ارز اسمی را تحت فشار صعودی قرار می‌دهند. این موضوع باتوجه به افزایش بدهی دولت به سازمان تأمین اجتماعی در سالیان اخیر محتمل به نظر می‌رسد؛ درواقع، دولت درنهایت برای تأمین میزان بدهی خود^۱ (مطابق نمودار) کسری ناگزیر به استقراض از بانک مرکزی، انتشار اوراق و فروش ارز می‌شود که این موضوع تبعاتی نظیر افزایش تورم و نرخ ارز را دارد که در سال‌های اخیر شاهد آن بوده‌ایم.



نمودار ۱۲: واکنش متغیرهای بخش خارجی (ارز حقیقی و اسمی)، (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph 12: Impulse Response Functions of Foreign Sector (Real and Nominal Exchange Rates).
(Source: Research Findings).

بنابراین پس از شوک غیرمنتظره صندوق، افزایشی فوری و ماندگار نرخ ارز اسمی را خواهیم داشت (ناشی از فشار تورمی و کاهش ذخایر ارزی). از طرف دیگر، براساس نمودار می‌توان دریافت که به دلیل آن که افزایش تورم داخلی (کانال اصلی شوک) بیشتر از افزایش نرخ ارز اسمی بوده، نرخ ارز حقیقی کاهش می‌یابد؛ درواقع، اثر تورمی

^۱ آمار بدهی دولت به سازمان تأمین اجتماعی در نمودار ۵ در بخش بررسی وضعیت صندوق های بازنشتگی کشور ارائه شده است.

داخلی ناشی از شوک، به‌طور کامل توسط افزایش نرخ ارز جبران نمی‌شود و این به‌معنی گران‌تر شدن کالای داخلی نسبت به خارجی و در نتیجه کاهش قدرت رقابت‌پذیری صادرات است.

همان‌طور که بیان شد، هدف اصلی مطالعه، بررسی اثرات شوک کسری صندوق‌های بازنشستگی بر سه متغیر کلان اقتصادی ایران شامل تورم، نرخ ارز و رشد اقتصادی بوده است؛ با توجه به اطلاعات مربوط به متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص‌های صندوق بازنشستگی و پارامترهای کالیبراسیون و توابع واکنش می‌توان بیان کرد که شوک کسری صندوق‌های بازنشستگی در ایران، از سه کانال اصلی بودجه دولت و تورم پولی، درآمدهای ارزی و انتظارات تورمی و سرمایه‌گذاری بر متغیرهای کلان اثر می‌گذارد که همگی با شواهد تجربی اقتصاد ایران همخوانی دارند؛ درواقع، تغییر پارامترهای اصلی صندوق بازنشستگی نظیر کاهش نسبت پشتیبانی صندوق بازنشستگی کشوری به کمتر از ۱ و سهم کمک حدود ۱۹٪ بودجه دولت به صندوق‌های بازنشستگی و بدهی بیش از ۵۰۰ همتی دولت به سازمان تأمین اجتماعی عاملی مهم در بروز تورم حدود ۵۰٪، افزایش نرخ ارز به بالای ۱۵۰ هزار تومان و رشد اقتصادی حدود صفر است؛ هرچند عوامل دیگر نیز در این متغیرهای کلان اقتصادی اثرگذار هستند. به‌طور دقیق‌تر $\rho_d = 0.93$ بیانگر این است که شوک کسری صندوق بازنشستگی اثر ماندگاری بر تورم، نرخ ارز و کاهش تولید دارد که این موضوع در نمودارهای توابع واکنش قابل مشاهده است؛ یا این که $\gamma = 0.68$ بیانگر این است که کمک دولت به صندوق‌های بازنشستگی از که از محل بودجه تأمین می‌شود به ناچار دولت را مجبور به استقراض از بانک مرکزی تأمین می‌کند که این موضوع منجر به افزایش پایه پولی و در نهایت تورم پایدار می‌شود؛ درواقع، این مستندات نشان می‌دهد که پارامترهای کالیبراسیون با واقعیت‌های اقتصاد ایران همخوانی دارد و نتایج شبیه‌سازی مدل، رفتار مشاهده‌شده در اقتصاد را بازتولید می‌کند.

۵. نتیجه‌گیری

ناترازی صندوق‌های بازنشستگی در کشور و وابستگی آن به بودجه دولت یکی از مسائل مهم اقتصاد ایران است؛ به‌طوری‌که علاوه بر ایجاد تبعات اجتماعی، پیامدهای اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصادی داشته است. در این مطالعه به‌منظور ارزیابی صحیح اثرگذاری آن، اثرات شوک‌های وارده از صندوق‌های بازنشستگی بر سه متغیر کلان اصلی اقتصاد ایران تورم، نرخ ارز و رشد اقتصادی انجام شد؛ به عبارت دقیق‌تر، هدف اصلی پژوهش این است که سرایت بی‌ثباتی و کسری مالی صندوق‌های بازنشستگی و تأمین آن از بودجه دولت به سایر بخش‌های پولی و حقیقی اقتصاد چگونه خواهد بود. برای دستیابی به هدف اصلی پژوهش، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای اقتصاد ایران طراحی شد که در آن، صندوق بازنشستگی با لحاظ پارامترهای مالی و جمعیتی به‌عنوان یک بخش مجزا وارد الگو گردید و ارتباط آن با بخش بودجه دولت و بانک مرکزی نیز مورد ملاحظه قرار گرفت. برای برآورد مدل و استخراج نتایج شبیه‌سازی و تحلیل توابع عکس‌العمل آنی از داده‌های اقتصاد ایران برای دوره ۱۴۰۰-۱۳۸۰ استفاده شده است.

نتایج الگوی تحقیق بیانگر این بوده است که در گام نخست و به محض ایجاد کسری در صندوق بازنشستگی و وقوع شوک، بودجه دولت تحت تأثیر قرار می‌گیرد؛ به عبارت دیگر، کسری بودجه ایجاد شده ناشی از پوشش

مستمری بازنشستگان در بلندمدت ادامه می‌یابد. در گام بعدی این کسری بودجه پایدار تأثیر قوی و ماندگاری بر پایه پولی و تورم خواهد، چراکه شوک مثبت به کسری صندوق‌ها، از طریق ایجاد فشار بر بودجه دولت و استقراض از بانک مرکزی، به افزایش پایه پولی و تورم منجر می‌شود و منجر به ایجاد تورم ساختاری و پایدار می‌شود؛ درواقع، نتایج نشان‌داد که شوک صندوق‌ها سهم به‌سزایی در نوسانات بلندمدت تورم ایران خواهد داشت.

علاوه بر این، شوک به صندوق بازنشستگی آثار مخربی بر نرخ ارز نیز خواهد داشت، به‌طوری‌که از طریق انتظارات تورمی و فشار بر ذخایر ارزی از یک‌سو باعث افزایش نرخ ارز اسمی می‌شود؛ با این حال افزایش تورم داخلی ناشی از ناترازی صندوق قوی‌تر از افزایش نرخ ارز اسمی است، به‌طوری‌که در نهایت نرخ ارز حقیقی کاهش می‌یابد که این پدیده به معنای کاهش قدرت رقابت‌پذیری اقتصاد و تقویت رکود تورمی است.

نتایج الگو درخصوص تأثیر شوک صندوق‌ها به رشد تولید بیانگر این است که اگرچه در کوتاه‌مدت ممکن است با تأمین مستمری بازنشستگان از سوی دولت و افزایش مصرف بازنشستگان، رشد تولید ناشی از اثر تقاضا افزایش یابد، اما در ادامه به دلیل کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی ناشی از اثر جایگزینی و محیط ناامن سرمایه‌گذاری ناشی از تورم و نرخ ارز بالا، رشد تولید کاهش می‌یابد و برای چندین دوره روند منفی رشد تولید ادامه می‌یابد.

باتوجه به نتایج این پژوهش می‌توان دریافت که بحران صندوق‌های بازنشستگی در ایران صرفاً یک چالش اجتماعی یا بخشی نیست و با تأثیرگذاری عمیق و جدی بر کسری بودجه دولت، تورم و نرخ ارز به‌عنوان چالش جدی برای اقتصاد کلان محسوب می‌شود، به‌طوری‌که می‌توان آن را به‌عنوان یکی از علل رکود تورمی اقتصاد ایران عنوان کرد؛ بنابراین اعمال اصلاحات همه‌جانبه نظام بازنشستگی کشور در ابعاد قانونی، ساختاری و پارامتریک گام مهمی برای در جلوگیری از قرار گرفتن اقتصاد کلان در تله رکود تورمی و بی‌ثباتی اقتصادی خواهد بود. درواقع، حل بحران صندوق‌های بازنشستگی، پیش‌شرط دستیابی به ثبات اقتصادی و رشد پایدار در ایران است و بدون اصلاحات اساسی در این حوزه، امکان دستیابی به ثبات اقتصاد کلان و افزایش رشد اقتصادی امکان‌پذیر نخواهد بود.

مطابق با یافته‌های پژوهش پیشنهاد می‌شود؛ اولاً، سیاست‌گذار پولی و مالی در طراحی برنامه‌های خود، آثار کلان شوک‌های صندوق‌ها را به‌طور صریح در نظر بگیرند و هرگونه تصمیم در حوزه دستمزد، مستمری یا حق بیمه، باید با ارزیابی دقیق پیامدهای تورمی، رکودی و بودجه‌ای آن همراه باشد. در گام بعدی، سیاست‌گذاران باید به‌جای تمرکز بر راه‌حل‌های مقطعی نظیر تأمین از بودجه دولت (که خود عامل بی‌ثباتی شدیدتر اقتصادی در آینده خواهد بود)، اصلاحات ساختاری صندوق‌های بازنشستگی را به‌طور اساسی موردتوجه قرار گیرد؛ در این راستا، لازم است؛ اولاً الگوی نظام تأمین اجتماعی چندلایه مطابق با استانداردهای بین‌المللی نظیر بانک جهانی و سازمان جهانی کار پایه‌ریزی شود، ضمن این‌که الگوی صندوق‌های بازنشستگی از نظام بدون ذخیره به سمت نظام ذخیره‌ای کامل حرکت کنند؛ به‌طوری‌که نقش درآمدهای سرمایه‌گذاری در تأمین مالی مستمری بگیران پررنگ‌تر شود. ضمن این‌که اصلاحات پارامتریک نظیر تغییر سن بازنشستگی، نرخ حق بیمه و فرمول تعیین حقوق بازنشستگی مدنظر قرار گیرد.

علاوه بر این، صندوق‌ها باید مطابق آخرین استانداردهای مدیریت سرمایه‌گذاری گزارش‌های معتبر بین‌المللی، سرمایه‌گذاری مولد و مدیریت دارایی‌های خود را تقویت نمایند و ترکیب سبد دارایی خود را اصلاح نمایند و عمده منابع سرمایه‌گذاری آن‌ها به سمت دارایی‌های با نقدینگی بالا و ریسک پایین متمایل شود. همچنین یکی از گام‌های اولیه برای مدیریت مستقل صندوق‌ها، شفافیت صورت‌های مالی آن‌ها و به‌روز کردن نظام اطلاعات آماری براساس علم بیمه‌سنجی است.

سیاسگزاری

در پایان نویسنده برخورد لازم می‌داند که از داوران ناشناس نشریه با نظرات ارزشمند خود به غنای متن مقاله افزودند، قدردانی نماید.

تضاد منافع

نویسنده ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی و دقیق بودن آن در متن و انتهای مقاله، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارد.

کتابنامه

- ابوالحسنی، اصغر؛ مهرآرا، محسن؛ و خواجه محمدر، علی، (۱۴۰۲). تابع واکنش سیاست‌گذار پولی در اقتصاد ایران: رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE). *بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۱۰ (۲۰): ۳۷-۱۰.
<https://doi.org/10.22103/jdc.2023.20626.1322>
- ادبی فیروزجائی، باقر؛ و حسینی، سیدشمس‌الدین، (۱۴۰۳). شناسایی و اولویت‌بندی راهکارهای اصلاح نظام بازنشستگی نیروهای مسلح. *فصلنامه اقتصاد دفاع و توسعه پایدار*، ۹ (۳۱): ۳۴-۹.
<https://dorl.net/dor/20.1001.1.25382454.1403.9.31.1.5>
- ادبی فیروزجائی، باقر؛ و غلامی، احمد، (۱۴۰۳). بررسی اثر قیمت‌های جهانی بر پویایی های اقتصاد ایران با تأکید بر تورم مواد غذایی در چارچوب مدل تعادل عمومی تصادفی. *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۶ (۳۱): ۲۳۱-۱۸۷.
<https://doi.org/10.22034/epj.2024.20260.2449>
- ادبی فیروزجائی، باقر؛ غلامی، احمد؛ و سلیمی، احسان، (۱۴۰۳). آثار نامتقارن سیاست‌های اقتصادی بر بخش مسکن با استفاده از رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی. *اقتصاد و تجارت نوین*، ۱۹ (۶۳): ۶۸-۲۹.
<https://doi.org/10.30465/jnet.2024.48081.2122>
- توکلیان، حسین، (۱۳۹۴). سیاست‌گذاری پولی بهینه، مبتنی بر قاعده و صلاح‌دیدی در جهت رسیدن به اهداف تورمی برنامه‌های پنج‌ساله توسعه: یک رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی. *پژوهش‌های پولی و بانکی*، ۸ (۲۳)، ۳۸-۱.
<http://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-225-en.html>

- جوادى، شاهين؛ و ايزدبخش، حميدرضا، (۱۴۰۳). سلسله گزارش هاى تحليل و شبیه سازی سیستمى (۱): راهکارهاى ارتقای پایداری صندوق هاى بازنشستگی. دفتر مطالعات / اجتماعى، مرکز شبیه سازی و مطالعات سیستمى، مطالعات بخش عمومى، مرکز پژوهش هاى مجلس، شماره مسلسل (۲۰۰۷۳).
<https://doi.org/10.22034/report.mrc.2024.1403.32.7.20073>
- چنارانی، حسن؛ یاورى، کاظم؛ حیدرى، حسن؛ و شریف زاده، محمدجواد، (۱۴۰۲). اثر بحران بانكى (ناترازی) بر متغیرهاى کلان اقتصادى در چارچوب مدل تعادل عمومى پویای تصادفى. فصلنامه مطالعات اقتصادى کاربردى / ایران، ۱۲ (۴۶)، ۳۸-۹.
<https://doi.org/10.22084/aes.2021.25066.3359>
- رضازاده، حمید؛ سرگلزایی، مصطفى؛ و پیمانی فروشانی، مسلم، (۱۴۰۳). تأثیر اصلاحات ساختارى نظام بازنشستگی بر اقتصاد و بازار سرمایه کشور بر اساس مدل نسلهاى همپوشان. دانش سرمایه‌گذارى، ۱۳ (۵۲)، ۴۶۸-۴۴۷.
<https://doi.org/10.30495/jik.2024.23165>
- رئیس جعفرى مطلق، رسول؛ عبدلى، قهرمان؛ نصیری اقدم، على؛ و امیری، حسین، (۱۳۹۹). بررسی آثار تغییرات جمعیتى بر پایداری مالی صندوق بازنشستگی با استفاده از مدل نسل هاى همپوشان مبتنى بر رویکرد DSGE. فصلنامه پژوهش ها و سیاست هاى اقتصادى، ۲۸ (۹۶)، ۱۶۲-۱۲۱.
<https://doi.org/10.22075/ijnaa.2021.23252.2589>
- شکرى، نعیم؛ عصارى آرانی، عباس؛ عسگرى، على؛ مزینى، امیرحسین؛ و اکبرى، نعمت اله، (۱۴۰۱). شبیه سازی و اعمال اصلاحات پارامتریک جهت بهبود ناترازی مالی نظام بازنشستگی ایران. پژوهش ها و چشم اندازهاى اقتصادى، ۴ (۲۲)، ۶۷-۴۱.
<https://econpapers.repec.org/paper/haljournal/hal-05205798.htm>
- صمصامى، حسین؛ و بختیارى، احمد، (۱۴۰۱). بررسی اثرات تأمین كسرى بودجه بخش دولتى از سیستم بانكى: شواهدى از الگوی تعادل عمومى پویای تصادفى. تحقیقات مدلسازی اقتصادى، ۱۳ (۴۹)، ۱۵۲-۱۱۲.
<http://jemr.khu.ac.ir/article-1-2306-en.html>
- قاسمى سیانى، مهدى، (۱۴۰۳). بررسی عملکرد سرمایه گذارى هاى صندوق بازنشستگی كشورى. دفتر مطالعات بخش عمومى، گروه اقتصاد رفاه و تأمین اجتماعى مرکز پژوهش هاى مجلس، شماره مسلسل (۲۰۰۴۷).
<https://doi.org/10.22034/report.mrc.2025.1404.33.1.20620>
- کیانی، مرتضى، (۱۴۰۳). بررسی بخش دوم لایحه بودجه سال ۱۴۰۳ (۶): (بخش صندوق هاى بازنشستگی). دفتر مطالعات بخش عمومى مرکز پژوهش هاى مجلس، شماره مسلسل (۱۹۷۱۷)، شماره ثبت ۹۵۰.
<https://doi.org/10.22034/report.2024.16826.1743>
- مالکى، محمدرضا؛ فروزان فر، محمد مهدى؛ و حسینعلی زاده، رامین، (۱۴۰۲). ناپایداری صندوق هاى بازنشستگی (۲): سلسله گزارش هاى پویایى شناسى چالش هاى کشور (e19283). ماهنامه گزارش هاى کارشناسى مرکز پژوهش هاى مجلس شورای اسلامى، ۳۱ (۸)، e19283.
<https://doi.org/10.22034/report.mrc.2024.1403.32.7.20073>

- مردی، محمدحسین؛ سوری، علی؛ و اصفهانیان، هما، (۱۴۰۴). اثر تسویه بدهی دولت بر پایداری مالی سازمان تأمین اجتماعی و متغیرهای کلان اقتصادی در یک مدل DSGE. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۴ (۵۶)، ۲۰۳-۲۴۳. <https://doi.org/10.22084/aes.2025.30172.3741>
- مکرری، فرانک؛ زندی، فاطمه؛ حسینی، سید شمس الدین؛ و خضری، محمد، (۱۴۰۰). بکارگیری مدل غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم (STR) در تعیین ارتباط متغیرهای کلان اقتصادی با بار مالی صندوق های بازنشستگی برای دولت. *فصلنامه پژوهش ها و سیاست های اقتصادی*، ۲۹ (۹۸)، ۴۷۷-۴۴۷. <https://qjerp.ir/article-1-2960-fa.html>
- منظور، داود؛ و تقی پور، انوشیروان، (۱۳۹۴). تنظیم یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای اقتصاد باز کوچک صادرکننده نفت: مورد مطالعه ایران. *فصلنامه پژوهش ها و سیاست های اقتصادی*، ۲۳ (۷۵)، ۴۴-۷۴. <http://qjerp.ir/article-1-1156-en.pdf>
- نجفی، حسن؛ دامن کشیده، مرجان؛ محمدی، تیمور؛ شجاعی، معصومه؛ و دقیقی اصل، علیرضا، (۱۴۰۰). بررسی تأثیر شوک متغیرهای کلان اقتصادی بر تاب آوری صندوق های بازنشستگی (مطالعه موردی سازمان تأمین اجتماعی). *نشریه اقتصاد و بانکداری اسلامی*، ۱۰ (۳۶)، ۳۸۳-۴۱۴. <http://mieaoi.ir/article-1-1138-en.pdf>
- نیازی محسنی، محسن؛ شهرستانی، حمید؛ هژبرکیانی، کامبیز؛ و غفاری، فرهاد، (۱۳۹۹). بررسی اثر شوک های سیاست پولی و درآمدهای نفتی بر تورم و رشد اقتصادی در ایران. *اقتصاد پولی مالی*، ۲۷ (۱۹)، ۴۶-۲۹. <https://doi.org/10.22067/pm.v27i19.85109>
- یزدانی، عباس، (۱۴۰۳). بررسی بخش دوم لایحه بودجه سال ۱۴۰۴ کل کشور (۴): (بخش صندوق های بازنشستگی). *دفتر مطالعات بخش عمومی (گروه اقتصاد رفاه و تأمین اجتماعی) مرکز پژوهش های مجلس*، شماره مسلسل (۲۰۴۰۵). <https://doi.org/10.22034/report.mrc.2025.1403.32.11.20408>

References

- Abolhassani Hastiani, A., Mehrara, M. & Khajeh Mohammadlou, A., (2024). Monetary Policy-Maker Reaction Function in Oil Exporting Countries: STR Econometric Approach. *Journal of Development and Capital*, 9(1), 1-29. <https://doi.org/10.22103/jdc.2023.20626.1322>. (In Persian).
- Adabi Firouzjaee, B. & Gholami, A., (2024). Investigating the effect of global prices on the dynamics of Iran's economy with an emphasis on food inflation in the framework of dynamic stochastic general equilibrium model. *The Journal of Economic Policy*, 16(31), 187-231. <https://doi.org/10.22034/epj.2024.20260.2449>. (In Persian).
- Adabi Firouzjaee, B. & Hosseini, S.S., (2024). Identifying and Prioritizing Potential Approaches towards Reforming the Armed Forces' Pension System. *Defense Economics and Sustainable Development*, 9(31), 9-34. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.25382454.1403.9.31.1.5>. (In Persian).
- Adabi Firouzjaee, B., Gholami, A. & Salimi, E., (2024). The asymmetric effects of economic policies on the housing sector using the dynamic stochastic general equilibrium

- approach. *new economy and trade*, 19(63), 29-68.
<https://doi.org/10.30465/jnet.2024.48081.2122>. (In Persian).
- Agénor, P. R., & Montiel, P. J., (2015). *Development macroeconomics*. Princeton University press. <https://doi.org/10.1515/9781400866267>.
 - Asafo-Adjei, E., Agyapong, D., & Agyemang, I. O., (2023). Pension funds and economic growth: The role of institutional quality. *Cogent Economics & Finance*, 11(1), 2172809. <https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2172809>.
 - Bashiri, S., Pahlavani, M., & Boostani, R., (2017). Stock Market Bubbles and Business Cycles: A DSGE Model for the Iranian Economy. *Iranian Economic Review*, 21 (4). 969-1002. <https://doi.org/10.22059/ier.2017.64105>.
 - Bayar, Y., & Kilic, M., (2019). Pension funds and stock market development: Evidence from OECD countries. *International Journal of Sustainable Economy*, 11(3), 273-285. <https://doi.org/10.1504/IJSE.2019.100672>.
 - Bijlsma, M., Bonekamp, J., van Ewijk, C., & Haaijen, F., (2018). Funded pensions and economic growth. *De Economist*, 166(3), 337-362. <https://doi.org/10.1007/s10645-018-9325-z>.
 - Brooks, S. P., & Gelman, A., (1998). General methods for monitoring convergence of iterative simulations. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 7(4), 434-455. <https://doi.org/10.1080/10618600.1998.10474787>.
 - Cecchetti, S. G., King, M., & Yetman, J., (2011). Weathering the financial crisis: Good policy or good luck?. *BIS working paper*, no. 351). <https://www.bis.org/publ/work351.htm>.
 - Chenarani, H., Yavari, K., Heydari, H. & Sharifzadeh, M., (2023). The Effect of Banking Crises on Macroeconomic Variables Within the Dsge Models Framework. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 12(46), 9-38. <https://doi.org/10.22084/aes.2021.25066.3359>. (In Persian).
 - Davis, E. P., & Steil, B., (2004). *Institutional investors*. London: MIT Press. <https://doi.org/10.7551/mitpress/3809.001.0001>.
 - Dixit, A. K., & Stiglitz, J. E., (1977). Monopolistic competition and optimum product diversity. *The American Economic Review*, 67(3), 297-308. <https://www.jstor.org/stable/1831401>.
 - Fernández-Villaverde, J., (2010). Fiscal policy in a model with financial frictions. *American Economic Review*, 100(2), 35-40. <https://doi.org/10.1257/aer.100.2.35>.
 - Galí, J., (2015). *Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the new Keynesian framework and its applications*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.1515/9781400866007>.
 - Galí, J., (2018). The state of New Keynesian economics: a partial assessment. *Journal of Economic Perspectives*, 32(3), 87-112. <https://doi.org/10.1257/jep.32.3.87>.
 - Gali, J., & Monacelli, T., (2005). Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *The Review of Economic Studies*, 72(3), 707-734. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2005.00349.x>.
 - Gelman, A., & Rubin, D. B., (1992). Inference from iterative simulation using multiple sequences. *Statistical Science*, 7(4), 457-472. <https://doi.org/10.1214/ss/1177011136>.

- Ghanbarzadeh, M., Hozarmoghadam, N., & Hamzeh, A., (2024). Evaluation of economic variables on pension fund performance of selected countries. *Journal of Mathematics and Modeling in Finance*, 4(1), 115-125. <https://doi.org/10.22054/jmmf.2024.79648.1134>.
- Ghasemi Siani., (2025). Review of the Performance of Investments by the Social Security Organization. *Reports*, 33(1), e20620. <https://doi.org/10.22034/report.mrc.2025.1404.33.1.20620>. (In Persian).
- Heer, B., Polito, V., & Wickens, M. R., (2020). Population aging, social security and fiscal limits. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 116, 103913. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2020.103913>.
- Heidarpour, A., Pahlavani, M., Tash, M. S., & Tayebi, S., (2015). A New Keynesian Framework for Monetary Policy Analysis in Iran's Economy. A Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach. *Theoretical and Practical Research in Economic Fields*, 2, (12)), 97-116. [https://doi.org/10.14505/tpref.v6.2\(12\).01](https://doi.org/10.14505/tpref.v6.2(12).01).
- Heijdra, B. J., & Romp, W. E., (2009). Retirement, pensions, and ageing. *Journal of Public Economics*, 93(3-4), 586-604. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2008.10.009>.
- Hosseini, S. S., Jafari Samimi, A., Tavakolian, H., & Ghobadi, N., (2022). How Does Monetary Policy Affect Household Income Distribution? *Journal of Money and Economy*, 17(1), 1-24. <http://jme.mbri.ac.ir/article-1-556-en.html>.
- International Monetary Fund (IMF). (2018). *Global Financial Stability Report: A Bumpy Road Ahead*. Washington, DC: International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781484338292.082>.
- Jafari Samimi, A., Khiabani, N., Mila Elmi, Z., & Akbarpour Roshan, N., (2017). The Impact of Fiscal Policy on Macroeconomic Variables: New Evidence from a DSGE Model. *International Journal of Business and Development Studies*, 9(2), 29-54. <https://doi.org/10.22111/ijbds.2017.3703>.
- Khan, S., Li, B., & Zhao, Y., (2025). Pension Reform and Stock Market Development. *IMF Working Paper*.
- Kiani, M., (2024). Review of the Second Part of the 1403 National Budget Bill (2): Budget of Executive Bodies. (e19718). *Reports*, 32(2), e19718. <https://doi.org/10.22034/report.2024.16826.1743>. (In Persian).
- King, R. G., Plosser, C. I., & Rebelo, S. T., (1988). Production, growth and business cycles: I. The basic neoclassical model. *Journal of monetary Economics*, 21(2-3), 195-232. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(88\)90030-X](https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90030-X).
- Kolodiziev, O. M., Telnova, H., Krupka, I., Kulchytskyy, M., & Sochynska-Sybirtseva, I., (2021). Pension assets as an investment in economic growth: The case of post socialist countries and Ukraine. *Investment Management and Financial Innovations*, 18(3), 166-174. [https://doi.org/10.21511/imfi.18\(3\).2021.15](https://doi.org/10.21511/imfi.18(3).2021.15).
- Kydland, F. E., & Prescott, E. C., (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1345-1370. <https://doi.org/10.2307/1913386>.
- Maleki, M. R., Forouzanfar, M.M., & Hosseinalizadeh, R. (2023). Instability of Pension Funds (2): A Series of System Dynamics Reports on the Country's Challenges.

(e19283). *Reports*, 31(8), 19283. doi.org/10.22034/report.mrc.2024.1403.32.7.20073. (In Persian).

- Mangla, N., & Indapurkar, K., (2023). Impact of Macroeconomic Variables on Performance of Pension Funds: An Econometric Analysis. In *Proceedings of the 1st Pamir Transboundary Conference for Sustainable Societies - Volume 1: PAMIR* (pp. 739-748). SciTePress. <https://doi.org/10.5220/0012502800003792>.

- Manzoor D, Taghipour A., (2016). A dynamic stochastic general equilibrium model for an oil exporting and small open economy: the case of Iran. *Quarterly journal of economic research policy*; 23 (75) :7-44. <http://qjerp.ir/article-1-1156-en.pdf> (In Persian).

- Mardi, M. H., Souri, A. and Esfahanian, H., (2026). Impact of Government Debt Settlement on the Financial Sustainability of the Social Security Organization and Macroeconomic Variables in a DSGE Model. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 14(56), 203-243. <https://doi.org/10.22084/aes.2025.30172.3741>. (In Persian).

- Mokri, F., Zandi, F., Hosseini, S. S., & Khezri, M., (2021). Applying the nonlinear mild transition regression (STR) model in determining the relationship between macroeconomic variables and the financial burden of pension funds for the government. *Quarterly journal of economic research policy*; 29 (98) :447-477. <https://qjerp.ir/article-1-2960-fa.html>. (In Persian).

- Montiel, P. J., (2009). International macroeconomics. *John Wiley & Sons*. ISBN: 978-1-405-18386-4.

- Morina, F., & Grima, S., (2022). The impact of pension fund assets on economic growth in transition countries, emerging economies, and developed countries. *Quantitative Finance and Economics*, 6(3), 459-504. <https://doi.org/10.3934/QFE.2022020>.

- Nagafi, H., (2021). Investigating the effect of shock of macroeconomic variables on the resilience of pension funds (Case study of the Social Security Organization). *Islamic Economics and Banking*, 10(36), 383-414. <http://mieaoi.ir/article-1-1138-en.pdf>. (In Persian).

- Najafi, H., Damankeshideh, M., Mohammadi, T., Shojaei, M., & Daghighiasli, A., (2022). Fluctuations in macroeconomic variables on the funding of pension funds in Iran (combined data pattern method with different frequency (MIDAS)). *International Journal of Nonlinear Analysis and Applications*, 13(2), 31-43.

- Niazimohseni, M., Shahrestani, H., Hojabr Kiani, K. and Ghafari, F., (2020). Examination of the Effect of the Shock Caused by Monetary Policy and Oil Revenue on Inflation and Economic Growth in Iran. *Monetary & Financial Economics*, 27(19), 29-46. <https://doi.org/10.22067/pm.v27i19.85109>. (In Persian).

- Rees, J. M. R., Abdoli, G., Nasiri, A. A., & Amiri, H., (2021). Investigating the effects of demographic change on the financial sustainability of the pension fund using the Overlapping Generation Model based on the DSGE model. *Quarterly journal of economic research policy*, 28 (96) :121-162. <https://doi.org/10.22075/ijnaa.2021.23252.2589>. (In Persian).

- Rezazadeh, H., Sargolzaei, M. and Peymany Foroushany, M., (2024). Effect of Structural Reforms of Pension System on the Economy and Capital Market of Iran Based on Overlapping Generations Model. *Journal of Investment Knowledge*, 13(52), 447-468. <https://doi.org/10.30495/jik.2024.23165>. (In Persian).

- Samsami mazrae akhoond H., Bakhtiyari, A., (2022). Investigating the effects of financing the public sector budget deficit from the banking system: Evidence from the dynamic stochastic general equilibrium model (DSGE). *Journal of Economic Modeling Research*, 13(49), 112-152. <http://jemr.khu.ac.ir/article-1-2306-en.html> (In Persian).
- Sani, A. B., Sani, I., & Hassan, A., (2022). Modelling the effect of macro-economic variables on pension contribution in Nigeria. *Archives of Current Research International*, 22(2), 23-33. <https://econpapers.repec.org/paper/haljournal/hal-05205798.htm>.
- Sanusi, K. A., & Kapingura, F. M., (2021). Pension funds as fuel for overall investment level and economic growth: An empirical insight from South African economy. *Cogent Business & Management*, 8(1), 1935661. <https://doi.org/10.1080/23311975.2021.1935661>.
- Sass, S. A., (2018). Will the financial fragility of retirees increase? *Retirement Management Journal*, 7(1), 41-45. <https://ssrn.com/abstract=3391334>.
- Shaheed, A., Rafat, M., Sameti, M., & Salam, N., (2025). Fiscal Shocks and Central Bank Responses in Iran: A Bayesian DSGE Model with Non-Ricardian Households in an Open Economy. *Journal of Money and Economy*, 20(2), 149-193. <http://jme.mbri.ac.ir/article-1-725-en.html>.
- Shahini, j. and Izadbaksh, H., (2024). Series of Systemic Analysis and Simulation Reports (1): Ways to Enhance the Sustainability of Pension Funds. *Reports*, 32(7), e20073. <https://doi.org/10.22034/report.mrc.2024.1403.32.7.20073>. (In Persian).
- Shokri, N., Assari Arani, A., Asgary, A., Mozayani, A and Akbari, N., (2022). Simulation and Application of Parametric Corrections to Improve the Financial Misalignment of the Iranian Pension System. *Economic Research and Perspectives*, 22(4), 41-67. <https://ecor.modares.ac.ir/article-18-60324-en.html> (In Persian).
- Smets, F., & Wouters, R., (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *American economic review*, 97(3), 586-606. <https://doi.org/10.1257/aer.97.3.586>,
- Tavakolian, H., (2015). Optimal, Discretionary and Rule-based Monetary policy in Achieving 5-year Development Plans Inflation Target: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach. *Journal of Monetary and Banking Research*, 8(23), 1-38. <http://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-225-en.html>. (In Persian).
- Taylor, C. (1993). To follow a rule. *Bourdieu: critical perspectives*, 6, 45-60.
- Temsumrit, N., (2023). Population aging, pension systems, and economic growth: applying an overlapping generations model to the informal sector. *Asian Development Review*, 40(02), 305-341. <https://doi.org/10.1142/S0116110523500154>.
- Thomas, A., & Spataro, L. (2016). The effects of pension funds on markets performance: A review. *Journal of Economic Surveys*, 30(1), 1-33. <https://doi.org/10.1111/joes.12085>.
- Tudor, C., Girlovan, A., Saiu, G. R., & Guse, D. D., (2025). Asymmetric Shocks and Pension Fund Volatility: A GARCH Approach with Macroeconomic Predictors to an Unexplored Emerging Market. *Mathematics*, 13(7), 1134. <https://doi.org/10.3390/math13071134>.

- Woodford, M., & Walsh, C. E., (2005). Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy. *Macroeconomic Dynamics*, 9(3), 462-468. <https://doi.org/10.1515/9781400830169>.
- World Bank., (2022). Iran Economic Monitor: Managing Economic Uncertainties (With a Special Focus: Preparing for an Uncertain Water Future). *World Bank Group*. Retrieved from <https://www.worldbank.org/en/country/iran/publication/iran-economic-monitor-spring-2022>.
- Wurgler, J., (2000). Financial markets and the allocation of capital. *Journal of Financial Economics*, 58(1), 187-214. [https://doi.org/10.1016/s0304-405x\(00\)00070-2](https://doi.org/10.1016/s0304-405x(00)00070-2).
- Yazdani, A., (2025). Examination of Section Two of the Budget Bill for the Year 1404 (1): An Analysis of Budget Expenditures (First Edition). *Reports*, 32(11), e20408. <https://doi.org/10.22034/report.mrc.2025.1403.32.11.20408>. (In Persian).

**Applied Economics Studies, Iran (AESI)**P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X - Journal Homepage: <https://aes.basu.ac.ir/>

Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran. Owner & Publisher: Bu-Ali Sina University.

© Copyright © 2026 The Authors. Published by Bu-Ali Sina University.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Bu-Ali Sina University

Analysis of Profitability Gap in Iran's Banking System: Study of Large and Small Banks Duality Using Quantile Regression Approach

Vahid Shabani¹ , Kambiz Hojabr Kiani² , Seyed Shamseddin Hosseini³ ,
Marjan Damankeshideh⁴ 

Type of Article: Research

 <https://doi.org/10.22084/aes.2025.31910.3856>

Received: 2025.11.12; Revised: 2025.12.25; Accepted: 2025.12.29

Pp: 117-146

Abstract

Iran's banking system, characterized by structural duality between large state-owned banks and smaller private institutions, experiences persistent profitability gaps that threaten financial stability and efficient resource allocation. Traditional regression methods are unable to identify the heterogeneous effects of determinants across different profitability levels. This study aims to analyze the profitability gap using quantile regression to examine the differential impacts of bank-specific and macroeconomic variables throughout the profitability distribution. This research is crucial for developing targeted policies that address the specific challenges faced by banks at different performance levels. Main Question: How do determinants of bank profitability vary across different quantiles of the profitability distribution? Main Hypothesis: The effects of bank-specific and macroeconomic variables on profitability are heterogeneous and asymmetric across different quantiles. This research employs a quantile regression approach on data from 20 Iranian banks from 2011 to 2023, examining the differential impacts of variables including bank size, loan portfolio, deposits, non-performing loans, and macroeconomic indicators. Results show significant heterogeneity: non-performing loans strongly affect low-profit banks, while liquidity growth significantly impacts high-profit banks. Symmetry and slope equality tests confirm distributional asymmetry. The findings emphasize the necessity of developing tiered regulatory frameworks appropriate to banks' positions in the profitability distribution.

Keywords: Profitability Gap, Quantile Regression, Structural Duality, Banking System, Iran.

JEL Classification: C21, L25, G21.

1. Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Sciences and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.

2. Department of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). **Email:** kianikh@srbiau.ac.ir

3. Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

4. Department of Economics, Faculty of Management and Economics, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.

Citations: Shabani, V, Hojabr Kiani, K., Hosseini, S. S. & Damankeshideh, M., (2026). Analysis of Profitability Gap in Iran's Banking System: Study of Large and Small Banks Duality Using Quantile Regression Approach. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 15(58): 117-146. <https://doi.org/10.22084/aes.2025.31910.3856>

Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_6472.html?lang=en

1. Introduction

Iran's banking system has undergone significant structural transformations since the Islamic Revolution, evolving into a dual structure consisting of large state-owned banks and smaller private institutions. This structural duality has led to significant performance inequalities, where potential profitability gaps undermine financial stability and economic development. Although previous research has identified various determinants of bank profitability, most studies rely on mean regression methods that assume homogeneous effects across the entire profitability distribution. This approach neglects the potential heterogeneity in how different factors affect banks at various performance levels.

The necessity of this research stems from several important considerations. First, Iran's banking system faces unique challenges, including economic sanctions, fluctuating oil revenues, and structural reforms, making context-specific analysis essential. Second, the implementation of the Interest-Free Banking Law has created distinctive operational characteristics that differentiate Iranian banks from conventional systems. Third, existing literature primarily focuses on average effects, potentially overlooking important distributional variations that could inform more effective policy interventions.

The main research question addresses how determinants of bank profitability vary across different quantiles of the profitability distribution. The main hypothesis states that the effects of bank-specific and macroeconomic variables on profitability show significant heterogeneity and asymmetry throughout the distributional spectrum.

2. Materials and Methods

This study uses comprehensive data from 20 Iranian banks during 2011-2023, resulting in an unbalanced panel of 202 observations. The sample includes both state-owned and private banks, ensuring representative coverage of the banking system's dual structure.

The methodological framework utilizes a quantile regression approach that offers several advantages over conventional methods. Unlike ordinary least squares that estimate conditional mean functions, quantile regression provides a complete description of the conditional distribution, making it particularly suitable for analyzing heterogeneous effects. This method is also resistant to outliers and does not require strict distributional assumptions.

The model specification includes both bank-specific and macroeconomic variables. Bank-specific factors include size, loan-to-asset ratio, deposit-to-asset ratio, non-performing loans ratio, and cost efficiency indicators. Macroeconomic variables include

GDP growth, liquidity growth, inflation rate, and market concentration measured by the Herfindahl-Hirschman Index.

The estimation method uses simultaneous quantile regression with bootstrap standard errors for robust inference. The analysis examines multiple different quantiles for comprehensive coverage of distributional heterogeneity. Additionally, formal symmetry tests and slope equality tests are conducted to validate the observed heterogeneity.

$$Q_{t\beta}(\tau|X_{it}) = \alpha_i + \beta_1(\tau)Size_{it} + \beta_3(\tau)Loan_{it} + \beta_4(\tau)Deposit_{it} + \beta_5(\tau)NPL_{it} \\ + \beta_6(\tau)Cost_{it} + \beta_7(\tau)HHI_{it} + \beta_8(\tau)GDP_{it} + \beta_9(\tau)M2_{it} \\ + \beta_2(\tau)LARGE_{it} + \varepsilon_{it}$$

3. Discussion and Results

Empirical results reveal significant heterogeneity in how determinants affect bank profitability across different quantiles. For banks in lower profitability quantiles, non-performing loans emerge as the most significant constraint. This indicates that credit risk management is particularly crucial for struggling banks. Similarly, deposit ratios show stronger negative effects in lower quantiles, indicating potential funding cost pressures for less profitable institutions.

Conversely, for high-performing banks, macroeconomic factors show greater importance. Liquidity growth has significant effects, indicating that prosperous banks are better able to capitalize on monetary expansion. Bank size shows a complex pattern, indicating that medium-sized banks face specific scale-related challenges.

The market concentration variable reveals an interesting pattern. This suggests that both very strong and very weak banks benefit from market concentration, while medium-performing institutions face competitive pressures.

Formal hypothesis testing confirms these patterns. Symmetry tests reject the null hypothesis of distributional symmetry. Similarly, slope equality tests provide strong evidence against parameter homogeneity, validating the quantile regression approach.

The findings align with several theoretical perspectives. The differential impact of non-performing loans supports the bad management hypothesis for struggling banks, while the importance of macroeconomic factors for high performers reflects their superior risk management capabilities. The complex size effects are consistent with theories suggesting both scale economies and diseconomies in banking.

4. Conclusion

This study provides compelling evidence for the heterogeneous nature of profitability determinants in Iran's banking system. The findings challenge the conventional one-size-fits-all approach to banking regulation and supervision. Instead, they support differentiated policies that consider banks' relative positions in the profitability distribution.

For low-profit banks, policy interventions should prioritize credit risk management and non-performing loan resolution. Enhanced supervision, improved underwriting standards, and effective recovery mechanisms are particularly crucial for these institutions. For high-performing banks, policies should focus on maintaining macroeconomic stability and creating an environment conducive to leveraging monetary expansions.

This research contributes to the literature in several ways. Methodologically, it demonstrates the value of quantile regression in capturing distributional heterogeneity in banking performance. Theoretically, it provides insights into how different theoretical perspectives apply to various segments of the banking system. Practically, it offers actionable guidance for regulators and bank managers.

Future research could extend this analysis by incorporating additional variables such as digital transformation indicators, corporate governance measures, and external shock indicators. Longitudinal analysis tracking individual banks' movement across different quantiles could also provide valuable insights into performance dynamics.

Acknowledgments

The authors extend their sincere gratitude to the anonymous peer reviewers for their insightful critiques and constructive suggestions, which significantly enhanced the clarity and scholarly rigor of this manuscript.

Author Contribution

This research is derived from the first author's doctoral dissertation. The primary data collection, encompassing all observational and analytical components, was conducted by the first author under the direct supervision and mentorship of the second and third authors.

Conflict of Interest

In adherence to ethical publication standards, the authors affirm that there are no conflicts of interest, either personal or financial, that could have influenced the content or conclusions presented in this research.



فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
 چاپی: ۲۵۲۰-۲۳۲۲؛ چاپی الکترونیکی: ۴۷۲۸-۲۳۲۲ - وبسایت نشریه: <https://aes.basu.ac.ir>
 نشریه گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.
 حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۵ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی سینا است.
 این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
 آدرس زیر مجاز است.
 Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).




شکاف سودآوری در نظام بانکی ایران: تحلیل دوگانگی بانک‌های بزرگ و کوچک با رهیافت رگرسیون کوانتایل

وحید شعبانی^۱، کامبیز هژبرکیانی^۲، سیدشمس‌الدین حسینی^۳، مرجان دامن‌کشیده^۴

نوع مقاله: پژوهشی

شناسه دیجیتال: <https://doi.org/10.22084/aes.2025.31910.3856>

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۸/۲۲، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۱۰/۰۴، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۰/۰۸

صص: ۱۴۶-۱۱۷

چکیده

نظام بانکی به عنوان موتور محرک رشد اقتصادی، نقش حیاتی در تخصیص منابع ایفا می‌کند؛ با این حال، شکاف سودآوری بین بانک‌های بزرگ و کوچک می‌تواند کارایی این نظام را تحت تأثیر قرار دهد. این پژوهش با هدف تحلیل شکاف سودآوری و بررسی دوگانگی ساختاری بین بانک‌های بزرگ و کوچک با استفاده از رهیافت رگرسیون کوانتایل انجام شده است. داده‌های مورد استفاده شامل ۲۰۲ مشاهده از ۲۰ بانک ایرانی طی دوره ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ ه.ش. است. یافته‌ها نشان می‌دهد اثر متغیرهای مؤثر بر سودآوری در کوانتایل‌های مختلف، ناهمگن و نامتقارن است. به طور مشخص، مطالبات غیرجاری و نسبت سپرده در کوانتایل‌های پایین (بانک‌های کم‌سود) اثر قوی‌تری دارند، درحالی‌که متغیرهای کلان اقتصادی مانند رشد نقدینگی در کوانتایل‌های بالاتر (بانک‌های پرسود) تأثیر معنادارتری نشان می‌دهند. نتایج آزمون‌های تقارن و برابری شیب نیز ناهمگنی ضرایب در طول توزیع را تأیید می‌کنند. این مطالعه نشان می‌دهد که مکانیزم تأثیرگذاری عوامل درون بانکی و برون بانکی بر سودآوری، تابعی از موقعیت بانک در توزیع سودآوری است. این پژوهش بر ضرورت اتخاذ سیاست‌های تفکیکی مبتنی بر سطح سودآوری بانک‌ها تأکید دارد.

کلیدواژگان: شکاف سودآوری، رگرسیون کوانتایل، دوگانگی ساختاری، بانک‌های بزرگ، بانک‌های کوچک، مطالبات غیرجاری.

طبقه‌بندی JEL: C21, L25, G21.

۱. گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

Email: Shabani.vahid@gmail.com

۲. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

Email: kianikh@srbiau.ac.ir

۳. گروه اقتصاد بازرگانی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

Email: sh.hosseini@atu.ac.ir

۴. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکز، تهران، ایران.

Email: Mar.Daman_Keshideh@iauctb.ac.ir

ارجاع به مقاله: شعبانی، وحید؛ هژبرکیانی، کامبیز؛ حسینی، سیدشمس‌الدین؛ و دامن‌کشیده، مرجان. (۱۴۰۵). شکاف سودآوری در نظام بانکی ایران: تحلیل دوگانگی بانک‌های بزرگ و کوچک با رهیافت رگرسیون کوانتایل. مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۵(۵۸): ۱۱۷-۱۴۶. <https://doi.org/10.22084/aes.2025.31910.3856>

صفحه اصلی مقاله در سامانه نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_6472.html?lang=fa

۱. مقدمه

شواهد تجربی در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که کارایی و سلامت نظام بانکی، به عنوان موتور محرک تأمین مالی تولید و رشد اقتصادی، با چالش‌های ساختاری مواجه است. در این میان، ناهمگنی عملکرد و وجود شکاف پایدار سودآوری بین بانک‌ها به یکی از مهم‌ترین موانع تحقق اهداف کلان اقتصادی تبدیل شده است (شعبانی و همکاران، ۱۴۰۴). بررسی آمارهای منتشرشده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران حاکی از آن است که شاخص بازده دارایی‌ها (ROA) در کل شبکه بانکی طی دهه ۱۳۹۰ تا اوایل ۱۴۰۰ ه.ش، روندی نزولی و نوسانی داشته و در برخی سال‌ها به مقادیر منفی رسیده است. آن‌چه این وضعیت را پیچیده‌تر می‌کند، ناهمگونی شدید بین بانک‌ها است؛ به طوری که اختلاف ROA بین بانک‌های پیشرو و بانک‌های دارای عملکرد ضعیف در برخی سال‌ها به بیش از ۱۰٪ واحد می‌رسد. این شکاف عملکردی با دو پدیده کلیدی دیگر همراه بوده است؛ نخست، افزایش مستمر نسبت مطالبات غیرجاری (NPL) که از مرز هشداردهنده ۱۰٪ در کل سیستم بانکی نیز عبور کرده است (شعبانی و همکاران، ۱۴۰۲) و دوم، تجربه نوسانات شدید در متغیرهای کلان اقتصادی مانند رشد نقدینگی که در دوره مورد بررسی نرخ‌هایی بین ۲۰ تا بیش از ۴۰٪ را ثبت کرده است.

بانک‌ها با ایفای نقش واسطه‌گری مالی^۱، از طریق تجهیز و تخصیص منابع می‌توانند با مدیریت مناسب ترازنامه خود، زمینه‌های لازم برای رشد اقتصادی پایدار را فراهم کنند. در مقابل، کاهش ثبات یا عملکرد ضعیف نظام بانکی می‌تواند تأثیرات منفی بر توسعه اقتصادی داشته باشد (کریمی‌تکانلو و همکاران، ۱۴۰۴). این رابطه دوطرفه بر اهمیت حیاتی عملکرد بهینه تک‌تک بانک‌ها و کارایی کل شبکه بانکی تأکید دارد. در سطح جهانی نیز مطالعات نشان داده‌اند که بانک‌های بزرگ و کوچک از الگوهای رفتاری و ساختاری متفاوتی در مدیریت منابع و مصارف خود پیروی می‌کنند که می‌تواند منجر به ایجاد شکاف سودآوری سیستماتیک بین این دو گروه شود (برگر و همکاران، ۲۰۲۰).

پرسش پژوهش: این شرایط ترکیبی، پرسش محوری این پژوهش را شکل می‌دهد؛ آیا عوامل درون بانکی (مانند مطالبات غیرجاری و ساختار سپرده) و برون بانکی (مانند رشد نقدینگی) به طور یکسانی بر سودآوری همه بانک‌ها تأثیر می‌گذارند یا تأثیر آن‌ها تابعی از موقعیت بانک در طیف سودآوری (کم‌سود، متوسط، پرسود) و همچنین اندازه (بزرگ/کوچک) آن است؟ پاسخ به این پرسش تنها یک کنجکاوی آکادمیک نیست، بلکه ضرورتی راهبردی برای نظام نظارتی و سیاست‌گذاری کشور محسوب می‌شود. همان‌طور که «خادمی» و همکاران (۱۳۹۹) نیز بر آن تأکید کرده‌اند، سیاست‌های یکسان برای بانک‌هایی با ساختار و موقعیت ناهمگن، نه تنها ممکن است بی‌اثر باشد، بلکه می‌تواند به تعمیق شکاف موجود و ایجاد ناپایداری در کل سیستم بینجامد.

در ایران، باوجود مطالعات متعدد در زمینه کارایی بانک‌ها، پژوهشی که به طور خاص به تحلیل دوگانگی ساختاری بانک‌های بزرگ و کوچک با رویکرد رگرسیون کوانتایل^۲ پرداخته باشد، مشاهده نشده است. این درحالی است که روش رگرسیون کوانتایل امکان بررسی تأثیر متغیرهای مستقل در سطوح مختلف توزیع شرطی^۳ سودآوری

^۱ Financial Intermediation

^۲ Quantile Regression

^۳ Conditional Distribution

را فراهم می‌آورد (کوئنکر، ۲۰۰۵). نوآوری اصلی این تحقیق، به کارگیری هدفمند این رهیافت برای آزمون هم‌زمان دو پرسش است؛ نخست، آیا تأثیر عوامل درون‌بانکی و کلان بر سودآوری در کوانتایل‌های مختلف نامتقارن است؟ و دوم، آیا این نامتقارنی خود، تابعی از تعلق بانک به گروه بزرگ یا کوچک است؟ بنابراین، نوآوری مطالعه نه تنها در روش، که در پرسش محوری و سطح تحلیل تجربی آن جهت کشف ریشه‌های شکاف عملکردی نظام بانکی ایران قرار دارد.

ساختار این پژوهش بدین شرح است: پس از مقدمه، در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه پژوهش مورد بررسی قرار می‌گیرد. بخش سوم، به روش‌شناسی تحقیق و معرفی داده‌ها اختصاص دارد. در بخش چهارم، یافته‌های تحقیق ارائه و تحلیل می‌شود. سرانجام، در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و پیشنهاد‌های سیاستی ارائه خواهد شد.

۲. چارچوب نظری تفاوت‌های عملکردی بانک‌ها

عملکرد و سودآوری بانک‌ها، به‌عنوان مؤسسات کلیدی نظام مالی، تحت تأثیر پیچیده‌ای از عوامل درونی و بیرونی قرار دارد. برای تحلیل شکاف سودآوری بین بانک‌های بزرگ و کوچک، باید به رویکردهای نظری ریشه‌دار در اقتصاد صنعتی و مالیه استناد کرد. به‌طور کلی، تفاوت در عملکرد و سودآوری بنگاه‌ها را می‌توان در دو دسته اصلی عوامل ساختاری بازار و کارایی بنگاه‌ها تبیین کرد.

۲-۱. دیدگاه ساختار-عملکرد (SCP): تمرکز بازار و قدرت انحصاری

پایه‌ریزی اولیه این رویکرد به مدل ساختار-رفتار-عملکرد^۱ برمی‌گردد که بر نقش ساختار بازار در تعیین رفتار و سپس عملکرد بنگاه‌ها تأکید می‌کند (بین، ۱۹۵۶). براساس این چارچوب، یک بازار با تمرکز بالا (یعنی بازاری که سهم عمده آن در اختیار چند بنگاه بزرگ است) می‌تواند به آن بنگاه‌ها قدرت بازار اعطا کند. قدرت بازار به توانایی بنگاه در تعیین قیمت‌ها بالاتر از سطح رقابتی و حفظ سودهای اقتصادی اشاره دارد (برگر و همکاران، ۲۰۰۴). در صنعت بانک‌داری، این قدرت ممکن است از طریق تعیین نرخ سود سپرده‌ها و تسهیلات به‌نفع بانک‌های بزرگ ظاهر شود. «برگر» و همکاران^۲ (۲۰۰۴) استدلال می‌کنند که تمرکز بالا می‌تواند کارایی کل سیستم بانکی را کاهش دهد. از سوی دیگر، در مقابل این دیدگاه، فرضیه کارایی ساختاری مطرح می‌شود که ادعا می‌کند بانک‌های بزرگ به دلیل برخورداری از کارایی بالاتر (مانند: صرفه‌جویی در مقیاس یا فناوری برتر) هستند که سهم بازار بیشتری کسب می‌کنند و در نتیجه بازده بالاتری دارند (دمستر، ۱۹۷۳). با این حال، «برگر»^۳ (۱۹۹۵) اذعان می‌دارد که با فرضیه‌های کاربردی قدرت - بازار^۴ (M-P) و کارایی - ساختار^۵ (E-S) یک روند کاملاً جدید در زمینه تأثیر عوامل ساختاری بر سودآوری بانک‌ها آغاز شده است. فرضیه M-P که گاهی اوقات به‌عنوان نظریه ساختار - رفتار

^۱ Structure-Conduct-Performance

^۲ Berger *et al.*

^۳ Berger

^۴ Market-Power

^۵ Efficient-Structure

- عملکرد (S-C-P) شناخته می‌شود، ادعا می‌کند که قدرت بازار سود انحصاری را افزایش می‌دهد.^۱ در مقابل، نظریه کارایی که توسط «برگر» و «هامفری»^۲ (۱۹۹۷) توسعه یافت، بر نقش مدیریت بهینه منابع و کنترل هزینه‌ها در ایجاد سودآوری پایدار تأکید دارد. به این ترتیب، رقابت یا تمرکز بازار نیز می‌تواند وابسته به کارایی بانکی باشد که این امر فرضیه ساختار کارایی را دنبال می‌کند (ماسیده-سنفیت و همکاران، ۲۰۲۵).

۲-۲. دیدگاه‌های مبتنی بر کارایی: مقیاس، مدیریت و هزینه

این گروه از نظریه‌ها مستقیماً بر تفاوت در کارایی داخلی بانک‌ها به عنوان منشأ شکاف سودآوری متمرکزند. نظریه صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس^۳ ادعا می‌کند با افزایش حجم عملیات بانک (به عنوان مثال، تعداد شعب یا حجم دارایی‌ها)، هزینه متوسط واحد تولید (ارائه خدمات بانکی) کاهش می‌یابد که در نهایت به سودآوری بالاتر می‌انجامد (سیلبرستون، ۱۹۷۲). این نظریه به طور سنتی مزیتی ساختاری برای بانک‌های بزرگ قائل است. با این حال، نظریه ناکارایی^۴ X که توسط «لین اشتاین»^۵ (۱۹۶۶) مطرح شد، هشدار می‌دهد که بنگاه‌های بزرگ ممکن است به دلیل بوروکراسی پیچیده، کاهش انگیزه کارکنان و فقدان نظارت مؤثر، با ناکارایی در مدیریت و هزینه‌های غیرضروری مواجه شوند و مزیت مقیاس خود را از دست بدهند. در حوزه بانکداری، «شعبانی» و همکاران (۱۴۰۲) نیز بر اهمیت مدیریت کارآمد هزینه‌های عملیاتی بر سودآوری تأکید کرده‌اند.

۳-۲. نظریه واسطه‌گری مالی و مدیریت ریسک

وظیفه اصلی بانک‌ها، واسطه‌گری مالی بین سپرده‌گذاران و سرمایه‌گذاران است. مدل نظری «دیاموند»^۶ (۱۹۸۴) نشان می‌دهد که بانک‌ها به دلیل کاهش هزینه‌های نظارت بر وام‌گیرندگان و غلبه بر مشکل اطلاعات نامتقارن، نقش منحصربه‌فردی ایفا می‌کنند. بانک‌های بزرگ با داشتن پرتفوی وام متنوع‌تر و سیستم‌های مدیریت ریسک پیشرفته‌تر، ممکن است بهتر بتوانند از عهده این وظیفه برآیند. در بازارهای اعتباری، «اطلاعات نامتقارن» هنگامی پدید می‌آید که تأمین‌کنندگان مالی نتوانند پتانسیل موفقیت کارآفرینان را ارزیابی کنند که این امر به «کژگزینی» منجر می‌شود. هنگامی که کارآفرینان از نظر «احتمال موفقیت» با یکدیگر تفاوت دارند (سلچوک، ۲۰۲۵). نقطه مقابل این کارایی، نظریه انتخاب نامساعد^۷ است که نشان می‌دهد اطلاعات نامتقارن در بازار اعتبار می‌تواند منجر به تجمع وام‌های پرریسک (مطالبات غیرجاری) در ترازنامه بانک شود (استیگلیتز و وایس، ۱۹۸۱). کنترل این

۱ مخالفان نظریه «دکترین تمرکز بازار» معتقدند انحصار امری است گذرا. البته آنها وجود قدرت انحصاری نزد یک یا چند بنگاه را رد نمی‌کنند، ولی به تداوم آن معتقد نیستند. منطق فکری آنها به نظریه انحصار مداخله جویانه (Interventionism) معتقد است. این دیدگاه که به مکتب شیكاگو نیز موسوم است، نقش مهمی برای عناصر ساختاری بازار در ایجاد انحصار قائل نیست؛ زیرا طرفداران این مکتب استدلال می‌کنند که با ورود بنگاه‌های بالقوه به صنعت، میزان تمرکز و نرخ سود کاهش می‌یابد.

² Berger & Humphrey

³ Economies of Scale

⁴ X-Inefficiency

⁵ Leibenstein

⁶ Diamond

⁷ Adverse Selection

ریسک برای همه بانکها یکسان نیست. «احمد» و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای بر روی بانکهای اقتصادی‌های نوظهور نشان دادند که بخش عمده‌ای از شکاف سودآوری ناشی از تفاوت در کارایی عملیاتی و مدیریت ریسک است.

۴-۲. تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی و محیط نهادی

عملکرد بانکها جدای از محیط کلان اقتصادی و چارچوب نهادی نیست. نظریه انتقال پولی نشان می‌دهد تغییر در حجم نقدینگی و نرخهای بهره از کانالهای مختلف بر درآمدها و هزینههای بانکی تأثیر می‌گذارد (میشکین، ۱۹۹۵). همچنین، بانکها در بستر چرخه‌های اقتصادی (رونق و رکود) عمل می‌کنند که بر کیفیت دارایی‌ها و تقاضا برای تسهیلات اثر می‌گذارد (کیدلند و پرسکات، ۱۹۸۲). نکته کلیدی این است که تأثیر این عوامل کلان ممکن است برای بانکهای با ساختار متفاوت، یکسان نباشد؛ برای مثال، در شرایط رونق اقتصادی، بانکهای بزرگ با دسترسی بهتر به منابع ممکن است سریع‌تر گسترش یابند، درحالی‌که در رکود، بانکهای کوچک با کیفیت دارایی ضعیف‌تر ممکن است آسیب بیشتری ببینند. در بستر اقتصاد ایران، «خادمی» و همکاران (۱۳۹۹) به تأثیر معنادار متغیرهای کلان بر سودآوری بانکها اشاره کرده‌اند.

۵-۲. جمع‌بندی چارچوب نظری و جایگاه پژوهش حاضر

همان‌طور که مشاهده شد، تحلیل شکاف سودآوری نیازمند نگاهی چندبعدی است. از یک سو، عوامل ساختاری مانند اندازه و تمرکز بازار و از سوی دیگر، عوامل مرتبط با کارایی مدیریت، کنترل ریسک و واکنش به شرایط کلان اقتصادی مطرح می‌شوند. آنچه در مطالعات سنتی مبتنی بر میانگین (مانند: رگرسیون حداقل مربعات معمولی) ممکن است نادیده گرفته شود، این است که احتمالاً مکانیسم تأثیرگذاری هر یک از این عوامل برای بانکهایی که در نقاط مختلف توزیع سودآوری قرار دارند (کم‌سود، متوسط، پرسود) متفاوت است؛ برای مثال، ممکن است مطالبات غیرجاری برای بانکهای کم‌سود یک عامل حیاتی و تعیین‌کننده باشد، درحالی‌که برای بانکهای پرسود، بهره‌برداری از فرصت‌های کلان اقتصادی نقش مهم‌تری ایفا کند. این پژوهش با اتکا به چارچوب نظری فوق و با به‌کارگیری روش رگرسیون کوانتایل، به دنبال کشف و تحلیل این ناهمگنی در مکانیسم‌های تأثیر است؛ بنابراین، نوآوری اصلی این تحقیق نه در معرفی نظریه‌های جدید، بلکه در آزمون تجربی تفکیک‌شده این نظریه‌ها در سطوح مختلف توزیع سودآوری و با تمرکز بر دوگانگی ساختاری بانکهای بزرگ و کوچک در ایران است.

۳. پیشینه پژوهش

پیچیدگی‌های تحلیل شکاف سودآوری در نظام بانکی و تفاوت‌های ساختاری بین بانکهای بزرگ و کوچک، بسیاری از محققان را بر آن داشت تا با به‌کارگیری روش‌های نوین اقتصادسنجی به واکاوی این پدیده بپردازند. این چالش‌های تحلیلی، پژوهشگران را به سمت توسعه و استفاده از رویکردهای پیشرفته‌تری مانند رگرسیون کوانتایل سوق داده است. در این مسیر، صاحب‌نظران شاخص‌ها و متغیرهای متعددی را برای تبیین این شکاف

ساختاری به کار گرفته‌اند. در این راستا، مهم‌ترین مطالعات انجام شده در حوزه موضوع تحقیق، چه در سطح داخلی و چه در عرصه بین‌المللی، به شرح زیر مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۳-۱. مطالعات داخلی

«قربانی» و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های اقتصاد کلان و صورت‌های مالی ۲۲ بانک دولتی و خصوصی ایران و بهره‌گیری از رهیافت پانل دیتای پویا به بررسی تأثیر ادوار تجاری بر سوددهی بانک‌ها پرداختند و به این نتیجه رسیدند که دوره‌های رونق و رکود با یک وقفه، دارای رابطه مثبت و معنی‌دار با میزان سوددهی بانک‌ها است؛ یعنی، رونق فعالیت‌های اقتصادی در دوره گذشته سوددهی بانک‌ها در دوره جاری را افزایش و رکود در فعالیت‌های اقتصادی در دوره گذشته، سوددهی بانک‌ها در دوره جاری را کاهش می‌دهد.

«خادمی» و همکاران (۱۳۹۹)، در مطالعه‌ای با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری پانل دیتا به شناسایی اثرات متغیرهای خاص و کلان اقتصادی بر سودآوری بانک‌های ایرانی در قالب فروض الگوی نئوکلاسیک و پست‌کینزین پرداختند. نمونه آماری آن‌ها متشکل از ۱۰ بانک و مؤسسه مالی (دولتی و خصوصی) طی بازه زمانی ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۷ بوده و نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد رشد اقتصادی بر سودآوری نظام بانکی اثر مثبت و معناداری دارد. همچنین رابطه معناداری بین معوقات بانکی و تسهیلات اعطایی وجود دارد و اثرات متغیرهای خاص بانکی و کلان اقتصادی بر سودآوری بانک‌ها از دیدگاه مکتب کینزین‌های مؤخر مورد تأیید قرار گرفت.

«ابراهیمی» و همکاران^۱ (۱۴۰۰) نشان داده‌اند که نرخ تورم سودآوری بانک‌ها را کاهش می‌دهد. آن‌ها که با استفاده از داده‌های اقتصاد کلان و نمونه‌ای از ۸ بانک دولتی و ۱۸ بانک خصوصی ایران و بهره‌گیری از رهیافت پانل دیتا به ارزیابی سودآوری بانک‌های ایران برای دوره ۲۰۱۹-۲۰۱۳ به وسیله سه شاخص دارایی‌ها (ROA)، «بازده حقوق صاحبان سهام (ROE)»، «حاشیه سود خالص (NIM)» پرداختند، به این نتیجه رسیدند که رابطه منفی بین تورم و سودآوری در بخش بانکی ایران نشان می‌دهد که پیش‌بینی تورم در ایران آسان نیست و نرخ‌های بهره بر این اساس همین نرخ تورم پیش‌بینی شده تعدیل می‌شود.

«شعبانی» و همکاران (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای با استفاده از رهیافت رگرسیون کوانتایل داده‌های تابلویی به برآورد عوامل سیکلی، ساختاری و خاص مؤثر بر سودآوری ۲۰ بانک و مؤسسه اعتباری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره ۱۴۰۱-۱۳۸۸ پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که توزیع شرطی سودآوری بانک‌ها تحت تأثیر عوامل سیکلی، ساختاری و خاص بانک‌ها قرار دارد و شوک‌های این عوامل اثرات متفاوت و نامتقارنی بر توزیع شرطی سودآوری دارند و به‌طور کلی نسبت مطالبات غیرجاری (عامل خاص بانکی) بیشترین اثرگذاری را بر توزیع شرطی سودآوری دارد. پس از آن درجه تمرکز (عامل ساختاری) و سپس عوامل سیکلی رشد نقدینگی و رشد اقتصادی در رتبه آخر اثرگذاری بر توزیع شرطی سودآوری بانک‌ها هستند.

«باغانی» و «عابدینی» (۱۴۰۴) در مطالعه‌ای برای ۱۶ بانک پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۲ با استفاده از روش پژوهش توصیفی-همبستگی نشان دادند که حاشیه سود خالص،

¹ Ebrahimi et al.

درآمدهای غیربهره‌ای، اندازه بانک، نسبت کفایت سرمایه و رشد تولید ناخالص داخلی اثر مثبت بر سودآوری بانک‌ها دارند. همچنین، سایر نتایج نیز نشان داد که ریسک اعتباری اثر منفی و معناداری بر سودآوری بانک‌ها دارد.

«شعبانی» و همکاران (۱۴۰۴) در تحقیقی با استفاده از رهیافت رگرسیون کوانتایل داده‌های پنلی به برآورد اثر سلامت بانکی بر سودآوری ۲۰ بانک و مؤسسه اعتباری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره ۱۳۸۸-۱۴۰۱ پرداختند و به این نتیجه رسیدند که توزیع شرطی سودآوری بانک‌ها تحت تأثیر سلامت بانکی قرار دارد و شاخص سلامت بانکی (Z-score) و نسبت بازده کل دارایی‌ها (ROA) دارای یک رابطه مثبت معنادار آماری می‌باشند؛ به طوری که با افزایش سلامت بانکی، سودآوری بانک‌ها افزایش می‌یابد. به طور متوسط با افزایش نسبت مالکانه (EOA)، سهم تسهیلات اعطایی از دارایی‌ها و سودآوری بانک‌ها افزایش می‌یابد. همچنین، با حرکت به سمت راست توزیع سودآوری اندازه ضریب نسبت مالکانه کاهش می‌یابد که نشان می‌دهد کاهش مداوم در الزامات سرمایه‌ای بانک موجب کاهش سلامت و سودآوری بانک‌ها می‌شود. علاوه بر این، نسبت مطالبات غیرجاری (NPL) و درآمدهای کارمزدی بر سلامت و سودآوری بانک‌ها تأثیر منفی و معنادار داشته و از طریق کاهش کیفیت دارایی‌ها و افزایش هزینه‌ها، ریسک‌های بانکی را افزایش می‌دهند.

۳-۲. مطالعات خارجی

«برگر» و «بومن»^۱ (۲۰۱۳) با استفاده از داده‌های ۲۳۰۰۰ بانک آمریکایی در دوره ۱۹۷۰-۲۰۱۰م. و به کارگیری روش‌های اقتصادسنجی پیشرفته به بررسی رابطه بین سرمایه بانکی و عملکرد در دوره‌های بحران مالی پرداختند. نتایج تحقیق آنان نشان داد که بانک‌های دارای سرمایه بالاتر، نه تنها در دوره بحران عملکرد بهتری دارند، بلکه سهم بازار خود را نیز افزایش می‌دهند.

«برگر» و همکاران^۲ (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای با استفاده از رهیافت رگرسیون کوانتایل و داده‌های بانک‌های آمریکایی طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۲۰۱۸ به بررسی اندازه بانک و ثبات مالی پرداختند و نشان دادند که بانک‌های بزرگ نسبت به بانک‌های کوچک از سودآوری پایدارتر و ریسک سیستماتیک کمتری برخوردارند. یافته‌های این پژوهش تأیید می‌کند که اثر مقیاس در سودآوری بانک‌ها در کوانتایل‌های مختلف، الگوی متفاوتی را دنبال می‌کند.

«آوگری» و همکاران^۳ (۲۰۲۱)، در مطالعه‌ای با استفاده از رهیافت رگرسیون کوانتایل و پانل دیتا به بررسی تأثیر تأمین مکانیزم تک‌نظارتی (SSM) سال ۲۰۱۴ بر توزیع سودآوری ۷۸ بانک که به طور مستقیم تحت نظارت بانک‌های منطقه یورو بوده برای دوره ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۷ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که یک اثر مثبت قوی SSM در کمترین کوانتایل‌ها برای میزان توزیع سودآوری بانک وجود دارد، درحالی که اثر در کوانتایل‌های بالا بستگی به شاخص سودآوری دارد.

«احمد» و همکاران^۴ (۲۰۲۳) در پژوهشی با به کارگیری روش رگرسیون کوانتایل چندمتغیره و تحلیل داده‌های ۱۵۰ بانک از اقتصادهای نوظهور در دوره ۲۰۲۱-۲۰۱۰ به بررسی عملکرد بانک در اقتصادهای نوظهور پرداختند

¹ Berger & Bouwman

² Berger *et al.*

³ Avgeri *et al.*

⁴ Ahmad *et al.*

و دریافتند که عوامل مؤثر بر سودآوری بانک‌ها در سطوح مختلف توزیع، ناهمگن بوده و شکاف سودآوری بین بانک‌های بزرگ و کوچک عمدتاً ناشی تفاوت در کارایی عملیاتی و مدیریت ریسک است.

«چن» و همکاران^۱ (۲۰۲۳)، در مطالعه‌ای به بررسی اثر شوک‌های سیاست پولی بر سودآوری بانک‌ها در ۱۵ کشور توسعه‌یافته طی دوره ۲۰۰۵-۲۰۲۱ پرداختند. با استفاده از رگرسیون کوانتایل، نتایج نشان داد که اثر شوک‌های پولی بر سودآوری بانک‌ها در کوانتایل‌های پایین (بانک‌های کم‌سود) منفی و قوی‌تر است، درحالی‌که در کوانتایل‌های بالا (بانک‌های پرسود) این اثر مثبت و ضعیف‌تر است. این مطالعه تأکید می‌کند که سیاست‌گذاران باید ناهمگونی بانک‌ها را در انتقال سیاست پولی در نظر بگیرند.

«گارسیا» و «لی»^۲ (۲۰۲۳)، در تحقیقی تأثیر تحول دیجیتال بر سودآوری بانک‌های آمریکایی و آسیایی را طی دوره ۲۰۱۵-۲۰۲۲ بررسی کردند. نتایج رگرسیون کوانتایل نشان داد که سرمایه‌گذاری در فناوری‌های دیجیتال، سودآوری بانک‌های واقع در کوانتایل‌های بالا را افزایش داده، اما اثر آن بر بانک‌های کم‌سود نامشخص و گاهی منفی است. این پژوهش استدلال می‌کند که شکاف دیجیتال می‌تواند ناهمگونی سودآوری در صنعت بانکداری را تشدید کند.

مرور ادبیات نشان می‌دهد، پژوهش‌های پیشین عمدتاً با تمرکز بر میانگین شرطی (نظیر: ابرهیمی و همکاران، ۱۴۰۰)، تأثیر یکسانی از عوامل بر سودآوری همه بانک‌ها فرض کرده‌اند. این در حالی است که مطالعاتی مانند «شعبانی» و همکاران (۱۴۰۲) اگرچه از رگرسیون کوانتایل برای تحلیل توزیع سودآوری بهره برده‌اند، اما تمرکز مستقیمی بر تحلیل شکاف ساختاری بین بانک‌های بزرگ و کوچک نداشته‌اند. پژوهش حاضر با پر کردن این شکاف، از رهیافت کوانتایل برای آزمون این فرضیه کلیدی استفاده می‌کند که مکانیسم تأثیر متغیرهای درون‌بانکی (مانند: مطالبات غیرجاری) و برون‌بانکی (مانند: رشد نقدینگی) بر سودآوری، تابعی از موقعیت بانک در توزیع سودآوری و همچنین گروه ساختاری (بزرگ/کوچک) آن است. این نگاه دوجهی، در دوره بی‌ثباتی اقتصادی (۱۳۹۰-۱۴۰۲)، امکان واکاوی علل ریشه‌ای دوگانگی عملکردی در نظام بانکی ایران را به‌شکلی متمایز فراهم می‌سازد.

۴. تصریح مدل و گردآوری داده‌ها

۴-۱. تصریح الگوی پژوهش

در این پژوهش از رهیافت رگرسیون کوانتایل برای تحلیل عوامل مؤثر بر شکاف سودآوری بانک‌ها استفاده شده است. برخلاف روش‌های رگرسیون مرسوم که بر برآورد میانگین شرطی^۳ تمرکز دارند، رگرسیون کوانتایل این امکان را فراهم می‌آورد تا تأثیر متغیرهای مستقل در نقاط مختلف توزیع شرطی^۴ متغیر وابسته مورد بررسی قرار گیرد. رگرسیون کوانتایل مبتنی بر عدم نیاز به فرض نرمال بودن توزیع ضرایب است و برخلاف روش‌های رگرسیون مرسوم به تعداد کمتری از فروض کلاسیک نیاز دارد (جلیلی‌مزند، ۱۴۰۴). این ویژگی، به‌ویژه در تحلیل پدیده‌های

¹ Chen *et al.*

² Garcia & Lee

³ Conditional Mean

⁴ Conditional Distribution

ناهمگن، مانند سودآوری بانک‌ها که ممکن است تحت تأثیر مکانیزم‌های متفاوتی در سطوح مختلف باشد، از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. در تصریح مدل این پژوهش، از دو متغیر متمایز برای تفکیک دقیق‌تر اثر اندازه بانک استفاده شده است. متغیر SIZE به‌عنوان یک شاخص پیوسته (لگاریتم کل دارایی‌ها) وارد مدل شده تا اثر خطی و تدریجی مقیاس عملیاتی را بر سودآوری کنترل نماید. در کنار آن، متغیر مجازی LARGE برای شناسایی و ایزوله کردن اثر ساختاری ویژه‌ای که منحصرأ به تعلق بانک به گروه بانک‌های بزرگ (تعریف‌شده براساس یک آستانه مشخص از دارایی) نسبت داده می‌شود، طراحی شده است. این رویکرد دوگانه امکان می‌دهد تا اثر خالص عضویت در گروه بزرگ‌ها، فارغ از تأثیر پیوسته خود اندازه، بر شکاف سودآوری مورد سنجش قرار گیرد و تمایز بین مزیت مقیاس و مزیت ساختاری (نظیر: قدرت بازار شبکه‌ای، نام تجاری یا دسترسی ترجیحی به منابع) به‌وضوح تحلیل شود. الگوی اقتصادسنجی این پژوهش براساس مدل رگرسیون کوانتایل (کوئنکر، ۲۰۰۵) طراحی و به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$Q_{t\beta}(\tau|X_{it}) = \alpha_i + \beta_1(\tau)Size_{it} + \beta_3(\tau)Loan_{it} + \beta_4(\tau)Deposit_{it} + \beta_5(\tau)NPL_{it} + \beta_6(\tau)Cost_{it} + \beta_7(\tau)HHI_{it} + \beta_8(\tau)GDP_{it} + \beta_9(\tau)M2_{it} + \beta_2(\tau)LARGE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

در این تصریح، $Q_{t\beta}(\tau|X_{it})$ نشان‌دهنده تابع چگالی شرطی متغیر وابسته (سودآوری بانک‌ها) برای کوانتایل τ ام است. α_i اثر ثابت ویژه هر بانک را نشان می‌دهد و $\beta_j(\tau)$ ضرایب رگرسیونی برای کوانتایل τ ام هستند. ε_{it} نیز جمله خطای مدل می‌باشد.

متغیر وابسته پژوهش، بازده دارایی‌ها (ROA_{it}) و حقوق صاحبان سهام (ROE_{it}) است. متغیرهای مستقل شامل: اندازه بانک ($Size_{it}$)، مطالبات غیرجاری (NPL_{it})، نسبت تسهیلات اعطایی به کل دارایی‌ها ($Loan_{it}$)، نسبت سپرده‌ها به کل دارایی‌ها ($Deposit_{it}$) و نسبت هزینه‌های عملیاتی به کل درآمدها ($Cost_{it}$) می‌باشند. متغیرهای مستقل چرخه‌ای نیز شامل شاخص هرفیندال-هیرشمن تمرکز بازار بانکی (HHI_{it})، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (GDP_{it}) و نرخ رشد نقدینگی ($M2_{it}$) هستند. همچنین، ($LARGE_{it}$) متغیر مجازی بانک بزرگ است.

برای برآورد الگو از روش رگرسیون کوانتایل هم‌زمان^۱ با تکرارهای بوت‌استرپ^۲ استفاده شده است (احمد و همکاران، ۲۰۲۳). این روش امکان برآورد دقیق‌تر ماتریس واریانس-کوواریانس و انجام آزمون‌های آماری برای مقایسه ضرایب در کوانتایل‌های مختلف را فراهم می‌آورد.

۴-۲. روش برآورد و آزمون‌های تشخیصی

برای برآورد الگوی تحقیق از روش رگرسیون کوانتایل پانلی ($MM - QR$) استفاده شده است. این روش که توسط «ماچادو» و «سانتوس سیلوا»^۳ (۲۰۱۹) توسعه یافته، امکان بررسی تغییرپذیری ضرایب در سطوح مختلف

¹ Simultaneous Quantile Regression (sqreg)

² Bootstrap

³ Machado & Santos Silva

توزیع شرطی را فراهم می‌سازد (ماچادو و سانتوس سیلوا، ۲۰۱۹). از مزایای این روش می‌توان به مقاومت در برابر داده‌های پرت، عدم نیاز به پیش‌فرض‌های سخت‌گیرانه درمورد توزیع جمله خطا و قابلیت شناسایی نقاط عطف در روابط اشاره کرد (کوئنکر، ۲۰۰۴).

پیش از برآورد الگو، آزمون‌های مقدماتی مختلفی انجام شد. ابتدا آزمون نرمال بودن داده‌ها با استفاده از آزمون جاک-برا^۱ انجام شد که نتایج آن نشان‌داد توزیع داده‌ها نرمال نیست. این موضوع لزوم استفاده از روش‌های مقاوم و ناپارامتریک مانند رگرسیون کوانتایل را توجیه می‌کند. همچنین برای اطمینان از پایایی متغیرها، آزمون ریشه واحد فیشر^۲ انجام گرفت که براساس آن تمامی متغیرها در سطح پایا شناخته شدند (مدالا و وو، ۱۹۹۹).

به‌منظور تحلیل دقیق‌تر ویژگی‌های الگو و بررسی فرضیات تحقیق، آزمون‌های تخصصی رگرسیون کوانتایل نیز انجام شد. آزمون تقارن^۳ با استفاده از روش رگرسیون کوانتایل بین کیفی^۴ برای بررسی نامتقارن بودن اثر متغیرها در کوانتایل‌های مختلف انجام شد (کوئنکر و باست، ۱۹۸۲). همچنین آزمون برابری شیب^۵ به‌منظور بررسی یکنواختی یا عدم یکنواختی ضرایب در طول توزیع شرطی سودآوری اجرا گردید (کوئنکر، ۲۰۰۵). این آزمون‌ها امکان شناسایی الگوهای رفتاری متفاوت بانک‌ها در سطوح مختلف سودآوری و همچنین تحلیل دقیق‌تر شکاف ساختاری بین بانک‌های بزرگ و کوچک را فراهم می‌سازد (احمد و همکاران، ۲۰۲۳).

۳-۴. دوره مطالعه و جامعه آماری

پژوهش حاضر به بررسی داده‌های ۲۰ مؤسسه بانکی^۶ فعال در اقتصاد ایران طی بازه زمانی ۱۳۹۰ الی ۱۴۰۲ می‌پردازد. اطلاعات موردنیاز این مطالعه به‌صورت کتابخانه‌ای و از طریق بررسی گزارش‌های سالانه و صورت‌های مالی بانک‌ها و همچنین آمارنامه‌های اقتصادی منتشرشده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. داده‌های گردآوری شده در قالب پانل نامتوازن^۷ سازماندهی شده و درنهایت ۲۰۲ مشاهده آماری را برای تجزیه و تحلیل فراهم نموده است.

۴-۴. آزمون برابری شیب

آزمون برابری شیب یکی از آزمون‌های اساسی در رگرسیون کوانتایل است که برای بررسی یکنواختی یا عدم یکنواختی ضرایب در طول توزیع شرطی متغیر وابسته به‌کار می‌رود. این آزمون امکان بررسی فرضیه همگنی پارامترها در کوانتایل‌های مختلف را فراهم می‌سازد.

¹ Jarque-Bera

² Fisher-type unit root test

³ Symmetry Test

⁴ Interquantile Regression

⁵ Slope Equality Test

⁶ ملت، صادرات، تجارت، گردشگری، کارآفرین، شهر، سینا، سرمایه، سامان، رفاه، رسالت، دی، خاورمیانه، ملل، پست بانک، پاسارگاد، پارسیان، آینده، ایران‌زمین و اقتصادنوین.

⁷ Unbalanced Panel

«کوئنکر» و «باست»^۱ (۱۹۸۲) آزمونی را برای برابر بودن ضرایب شیب بین کوانتایل‌ها، به‌عنوان آزمونی قوی برای ناهمسانی واریانس ارائه دادند. آزمون برابری شیب که برای بررسی یکنواختی یا عدم یکنواختی ضرایب در طول توزیع شرطی متغیر وابسته به‌کار می‌رود، امکان بررسی فرضیه همگنی پارامترها در کوانتایل‌های مختلف را فراهم می‌سازد.

فرضیه صفر این آزمون به‌شرح زیر است.

$$H_0: \beta_1(\tau_1) = \beta_1(\tau_2) = \dots = \beta_1(\tau_k) \quad (2)$$

که $(P-1)(k-1)$ قید را بر روی ضرایب اعمال می‌کند؛ بر این اساس، می‌توان آزمون والد مربوطه را تشکیل داد که به‌صورت $X^2_{(P-1)(k-1)}$ توزیع شده است. پس از اجرای آزمون برابری شیب، اگر فرضیه صفر مبنی بر برابری شیب‌ها رد شود، نشان می‌دهد که شیب‌های متغیرهای مستقل در مدل کوانتایل برابر نیستند و تأثیر متغیرها در کوانتایل‌های مختلف متفاوت است.

در این مطالعه، از آزمون برابری شیب برای بررسی این موضوع استفاده شده است که آیا اثر هر یک از متغیرهای مستقل (مانند: اندازه بانک، نسبت تسهیلات، مطالبات غیرجاری و ...) بر سودآوری در سطوح مختلف توزیع یکسان است یا خیر.

۴-۵. آزمون تقارن

این آزمون، یکی از آزمون‌های تخصصی در رگرسیون کوانتایل است که برای بررسی نامتقارن بودن اثر متغیرهای مستقل در طول توزیع شرطی متغیر وابسته به‌کار می‌رود (کوئنکر و باست، ۱۹۸۲). این آزمون بر این مبنا استوار است که در صورت تقارن، ضرایب برآوردی در کوانتایل‌های متقارن (مانند: ۰.۲۵ و ۰.۷۵) باید قرینه یکدیگر باشند. «نوی» و «پاول»^۲ (۱۹۸۷) برای برآوردگرهای حداقل مربعات نامتقارن، آزمون تقارن که قید (محدودیت) کمتری دارد را ارائه کردند. این رویکرد که مبتنی بر فرضیه زیر است، به‌راحتی درمورد رگرسیون کوانتایل قابل‌استفاده می‌باشد. به این ترتیب اگر توزیع Y به ازای مقادیر معین X متقارن باشد داریم:

$$H_0: \beta_1(\tau_1) = \beta_1(\tau_2) = \dots = \beta_1(\tau_k) \quad (3)$$

می‌توان این قیده‌ها را از آزمون والد در رگرسیون کوانتایل مورد آزمون قرار داد. فرض کنید عدد فردی مانند K وجود دارد و ضرایب برآوردی با استفاده از τ_k مرتب شده‌اند. مقدار میانی $\tau_{(k+1)/2}$ فرض می‌شود که برابر ۰.۵ متقارن بوده و τ باقی‌مانده با فرض $\tau_j = 1 - \tau_{k-j+1}$ برای $j = 1, \dots, k-1/2$ حول عدد ۰.۵ متقارن هستند؛ بر این اساس، فرضیه صفر آزمون نوی و پاول برای $\tau_j = 1 - \tau_{k-j+1}$ به‌شرح زیر می‌باشد:

$$H_0: \beta_1(\tau_1) = \beta_1(\tau_2) = \dots = \beta_1(\tau_k) \quad (4)$$

مقدار آماره آزمون والد برای فرضیه صفر متقارن بودن، صفر می‌باشد. فرض صفر نیز $P(k-1)/2$ قید دارد؛ از این‌رو، آماره والد به‌صورت $X^2_{P(k-1)/2}$ توزیع شده است. به این ترتیب، اگر فرضیه صفر مبنی بر تقارن

¹ Koenker & Basset.

² Newey & Powell.

خطاها رد شود، نشان می‌دهد که توزیع خطاها متقارن نیست و ممکن است نیاز به اصلاح مدل یا بررسی دقیق‌تر توزیع خطاها باشد.

در این مطالعه، از آزمون تقارن برای بررسی این فرضیه استفاده شده است که آیا اثر متغیرهای مستقل بر سودآوری بانک‌ها در سطوح مختلف توزیع، الگوی متقارنی دارد یا خیر. به عبارت دیگر، این آزمون مشخص می‌کند که آیا عوامل مؤثر بر سودآوری بانک‌های کم‌سود (کوانتایل‌های پایین) با عوامل مؤثر بر سودآوری بانک‌های پرسود (کوانتایل‌های بالا) متفاوت است. نتایج این آزمون می‌تواند نشان دهد که آیا سیاست‌های یکسانی برای بهبود سودآوری در تمامی بانک‌ها قابل اجراست یا این که لازم است راهکارهای متفاوتی برای بانک‌های با سطوح سودآوری مختلف طراحی شود.

۵. یافته‌های پژوهش

۵-۱. آمار توصیفی

جدول ۱، آمارهای توصیفی متغیرهای پژوهش را برای کل نمونه و به تفکیک بانک‌های بزرگ و کوچک در دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ ارائه می‌دهد. براساس یافته‌ها، میانگین بازده دارایی‌ها (ROA) برای کل نمونه ۰.۰۰۲۸- بوده که بیانگر میانگین منفی سودآوری در نظام بانکی ایران طی این دوره است. این شاخص برای بانک‌های بزرگ (۰.۰۰۰۷-) نسبت به بانک‌های کوچک (۰.۰۰۰۴۷-) وضعیت بهتری را نشان می‌دهد. در مقابل، بازده حقوق صاحبان سهام (ROE) با میانگین ۰.۰۰۲۲ برای کل نمونه از وضعیت مطلوب‌تری برخوردار بوده و بانک‌های بزرگ با میانگین ۰.۰۰۲۸۵ در مقایسه با بانک‌های کوچک با ۰.۰۱۵۸ عملکرد بهتری داشته‌اند.

شاخص اندازه بانک‌ها به‌وضوح تمایز بین دو گروه را نشان می‌دهد، به‌طوری‌که بانک‌های بزرگ با میانگین ۲۱۶۲ در مقایسه با بانک‌های کوچک با ۱۹.۷۵ از مقیاس عملیاتی بزرگ‌تری برخوردارند. نسبت تسهیلات به دارایی‌ها برای بانک‌های بزرگ (۰.۵۳۸۴) بالاتر از بانک‌های کوچک (۰.۴۹۷۹) است که نشان می‌دهد بانک‌های بزرگ سهم بیشتری از دارایی‌های خود را به اعطای تسهیلات اختصاص داده‌اند. در مقابل، نسبت سپرده‌ها به دارایی‌ها برای بانک‌های کوچک (۰.۸۱۱۹) بالاتر از بانک‌های بزرگ (۰.۷۸۵۴) است که می‌تواند ناشی از تمرکز بیشتر بانک‌های کوچک بر جذب سپرده باشد.

شاخص مطالبات غیرجاری (NPL) برای بانک‌های کوچک (۰.۰۰۶۷) به‌طور معناداری بالاتر از بانک‌های بزرگ (۰.۰۰۴۵) است که بیانگر کیفیت پایین‌تر پرتفوی اعتباری در بانک‌های کوچک می‌باشد. نتایج آزمون t نیز تفاوت معنادار در سطح ۵٪ برای متغیرهای اندازه بانک و NPL بین دو گروه را تأیید می‌کند. این یافته‌ها به‌وضوح وجود شکاف عملکردی بین بانک‌های بزرگ و کوچک در نظام بانکی ایران را نشان می‌دهد و لزوم بررسی دقیق‌تر این دوگانگی با استفاده از رهیافت رگرسیون کوانتایل را توجیه می‌نماید.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها

Tab. 1: Descriptive Statistics of Variables

نام متغیر	نماد	کل نمونه	بانک‌های بزرگ	بانک‌های کوچک
تعداد مشاهدات	-	۲۱۰	۱۰۱	۱۰۹

۰.۰۰۴۷-	۰.۰۰۰۷-	۰.۰۰۲۸-	ROA	بازده دارایی‌ها
۰.۰۲۷۴	۰.۰۱۲۷	۰.۰۲۱۶	-	انحراف معیار بازده دارایی‌ها
۰.۰۱۵۸	۰.۰۲۸۵	۰.۰۲۱۹	ROE	بازده حقوق صاحبان سهام
۰.۱۴۵۴	۰.۰۷۸۱	۰.۱۱۷۸	-	انحراف معیار بازده حقوق صاحبان سهام
۱۹.۷۵	۲۱.۶۲	۲۰.۶۵	SIZE	اندازه بانک
۱.۲۹	۱.۲۶	۱.۵۸	-	انحراف معیار اندازه بانک
۰.۴۹۷۹	۰.۵۳۸۴	۰.۵۱۷۳	LOAN	نسبت تسهیلات به دارایی‌ها
۰.۱۸۵۱	۰.۱۳۴۴	۰.۱۶۳۶	-	انحراف معیار نسبت تسهیلات
۰.۸۱۱۹	۰.۷۸۵۴	۰.۷۹۹۲	DEPOSIT	نسبت سپرده به دارایی‌ها
۰.۱۹۳۸	۰.۱۳۹۵	۰.۱۷۰۰	-	انحراف معیار نسبت سپرده
۰.۰۰۶۷	۰.۰۰۴۵	۰.۰۰۵۷	NPL	مطالبات غیرجاری
۰.۰۰۹۵	۰.۰۰۵۴	۰.۰۰۷۹	-	انحراف معیار مطالبات غیرجاری
۰.۱۵۰۴	۰.۰۷۸۴	۰.۱۱۶۲	NONINT	درآمد غیرپرده‌ای
۰.۶۳۴۰	۰.۶۶۷۷	۰.۶۴۵۰	COST	هزینه‌ها
۰.۱۷۷۸	۰.۱۷۷۷	۰.۱۷۸۸	HHI	شاخص تمرکز بازار
۰.۰۱۲۵	۰.۰۱۵۰	۰.۰۱۳۷	GDP	رشد تولید ناخالص داخلی
۰.۲۵۵۳	۰.۲۵۵۴	۰.۲۵۵۳	M2	رشد نقدینگی

(مرجع: یافته‌های پژوهش).

۲-۵. آزمون نرمال بودن متغیرها

نتایج آزمون نرمالیتی جاک-برا در جدول ۲، نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند؛ به‌طور مشخص، آماره جاک-برا برای تمام متغیرها در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار بوده ($p\text{-value} = 0.0000$) و فرض صفر مبتنی بر نرمال بودن توزیع داده‌ها رد می‌شود. شدت این عدم نرمالیتی در متغیرهای مختلف متفاوت است، به‌طوری‌که متغیرهای بازده دارایی‌ها (ROA) با آماره ۳۰۴۹ و مطالبات غیرجاری (NPL) با آماره ۲۶۳۸ بیشترین انحراف از توزیع نرمال را نشان می‌دهند. این یافته از اهمیت بالایی برخوردار است چراکه روش‌های پارامتریک کلاسیک که مبتنی بر فرض نرمالیتی هستند، ممکن است در این شرایط نتایج قابل‌اتکایی ارائه ندهند؛ از این‌رو، استفاده از رهیافت رگرسیون کوانتایل که نیاز به فرض نرمالیتی ندارد و می‌تواند رفتار متغیرها را در نقاط مختلف توزیع بررسی کند، رویکرد مناسب‌تری برای تحلیل داده‌های این پژوهش محسوب می‌شود. عدم نرمالیتی مشاهده شده می‌تواند ناشی از وجود مقادیر پرت، نوسانات زیاد در داده‌های مالی، یا ویژگی‌های ذاتی صنعت بانکداری باشد که در دوره مورد مطالعه شاهد تحولات ساختاری و شوک‌های اقتصادی متعدد بوده است.

این نتایج لزوم به‌کارگیری روش‌های ناپارامتریک و نیمه‌پارامتریک مانند رگرسیون کوانتایل را برای تحلیل دقیق‌تر روابط بین متغیرها توجیه می‌نماید؛ چراکه این روش‌ها بدون اتکا به فرض نرمالیتی می‌توانند بینش‌های ارزشمندی از رفتار متغیرها در شرایط مختلف ارائه دهند.

جدول ۲: آزمون نرمال بودن متغیرها (آزمون جارق-برا)

Tab. 2: Normality Test of Variables (Jarque-Bera Test)

متغیر	آماره آزمون	ارزش احتمال	فرض صفر نرمال بودن
ROA	۳۰۴۹	0.0000	رد می‌شود
ROE	۱۸۹۴	0.0000	رد می‌شود
SIZE	۲۷۰۱	0.0000	رد می‌شود
LOAN	۴۲۳۸	0.0000	رد می‌شود
DEPOSIT	۳۱۵۹	0.0000	رد می‌شود
NPL	۲۶۳۸	0.0000	رد می‌شود
NONINT	۱۹۰۵	0.0000	رد می‌شود
COST	۲۳۱۲	0.0000	رد می‌شود

(مرجع: یافته‌های پژوهش).

۳-۵. آزمون برابری شیب در کوانتایل های مختلف برای بازده دارایی‌ها (ROA)

براساس نتایج جدول ۳، آزمون برابری شیب نشان می‌دهد که تنها دو متغیر DEPOSIT و NPL برابری شیب را در سطوح مختلف کوانتایل رد می‌کنند. این یافته تأیید می‌کند که اثر این دو متغیر بر سودآوری بانک‌ها در سطوح مختلف توزیع سودآوری به‌طور معناداری متفاوت است. متغیر DEPOSIT با p-value برابر ۰۰۰۷۹ و متغیر NPL با p-value برابر ۰۰۰۹۷ هر دو در سطح ۱٪ معنادار هستند.

این نتایج حاکی از آن است که مدیریت سپرده‌ها و کنترل مطالبات غیرجاری برای بانک‌های با سطوح سودآوری مختلف نیازمند رویکردهای متفاوتی است. در مقابل، سایر متغیرها ازجمله اندازه بانک، تسهیلات، و متغیرهای کلان اقتصادی اثر یکسانی بر سطوح مختلف سودآوری دارند که نشان از ثبات رابطه این متغیرها با سودآوری در سرتاسر توزیع دارد.

جدول ۳: نتایج آزمون برابری شیب برای ROA

Tab. 3: Results of Slope Equality Test for ROA

متغیر	آماره F	ارزش احتمال	نتیجه
Size	0.82	0.4405	تأیید برابری
Loan	2.81	0.0629	تأیید برابری
Deposit	4.96	0.0079	رد برابری
Npl	4.76	0.0097	رد برابری
Noninterest	1.15	0.3182	تأیید برابری
Cost	1.06	0.3475	تأیید برابری
Hhi	0.29	0.7471	تأیید برابری
Gdp	1.83	0.1640	تأیید برابری
m2	1.12	0.3301	تأیید برابری
large_bank	1.09	0.3371	تأیید برابری

(مرجع: یافته‌های پژوهش).

۴-۵. آزمون برابری شیب در کوانتایل‌های مختلف برای حقوق صاحبان سهام (ROE)

براساس نتایج جدول ۴، آزمون برابری شیب برای ROE نشان می‌دهد که تمامی متغیرها برابری شیب را در سطوح مختلف کوانتایل تأیید می‌کنند. این یافته حاکی از آن است که رابطه بین متغیرهای مستقل و بازده حقوق صاحبان سهام در طول توزیع کاملاً یکنواخت است. برخلاف ROA که در آن دو متغیر DEPOSIT و NPL برابری شیب را رد کردند، در مورد ROE هیچ‌یک از متغیرها تفاوت معناداری در اثرگذاری بر سطوح مختلف بازده سهامداران نشان نمی‌دهند.

این نتیجه نشان می‌دهد که مکانیسم‌های تأثیرگذاری بر ROE برای تمام بانک‌ها، صرف‌نظر از سطح بازدهی آن‌ها، یکسان است. چنین یافته‌ای دارای پیامدهای مهمی برای سیاست‌گذاری است؛ چراکه نشان می‌دهد سیاست‌های یکسان برای بهبود بازده سهامداران می‌تواند برای تمامی بانک‌ها، اعم از پر سود و کم سود، مؤثر واقع شود.

جدول ۴: نتایج آزمون برابری شیب برای ROE

Tab. 4: Results of Slope Equality Test for ROE

متغیر	آماره F	ارزش احتمال	نتیجه
Size	0.23	0.7918	تأیید برابری
Loan	0.01	0.9937	تأیید برابری
Deposit	0.62	0.5389	تأیید برابری
Npl	0.36	0.6973	تأیید برابری
Noninterest	0.84	0.4325	تأیید برابری
Cost	0.11	0.8952	تأیید برابری
Hhi	0.33	0.7210	تأیید برابری
Gdp	0.92	0.3997	تأیید برابری
m2	1.86	0.1588	تأیید برابری
large_bank	0.02	0.9810	تأیید برابری

(مرجع: یافته‌های پژوهش).

۵-۶. آزمون تقارن

براساس نتایج جدول ۵، آزمون تقارن نشان می‌دهد که عدم تقارن معناداری در چندین جفت کوانتایل وجود دارد. متغیرهای LOAN و NPL به‌طور پایدار در چندین آزمون تقارن رد شده‌اند که نشان می‌دهد اثر این متغیرها در دامنه‌های مختلف سودآوری نامتقارن است. این نامتقارنی، به‌ویژه برای متغیر NPL مشهود است که اثر آن بر بانک‌های با سودآوری پایین بسیار شدیدتر از بانک‌های با سودآوری بالا است.

یافته‌های جدول ۵، تأیید می‌کند که توزیع شرطی ROA تحت تأثیر متغیرهای مستقل به‌صورت نامتقارن است. این عدم تقارن حاکی از آن است که مدل‌های رگرسیون خطی معمولی که فرض تقارن در توزیع را دارند، نمی‌توانند به‌خوبی رابطه بین متغیرها را در سطوح مختلف سودآوری نشان‌دهند؛ بنابراین، استفاده از رگرسیون کوانتایل که امکان بررسی رفتار متغیرها در نقاط مختلف توزیع را فراهم می‌کند، ضروری به‌نظر می‌رسد.

جدول ۵: نتایج آزمون تقارن

Tab. 5: Results of Symmetry Test

جفت کوانتایل	متغیرهای با تقارن رد شده	آماره F	ارزش احتمال
Q25-Q75	loan, npl	2.01, 2.64	0.045, 0.009
Q10-Q90	size, npl	2.08, 2.40	0.038, 0.017
Q20-Q80	loan, deposit, npl	2.45, 4.44, 3.77	0.015, 0.000, 0.000
Q30-Q70	loan, deposit, npl	2.08, 2.61, 4.14	0.039, 0.010, 0.000

(مرجع: یافته‌های پژوهش).

۵-۷. آزمون ریشه واحد و ناپایایی متغیرها

با توجه به این که روش تجزیه و تحلیل داده‌ها در این تحقیق از نوع داده‌های پنلی است و سری زمانی متغیرها برای مقاطع (بانک‌های نمونه) مختلف در داده‌ها وجود دارد، لازم است از مانایی متغیرها اطمینان حاصل نمود تا از حصول رگرسیون کاذب و ناپایداری رگرسیون‌های برآورد شده، جلوگیری شود. به همین منظور، آزمون ریشه واحد فیشر که مبتنی بر روش دیکی-فولر تعمیم یافته و برای داده‌های پنلی است برای ارزیابی مانایی متغیرها مورد استفاده قرار گرفته و نتایج آن در جدول ۶ ارائه شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود تمامی متغیرهای اصلی مورد استفاده در این پژوهش در سطح اطمینان ۹۵٪ پایا هستند. متغیر نسبت سرمایه به دارایی‌ها (EOA) از جدول حذف شد؛ چراکه در تحلیل‌های قبلی و آمارهای توصیفی مورد استفاده قرار نگرفته بود. بررسی نتایج حاکی از آن است که تمامی آماره‌های P محاسبه شده برای متغیرها دارای مقدار p-value برابر با ۰.۰۰۰۰۰ بوده که بیانگر رد قوی فرضیه صفر مبتنی بر وجود ریشه واحد در تمامی پانل‌ها است؛ این بدان معناست که حداقل یک پانل برای هر متغیر دارای رفتار پایا بوده و می‌توان از بروز مشکل رگرسیون کاذب در تحلیل‌های بعدی اجتناب نمود. بالاترین آماره پایایی مربوط به متغیر درآمد غیربهره‌ای (۱۵۱.۱۰) و رشد تولید ناخالص داخلی (۱۵۰.۳۷) بوده که نشان از پایایی بسیار قوی این متغیرها دارد. همچنین متغیرهای کلیدی مانند: اندازه بانک، نسبت سپرده به دارایی‌ها، رشد نقدینگی و مطالبات غیرجاری نیز از پایایی بسیار مطلوبی برخوردار هستند. این یافته از اهمیت بالایی در تحلیل‌های اقتصادسنجی برخوردار است؛ چراکه پایا بودن متغیرها شرط لازم برای انجام تحلیل‌های رگرسیونی معنادار و قابل اتکا بوده و از برآوردهای نادرست ناشی از رگرسیون کاذب جلوگیری می‌نماید. با احرار پایایی کلیه متغیرهای اصلی، می‌توان با اطمینان به سراغ برآورد مدل‌های رگرسیون کوانتایل و تحلیل روابط بین متغیرها رفت.

جدول ۶: آزمون ریشه واحد پنلی فیشر

Tab. 6: Fisher Panel Unit Root Test

متغیر	آماره Z	ارزش احتمال	فرض صفر نامانایی (ریشه واحد داشتن)
ROA	۱۲۱.۳۳	0.0000	رد می‌شود
ROE	۱۳۲.۱۰	0.0000	رد می‌شود
SIZE	۱۴۲.۸۹	0.0000	رد می‌شود
LOAN	۱۲۳.۲۹	0.0000	رد می‌شود

رد می‌شود	0.0000	۱۴۴.۷۰	DEPOSIT
رد می‌شود	0.0000	۱۴۴.۲۵	NPL
رد می‌شود	0.0000	۱۵۱.۱۰	NONINT
رد می‌شود	0.0000	۱۲۸.۷۷	COST
رد می‌شود	0.0000	۱۱۱.۳۸	HHI
رد می‌شود	0.0000	۱۵۰.۳۷	GDP
رد می‌شود	0.0000	-۶.۷۱۴۱	M2

(مرجع: یافته‌های پژوهش).

۵-۸. برآورد رگرسیون کوانتایل برای تحلیل بازده دارایی‌ها (ROA)

براساس نتایج جدول ۷، رگرسیون کوانتایل برای بازده دارایی‌ها (ROA) نشان‌دهنده وجود تفاوت‌های ساختاری معنادار در اثر متغیرهای مستقل بر سطوح مختلف سودآوری است. مطابق جدول ۷، اثر منفی SIZE در تمام کوانتایل‌ها مشاهده می‌شود که با نظریه صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس در تضاد است. این یافته با پژوهش‌های **برگر و همکاران (۲۰۱۴)** همسو است که نشان می‌دهد بانک‌های بزرگ‌تر ممکن است با ناکارایی‌های مدیریتی مواجه شوند. اثر مثبت و معنادار LOAN در کوانتایل پایین (Q25) مطابق با تئوری واسطه‌گری مالی است که بر نقش محوری بانک‌ها در تخصیص منابع تأکید دارد (دایموند، ۱۹۸۴).

همچنین براساس جدول ۷، اثر منفی شدید NPL در کوانتایل پایین (۱۶۱۹-) بیانگر آسیب‌پذیری بیشتر بانک‌های کم‌سود در برابر ریسک اعتباری است که با نظریه انتخاب نامساعد **استیگلیتز و وایس (۱۹۸۱)** همخوانی دارد. اثر منفی COST در کوانتایل بالا (Q75) نشان می‌دهد که بانک‌های پرسود کارایی هزینه‌ای بیشتری دارند که با تئوری کارایی‌های X مطابقت دارد (لین‌اشتاین، ۱۹۶۶). اثر مثبت M2 در کوانتایل بالا نیز حاکی از بهره‌برداری بهتر بانک‌های پرسود از سیاست‌های انبساط پولی است.

جدول ۷: نتایج رگرسیون کوانتایل برای بازده دارایی‌ها (ROA)

Tab. 7: Quantile Regression Results for Return on Assets (ROA)

متغیر	نماد	Q25	Q50	Q75
اندازه بانک	SIZE	-0.002	-0.002*	-0.001***
نسبت تسهیلات	LOAN	0.029***	0.009*	0.003
نسبت سپرده	DEPOSIT	-0.061***	-0.030***	-0.020***
مطالبات غیرجاری	NPL	-1.619***	-0.737***	-0.272***
درآمد غیربهره‌ای	NONINT	-0.005	-0.007	-0.002
هزینه‌ها	COST	-0.002	-0.002	-0.005***
شاخص تمرکز بازار	HHI	0.016	0.004	0.012
رشد تولید ناخالص داخلی	GDP	-0.003	-0.004	0.014*
رشد نقدینگی	M2	0.014	0.024	0.034***
بانک بزرگ	LARGE	0.003	-0.000	-0.001
ثابت	_cons	0.079**	0.052**	0.034***

Legend: * p-value <.05; ** p-value <.01; *** p-value<.001

(مرجع: یافته‌های پژوهش).

مطابق نتایج جدول ۸، رگرسیون کوانتایل برای بازده حقوق صاحبان سهام (ROE) الگوهای متفاوتی را نشان می‌دهد. اثر مثبت و معنادار LOAN در کوانتایل‌های میانه و بالا (Q50 و Q75) تأییدکننده تئوری ساختار سرمایه و نقش اهرم مالی در افزایش بازده سهامداران است (مودیلیانی و میلر، ۱۹۶۳). براساس جدول ۵، اثر منفی COST در تمام کوانتایل‌ها بیانگر اهمیت مدیریت کارایی هزینه در دستیابی به بازده بالاتر برای سهامداران است. همچنین مطابق جدول ۸، اثر مثبت M2 در کوانتایل‌های بالاتر نشان می‌دهد که بانک‌های پرسود بهتر می‌توانند از سیاست‌های انبساط پولی بهره‌برداری کنند که با نظریه انتقال پولی مطابقت دارد (میشکین، ۱۹۹۵). نکته جالب توجه در جدول ۸، عدم معناداری متغیر LARGE در تمام کوانتایل‌هاست که نشان می‌دهد دوگانگی ساختاری بین بانک‌های بزرگ و کوچک در بازده سهامداران مشهود نیست.

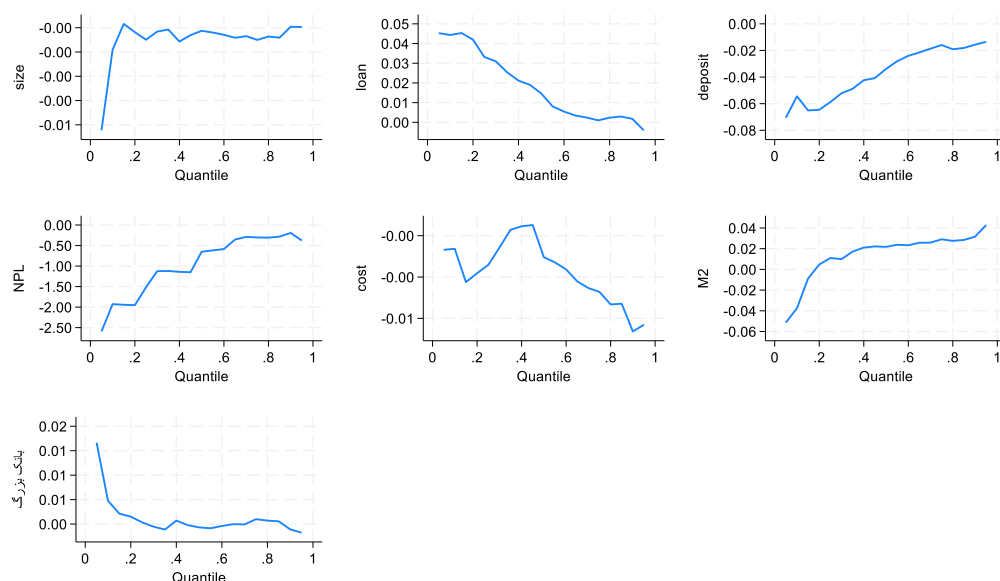
جدول ۸: نتایج رگرسیون کوانتایل برای بازده حقوق صاحبان سهام (ROE)

Tab. 8: Quantile Regression Results for Return on Equity (ROE)

متغیر	نماد	Q25	Q50	Q75
اندازه بانک	SIZE	-0.005	-0.001	0.000
نسبت تسهیلات	LOAN	0.108	0.112***	0.111***
نسبت سپرده	DEPOSIT	-0.026	-0.073***	-0.063
مطالبات غیرجاری	NPL	-1.823	-0.894**	-1.042
درآمد غیربهره‌ای	NONINT	-0.080	-0.026	0.045
هزینه‌ها	COST	-0.049**	-0.053***	-0.048***
شاخص تمرکز بازار	HHI	0.378	0.242**	0.232
رشد تولید ناخالص داخلی	GDP	-0.006	-0.013	0.103
رشد نقدینگی	M2	0.204	0.178***	0.381***
بانک بزرگ	LARGE	0.003	0.001	0.001
ثابت	_cons	0.010	0.012	-0.060

Legend: * p-value <.05; ** p-value <.01; *** p-value<.001

(مرجع: یافته‌های پژوهش).



تصویر ۱: نمودارهای رگرسیون کوانتایل

Fig. 1: Quantile Regression Plots

براساس نتایج حاصل از نمودارهای رگرسیون کوانتایل، می‌توان به تحلیل عمیق‌تری از رفتار متغیرهای مؤثر بر سودآوری بانک‌ها در سطوح مختلف توزیع دست‌یافت. نمودارهای ضرایب کوانتایل نشان می‌دهد که اثر متغیرهای مستقل بر بازده دارایی‌ها (ROA) در طول توزیع سودآوری از الگوی یکنواختی پیروی نمی‌کند؛ به‌طور مشخص، متغیرهای مطالبات غیرجاری (NPL) و نسبت سپرده‌ها (DEPOSIT) در کوانتایل‌های پایین‌تر (بانک‌های کم‌سود) اثر قوی‌تر و معنادارتری از خود نشان می‌دهند، درحالی‌که در کوانتایل‌های بالاتر (بانک‌های پرسود) از شدت اثر آن‌ها کاسته می‌شود. این یافته حاکی از آسیب‌پذیری بیشتر بانک‌های با سودآوری پایین در برابر ریسک اعتباری و مدیریت سپرده‌ها است. ازسوی دیگر، متغیرهای کلان اقتصادی مانند رشد نقدینگی (M2) در کوانتایل‌های بالاتر اثر معنادارتری دارند که نشان می‌دهد بانک‌های سودآور بهتر می‌توانند از شرایط مساعد اقتصادی بهره‌برداری کنند. نمودارهای فاصله اطمینان در رگرسیون کوانتایل نشان می‌دهد که در برخی از کوانتایل‌ها، دقت برآوردها کمتر است که می‌تواند ناشی از ناهمگنی رفتاری بانک‌ها در سطوح مختلف سودآوری باشد. این نتایج بر ضرورت اتخاذ سیاست‌های تفکیک‌شده برای بهبود سودآوری در گروه‌های مختلف بانکی تأکید دارد.

۹-۵. تحلیل دوگانگی ساختاری و تفاوت‌های کوانتایلی

براساس آزمون‌های برابری ضرایب و مقایسه نتایج جداول ۷ و ۸، تفاوت معناداری بین کوانتایل‌ها در متغیرهای SIZE و LARGE مشاهده نمی‌شود که نشان می‌دهد دوگانگی ساختاری در نظام بانکی ایران بیشتر در ابعاد عملیاتی و نه در ساختار مالکیت یا اندازه ظاهر شده است. این یافته با نظریه رقابت بانکی مطابقت دارد که بر اهمیت کارایی عملیاتی نسبت به اندازه در دستیابی به سودآوری تأکید می‌کند (برگر و همکاران، ۲۰۰۴). همچنین

تفاوت در معناداری متغیرها بین جداول ۷ و ۸، نشان می‌دهد که عوامل مؤثر بر ROA و ROE در کوانتایل‌های مختلف متفاوت است که لزوم اتخاذ سیاست‌های متمایز برای بهبود شاخص‌های مختلف سودآوری را نشان می‌دهد.



تصویر ۲: مقایسه ROA براساس نوع بانک

Fig. 2: Comparison of ROA by Bank Type

نمودارهای تصویر ۲، درک روشنی از دوگانگی ساختاری در نظام بانکی ارائه می‌دهند. نمودار مقایسه توزیع ROA نشان می‌دهد که توزیع سودآوری در بانک‌های بزرگ و کوچک از الگوی متفاوتی پیروی می‌کند. بانک‌های بزرگ تمایل به تمرکز حول مقادیر سودآوری بالاتر دارند، درحالی‌که توزیع سودآوری بانک‌های کوچک از پراکندگی بیشتری برخوردار است. این موضوع حاکی از پایداری بیشتر سودآوری در بانک‌های بزرگ و نوسانات بیشتر در بانک‌های کوچک است. نمودار جعبه‌ای نیز به‌وضوح تفاوت‌های میان‌چینی بین دو گروه را نشان می‌دهد، به‌طوری‌که میانه سودآوری در بانک‌های بزرگ به‌طور محسوسی بالاتر از بانک‌های کوچک قرار دارد. همچنین دامنه تغییرات و وجود داده‌های پرت در بانک‌های کوچک بیشتر مشاهده می‌شود که نشان از ناهمگنی بیشتر این گروه دارد. این یافته‌ها تأیید می‌کند که شکاف سودآوری بین بانک‌های بزرگ و کوچک نه‌تنها در میانگین، بلکه در کل توزیع سودآوری نیز مشهود است.

۱۰-۵. بحث و مقایسه

یافته‌های این پژوهش ضمن بسط ادبیات موجود، چارچوب تحلیلی نوینی ارائه می‌دهد. در سطح نتایج کلی، همسویی با مطالعات پیشین داخلی (نظیر: خادمی و همکاران، ۱۳۹۹؛ شعبانی و همکاران، ۱۴۰۲) و خارجی (مانند: احمد و همکاران، ۲۰۲۳) در تأثیر منفی قوی مطالبات غیرجاری و نقش مثبت متغیرهای کلان در شرایطی خاص مشاهده می‌شود. اما نوآوری و نقطه تمایز اصلی این تحقیق در سطح تحلیل و تفسیر این روابط نهفته است.

برخلاف اکثر مطالعات پیشین که یک رابطه میانگین و یکنواخت را گزارش کرده‌اند، این پژوهش به‌صورت تجربی نشان می‌دهد که ماهیت تأثیر این عوامل اساساً تابعی از موقعیت بانک در توزیع سودآوری است؛ برای مثال، اثر مخرب مطالبات غیرجاری در کوانتایل‌های پایین، از نظر شدت و ماهیت، با اثر آن در کوانتایل‌های بالا متفاوت است. این یافته، توضیح می‌دهد که چرا سیاست‌های یکسان در مدیریت ریسک اعتباری می‌تواند نتایج متضادی در بانک‌های مختلف داشته باشد. همچنین، درحالی که مطالعاتی مانند «برگر» و همکاران (۲۰۲۰) به مزیت ثبات بانک‌های بزرگ اشاره می‌کنند، تحلیل کوانتایلی این تحقیق مشخص می‌سازد که این مزیت لزوماً از اندازه پیوسته ناشی نمی‌شود، بلکه احتمالاً از مزیت‌های ساختاری (شبکه، نام تجاری، دسترسی به منابع) نشأت می‌گیرد که در متغیر مجازی LARGE تجلی یافته است. این نگاه، درک موجود از دوگانگی ساختاری را از یک تفاوت ساده در اندازه به تفاوتی عمیق در تابع تولید، راهبرد تجاری و مکانیزم انتقال شوک‌ها ارتقا می‌دهد و لزوم طراحی ابزارهای سیاستی و نظارتی کاملاً تفکیک‌شده را توجیه می‌نماید.

۶. نتیجه‌گیری

این پژوهش با به‌کارگیری رهیافت رگرسیون کوانتایل و با تمرکز بر دوره پرچالش ۱۴۰۲-۱۳۹۰، به تحلیل ریشه‌های شکاف سودآوری و دوگانگی ساختاری بین بانک‌های بزرگ و کوچک در ایران پرداخت. یافته‌های تجربی، فرضیه اصلی تحقیق مبنی بر نامتقارن بودن مکانیسم‌های تأثیر عوامل درون‌بانکی و کلان اقتصادی بر سودآوری را به‌صورت قاطع تأیید می‌کنند. به‌طور مشخص، نتایج نشان می‌دهد بانک‌های واقع در کوانتایل‌های پایین توزیع سودآوری (بانک‌های کم‌سود)، به‌شدت در برابر ریسک‌های خرد مانند افزایش مطالبات غیرجاری (NPL) و فشار هزینه‌ای نسبت سپرده آسیب‌پذیر هستند. این درحالی است که بانک‌های واقع در کوانتایل‌های بالایی (بانک‌های پرسود)، با وجود تأثیرپذیری از این عوامل، توانایی به‌مراتب بیشتری در بهره‌برداری از فرصت‌های کلان اقتصادی (به‌ویژه رشد نقدینگی) و تبدیل آن به سودآوری بیشتر دارند.

تحلیل دوجمله‌ای اثر اندازه بانک نیز گویای تمایز مهمی است؛ درحالی که متغیر پیوسته اندازه (SIZE) اثر منفی یا خنثی نشان می‌دهد - که می‌تواند نشانه‌ای از ناکارایی X یا هزینه‌های پیچیدگی سازمانی در بانک‌های بسیار بزرگ باشد - متغیر مجازی عضویت در گروه بزرگ‌ها (LARGE) در برخی کوانتایل‌ها اثر مثبت و معناداری از خود برجای گذاشته است. این نتیجه حاکی از آن است که مزیت ساختاری ناشی از شبکه گسترده، اعتبار نام تجاری یا دسترسی به مشتریان خاص، می‌تواند برای برخی بانک‌های بزرگ، مزیت‌های ناشی از اندازه خالص را تحت‌الشعاع قرار دهد. آزمون‌های تقارن و برابری شیب نیز به‌صورت تجربی، رد فرض همگنی در رفتار بانک‌ها و لزوم مدل‌سازی نامتقارن را اثبات کردند.

۶-۱. پیامدهای سیاستی و محدودیت‌ها

یافته‌های فوق، پیامدهای سیاستی متمایزی برای نهادهای نظارتی به‌همراه دارد. برای بانک‌های کم‌سود و آسیب‌پذیر، اولویت مطلق باید بر مدیریت ریسک اعتباری و بهبود کیفیت دارایی‌ها از طریق اعمال استانداردهای سخت‌گیرانه‌تر نظارتی و راهبردهای وام‌دهی محتاطانه متمرکز باشد. در مقابل، برای بانک‌های پرسود و باثبات،

سیاست‌گذاری می‌تواند بر هدایت منابع به سمت توسعه خدمات مالی نوآورانه و افزایش بهره‌وری در استفاده از منابع کلان متمرکز شود. از منظر کلان، ضروری است که بانک مرکزی و نهاد ناظر، از رویکرد «یک‌اندازه-همه‌جا» فاصله گرفته و با در نظر گرفتن موقعیت ناهمگون بانک‌ها، از ابزارهای نظارت تفکیک‌شده^۱ و مقررات احتیاطی خرد دوره‌ای استفاده کنند. این امر مستلزم توسعه چارچوبی است که در آن شاخص‌های نظارتی و الزامات احتیاطی، با توجه به محل قرارگیری بانک در توزیع سودآوری و نیز اندازه و پیچیدگی عملیاتی آن، به صورت پویا و اقتضایی تعدیل شوند.

این پژوهش با محدودیت‌هایی نیز روبه‌رو بوده است؛ از جمله محدودیت در دسترسی به داده‌های تفکیک‌شده‌تر کیفیت دارایی‌ها و نیز در نظر نگرفتن نقش متغیرهای نهادی و کیفیت حکمرانی شرکتی در بانک‌ها. پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی آن است که با در نظرگیری این متغیرها و همچنین به‌کارگیری روش‌های پیشرفته‌تر مانند رگرسیون کوانتایل چندمتغیره یا تحلیل‌های مبتنی بر شبکه‌های بانکی، درکی عمیق‌تر از کانال‌های ایجاد و انتقال شکاف عملکردی در نظام مالی ایران حاصل گردد. در نهایت، این مطالعه نشان می‌دهد که کاربرد هدفمند روش‌های اقتصادسنجی پیشرفته، نه به‌عنوان هدف، بلکه به‌عنوان ابزاری برای پاسخ به پرسش‌های ساختاری، می‌تواند گامی مؤثر در راستای طراحی نظام بانکی پایدارتر و عادلانه‌تر بردارد.

سپاسگزاری

از دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات جهت حمایت، قدردانی می‌شود.

درصد مشارکت نویسندگان

این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول به راهنمایی و مشاوره سایر نویسندگان است که در دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات نگارش شده است.

تضاد منافع

نویسندگان مقاله اعلام می‌دارند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافی وجود ندارد. نویسنده(ها) هیچ‌گونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

کتابنامه

- باغانی، علی؛ و عابدینی، غزاله، (۱۴۰۴). بررسی عوامل داخلی و خارجی مؤثر بر سودآوری بانک‌ها. نشریه علمی رویکردهای پژوهشی نوین مدیریت و حسابداری، ۹(۳۲)، ۳۰۰-۳۱۵.
<https://majournal.ir/index.php/ma/article/view/3028>
- جلیلی‌مزند، علیرضا، (۱۴۰۴). مدل‌سازی رفتار پس‌انداز خانوارهای شهری ایران: شواهدی از رگرسیون چندک. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۴(۵۴)، ۱۷۳-۲۰۳.
<https://doi.org/10.22084/aes.2025.30565.3770>

¹ Differentiated Supervision

خادمی، سیدرضا؛ نعمت فلیحی پیربست، محمد؛ دالمن پور، احمد و نقی لو، احمد، (۱۳۹۹). بررسی اثرات متغیرهای خاص بانکی و کلان اقتصادی بر سودآوری بانک‌ها. *فصلنامه اقتصاد مالی*، ۱۳(۵۳)، ۲۱۳-۲۴۶. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.25383833.1399.14.53.10.2>

شعبانی، وحید؛ هژبرکیانی، کامبیز؛ حسینی، سید شمس‌الدین و دامن کشیده، مرجان، (۱۴۰۲). الگوسازی توزیع شرطی سودآوری بانک‌ها؛ شواهدی از ایران. *اقتصاد و الگوسازی*، ۱۴(۲)، ۱۶۱-۲۰۳. <https://doi.org/10.48308/jem.2024.233129.1863>

شعبانی، وحید؛ هژبرکیانی، کامبیز؛ حسینی، سید شمس‌الدین و دامن کشیده، مرجان، (۱۴۰۴). اثر سلامت بانکی بر سودآوری شرطی بانک‌ها؛ شواهدی از ایران. *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*. <https://doi.org/10.22055/jqe.2025.47417.2647>

قربانی، فهمیده؛ دین محمدی، مصطفی و جباری، امیر، (۱۳۹۷). بررسی تأثیر ادوار تجاری بر سوددهی بانک‌های دولتی و خصوصی در ایران (طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۸۴). *بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۵(۲)، ۵۳-۷۸. https://journals.ihcs.ac.ir/article_4313.html

کریمی تکانلو، زهرا؛ اصغرپور، حسین و نصیری، حمید، (۱۴۰۴). تحلیل اثرپذیری ثبات نظام بانکی از متغیرهای نهادی؛ شواهدی از اقتصاد ایران، رویکرد GMM-SYS. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۴(۵۴)، ۶۵-۱۰۲. <https://doi.org/10.22084/aes.2025.30511.3764>

References

- Ahmad, M., Khan, R. E. A. & Khan, M. M. (2023). Bank performance and quantile regression: Evidence from emerging economies. *Journal of Banking and Finance*, 147, 106–123. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2022.106123>
- Avgeri, I., Dendramis, Y. & Louri, H. (2021). The Single Supervisory Mechanism and its implications for the profitability of European banks. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 74, 101382. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2021.101382>
- Baghani, A. & Abedini, G. (2025). Investigating the Internal and External Factors Affecting Bank Profitability. *Journal of New Research Approaches in Management and Accounting*, 9(32), 300-315. <https://majournal.ir/index.php/ma/article/view/3028> (In Persian)
- Bain, J. S. (1956). *Barriers to new competition: Their character and consequences in manufacturing industries*. Harvard University Press. <http://dx.doi.org/10.4159/harvard.9780674188037>
- Berger, A. N. (1995). The profit-structure relationship in banking – tests of market-power and efficient-structure hypotheses. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(2), 404–431. <https://doi.org/10.2307/2077876>
- Berger, A. N. & Bouwman, C. H. S. (2013). How does capital affect bank performance during financial crises? *Journal of Financial Economics*, 109(1), 146–176. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.02.008>

- Berger, A. N. & Humphrey, D. B. (1997). Efficiency of financial institutions: International survey and directions for future research. *European Journal of Operational Research*, 98(2), 175–212. [https://doi.org/10.1016/S0377-2217\(96\)00342-6](https://doi.org/10.1016/S0377-2217(96)00342-6)
- Berger, A. N., Demirgüç-Kunt, A., Levine, R. & Haubrich, J. G. (2004). Bank concentration and competition: An evolution in the making. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(3), 433–451. <https://doi.org/10.1353/mcb.2004.0040>
- Berger, A. N., Molyneux, P. & Wilson, J. O. S. (2020). Bank size and financial stability: Does size matter? *Journal of Financial Stability*, 48, 100–115. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2020.100115>
- Canay, I. A. (2011). A simple approach to quantile regression for panel data. *The Econometrics Journal*, 14(3), 368–386. <https://academic.oup.com/ectj/article/14/3/368/5084591>
- Chen, L., Wu, X. & Zhang, Y. (2023). Bank profitability and monetary policy shocks: A quantile regression approach. *Journal of Financial Stability*, 68, 101163. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2023.101163>
- Demsetz, H. (1973). Industry structure, market rivalry, and public policy. *The Journal of Law and Economics*, 16(1), 1–9. <https://doi.org/10.1086/466752>
- Diamond, D. W. (1984). Financial intermediation and delegated monitoring. *The Review of Economic Studies*, 51(3), 393–414. <https://doi.org/10.2307/2297430>
- Ebrahimi, P., Fekete-Farkas, M., Bouzari, P. & Magda, R. (2021). Financial Performance of Iranian Banks from 2013 to 2019: A Panel Data Approach. *Journal of Risk and Financial Management*, 14(6), 257. <https://doi.org/10.3390/jrfm14060257>
- Garcia, M. & Lee, S. (2023). Digital transformation and bank profitability: A quantile regression approach. *Journal of Financial Innovation*, 15(2), 45–67. <https://doi.org/10.1016/j.jfi.2023.03.002>
- Ghorbani, F., Dinmohammadi, M. & Jabbari, A. (2018). Investigating the Impact of Business Cycles on the Profitability of Public and Private Banks in Iran (During the Period 2005-2017). *Iranian Journal of Economic Issues*, 5(2), 53–78. https://journals.ihcs.ac.ir/article_4313.html (In Persian)
- Jalili Marand, A., (2025). Modeling the Saving Behavior of Iranian Urban Households: Some Evidence from Quantile Regression. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 14(54): 173-203. <https://doi.org/10.22084/aes.2025.30565.3770> (In Persian)
- Jarque, C. M. & Bera, A. K. (1987). A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review*, 55(2), 163–172. <https://dx.doi.org/10.2307/1403192>

- Karimi Tekanlou, Z., Asgharpour, H. & Nasiri, H. (2025). Analysis of the Influence of Institutional Variables on Banking System Stability; Evidence from the Iranian Economy, GMM-SYS Approach. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 14(54), 65-102. <https://doi.org/10.22084/aes.2025.30511.3764> (In Persian)
- Khademi, S. R., Nemat Filihi Pirbast, M., Dalmanpour, A. & Naghilou, A. (2020). Investigating the Effects of Bank-Specific and Macroeconomic Variables on Bank Profitability. *Quarterly Journal of Financial Economics*, 13(53), 213-246. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.25383833.1399.14.53.10.2> (In Persian)
- Koenker, R. (2005). *Quantile Regression*. Cambridge University Press.
- Koenker, R. & Bassett, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33–50. <https://www.jstor.org/stable/1913643>
- Koenker, R. & Bassett, G. (1982). Tests of linear hypotheses and 11 estimation. *Econometrica*, 50(6), 1577–1583. <https://doi.org/10.2307/1913398>
- Kydland, F. E. & Prescott, E. C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 50(6), 1345–1370. <https://doi.org/10.2307/1913386>
- Leibenstein, H. (1966). Allocative efficiency vs. "X-efficiency". *The American Economic Review*, 56(3), 392–415. <http://www.jstor.org/stable/1823775>
- Machado, J. A. F. & Santos Silva, J. M. C. (2019). Quantiles via moments. *Journal of Econometrics*, 213(1), 145–173. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2019.04.009>
- Maddala, G. S. & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631–652. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/1468-0084.0610s1631>
- Maside-Sanfiz, J. M., Iglesias-Casal, A., Mazahreh, Q. A. S. & López-Andión, C. (2025). Market structure and technical efficiency of banks in the MENA region. *Sage Open*, 15(2). <https://doi.org/10.1177/21582440251324792>
- Mishkin, F. S. (1995). *The economics of money, banking, and financial markets* (4th ed.). HarperCollins College Publishers.
- Modigliani, F. & Miller, M. H. (1963). Corporate income taxes and the cost of capital: A correction. *The American Economic Review*, 53(3), 433–443. <https://www.jstor.org/stable/1809167>
- Newey, W. K. & Powell, J. L. (1987). Asymmetric least squares estimation and testing. *Econometrica*, 55(4), 819–847. <https://doi.org/10.2307/1911031>
- Selcuk, C. (2025). Asymmetric information and credit rationing in a model of search. *Games*, 16(1), 1. <https://doi.org/10.3390/g16010001>

- Shabani, V., Hojbar kiani, K., Hosseini, S. S. & Damankeshideh, M. (2023). Modeling the Conditional Distribution of Bank Profitability; Evidence from Iran. *Journal of Economics and Modeling*, 14(2), 161-203. <https://doi.org/10.48308/jem.2024.233129.1863> (In Persian)
- Shabani, V., Hojbar kiani, K., Hosseini, S. S. & Damankeshideh, M. (2025). The Effect of Bank Health on Conditional Profitability of Banks; Evidence from Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*. <https://doi.org/10.22055/jqe.2025.47417.2647> (In Persian)
- Silberston, A. (1972). Economies of scale in theory and practice. *The Economic Journal*, 82(325s), 369–391. <https://doi.org/10.2307/2229946>
- Stiglitz, J. E. & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American Economic Review*, 71(3), 393–410. <http://www.jstor.org/stable/1802787>

**Applied Economics Studies, Iran (AESI)**P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X - Journal Homepage: <https://aes.basu.ac.ir/>

Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran. Owner & Publisher: Bu-Ali Sina University.

© Copyright © 2026 The Authors. Published by Bu-Ali Sina University.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Bu-Ali Sina University

The Effect of Real Exchange Rate on Economic Complexity With Emphasis on Structural Changes in Iran

Maryam Sayaf Dezfoli¹ , Ebrahim Anvari² , Ahmad Salahmanesh³ ,
Behroz Sadeghi Amroabadi⁴ 

Type of Article: Research

 <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32333.3887>

Received: 2026.02.12; Revised: 2026.04.26; Accepted: 2026.05.31

Pp: 147-181

Abstract

Since a more diversified and exclusive production structure is associated with a high level of industrialization, variables that affect the share of industry in GDP also affect the economic complexity and production capacities of countries. One of these variables is the exchange rate. Changes in the exchange rate, by increasing the cost of imported inputs, reduce the diversity of exports in the short term and have a negative effect on economic complexity. In this study, the effect of the real exchange rate on economic complexity with an emphasis on structural changes in the Iranian economy is examined using the Bayesian averaging method during the period 1974-1979. Accordingly, first, the structural change index in the Iranian economy is extracted using the principal components method and eleven economic, social, and political variables. Then, using this variable and other variables such as GDP per capita, government final consumption expenditure, degree of trade openness, natural resource rent, financial depth, population density, and education, the analysis is carried out. According to the model results, the economic complexity index is affected by three key variables: the intensity of structural change, the real exchange rate, and GDP per capita. The effect of structural change on economic complexity is negative and very weak. This factor can be related to the lack of attention to highly complex and high-tech export sectors in the industrialization process, which indicates dependence on limited and low-diversity goods. In other words, weak structural change or specific structural changes can prevent the promotion of economic complexity. In contrast, the real exchange rate has a positive effect, albeit with high uncertainty, on economic complexity, which is consistent with another research. This factor can indicate the moderating role of competitiveness in promoting the export structure.

Keywords: Real Exchange Rate, Structural Changes, Economic Complexity, Principal Component Analysis (PCA), Bayesian Averaging (BMA).

JEL Classification: F13, C30, L11.

1. Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.

2. Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran (Corresponding Author). **Email:** e.anvari@scu.ac.ir.

3. Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.

4. Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.

1. Introduction

Since a more diversified and less monopolized production structure is associated with a higher level of industrialization, the variables that affect the share of industry in gross domestic product (GDP) also influence economic complexity and the productive capacities of countries. One of these variables is the exchange rate. Exchange rate fluctuations, by increasing the cost of imported inputs, reduce export diversification in the short run and have a negative impact on economic complexity. In this study, the effect of the real exchange rate on economic complexity, with an emphasis on structural changes in Iran's economy, is examined over the period 1974–2023 using Bayesian Model Averaging (BMA). First, the structural change index of Iran's economy is extracted using the Principal Component Analysis (PCA) method and eleven economic, social, and political variables. Then, using this index along with other variables—GDP per capita, government final consumption expenditure, trade openness, natural resource rents, financial depth, population density, and education—the analysis is conducted.

In contrast, the real exchange rate has a positive effect—albeit with high uncertainty—on economic complexity, which is consistent with other studies. This reflects the role of competitiveness adjustment in improving export structures. GDP per capita shows a relatively strong positive effect, indicating a direct relationship between the level of economic development and economic complexity. The interaction model performs best among all models. In this model, structural change maintains a negative and persistent effect, while the interaction effect of the exchange rate and structural change on economic complexity is positive, whereas the exchange rate alone plays a limited role. Financial development has a relatively strong positive effect on economic complexity, indicating its complementary role. Natural resource rents show a weak negative effect, and finally, government consumption expenditure has a very weak negative effect, suggesting a limited role for the government in economic complexity.

2. Methodology

The aim of this article is to examine the effect of the real exchange rate on economic complexity with an emphasis on structural change in Iran's economy. Based on the existing literature and following the models of [Kuznets *et al.* \(2014\)](#), the structural change index is extracted. To examine the effect of real exchange rates on economic complexity, it is necessary to calculate the structural change variable. Studies in the field of structural change have used various methods to calculate this index, including the [Lillian Index \(LI\) \(1982\)](#), the [Dietridge Index \(2009\)](#), the [Modified Lillian Index \(MLI\)](#), the [ESC Effective Structural Change Index in Cardiveau \(2017\)](#), the research method of [Teixeira and Quiros \(2016\)](#), and the method presented by [McMillan and Roderick \(2011\)](#). A review of these methods shows that in some of them, one or a limited number of variables are entered as structural change indicators in an equation ([Sirquin, 1986 & Pender, 2003](#)). In some other studies, a large number of macroeconomic variables are considered individually in separate equations ([Branson *et al.*, 1998 & Chenery & Lillian 1975](#)). In short, most studies have been limited to analyzing labor mobility and productivity convergence between economic sectors to calculate structural change. This study, using the 2014 Kolbor study, attempts to fill this gap by providing a multidimensional index. In relation to why this method is used, it is worth mentioning that structural change includes several aspects of important changes in the economy.

One of the main attractions of Bayesian model averaging techniques is that they provide a coherent way to infer the regression parameters of interest by explicitly considering the uncertainty arising from the estimation and model selection steps (De Luca & Magnus 2011). The introduction of uncertainty is often in the context of including explanatory variables in the model, choosing dependent forms, or choosing the lag length of dynamic responses. As shown by Magnus & Durbin (1999) and Danilov & Magnus (2004), the model selection process is important and likely has non-negligible effects on the statistical properties of the estimators. The basic idea of Bayesian model averaging is that, despite the existence of many plausible models, inference based on a single model is not correct and one should average over all models.

3. Main Findings

It is recommended to avoid excessive reliance on single-product exports and to pursue targeted diversification of the export structure. Exchange rate policies should aim at maintaining real competitiveness rather than merely stabilizing the nominal exchange rate. In line with other results, investment in productive infrastructure and improvement of domestic productivity can provide an effective path toward increasing economic complexity and reducing dependence on primary exports. Therefore, sustainable export development requires synergy among industrial, exchange rate, and development policies. Low production productivity exposes society to problems such as higher production costs, lack of competitiveness in global markets, and declining product quality. Enhancing national productivity requires appropriate policy implementation. Governments should design policies that incentivize firms to produce more complex products. Public investment in infrastructure projects such as education, energy, airports, and highways can improve economic diversification. Thus, the findings emphasize the necessity of considering economic complexity in exchange rate policymaking.

4. Conclusion

According to the model results, the economic complexity index is affected by three key variables: the intensity of structural change, the real exchange rate, and GDP per capita. According to the results, structural change has been associated with a decrease in economic complexity. Most importantly, GDP per capita, with a positive and relatively strong effect, shows a direct link between the level of economic development and economic complexity. The real exchange rate, as a key indicator in open economies, plays an important role in shaping comparative advantages, sectoral resource allocation, and export structure. By affecting relative profitability across sectors, it can influence growth patterns, the complexity of the economic structure, and the pace of structural change. Since the collapse of the Bretton Woods fixed exchange rate system and the adoption of floating exchange rates in 1973, the effects of exchange rates on international trade volumes have been widely studied theoretically and empirically.

To conduct this research, the structural change index of Iran's economy was first constructed based on the studies of Kalmbor, Kuznets, and Chenery using the Principal Component Analysis method and eleven economic, social, and political variables, including: the share of agriculture, industry and mining, and services in GDP; the share of these sectors in employment; the ratio of total exports to GDP; the ratio of total imports to GDP; urbanization rate; mortality rate; and birth rate.

Using the first principal component as the structural change index and other variables—GDP per capita, government final consumption expenditure, trade openness, natural resource rents, financial depth, population density, and education—the analysis was conducted using Bayesian Model Averaging. Model 7, chosen as the best Bayesian structure based on posterior probability (PMP), shows that the Economic Complexity Index (ECI) is influenced by three key variables: export specialization intensity, the real exchange rate, and GDP. The results indicate that increased export concentration is associated with lower economic complexity, reflecting dependence on limited and low-diversity products. In contrast, the real exchange rate has a positive effect, highlighting its role in enhancing competitiveness. Most importantly, GDP has a relatively strong positive effect, indicating a direct link between economic development and export complexity, such that countries with higher productive capacity are better able to produce complex products.

Acknowledgments

The authors would like to appreciate the editor-in-chief and reviewers for their time and comments that helped improve the paper.

Observation Contribution

The authors contributed equally to the writing of the paper.

Conflict of Interest

The authors declare that there is no conflict of interest regarding the publication of this paper.



فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
 شاپای چاپی: ۲۵۲۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲۸-۲۳۲۲ - وبسایت نشریه: <https://aes.basu.ac.ir>
 نشریه گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.
 حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۵ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی سینا است.
 این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
 آدرس زیر مجاز است.
 Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)



اثر نرخ ارز واقعی بر پیچیدگی اقتصادی با تأکید بر تغییرات ساختاری در اقتصاد ایران

مریم سیاف دزفولی^۱، ابراهیم انواری^۲، احمد صلاح منش^۳، بهروز صادقی عمرآبادی^۴

نوع مقاله: پژوهشی

شناسه دیجیتال: <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32333.3887>
 تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۱۱/۲۴، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۲/۰۶، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۳/۱۰
 صص: ۱۸۱-۱۴۷

چکیده

از آنجایی که ساختار تولیدی متنوع با سطح بالای صنعتی شدن مرتبط است، متغیرهایی که بر سهم صنعت در تولید ناخالص داخلی تأثیر می‌گذارند بر پیچیدگی اقتصادی و ظرفیت‌های تولیدی کشورها نیز تأثیر می‌گذارند. یکی از این متغیرها نرخ ارز می‌باشد. در این تحقیق، اثر نرخ ارز واقعی بر پیچیدگی اقتصادی با تأکید بر تغییرات ساختاری در اقتصاد ایران با استفاده از روش میانگین‌گیری بیزی طی دوره ۱۳۵۳-۱۴۰۲ ه.ش. بررسی شده است. بر این اساس، ابتدا شاخص تغییرات ساختاری در اقتصاد ایران با روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی و ۱۱ متغیر اقتصادی، اجتماعی و سیاسی استخراج شده است؛ سپس با استفاده از این متغیر و سایر متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، هزینه مصرف نهایی دولت، درجه باز بودن تجاری، رانت منابع طبیعی، عمق مالی، تراکم جمعیت و آموزش، تجزیه و تحلیل انجام شده است. مطابق نتایج مدل، شاخص پیچیدگی اقتصادی تحت تأثیر سه متغیر کلیدی شدت تغییر ساختاری، نرخ واقعی ارز و تولید ناخالص داخلی سرانه قرار داشته است. اثر تغییر ساختاری بر پیچیدگی اقتصادی منفی و بسیار ضعیف بوده است. این عامل را می‌توان به عدم توجه به بخش‌های صادراتی دارای پیچیدگی بالا و با فناوری بالا در فرآیند صنعتی شدن مرتبط کرد که نشان دهنده وابستگی به کالاهای محدود و کم‌تنوع می‌باشد. به عبارتی، تغییر ساختاری ضعیف یا تغییرات ساختاری خاص می‌تواند مانع ارتقای پیچیدگی اقتصادی شود. در مقابل، نرخ واقعی ارز اثر مثبتی بر پیچیدگی اقتصادی دارد، که با سایر تحقیقات همراه است. این عامل می‌تواند بیانگر نقش رقابت‌پذیری در ارتقای ساختار صادراتی باشد. تولید ناخالص داخلی سرانه با اثر مثبت و نسبتاً قوی، نشان دهنده پیوند مستقیم بین سطح توسعه اقتصادی و پیچیدگی اقتصادی است. اثر تعاملی بهترین عملکرد را در بین مدل‌ها داشته است. به طوری که متغیر تغییر ساختاری اثر منفی و پایداری در مدل داشته است. همچنین اثر تعاملی نرخ ارز در تغییر ساختار، بر پیچیدگی اقتصادی مثبت بوده است. در حالی که نرخ ارز به تنهایی نقش محدودی داشته است. متغیر توسعه مالی اثر مثبت نسبتاً قوی بر پیچیدگی اقتصادی داشته و نشانگر اثر کامل‌کننده توسعه مالی در ارتقا پیچیدگی اقتصادی بوده است. متغیر رانت منابع طبیعی اثر منفی ضعیف و جزئی و در نهایت متغیر هزینه‌های مصرفی دولت اثر منفی بسیار ضعیف داشته است؛ به عبارتی، دولت نقش زیادی بر پیچیدگی اقتصادی نداشته است.

کلیدواژگان: نرخ ارز واقعی، تغییرات ساختاری، پیچیدگی اقتصادی، تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA)، میانگین‌گیری بیزی (BMA).

طبقه‌بندی JEL: C30, L11, F13

۱. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

Email: m-sayafdezfooli@stu.scu.ac.ir

۲. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران (نویسنده مسئول).

Email: e.anvari@scu.ac.ir

۳. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

Email: salahmanesh@scu.ac.ir

۴. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

Email: b.sadeghi@scu.ac.ir

ارجاع به مقاله: سیاف دزفولی، مریم؛ انواری، ابراهیم؛ صلاح منش، احمد؛ و صادقی، بهروز. (۱۴۰۵). اثر نرخ ارز واقعی بر پیچیدگی اقتصادی با تأکید بر تغییرات ساختاری در اقتصاد ایران. مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۵۸(۱۴۷): ۱۸۱-۱۴۷. <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32333.3887>
 صفحه اصلی مقاله در سامانه نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_6762.html?lang=fa

۱. مقدمه

اخیراً از تحلیل‌های پیچیدگی اقتصادی برای تحلیل تغییرات در الگوهای متنوع‌سازی، رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی و جنسیتی و پایداری استفاده می‌شود. پیچیدگی اقتصادی به توانایی یک کشور در تولید کالاهای پیچیده و استفاده مؤثر از دانش در فرآیند تولید اشاره دارد. پیچیدگی اقتصادی استفاده از علم شبکه و تکنیک‌های یادگیری برای توضیح، پیش‌بینی و توصیه تغییرات در ساختارهای اقتصادی است. تمرکز بر ساختار اقتصادی با انگیزه کاری است که نشان می‌دهد این ساختارها پیامدهای کلان اقتصادی مهم، از رشد اقتصادی گرفته تا شدت انتشار گازهای گلخانه‌ای و نابرابری درآمد را توضیح داده و پیش‌بینی می‌کنند (هیدالگو^۱، ۲۰۲۳).

باوجود توسعه ادبیات پیچیدگی اقتصادی، بخش عمده مطالعات بر نقش آن در رشد اقتصادی، بهره‌وری، توسعه صنعتی و کیفیت نهادها متمرکز بوده‌اند (هیدالگو و هاسمن^۲، ۲۰۰۹؛ هاسمن^۳ و همکاران، ۲۰۱۳). ازسوی دیگر، مطالعات مرتبط با نرخ ارز واقعی عمدتاً آثار این متغیر را بر رشد اقتصادی، رقابت‌پذیری صادرات و عملکرد تجاری بررسی کرده‌اند (رودریک^۴، ۲۰۰۸؛ گالا^۵، ۲۰۰۷). اگرچه برخی مطالعات بین‌المللی نیز به بررسی ارتباط میان نرخ ارز واقعی و پیچیدگی اقتصادی پرداخته‌اند. این مطالعات عمدتاً در قالب تحلیل‌های چندکشوری یا چارچوب‌های نظری انجام شده‌اند و نقش تغییرات ساختاری و عدم قطعیت مدل کمتر موردتوجه قرار گرفته است (بریتو^۶ و همکاران، ۲۰۱۸؛ گابریل و میسیو^۷، ۲۰۱۸). این خلأ پژوهشی در اقتصاد ایران از اهمیت بیشتری برخوردار است؛ زیرا اقتصاد ایران به دلیل وابستگی به درآمدهای نفتی، نوسانات شدید نرخ ارز، تحریم‌های اقتصادی، تحولات ساختار تولید و تجارت خارجی و نااطمینانی‌های اقتصاد کلان، دارای ویژگی‌هایی است که می‌تواند رابطه میان نرخ ارز واقعی و پیچیدگی اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد؛ از این‌رو، تعمیم نتایج سایر کشورها به اقتصاد ایران با محدودیت همراه است.

محققان دریافته‌اند که کاهش واقعی نرخ ارز^۸ یک اقتصاد، صادرات آن را افزایش می‌دهد. رابطه بین صادرات و نرخ ارز و بررسی اثرات نرخ ارز با در نظر گرفتن سطوح مختلف پیچیدگی محصولات صادراتی با استفاده از شاخص پیچیدگی محصول^۹ و پیچیدگی اقتصادی^{۱۰} دارای اهمیت است. کالاهای پیچیده نسبت به کالاهای ساده برای تولید به قابلیت‌های پیچیده‌تری نیاز دارند؛ بنابراین، یافتن سریع جایگزین‌ها دشوارتر است. نرخ ارز باید تأثیر کمتری بر صادرات کالاهای پیچیده‌تر داشته باشد؛ به عبارتی کالاهای پیچیده باید کشش تقاضای کمتری داشته باشند (ابیاد^{۱۱} و همکاران، ۲۰۱۸). ناهمگونی بهره‌وری شرکت یا کارخانه در توضیح اثرات پیچیدگی اهمیت دارد. شرکت‌های با بهره‌وری بیشتر، در واکنش به کاهش ارزش پول داخلی، حاشیه سود خود را افزایش می‌دهند. حجم صادرات شرکت‌های با بهره‌وری بیشتر، حساسیت کمتری به تغییر نرخ ارز دارد (چن^{۱۲} و همکاران، ۲۰۲۳). همچنین برای شرکت‌ها در اقتصادهای پیچیده‌تر شامل اکثر اقتصادهای پیشرفته و همچنین آسیای نوظهور، تأثیر مثبت کاهش نرخ ارز واقعی بر رقابت‌پذیری قیمت بیشتر از تأثیر منفی مرتبط با افزایش هزینه کالاهای سرمایه‌ای وارداتی است؛

¹ Hidalgo

² Hidalgo & Hausmann

³ Hausmann

⁴ Rodrik

⁵ Gala

⁶ Brito et al.

⁷ Gabriel & Missio

⁸ Depreciation

⁹ Product Complexity Index

¹⁰ Economic Complexity Index

¹¹ Abiad

¹² Chen

اما در اقتصادهایی با درجه پیچیدگی پایین تر شامل همه مناطق بازار در حال ظهور این رابطه برعکس است (بریتو و همکاران، ۲۰۱۸).

تغییر ساختاری از تغییر در رشد بهره‌وری ایجاد می‌شود. یکی از کانال‌های انتقال، تأثیر بر ساختار تولیدی از طریق سودآوری شرکت‌ها است. نرخ ارز واقعی ممکن است با ارتقای تغییر ساختاری این بخش‌ها سودآوری برخی بخش‌ها را تحت تأثیر قرار دهد؛ به عبارتی، باعث تغییر در تخصیص منابع بین بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات می‌شود (ایاسکو-پیرا و میسیو^۱، ۲۰۲۲). تحول ساختاری و پویایی ساختار تولیدی در قلب توسعه اقتصادی قرار دارد که در کشورهای در حال توسعه موفق، به تدریج ساختار تولید خود را تغییر می‌دهند و فعالیت‌های با ارزش افزوده پایین و کالاهای ساده را با فعالیت‌های با ارزش افزوده بالاتر و محصولات پیچیده‌تر جایگزین می‌کنند. شناسایی متغیرهای اثرگذار بر فعالیت‌های قابل تجارت مدرن از کانال تغییرات ساختاری دارای اهمیت است. سطح نرخ ارز واقعی یک متغیر مهم برای این فرآیند است. به این معنا که بر اساس استدلال اقتصاددانان توسعه کلاسیک (نوکسه^۲، میردال^۳، روزنشتاین-رودن^۴، هیرشمن^۵، پریبیش^۶ و فورتادو^۷)، با توجه به ویژگی‌های ذاتی این متغیر در هم‌افزایی بالا و اثرات پیوندی، تغییر ساختار تولیدی به سمت مزیت نسبی برای اقتصادهای در حال توسعه مطلوب است. نکته‌ای که باید بر آن تأکید شود این است که نرخ ارز واقعی به عنوان متغیر قادر به القای توسعه صنعتی و پیشرفت فنی مرتبط است؛ هرچند این رویکرد با مدل متعارف تیروال^۸ در مورد اهمیت نرخ ارز در توسعه اقتصادی فاصله دارد، اما به نظریهٔ پساکینزی دربارهٔ تحولات نظری و یافته‌های تجربی اهمیت نرخ ارز در تغییر و رشد ساختاری بسیار نزدیک است (گابریل و میسیو، ۲۰۱۸).

نتایج کلی، از منظر جهانی، نشان می‌دهد که کشورهایی که از نظر فنی پیشرفته هستند، تمایل به داشتن درجه بالاتری از تنوع صادرات دارند. اقتصادهای متکی به منابع اولیه از تنوع کمتری برخوردار هستند (ساتنارین-سینگ^۹ و همکاران، ۲۰۲۴). برای دستیابی به ارتقا جایگاه رقابت‌پذیری کشور، شناخت نیروهای محرک رقابت‌پذیری لازم است. برای این منظور، نرخ واقعی ارز به عنوان معیار رقابت قیمت خارجی با در نظر گرفتن تغییرات قیمت داخلی و جهانی دارای اهمیت است. به این ترتیب، جهت جلوگیری از خام فروشی و تکمیل زنجیرهٔ ارزش و رویکرد جهش اقتصادی به عنوان راهبرد تجاری و بازرگانی کشور، توجه به بررسی پیچیدگی اقتصادی مشخص شدن میزان اثرگذاری فناوری بر تولیدات کشور دارای اهمیت است. اقتصادهای متنوع و پیچیده، حساسیت کمتری نسبت به تغییرات نرخ ارز دارند. این کشورها می‌توانند تولید خود را تطبیق دهند، جانشین‌های بیشتر داشته باشند، محصولات جدید ایجاد کنند و کیفیت محصولات تولیدی خود را افزایش دهند. از سوی دیگر، اقتصادهای کمتر پیچیده، با توانایی کمتری برای نوآوری و قابلیت‌های تولیدی کمتر، بیشتر به سبب صادرات فعلی خود وابسته هستند؛ به عبارتی، تنوع بخشی وسیله‌ای برای کاهش بی‌ثباتی و تثبیت درآمد حاصل از صادرات غیرنفتی به ویژه برای کشورهای وابسته به منابع، با توجه به نوسانات قیمت انرژی است (گابریل و میسیو، ۲۰۱۸). کشورهای مختلف در حوزهٔ تنوع و پیچیدگی اقتصادی نیاز به حرکت از طریق کیفیت توسعه اقتصادی و اهمیت فعالیت‌های دانش محور و تمرکز بر محصولات فناوری فشرده دارند.

¹ Iasco-Pereira and Misso

² Nurkse

³ Myrdal

⁴ Rosenstein-Rodan

⁵ Hirschman

⁶ Prebisch

⁷ Furtado

⁸ Thirlwall

⁹ Satnarine-Singh

ادبیات گسترده و رو به رشد در مورد عوامل تعیین کننده پیچیدگی اقتصادی مانند: نوآوری ها (نگوین و سو^۱، ۲۰۲۱)، اینترنت (لاپاتیناس^۲، ۲۰۱۹)، توسعه مالی (چو^۳، ۲۰۲۰) و جریان حواله های ارسالی^۴ (سعدی^۵، ۲۰۲۰) وجود داشته است. نقش نرخ ارز و به ویژه تغییر ساختار اقتصادی نیز در این زمینه اهمیت دارد.

باتوجه به این که نرخ ارز واقعی شاخصی برای درجه رقابت پذیری یک کشور می باشد و از طریق مجراهای مختلف می تواند بر پیچیدگی اقتصادی اثر بگذارد، در این تحقیق به بررسی اثرگذاری نرخ ارز واقعی بر پیچیدگی اقتصادی از مجرای تغییرات ساختاری و الگوهای تخصیص پرداخته شده است. ابتدا شاخص تغییر ساختاری با استفاده از روش تحلیل مؤلفه های اصلی (PCA)^۶ محاسبه شده و سپس با روش میانگین گیری بیزی (BMA)^۷ به بررسی اثر نرخ واقعی ارز بر پیچیدگی اقتصادی با تأکید بر تغییرات ساختاری در ایران پرداخته شده است. نوآوری پژوهش حاضر در سه محور قابل بیان است؛ الف) شاخص ترکیبی تغییرات ساختاری با استفاده از روش تحلیل مؤلفه های اصلی و با لحاظ ابعاد مختلف ساختار اقتصادی شامل ساختار تولید، ساختار اشتغال، تجارت خارجی و تحولات جمعیتی استخراج شده است. ب) از رویکرد میانگین گیری مدل بیزی به منظور کنترل عدم قطعیت مدل و شناسایی مهم ترین عوامل مؤثر بر پیچیدگی اقتصادی استفاده شده است. ج) بررسی این روابط در بستر اقتصاد ایران که از ویژگی های ساختاری متفاوتی نسبت به بسیاری از اقتصادهای مورد مطالعه در ادبیات موجود برخوردار است. بر این اساس، هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی اثر نرخ ارز واقعی بر پیچیدگی اقتصادی ایران با تأکید بر تغییرات ساختاری و شناسایی عوامل مؤثر بر پیچیدگی اقتصادی در چارچوب رویکرد میانگین گیری مدل بیزی است.

پرسش های پژوهش: پرسش اصلی پژوهش، چگونگی تبیین نرخ ارز واقعی در حضور تغییرات ساختاری و سایر عوامل کلان اقتصادی، چه اثری بر پیچیدگی اقتصادی ایران دارد و جایگاه آن در میان عوامل مؤثر بر پیچیدگی اقتصادی است؟

این پژوهش در چهار بخش تنظیم شده است؛ بخش دوم به مبانی نظری و تحقیقات انجام شده می پردازد. در بخش سوم به روش پژوهش شامل: جمع آوری و توصیف داده ها، تجزیه و تحلیل نتایج مدل اختصاص یافته است. بخش چهارم به جمع بندی و نتیجه گیری و پیشنهادها اختصاص یافته است.

۲. مبانی نظری و سابقه تحقیقات انجام شده

۲-۱. مبانی نظری

از نظر «آدام اسمیت»، راز ثروت ملت ها به تقسیم کار مربوط می شود. با تخصص افراد و شرکت ها در فعالیتهای مختلف، کارایی اقتصادی افزایش می یابد. در اقتصاد جهانی، تفاوت میان کشورها تا حد زیادی ناشی از تفاوت در قابلیت های تولیدی غیرقابل مبادله، نظیر دانش، مهارت، زیرساخت ها و کیفیت نهادها است. این قابلیت ها زمینه شکل گیری پیچیدگی اقتصادی را فراهم می کنند و تفاوت در سطح آن ها می تواند تفاوت عملکرد اقتصادی کشورها را توضیح دهد. در بازار با مقیاس زیاد شرکت کنندگان بیشتر تخصص داشته و تقسیم کار عمیق تر است. این نشان می دهد که ثروت و توسعه با پیچیدگی ناشی از تعاملات بین تعداد فزاینده فعالیت های فردی که با یک اقتصاد مطابقت دارند مرتبط هستند. حال، اگر همه کشورها از طریق یک بازار جهانی برای نهادها و ستانده ها به یکدیگر

¹ Nguyen and Su

² Lapatinas

³ Chu

⁴ Remittance Inflows

⁵ Saadi

⁶ Principal Component Analysis

⁷ Bayesian Model Averaging

متصل شوند، به‌طوری‌که از تقسیم کار در مقیاس جهانی بهره‌برداری کنند، تفاوت‌ها در سرانه تولید ناخالص داخلی در دو قرن گذشته را چگونه می‌توان تحلیل کرد. یک پاسخ احتمالی این است که برخی از فعالیت‌های فردی که از تقسیم کار شرح داده شده در بالا ناشی می‌شوند، مانند: حقوق مالکیت، مقررات، زیرساختار، مهارت‌های خاص نیروی کار و غیره، قابل واردات نیستند و بنابراین کشورها باید آن‌ها را به‌صورت محلی برای تولید در دسترس داشته باشند؛ از این‌رو، بهره‌وری یک کشور در تنوع توانایی‌های^۱ غیرقابل مبادله در دسترس آن است و بنابراین، تفاوت‌های درآمدی بین کشوری را می‌توان با تفاوت در پیچیدگی اقتصادی توضیح داد. همان‌طور که با تنوع قابلیت‌های موجود در یک کشور و تعاملات آن‌ها اندازه‌گیری می‌شود؛ بنابراین کشورها قادر خواهند بود محصولاتی را تولید کنند که تمام قابلیت‌های لازم برای آن‌ها را داشته باشند؛ از این‌رو، ارتباطات بین کشورها و محصولات، نشان‌دهنده وجود قابلیت‌ها در یک کشور است. مفهوم پیچیدگی اقتصادی برای اولین بار توسط گروهی از محققان دانشگاه‌های هاروارد و ام آی تی مطرح شده است. فرآیندهایی که کشورها از طریق آن‌ها توانمند می‌شوند و ویژگی‌های اقتصادی اثرگذار بر آن دارای اهمیت است. روش بازتاب^۲ یکی از روش‌ها برای تحلیل شاخص‌های پیچیدگی اقتصادی است. «هیدالگو» و «هاسمن» (۲۰۰۹) یک شاخص پیچیدگی اقتصادی (ECI) با هدف کمی‌سازی میزان دانش موجود در ساختار تولید یک کشور، قابلیت‌های صادراتی آن و ارتباط متقابل آن با بازار جهانی فعلی معرفی کردند که طبق گفته «جو» (۲۰۲۰)، این شاخص میزان دانش بهره‌وری است که یک کشور انباشته می‌کند (آوم و اندویا^۳، ۲۰۲۲).

پیچیدگی یک اقتصاد به‌عنوان تعدد دانش مفید تعبیه شده در سیستم اقتصادی است؛ به این ترتیب، برای این که یک جامعه پیچیده وجود داشته باشد و بتواند خود را حفظ کند، افرادی که درمورد طراحی، بازاریابی، امور مالی، فناوری، مدیریت منابع انسانی، عملیات و قانون تجارت می‌دانند باید بتوانند با تعامل و ترکیب دانش خود به تولید محصولات بپردازند. همین محصولات را نمی‌توان در جوامعی ساخت که بخش‌هایی از این قابلیت‌ها را ندارند؛ بنابراین، پیچیدگی اقتصادی در ترکیب بازده تولیدی یک کشور بیان می‌شود و ساختارهایی را که برای نگهداری و ترکیب دانش پدید می‌آیند را منعکس می‌کند (هاسمن و همکاران، ۲۰۱۳).

در چارچوب مدل «ماندل^۴-فلمینگ^۵»، نرخ ارز کمتر ارزش‌گذاری شده باعث می‌شود کالاهای داخلی در بازارهای خارجی رقابتی‌تر باشند. در نتیجه، رقابت‌پذیری بالاتر در بازارهای جهانی، سرمایه‌گذاری و تولید صنعتی را تحریک می‌کند. با این حال، اگر اقتصاد تا حد زیادی به کالاهای سرمایه‌ای وارداتی وابسته باشد، تقویت پول داخلی منجر به افزایش سرمایه‌گذاری و تولید صنعتی می‌شود. این اثرات متفاوت در نهایت می‌توانند سطوح مختلف توسعه و پیچیدگی اقتصادی و همچنین میزان مشارکت در تجارت بین‌المللی را منعکس کنند (سیزموویچ^۶ و همکاران، ۲۰۲۰). تغییر ساختاری شامل تنوع صنعتی به سمت فعالیت‌های مولدتر و دانش‌محورتر است. تغییر ساختاری را می‌توان با تخصیص مجدد فعالیت‌های اقتصادی در بخش‌های مختلف اقتصاد تعریف کرد. تغییر اهمیت نسبی اشتغال یا تولید صنعتی به سمت فعالیت‌های مولدتر که فرآیند تغییر ساختاری را تعریف می‌کند، موتور رشد اقتصادی بلندمدت و پایدار نیز هست (کالدارولا^۷ و همکاران، ۲۰۲۴). یکی از محوری‌ترین بینش‌ها درمورد توسعه اقتصادی این است که این فرآیند متضمن تغییرات ساختاری است. ادبیات مرسوم تأکید می‌کند که

¹ Capabilities

² Method of Reflections

³ Avom& Ndoya

⁴ Mundell

⁵ Fleming

⁶ Cizmović

⁷ Caldarola

تغییر ساختاری می‌تواند در نتیجه قانون «انگل»، یا روند رشد بهره‌وری یا ترکیبی از تبدیل به سیستم تولید و نیروی کار بخش‌های مختلف رخ دهد.

از نظر اقتصاددانان کلاسیک، رشد بهره‌وری از تغییر فعالیت‌های با تکنولوژی پایین به فعالیت‌های با کیفیت بالاتر، از طریق پیچیدگی‌های تکنولوژیکی ناشی می‌شود؛ به همین معنا، وقتی نیروی کار و سایر منابع از فعالیت‌های کم‌مولد به مولدتر حرکت می‌کنند، اقتصاد با نرخ‌های بالاتری رشد می‌کند؛ بنابراین کشورهایی با رشد بالا معمولاً کشورهایی هستند که توانسته‌اند تغییرات ساختاری افزایش‌دهنده رشد را تجربه کنند (برسر-پریرا، ۲۰۱۴). ویژگی‌های خاصی از بخش صنعتی وجود دارد که آن را به منبع پویایی و موتور رشد بلندمدت، عمدتاً برای کشورهای در حال توسعه تبدیل می‌کند. همان‌طور که این بخش توسعه می‌یابد، اثرات خارجی در بین شرکت‌ها و بخش‌های تولیدی، همراه با اثرات کلان اقتصادی و توزیعی آن‌ها ممکن است جهش‌های ناگهانی در روند رشد ایجاد کند یا ممکن است آن را مسدود کند. با انجام این کار، با توجه به ظرفیت فعالیت‌های صنعتی به عنوان بردارهای مهم پویایی در حال گسترش در اقتصاد، از طریق پیوندهای عقب و رو به جلو، می‌تواند مراحل متوالی رشد را ایجاد کند. این رویکردها به طور خلاصه نشان می‌دهد که پویایی ساختارهای تولید یک عامل تعیین‌کننده فعال رشد اقتصادی است (کالدور، ۱۹۶۷؛ رودریک، ۲۰۰۶؛ گابریل و مسیو، ۲۰۱۸). تغییرات ساختاری به الگوهای بلندمدت تکامل، تغییرات در محصولات، تشکیلات تولید اشاره دارد که منجر به ساختارهای صنعتی مختلف با تخصیص مجدد عوامل تولیدی در میان بخش‌های مختلف اقتصاد می‌شود که ناشی از انتخاب استراتژیک شرکت‌هایی است که به تغییر زمینه‌های رقابتی پاسخ می‌دهند.

معیار پیچیدگی اقتصادی^۴ با موفقیت ارزش نهفته دانش و قابلیت‌های زیربنایی اقتصاد مورد استفاده در تولید را به تصویر می‌کشد، و تأکید می‌کند که قابلیت‌ها در پیشبرد رشد آینده و فرصت‌های تجاری بسیار مهم هستند. شواهد تجربی ارائه شده نشان می‌دهد که ECI بخش بزرگی از تفاوت‌های بین کشوری در درآمد سرانه و رشد اقتصادی را به خود اختصاص می‌دهد و در مقایسه با معیارهای جایگزین کیفیت نهادی و حکمرانی، سرمایه انسانی و رقابت‌پذیری به عنوان پیش‌بینی‌کننده برتر رشد اقتصادی عمل می‌کند. براساس این تحلیل مزیت رقابتی پایدار مشروط به توسعه قابلیت‌های پویا توسط شرکت‌ها است و بینش‌های ارائه شده توسط نظریه‌های درون‌زای رشد اقتصادی را بیشتر می‌کند. این امر پیامدهای سیاستی مهمی را با نشان دادن مناطقی ارائه می‌کند که در آن تلاش‌های توسعه اقتصادی باید بیشترین هدف را داشته باشد، یعنی این که کدام قابلیت‌ها بیشترین دستاوردها را از نظر تنوع و رشد تولید به ارمغان می‌آورند و کدام قابلیت‌ها برای مسیر توسعه یک کشور ممکن است. با تمرکز تلاش‌ها برای اصلاحات ساختاری روی محصولات پیچیده‌تر، کشورها می‌توانند از همگرایی سریع بدون قید و شرط در ارزش‌های واحد محصول در سراسر کشورها بهره ببرند و در نتیجه به مسیری با رشد بالا بپیوندند. به علاوه، تحلیل «هاسمن» و همکاران (۲۰۱۳) به شدت نظریه‌های تجاری سنتی «ریکاردین» و «هکشر-اوهلین» را به چالش می‌کشد که پیش‌بینی می‌کنند توسعه‌یافته‌ترین اقتصادها تنها چند محصول با درجه تخصصی بالا تولید خواهند کرد. این مسئله بینش جدیدی را در مورد ساختار پیش‌بینی شبکه محصول کشور و رابطه معکوس بین تنوع و فراگیر بودن تولید ارائه می‌کند (هیکسون، ۲۰۱۷). به طور خاص، از آنجایی که نرخ ارز مؤثر واقعی^۶ قیمت نسبی محصولات قابل مبادله و غیرقابل تجارت است، کاهش نرخ ارز باید سودآوری و اندازه بخش صنعت را افزایش دهد (رودریک، ۲۰۰۸). کاهش ارزش واقعی نرخ ارز رشد را تسریع می‌کند. یکی از کانال‌های تأثیر نرخ

¹Bresser-Pereira

²Kaldor

³Rodrik

⁴ECI

⁵Hickson

⁶Real effective exchange rate (REER)

واقعی ارز بر رشد اقتصادی از طریق تأثیر آن بر تغییرات ساختاری در بخش صنعت و اقتصاد و تخصیص مجدد سرمایه و سایر عوامل تولید است؛ به عبارتی، رشد صادرات برای توسعه اقتصادی و نقش مهم نرخ ارز مؤثر واقعی در این فرآیند دارای اهمیت است. سطح نرخ واقعی ارز بر قیمت نسبی کالاهای قابل مبادله و غیرقابل تجارت در کشور و در نتیجه ساختار و نرخ رشد اقتصاد تأثیر می‌گذارد (باربوسا فیلهو،^۱ ۲۰۰۶). تخصیص مجدد منابع در اقتصاد، ناشی از کاهش ارزش واقعی ارز، توسعه بخش صادرات صنعتی را تحریک می‌کند و ساختار اقتصادی جدیدی ایجاد می‌کند که بر رشد اقتصادی بلندمدت تأثیر می‌گذارد (رودریک،^۲ ۲۰۰۸). کاهش مستمر نرخ ارز اسمی، به منظور حفظ سطح نرخ واقعی ارز در زیر سطح اولیه، در بلندمدت اثر انبساطی دارد. این اثر برای نشان دادن تأثیر مثبت ناشی از کاهش قیمت‌های صادراتی و ایجاد تغییرات ساختاری در تولیدات صنعتی برای صادرات کافی است (سیزموویچ و همکاران،^۳ ۲۰۲۰؛ کمین و کلاو،^۴ ۱۹۹۸). پارادوکس فراوانی^۳ یا نفرین منابع طبیعی^۴ بیان می‌کند که کشورهایی با ذخایر بیشتر منابع طبیعی، رشد کندتری نسبت به کشورهای دارای کمبود منابع دارند. این پدیده از طریق کانال‌هایی مانند بیماری هلندی^۵ عمل می‌کند، که در آن صادرات منابع طبیعی باعث افزایش ارزش پول می‌شود، سایر صادرات را دلسرد می‌کند و صنعتی شدن را از بین می‌برد. تنوع پایین تولید منجر به آسیب‌پذیری بیشتر در برابر نوسانات تجاری و مسائل مختلف اجتماعی-اقتصادی می‌شود (کلی^۶ و همکاران،^۷ ۲۰۲۴). در مورد تأثیرات رانت منابع طبیعی بر تنوع و پیچیدگی، فرضیه‌ای که عمدتاً در ادبیات مورد استفاده قرار می‌گیرد، «بیماری هلندی» نامیده می‌شود، این فرضیه نشان می‌دهد که توسعه اقتصادی بخش منابع طبیعی ممکن است منجر به کاهش در سایر بخش‌ها شود و در نهایت ممکن است برای رشد اقتصادی مضر باشد. استدلال می‌شود که رانت بالای منابع معمولاً به دلایل مختلف بر اقتصاد تأثیر منفی می‌گذارد؛ اول، رانت منابع طبیعی می‌تواند باعث شود کارآفرینان بیشتر بر فعالیت‌های رانت‌جویانه به جای کارهای تولیدی تمرکز کنند. «ساکس» و «وارنر»^۸ (۱۹۹۹) اظهار می‌کنند که فراوانی منابع می‌تواند انگیزه یک کشور را برای انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی کاهش دهد و باعث شود کشور با صنایع با فناوری پایین محدود شود. به طور مشابه، لیمر^۹ و همکاران (۱۹۹۹) استدلال می‌کنند که فراوانی منابع طبیعی تأثیر نامطلوبی بر ارتقا فناوری دارد. در یک مطالعه اخیر، «کامارگو» و «گالا»^{۱۰} (۲۰۱۷) دریافتند که بیماری هلندی منجر به پیچیدگی اقتصادی کمتر می‌شود (یالتا و یالتا^{۱۰}، ۲۰۲۱).

بر اساس مبانی نظری ارائه شده، پیچیدگی اقتصادی حاصل برهم‌کنش مجموعه‌ای از عوامل اقتصادی، ساختاری و نهادی است که از طریق انباشت دانش، توسعه قابلیت‌های تولیدی و تنوع بخشی به ساختار تولید و صادرات شکل می‌گیرد. در این چارچوب، نرخ ارز واقعی از طریق تغییر رقابت‌پذیری بین‌المللی، تخصیص مجدد منابع، توسعه فعالیت‌های صنعتی و تغییر ترکیب صادرات بر پیچیدگی اقتصادی اثرگذار است. همچنین، تغییرات ساختاری به عنوان فرآیند تحول در ساختار تولید، اشتغال، تجارت خارجی و ویژگی‌های جمعیتی، زمینه انتقال منابع از فعالیت‌های کم بهره‌ور به فعالیت‌های دانش بنیان و با ارزش افزوده بالاتر را فراهم می‌کند و می‌تواند مسیر ارتقای پیچیدگی اقتصادی را تسهیل کند. از سوی دیگر، تولید ناخالص داخلی سرانه، باز بودن تجاری، عمق مالی و آموزش

¹ Barbosa-Filho

² Kamin & Klau

³ Paradox of abundance

⁴ Natural resources

⁵ Dutch disease

⁶ Kelly

⁷ Sachs and Warner

⁸ Leamer

⁹ Camargo and Gala

¹⁰ Yalta and Yalta

از طریق تقویت سرمایه انسانی، توسعه ظرفیت‌های تولیدی، تسهیل انتقال دانش و افزایش توان رقابتی اقتصاد، نقش مثبتی در ارتقای پیچیدگی اقتصادی ایفا می‌کند. در مقابل، وابستگی به رانت منابع طبیعی می‌تواند با ایجاد تمرکز در ساختار تولید و صادرات، محدود شدن تنوع فعالیت‌های اقتصادی و تضعیف انگیزه نوآوری، مانعی برای توسعه پیچیدگی اقتصادی باشد. بر این اساس، انتظار می‌رود پیچیدگی اقتصادی در اقتصاد ایران تحت تأثیر هم‌زمان نرخ ارز واقعی، تغییرات ساختاری و سایر عوامل کلان اقتصادی قرار گیرد و شدت و جهت این اثرات متأثر از ویژگی‌های ساختاری اقتصاد کشور باشد.

۲-۲. سابقه تحقیقات انجام شده

«مشیری» و «التجائی» (۱۳۸۷) اثر تغییرات ساختاری بر رشد اقتصادی کشورهای تازه صنعتی شده را بررسی کردند. در این تحقیق از یک مدل تلفیقی برای ۱۱ کشور تازه صنعتی شده طی دوره ۲۰۰۴-۱۹۸۸م. استفاده شده است. در این تحقیق از تکنیک تحلیل مؤلفه‌های اصلی و تحلیل عامل پویا نسبت به استخراج یک شاخص ترکیبی از تغییر ساختاری از میان متغیرهای اولیه استفاده شده است. مطابق نتایج این تحقیق، تغییرات ساختاری از طریق کانال عدم تعادل، هم‌نوا و هم‌شکل نبودن بازدهی عوامل تولید در میان بخش‌ها و باز تخصیص منابع به بخش‌های دارای تخصص و بهره‌وری بالاتر به‌ویژه در عرصه‌های صنعتی و در آخر متناسب با هر مرحله رشد اقتصاد در راستای نیل به مراحل پیشرفته‌تر، بر رشد اقتصادی تأثیر به‌سزا و مثبتی گذاشته است.

«بهشتی» و همکاران (۱۳۹۷) تحلیل تغییرات ساختاری و مزیت رقابتی بخش‌های اقتصادی استان‌های کشور را با استفاده از مدل تغییر سهم پویای فضایی بررسی کردند. در این تحقیق نقش استان‌های کشور در دوره ۱۳۹۳-۱۳۷۹ ه.ش. در جهت تحقق رشد سال‌های برنامه ششم توسعه کشور در بخش‌های نه‌گانه نفت، کشاورزی، صنعت، سایر معادن، آب، برق و گاز، ساختمان، حمل و نقل، انبارداری، ارتباطات و سایر خدمات بررسی شده است. همچنین مطابق مزیت رقابتی یا مزیت نسبی هر استان در این بخش‌ها مشخص گردید، مطابق نتایج سرجمع اثر تغییرات ساختاری در تمام استان‌ها مثبت بوده، ولی سرجمع اثر رقابتی ملی در تمام استان‌ها منفی بوده و تولید اکثر بخش‌ها در آینده به دلیل مشکل در جذب سرمایه دچار مشکل خواهند شد.

«عزیزی» (۱۳۹۸) با استفاده از یک الگوی رگرسیون انتقال ملایم، اثرپذیری مصرف انرژی از پیچیدگی اقتصادی ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۵ ه.ش. را مورد ارزیابی قرار دادند. مطابق برخی از نتایج، وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای درآمد سرانه، شاخص قیمت حقیقی انرژی و پیچیدگی اقتصادی با مصرف انرژی سرانه تأیید شده است.

«رحیمی» و همکاران (۱۴۰۰) اثر شاخص پیچیدگی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای منات^۱ (۲۰۰۸-۲۰۱۷) را بررسی کردند. در این تحقیق از داده‌های پانل و مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته^۲ به تبیین نقش شاخص پیچیدگی اقتصادی در رشد اقتصادی ۱۳ کشور منتخب منات برای ۱۰ سال پرداخته شده است. نتایج نشانگر رابطه مثبت متغیر شاخص پیچیدگی اقتصادی و سرمایه انسانی و همچنین رابطه منفی و معنی‌دار متغیرهای سرانه تشکیل سرمایه فیزیکی، اندازه دولت و حجم تجارت بوده است.

«محمدی‌خیاره» و «زیوری» (۱۴۰۱) تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب را با استفاده از روش خود رگرسیونی پنل دیتا^۳ بررسی کردند. در این تحقیق رابطه پیچیدگی اقتصادی بر رشد اقتصادی در ۱۱ کشور نوظهور در دوره زمانی ۲۱ ساله با استفاده از متغیرهای سرمایه انسانی، تورم، سرمایه‌گذاری مستقیم

^۱ MENAT

^۲ GMM

^۳ Panel ARDL

خارجی، نرخ تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی، نرخ رشد جمعیت، باز بودن تجاری و کیفیت حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی در کوتاه مدت و بلندمدت بررسی شده است. نتایج بیانگر رابطه مثبت پیچیدگی اقتصادی بر رشد اقتصادی در بلندمدت بوده، ولی در کوتاه مدت تأثیر مثبت پیچیدگی اقتصادی بر رشد اقتصادی از نظر آماری معنادار نشده است.

«جواهری» و همکاران (۱۴۰۳) تأثیر پیچیدگی اقتصادی و ردپای اکولوژیکی بر رشد اقتصادی کشورهای اوپک را بررسی کرده اند. در این تحقیق از روش گشتاورهای تعمیم یافته با داده های تابلویی در بازه زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۵م. و روش گشتاورهای تعمیم یافته^۱ یک مرحله ای و دو مرحله ای استفاده شده است. مطابق نتایج شاخص پیچیدگی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای سازمان اوپک تأثیر مثبت و کاملاً بامعنایی داشته است. همچنین شاخص ردپای اکولوژیکی دارای تأثیر منفی و کاملاً معناداری بر رشد این گروه کشورها بوده است.

«انوری» و همکاران (۱۴۰۳) با استفاده از تحلیل درجه عبور و ناقص و نامتقارن نرخ ارز در کوتاه مدت و بلندمدت، اثر تقاطعی رژیم های مثبت و منفی پولی را بررسی کردند. این تحقیق با استفاده از مدل «مارکوف سوئیچینگ» طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۶۵ ه.ش. و متغیرهای درجه باز بودن تجاری، قیمت نفت و شوک های مثبت و منفی نرخ ارز و روش غیرخطی خودرگرسیون با وقفه های توزیعی انجام شده است. مطابق برخی از نتایج این تحقیق رژیم های مثبت و منفی پولی در کوتاه مدت و بلندمدت اثرات نامتقارنی بر درجه عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف کننده داشته است.

«بریتو» و همکاران (۲۰۱۸) ارتباط نرخ ارز واقعی، پیچیدگی اقتصادی و سرمایه گذاری را بررسی کرده اند. این تحقیق شامل ۳۹ کشور در حال توسعه و بازارهای نوظهور و ۳۲ کشور پیشرفته و توسعه یافته در دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۵م. بوده است. نتایج نشان داد که رابطه بین رشد نرخ ارز واقعی و سرمایه گذاری شرکتی در مناطق مختلف متفاوت بوده، همچنین برای کشورهایی که پیچیدگی کمتری دارند، ضریب رشد نرخ ارز واقعی مثبت بوده، درحالی که برای کشورهای در چارک بالایی پیچیدگی و یکپارچگی ضریب منفی بوده، که نشان می دهد برای گروه دوم، داشتن نرخ ارز واقعی پایین تر (یعنی ضعیف تر) با سرمایه گذاری بالاتر در سطح شرکت همراه است. در مقابل، برای اقتصادهای با پیچیدگی اقتصادی کمتر، سرمایه گذاری در سطح شرکت با تقویت پول داخلی افزایش یافته است.

«گابریل» و «مسیو» (۲۰۱۸) به بررسی روابط متقابل بین نرخ ارز واقعی و پیچیدگی اقتصادی در مدل رشد محدود شده تراز پرداخت ها بین دو منطقه توسعه یافته و در حال توسعه پرداختند. مطابق نتایج، در سطوح بالاتر پیچیدگی اقتصادی بسته به بزرگی کشش های تجارت بین المللی، تأثیرات نوآوری، موجودی دانش و سرمایه انسانی بر نرخ رشد تأثیرگذار بوده است. همچنین تخمین داده های تابلویی از یک نمونه ناهمگن از کشورها نشان داد نرخ ارز واقعی^۲ بیش از حد ارزش گذاری شده می تواند ناهمگنی ساختاری را تسریع کرده و به طور خاص بر بخش صنعت تأثیر منفی بگذارد. شواهد تجربی نشان می دهد که نرخ ارز واقعی کمتر از حد ارزش گذاری شده و بالاتر بودن سهم تولید در نمونه کشورهای در حال توسعه اثرات مثبت و معناداری بر سطوح پیچیدگی اقتصادی داشته است.

«کن»^۳ و همکاران (۲۰۲۳) به تحلیل تأثیر باز بودن تجارت، تمرکز صادرات و پیچیدگی اقتصادی بر تقاضای انرژی در میان کشورهای G7 پرداختند. این تحقیق طی دوره ۲۰۲۰-۱۹۷۰م. به طور جداگانه، مقیاس باز بودن تجاری و اثر ترکیب و تمرکز صادرات را با در نظر گرفتن اثر پیچیدگی اقتصادی بر مصرف انرژی کشورهای

¹ GMM

² Real exchange rate (RER)

³ Can

نمونه G7 را بررسی کرده است. نتایج تجزیه و تحلیل نشان داد که یک رابطه بلندمدت مثبت بین درآمد سرانه، شهرنشینی، باز بودن تجارت، تمرکز صادرات، پیچیدگی اقتصادی و مصرف انرژی در سه مدل وجود داشته است. علاوه بر این، یافته‌های تجربی نشان داد که باز بودن تجارت باعث افزایش مصرف انرژی شده است.

«چن» و همکاران (۲۰۲۳) اثرات نرخ ارز بر صادرات چین با توجه به پیچیدگی محصول و کشش نرخ ارز را برای ۱۲۴۲ کالای صادراتی در سطح HS-4 رقمی از سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۸ م. بررسی کردند. این تحقیق با استفاده از داده‌های تجارت دوجانبه بین چین و ۱۹۰ شریک اقتصادی انجام شده است. در این تحقیق مشخص شد که سطح پیچیدگی محصولات بر اثر تغییرات نرخ ارز بر صادرات تأثیر گذاشته است. همچنین افزایش واقعی ارزش ارز با کاهش صادرات همراه بوده و حساسیت صادرات به نرخ ارز با پیچیده‌تر شدن محصولات کاهش یافته است. مطابق با تحقیق (هیدالگو^۱ و همکاران، ۲۰۰۷) مطالعات پیچیدگی اقتصادی در ابتدا با معرفی مفهوم «فضای محصول» و تحلیل شبکه‌ای ساختار تولید و تجارت کشورها آغاز شد که نشان می‌داد توسعه اقتصادی به قابلیت‌های انباشته‌شده در اقتصاد وابسته است؛ سپس (هیدالگو و هاسمن، ۲۰۰۹) چارچوب نظری از پیچیدگی اقتصادی را با تأکید بر وجود تفاوت درآمد کشورها به دلیل تفاوت در دانش و قابلیت‌های تولیدی آن ارائه کردند. در ادامه (هاسمن و همکاران، ۲۰۱۳) با بسط نظریه‌ها نشان دادند که شاخص پیچیدگی اقتصادی می‌تواند رشد اقتصادی بلندمدت کشورها را بهتر از بسیاری از شاخص‌های سنتی پیش‌بینی کند. به‌طوری‌که مطالعات بعدی (تاچالا^۲ و همکاران، ۲۰۱۲) رابطه مثبت پیچیدگی اقتصادی با تحول ساختاری، تنوع صادرات و ارتقای فناوری را تأیید کردند. در نیمه دوم دهه ۲۰۱۰ م.، دامنه تحقیقات به موضوعاتی نظیر نوآوری، بهره‌وری، سرمایه انسانی و نابرابری درآمدی گسترش یافت و شواهدی مبنی بر ارتباط مثبت میان پیچیدگی اقتصادی و ظرفیت نوآوری کشورها ارائه شد. همچنین شاخص‌های جایگزین برای سنجش قابلیت‌های اقتصادی معرفی شدند. مطالعات اخیر (سیلوا جونیور^۳ و همکاران، ۲۰۲۱؛ هیدالگو و هاسمن، ۲۰۰۹) نشان می‌دهند که پیچیدگی اقتصادی به یکی از مهم‌ترین چارچوب‌های تحلیلی در اقتصاد توسعه تبدیل شده است و کاربرد آن به حوزه‌هایی مانند پایداری محیط‌زیستی، اقتصاد سبز، اقتصاد دیجیتال و تاب‌آوری اقتصادی گسترش یافته است.

مروار تحقیقات نشان می‌دهد وابستگی شاخص‌های موجود به داده‌های صادراتی و ابهام در اندازه‌گیری مستقیم قابلیت‌ها همچنان از مهم‌ترین چالش‌های پژوهشی این حوزه محسوب می‌شود که در این تحقیق ارتباط نرخ ارز و پیچیدگی مورد بررسی قرار گرفته است.

۳. روش پژوهش

۳-۱. محاسبه متغیر تغییرات ساختاری

برای بررسی اثر نرخ ارز واقعی بر پیچیدگی اقتصادی نیاز به محاسبه متغیر تغییرات ساختاری است. مطالعات صورت گرفته در حوزه تغییر ساختاری، از روش‌های مختلفی برای محاسبه این شاخص از جمله شاخص (LI) «لیلین»^۴ (۱۹۸۲)، شاخص «دیتریخ»^۵ (۲۰۰۹)، شاخص لیلین تعدیل‌یافته^۶ (MLI)، شاخص تغییر ساختاری مؤثر^۷ (ESC)، روش پژوهش «تسیرا» و «کواپروس»^۸ (۲۰۱۶) و روش ارائه شده توسط «مک میلان» و «رودریک»^۹ (۲۰۱۱)

^۱ Hidalgo et al.

^۲ Tacchella et al.

^۳ Silva Junior

^۴ Lilien index

^۵ Dietrich

^۶ Modified Lilien index

^۷ Effective structural change

^۸ Teixeira & Queiros

^۹ McMillan & Rodrik

استفاده کرده‌اند. بررسی این روش‌ها نشان می‌دهد در برخی از آن‌ها، یک یا شمار محدودی از متغیرها به‌عنوان شاخص تغییر ساختاری در یک معادله وارد شده‌اند (سیرکون^۱؛ پندر^۲، ۲۰۰۳). در برخی پژوهش‌های دیگر شمار گسترده‌ای متغیرهای اقتصاد کلان به‌صورت انفرادی در معادلات جداگانه در نظر گرفته شده‌اند (برانسون^۳ و همکاران، ۱۹۹۸؛ چنری و سیرکون^۴، ۱۹۷۵). به‌طور خلاصه برای محاسبه تغییرات ساختاری اساس اکثر مطالعات به تحلیل جابه‌جایی نیروی کار و همگرایی بهره‌وری بین بخش‌های اقتصادی محدود شده است. این مطالعه با استفاده از مطالعه «کلبر»^۵ (۲۰۱۴) سعی دارد با ارائه یک شاخص چند بُعدی این شکاف را پر کند. در ارتباط با چرایی استفاده از این روش قابل ذکر است که تغییرات ساختاری شامل چندین جنبه از تغییرات مهم در اقتصاد می‌شود. از آنجا که در یک مدل اقتصادسنجی در نظر گرفتن تک‌تک این متغیرها به‌طور هم‌زمان نیازمند شمار بسیاری مشاهده است و در عمل، مشکلاتی مانند افزایش احتمال هم‌خطی میان متغیرهای توضیحی را به‌وجود می‌آورد، باید به دنبال راهی برای کاهش بُعد متغیرهای ساختاری اولیه به‌صورت یک یا چند نماینده مناسب به‌عنوان شاخص تغییر ساختاری باشیم؛ بنابراین در این پژوهش برای بررسی چند بُعدی تغییرات ساختاری از یک شاخص ترکیبی، متشکل از متغیرهای مهم کلان اقتصادی که با استفاده از فنون مؤلفه‌های اصلی به‌دست می‌آید، استفاده می‌کنیم. برای تفسیر چنین مجموعه داده‌های بزرگی، روش‌هایی مورد نیاز است که ابعاد آن‌ها را به‌طور قابل تفسیری کاهش دهند، به‌طوری‌که بیشتر اطلاعات موجود در داده‌ها حفظ شود. تکنیک‌های زیادی برای این منظور توسعه داده شده‌اند، اما تحلیل مؤلفه‌های اصلی^۶ (PCA) یکی از قدیمی‌ترین و پرکاربردترین آن‌هاست. ایده آن کاهش ابعاد یک مجموعه داده، تا حد امکان «تغییرپذیری» (یعنی اطلاعات آماری) حفظ می‌شود. اولین منابع در مورد PCA به «پیرسون»^۷ و «هتلینگ»^۸ برمی‌گردد؛ اما تا دهه‌ها بعد که کامپیوترهای الکترونیکی به‌طور گسترده در دسترس قرار نگرفتند، استفاده از آن در مجموعه داده‌هایی که به‌طور جزئی کوچک نبودند، از نظر محاسباتی امکان‌پذیر نبود (جولیف و کادیمما^۹، ۲۰۱۶). این روش با شناسایی مؤلفه‌های غیرهمبسته که بیشترین واریانس را به خود اختصاص می‌دهند، داده‌ها را ساده می‌کند و تجزیه و تحلیل را سریع‌تر و کارآمدتر می‌سازد (جادی^{۱۰}، ۲۰۲۵). PCA با حداقل تلاش، نقشه‌راهی برای چگونگی کاهش یک مجموعه داده پیچیده به ابعاد پایین‌تر ارائه می‌دهد تا ساختارهای گاهی پنهان و ساده‌شده زیربنای آن را آشکار سازند (شلنز^{۱۱}، ۲۰۱۴).

۲-۳. روش برآورد بیزی

یکی از جذابیت‌های اصلی تکنیک‌های میانگین‌گیری مدل بیزی این است که با در نظر گرفتن صریح عدم قطعیت ناشی از مراحل تخمین و انتخاب مدل، یک روش منسجم برای استنتاج بر روی پارامترهای رگرسیون مورد علاقه ارائه می‌دهند (دی‌لوکا و مگنوس^{۱۲}، ۲۰۱۱). ایجاد عدم قطعیت اغلب در زمینه گنجاندن متغیر توضیحی^{۱۳} در مدل، انتخاب فرم های تبعی^{۱۴} یا انتخاب طول وقفه پاسخ‌های دینامیکی است. همان‌طور که توسط «مگنوس» و

¹ Syrquin

² Peneder

³ Branson

⁴ Chenery & Syrquin

⁵ Kelbore

⁶ Principal Components Analysis (PCA)

⁷ Pearson

⁸ Hotelling

⁹ Jolliffe and Cadima

¹⁰ Jaadi

¹¹ Shlens

¹² De Luca and Magnus

¹³ Explanatory variables

¹⁴ Functional form

«دوربین»^۱ (۱۹۹۹) و «دانیلوف» و «مگنوس»^۲ (۲۰۰۴) نشان داده شده است، فرآیند انتخاب مدل اهمیت دارد و احتمالاً اثرات غیرقابل چشم‌پوشی بر ویژگی‌های آماری برآوردها دارد. قوانین احتمال دلالت بر این دارند که وزن‌ها در مدل میانگین باید احتمالات مدل پسین^۳ باشد. تکنیک میانگین‌گیری مدل بیزی (BMA) با یک ابزار جدید محاسبات پسین به نام مدل ترکیب زنجیره «مارکوف مونت کارلو»^۴ (MC3) همراه است. M_r را برای $r=1, \dots, R$ که نشان‌دهنده مدل‌های مختلف در حال بررسی است، هر مدل به بردار پارامترها θ_r بستگی دارد. این پارامترها به وسیله توابع پیشین^۵ $p(\theta_r|M_r)$ ، تابع درستنمایی^۶ $p(y|\theta_r, M_r)$ و تابع پسین^۷ $p(\theta_r|y, M_r)$ مشخص می‌شود. به وسیله این توابع می‌توان احتمالات مدل پسین $p(M_r|y)$ را برای $r=1, 2, \dots, R$ به دست آورد. $\emptyset$ برداری از پارامترهای مشترک در همه مدل‌ها است؛ یعنی $\emptyset$ تابعی از θ_r برای $r=1, \dots, R$ است. مطابق منطق اقتصادسنجی بیزی، همه آن‌چه در مورد $\emptyset$ شناخته شده است را می‌توان در تابع پسین آن خلاصه کرد.

$$p(\emptyset|y) = \sum_{r=1}^R p(\emptyset|y, M_r) p(M_r|y) \quad (۱)$$

متناوباً اگر $g(\emptyset)$ تابعی از $\emptyset$ باشد، مطابق قوانین انتظارات شرطی رابطه زیر برقرار خواهد بود:

$$E[g(\emptyset)|y] = \sum_{r=1}^R E[g(\emptyset)|y, M_r] p(M_r|y) \quad (۲)$$

مطابق منطق استنباط بیزی برای هر مدلی که در نظر گرفته شده، میانگین نتایج در نظر گرفته می‌شود. اوزان در میانگین، احتمالات مدل پسین هستند.

بنابراین، هنگامی که محقق محاسبه تابع پسین و درست‌نمایی نهایی را برای هر مدلی انجام داد، میانگین‌گیری مدل بیزی از نظر مفهومی ساده است. با این حال، پیاده‌سازی میانگین‌گیری مدل بیزی می‌تواند دشوار باشد؛ زیرا، تعداد مدل‌های مورد بررسی، اغلب بسیار زیاد است. به طور شهودی، درحالی که شبیه‌سازهای پسین مانند MCMC از توزیع پسین پارامترها می‌گیرند، MC3 از توزیع پسین مدل‌ها استخراج می‌نماید. ادبیات میانگین‌گیری مدل بیزی بر بخش‌هایی از مدل‌ها تمرکز کرده است که در آن نتایج تحلیلی وجود دارد و الگوریتم‌های مختلف MC3 را توسعه داده است که از فضای مدل (به جای فضای پارامتر) استخراج می‌شوند (کوپ^۸، ۲۰۰۳).

روش میانگین‌گیری مدل بیزی یکی از روش‌های قدرتمند در آمار و یادگیری ماشین است که به جای انتخاب یک بهترین مدل، نتایج چندین مدل را با توجه به احتمال پسین هر مدل با هم ترکیب می‌کند. این ویژگی باعث می‌شود عدم قطعیت ناشی از انتخاب مدل نیز در تحلیل لحاظ شود. در روش‌های سنتی مانند رگرسیون گام‌به‌گام معمولاً فقط یک مدل نهایی انتخاب می‌شود. اما در BMA فرض می‌شود که ممکن است چندین مدل معتبر وجود داشته باشند و هر کدام با احتمال مشخصی در نتیجه نهایی نقش داشته باشند. این موضوع باعث کاهش ریسک انتخاب یک مدل نامناسب می‌شود. چون خروجی از میانگین وزنی چند مدل به دست می‌آید، معمولاً دقت پیش‌بینی

¹ Magnus and Durbin

² Danilov and Magnus

³ Posterior

⁴ Markov Chain Monte Carlo Model Composition

⁵ Prior

⁶ Likelihood

⁷ Posterior

⁸ Koop

از یک مدل منفرد بیشتر است. در این روش فاصله‌های اطمینان و توزیع پیش‌بینی واقع‌بینانه‌تر هستند؛ زیرا هم عدم قطعیت پارامترها و هم عدم قطعیت انتخاب مدل را در نظر می‌گیرند.

۴. معرفی متغیرها و مدل‌سازی

۴-۱. استخراج شاخص

همان‌طور که در بخش قبل توضیح داده شد برای محاسبه شاخص ترکیبی تغییر ساختاری از روش تحلیل مؤلفه اصلی، به‌عنوان یکی از انواع روش‌های تحلیل داده‌های چند متغیره استفاده شده است. اکثر مطالعات تغییر ساختار را براساس دو معیار تولید یا مصرف تعریف می‌نمایند؛ بر این اساس، در معیار تولید، تغییر نسبت در سهم اشتغال در هر بخش از کل نیروی کار شاغل و سهم ارزش‌افزوده هر بخش از تولید ناخالص داخلی را به‌عنوان تغییر ساختار در نظر می‌گیرند. اما در این روش ترکیب تقاضای کل کشور اعم از سهم مصرف، پس‌انداز، سرمایه‌گذاری، مخارج دولت و تراز تجاری از تولید ناخالص داخلی، از مؤلفه‌های اصلی آن هستند. در این تحقیق براساس مطالعات (کلبر، ۲۰۱۴؛ کوزنتس^۱، ۱۹۷۱؛ تایمر و آکوس^۲، ۲۰۰۸) برگرفته از معیار تولید، تغییرات در ترکیب بخش‌ها را به‌عنوان نشانه‌ای از تغییر ساختاری تفسیر می‌کند. در این راستا، سهم ارزش‌افزوده هر بخش از تولید ناخالص داخلی و سهم اشتغال را در نظر می‌گیرد و تغییرات مشاهده شده در ترکیبات بخش‌ها را مقایسه می‌کند.

به‌منظور گنجاندن مهم‌ترین جنبه‌های تغییر ساختاری ۱۱ متغیر با استفاده از مبانی نظری و سابقه تحقیقات انجام شده یک شاخص ترکیبی که ابعاد اقتصادی، اجتماعی و سیاسی را در نظر می‌گیرد، انتخاب شده است. این متغیرها شامل سهم بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی SAGRI، سهم بخش صنایع و معادن از تولید ناخالص داخلی SIN، سهم بخش خدمات از تولید ناخالص داخلی SRVC، سهم بخش کشاورزی از نیروی کار شاغل SLAGRI، سهم بخش صنایع و معادن از نیروی کار شاغل SLIN، سهم بخش خدمات از نیروی کار شاغل SLRVC، نسبت صادرات کل به تولید ناخالص داخلی SXPR، نسبت واردات کل به تولید ناخالص داخلی SIM، نرخ شهرنشینی UR، نرخ مرگ و میر DR و نرخ زاد و ولد BR است^۳. شاخص ترکیبی تغییرات ساختاری با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی و با لحاظ ابعاد مختلف ساختار اقتصادی شامل ساختار تولید، ساختار اشتغال، تجارت خارجی و تحولات جمعیتی استخراج شده است که در تحقیقات قبلی کمتر مورد توجه قرار گرفته شده است.

جدول ۱: معرفی متغیرها برای محاسبه شاخص ترکیبی تغییر ساختاری

Tab. 1: variables for calculating the composite structural change index

نام متغیر	علامت اختصار
SAGRI	سهم بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی
SIN	سهم بخش صنایع و معادن از تولید ناخالص داخلی
SRVC	سهم بخش خدمات از تولید ناخالص داخلی
SLAGRI	سهم بخش کشاورزی از نیروی کار شاغل
SLIN	سهم بخش صنایع و معادن از نیروی کار شاغل

^۱ Kuznets

^۲ Timmer & Akkus

^۳ این متغیرها در مطالعات: حکم‌اللهی و همکاران، ۱۴۰۱ و همچنین مشیری و التجابی، ۱۳۸۷ نیز به کار گرفته شده است.

SLRVC	سهم بخش خدمات از نیروی کار شاغل
SXPRT	نسبت صادرات کل به تولید ناخالص داخلی
SIM	نسبت واردات کل به تولید ناخالص داخلی
UR	نرخ شهرنشینی
DR	نرخ مرگ و میر
BR	نرخ زاد و ولد

(منبع: مرکز آمار ایران).

برای محاسبه شاخص ترکیبی تغییر ساختاری از روش تحلیل مؤلفه اصلی اولین قدم بررسی ارتباط بین متغیرها، و ساختار همبستگی داده‌ها است. مطابق جدول (۲) همبستگی بالایی بین همه داده‌ها وجود دارد. با توجه به این درجه همبستگی، می‌توان با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی با کاهش تعداد متغیرها یک شاخص ترکیبی به نام شاخص تغییر ساختاری با استفاده از نرم‌افزار SPSS ارائه نمود.

جدول ۲: ماتریس همبستگی ضرایب

Tab. 2: Correlation Matrix

	SAGRI	SIN	SRVC	SLAGRI	SLIN	SLRVC	SXPRT	SIM	UR	DR	BR
SAGRI	۱/۰۰۰	-۰/۷۳۷	-۰/۷۷۲	-۰/۸۴۴	-۰/۸۷۱	-۰/۸۰۶	-۰/۵۱۶	-۰/۶۱۷	-۰/۸۱۳	-۰/۸۱۴	-۰/۷۳۹
SIN	-۰/۷۳۷	۱/۰۰۰	-۰/۸۹۰	-۰/۶۹۱	-۰/۶۹۸	-۰/۶۵۶	-۰/۸۳۵	-۰/۱۹۳	-۰/۶۷۵	-۰/۵۹۲	-۰/۴۵۰
SRVC	-۰/۷۷۲	-۰/۸۹۰	۱/۰۰۰	-۰/۸۰۶	-۰/۷۳۹	-۰/۷۹۵	-۰/۶۴۳	-۰/۳۵۶	-۰/۸۴۸	-۰/۷۵۲	-۰/۷۰۷
SLAGRI	-۰/۸۴۴	-۰/۶۹۱	-۰/۸۰۶	۱/۰۰۰	-۰/۹۲۰	-۰/۹۸۲	-۰/۳۴۵	-۰/۶۱۹	-۰/۹۵۶	-۰/۸۸۰	-۰/۸۳۹
SLIN	-۰/۸۷۱	-۰/۶۹۸	-۰/۷۳۹	-۰/۹۲۰	۱/۰۰۰	-۰/۸۴۸	-۰/۴۶۸	-۰/۶۰۳	-۰/۸۴۴	-۰/۸۱۶	-۰/۷۱۷
SLRVC	-۰/۸۰۶	-۰/۶۵۶	-۰/۷۹۵	-۰/۹۸۲	-۰/۸۴۸	۱/۰۰۰	-۰/۷۷۴	-۰/۶۰۹	-۰/۹۶۸	-۰/۸۷۰	-۰/۸۵۷
SXPRT	-۰/۵۱۶	-۰/۸۳۵	-۰/۶۴۳	-۰/۳۴۵	-۰/۴۶۸	-۰/۷۷۴	۱/۰۰۰	-۰/۶۰۴	-۰/۲۸۹	-۰/۲۲۳	-۰/۰۶۸
SIM	-۰/۶۱۷	-۰/۱۹۳	-۰/۳۵۶	-۰/۶۱۹	-۰/۶۰۳	-۰/۶۰۹	-۰/۶۰۴	۱/۰۰۰	-۰/۶۴۹	-۰/۶۴۷	-۰/۷۲۰
UR	-۰/۸۱۳	-۰/۶۷۵	-۰/۸۴۸	-۰/۹۵۶	-۰/۸۴۴	-۰/۹۶۸	-۰/۲۸۹	-۰/۶۴۹	۱/۰۰۰	-۰/۸۹۷	-۰/۹۱۷
DR	-۰/۸۱۴	-۰/۵۹۲	-۰/۷۵۲	-۰/۸۸۰	-۰/۸۷۰	-۰/۸۵۷	-۰/۲۲۳	-۰/۶۴۷	-۰/۸۹۷	۱/۰۰۰	-۰/۹۲۲
BR	-۰/۷۳۹	-۰/۴۵۰	-۰/۷۰۷	-۰/۸۳۹	-۰/۷۱۷	-۰/۸۵۷	-۰/۰۶۸	-۰/۷۲۰	-۰/۹۱۷	-۰/۹۲۲	۱/۰۰۰

(مأخذ: محاسبات تحقیق).

ماتریس همبستگی نشان می‌دهد که متغیرهای با حداکثر همبستگی بین سهم بخش کشاورزی از نیروی کار شاغل و سهم بخش خدمات از نیروی کار شاغل ($-۰/۹۸$) و پس از آن به ترتیب شهرنشینی و سهم بخش خدمات از نیروی کار شاغل ($-۰/۹۶$)، و بین شهرنشینی و سهم بخش کشاورزی از نیروی کار شاغل ($-۰/۹۵$) همبستگی دارند. به طور کلی، ساختار همبستگی نشان می‌دهد که این احتمال وجود دارد برخی از شاخص‌ها حاوی اطلاعات همپوشانی باشند که باید در ساخت شاخص ترکیبی در نظر گرفته شوند. قبل از محاسبه شاخص تغییر ساختاری با استفاده از روش تحلیل مؤلفه اصلی باید از کافی بودن حجم نمونه اطمینان حاصل شود، به این منظور از آزمون KMO (کایزر، مایر و اوکلین^۱) جهت کافی بودن نمونه انتخاب شده استفاده شده است (دی‌واس^۲، ۱۴۰۲).

جدول ۳: آزمون کائو و بارتلت برای بررسی حجم نمونه

Tab. 3: KMO and Bartlett's Test

آماره KMO	۰/۸۱۴
آماره خی دو (آزمون بارتلت)	۱۰۱۹/۷۳۷
درجه آزادی df	۵۵
سطح معناداری Sig	۰/۰۰۰

(مأخذ: محاسبات تحقیق).

^۱ Kaiser-Meyer-Olkin^۲ De Wass

مطابق جدول (۳) و با توجه به آماره به دست آمده (۰/۸۱۴) (بزرگتر از ۰/۵ و نزدیک به ۱) مقدار آن مناسب بوده و نشان دهنده کافی بودن حجم نمونه برای تحقیق می باشد. همچنین با توجه به سطح معناداری آزمون بارتلت ($Sig < 0/05$) فرضیه صفر (عدم وجود همبستگی) برای مجموعه داده های مذکور رد شده و یک ارتباط قوی بین متغیرها وجود داشته است. به عبارتی ماتریس همبستگی بین متغیرها به اندازه کافی با معناست تا تحلیل مؤلفه اصلی انجام بشود.

در مرحله دوم، یک تحلیل مؤلفه های اصلی انجام شده است. مطابق جدول (۴) اندازه مقادیر محاسبه شده نشان دهنده کفایت مؤلفه های اصلی در تبیین ساختار داده بوده است.

جدول (۴): تحلیل مؤلفه های اصلی

Tab. 4: Communalities

متغیر	مقدار اولیه	مقدار استخراج شده
SAGRI	۱/۰۰۰	۰/۸۳۹
SIN	۱/۰۰۰	۰/۹۵۴
SRVC	۱/۰۰۰	۰/۸۹۲
SLAGRI	۱/۰۰۰	۰/۹۴۰
SLIN	۱/۰۰۰	۰/۸۴۵
SLRVC	۱/۰۰۰	۰/۹۱۴
SXPRT	۱/۰۰۰	۰/۹۲۶
SIM	۱/۰۰۰	۰/۷۳۳
UR	۱/۰۰۰	۰/۹۵۱
DR	۱/۰۰۰	۰/۸۹۰
BR	۱/۰۰۰	۰/۹۰۷

(مأخذ: محاسبات تحقیق).

در جدول (۵) تحلیل واریانس کل نشان داده شده است. در تحلیل مؤلفه های اصلی، دو مؤلفه استخراج شده اول دارای مقدار ویژه بزرگتر از یک بوده و مؤلفه دوم ۱۵٪ از واریانس را پوشش داده است. در نهایت دو مؤلفه اول مجموعاً ۸۹٪ از کل واریانس داده ها را توضیح داده که نشان دهنده کفایت بالای مدل در استخراج ساختار پنهان داده ها و کاهش ابعاد مؤثر است.

جدول ۵: تحلیل واریانس کل

Tab. 5: Total Variance Explained

Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
Total	درصد از واریانس	درصد تجمعی	Total	درصد از واریانس	درصد تجمعی
۸/۰۵۸	۷۳/۲۵۱	۷۳/۲۵۱	۶/۳۵۰	۵۷/۷۲۵	۵۷/۷۲۵
۱/۷۲۴	۱۵/۶۶۹	۸۸/۹۲۰	۳/۴۳۱	۳۱/۱۹۵	۸۸/۹۲۰

(مأخذ: محاسبات تحقیق؛ روش استخراج: تحلیل مؤلفه های اصلی).

بر این اساس مؤلفه اول f1 با مقدار ویژه بیش از ۸ توانسته بیشترین درصد پراکندگی مجموعه داده ها را بازگو نماید. پس از مؤلفه دوم همه مقادیر ویژه مؤلفه های بعد زیر یک بوده که در مجموع سهم کمی از پراکندگی داده ها

را توضیح داده‌اند؛ به عبارتی، مؤلفه‌های بعدی اطلاعات قابل توجهی اضافه نمی‌کنند. در نهایت همه معیارها نشان می‌دهد که انتخاب مؤلفه اول کافی است و از آن شاخص تغییر ساختار اقتصاد به دست می‌آید.

با توجه به ضرایب محاسباتی در جدول (۶) میزان همبستگی هر متغیر با مؤلفه مربوطه نمایش داده شده است. مقدار بالایی بار (مثبت یا منفی) نشان‌دهنده نقش مؤثر آن متغیر در شکل‌گیری مؤلفه است. در مؤلفه اول بیشترین هم‌راستایی را به ترتیب متغیرهای سهم بخش کشاورزی از نیروی کار شاغل، نرخ مرگ و میر، نرخ زاد و ولد، سهم بخش صنایع و معادن از تولید ناخالص داخلی، نسبت واردات کل به تولید ناخالص داخلی و نسبت صادرات کل به تولید ناخالص داخلی را دارا بوده که بار مثبت بالایی به ترتیب با مؤلفه اول داشته است. همچنین متغیرهای با بار منفی و در جهت معکوس شاخص تغییر ساختاری در مؤلفه اول به ترتیب نرخ شهرنشینی، سهم بخش خدمات از نیروی کار شاغل، سهم بخش صنایع و معادن از نیروی کار شاغل، سهم بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی و سهم بخش خدمات از تولید ناخالص داخلی می‌باشند. «چنری» (۱۹۷۹) تغییرات ساختاری را به صورت انتقال از اقتصاد سنتی به اقتصاد توسعه یافته معرفی می‌کند. فرآیندهای تغییر ساختاری به فرآیندهای انباشت منابع، تخصیص منابع و توزیعی و جمعیتی تقسیم شده و تغییر وزن نسبی متغیرهای اقتصاد کلان به عنوان تغییرات ساختاری قلمداد می‌شود. «کوزنتس»^۱ (۱۳۷۲) در مطالعات خود اشاره می‌کند که ترکیب اجزای مهم تقاضا، تولید، اشتغال، بخش خارجی اقتصاد و متغیرهای جمعیتی (که همگی به صورت وزن نسبی است)، شکل و ساختار اقتصاد را مشخص می‌کند. کوزنتس سهم بخش‌های اقتصادی را به عنوان یکی از متغیرهای مهم ساختار اقتصادی معرفی می‌کند. از نظر او افزایش سهم صنایع در تولید ناخالص داخلی و متناسب با آن کاهش سهم بخش کشاورزی، از واقعیت‌های مستند در فرآیند توسعه بوده است. «مک میلان» و «رودریک» (۲۰۱۱) با اشاره به اهمیت تغییر ساختار اقتصاد برای دستیابی به توسعه، از نظر تاریخی مهم‌ترین عامل تفاوت در دو گروه کشورهای موفق و ناموفق را سرعت انتقال ساختار اقتصاد از کشاورزی به صنعتی می‌دانند. در بخش تجارت خارجی، سهم صادرات صنعتی در صادرات کل به عنوان یکی دیگر از متغیرهای ساختار اقتصادی شناخته شده است. به طوری که «سیرکوبین» (۱۹۸۶) افزایش سهم صادرات صنعتی در صادرات کل را یکی از نشانه‌های جریان صنعتی شدن اقتصاد می‌داند.

جدول ۶: ماتریس مؤلفه‌ها

Tab. 6: Component Matrix

	مؤلفه	
	۱	۲
SAGRI	-۰/۹۱۲	-۰/۰۸۲
SIN	۰/۷۷۷	۰/۵۹۲
SRVCE	-۰/۸۸۷	-۰/۳۲۳
SLAGRI	۰/۹۶۶	-۰/۰۸۵
SLIN	-۰/۹۱۹	-۰/۰۳۴
SLRVC	-۰/۹۴۶	۰/۱۳۸
SXPRT	۰/۴۵۵	۰/۸۴۸
SIM	۰/۶۴۸	-۰/۵۵۱
UR	-۰/۹۶۵	۰/۱۴۲
BR	۰/۸۷۲	-۰/۳۸۴
DR	۰/۹۱۹	-۰/۲۱۵

(مأخذ: محاسبات تحقیق).

¹ Kuznets

در جدول (۷) ماتریس مؤلفه‌های چرخش یافته با روش چرخش واریماکس^۱ با نرمال سازی کایزر حاصل مؤلفه‌های اصلی به جهت افزایش وضوح و مستقل بودن هر متغیر به یک مؤلفه نمایش داده می شود. هدف از چرخش عامل ها رسیدن به یک ساختار عاملی ساده است که در آن ساختار هر کدام از گویه ها در یک عامل قرار بگیرند و به صورت دوقطبی نباشند، این امر به تفسیر بهتر عامل ها کمک می کند.

جدول ۷: ماتریس مؤلفه‌های چرخش یافته
 Tab. 7: Rotated Component Matrix

	مؤلفه	
	۱	۲
SAGRI	۰/۷۳۷	-۰/۵۴۴
SIN	-۰/۳۵۷	۰/۹۰۹
SRVC	۰/۵۹۱	-۰/۷۳۶
SLAGRI	-۰/۸۶۹	۰/۴۲۹
SLIN	۰/۷۶۷	-۰/۵۰۷
SLRVC	۰/۸۸۰	-۰/۳۷۳
SXPRT	۰/۰۵۱	۰/۹۶۱
SIM	-۰/۸۴۰	-۰/۱۳۴
UR	۰/۸۹۸	-۰/۳۸۰
BR	-۰/۹۴۴	۰/۱۲۵
DR	-۰/۸۹۷	۰/۳۹۳

(مأخذ: محاسبات تحقیق).

در جدول (۸) ماتریس تبدیل مؤلفه ها نشان داده می شود. این ماتریس نشان می دهد که مؤلفه‌های چرخش یافته ترکیبی خطی از مؤلفه‌های اصلی هستند و استقلال آماری حفظ شده است.

جدول ۸: ماتریس تبدیل مؤلفه ها
 Tab. 8: Component Transformation Matrix

مؤلفه	۱	۲
۱	-۰/۸۵۵	۰/۵۱۹
۲	۰/۵۱۹	۰/۸۵۵

(مأخذ: محاسبات تحقیق).

۲-۴. مدل سازی اثر نرخ ارز بر پیچیدگی اقتصادی

برای شناسایی محرک های احتمالی پیچیدگی اقتصادی از متغیرهای صادرات فناوری پیشرفته، تنوع اقتصادی و تنوع صادرات استفاده می شود. این ادبیات طیف وسیعی از عوامل از جمله متغیرهای اقتصاد کلان، سرمایه انسانی و کیفیت نهادی و غیره را پیشنهاد می کند (یالتا و یالتا، ۲۰۲۱).

برآورد اثر هر متغیر بر پیچیدگی اقتصادی بستگی به ترکیب سایر متغیرهایی دارد که در الگو لحاظ شده است؛ بنابراین تصریح های مختلف مدل (ترکیب های مختلف متغیرهای توضیحی) بر نتیجه برآورد تأثیرگذار است. براساس ادبیات نظری و مطالعات تجربی مانند «لپاتیناس» (۲۰۱۹) و «آوم» و «اندویا» (۲۰۲۲) از مدل زیر در این تحقیق استفاده شده است.

¹ Varimax

$$ECI = f(eci, rer, f_1, X_t) \quad (3)$$

در این مدل، متغیر وابسته eci شاخص پیچیدگی اقتصادی ایران و متغیرهای مستقل شامل نرخ ارز واقعی rer ، شاخص تغییر ساختاری (f_1) و X برداری از سایر متغیرها براساس ادبیات تحقیق انتخاب شده است. در مجموع از هفت متغیر به دلیل تأثیر قابل توجه بر پیچیدگی اقتصادی استفاده شده است. شاخص پیچیدگی اقتصادی معیاری برای اندازه‌گیری دانش و قابلیت‌های تولیدی نهفته در یک اقتصاد است که در محصولات و خدمات یک کشور تولید و صادر می‌کند، تجلی می‌یابد. پیچیدگی اقتصادی یک کشور با ترکیب اطلاعات مربوط به تنوع سبد صادراتی یک کشور و فراگیری محصولات آن، یعنی تعداد کشورهایی که قادر به تولید آن محصولات هستند، محاسبه می‌شود (هاسمن و همکاران ۲۰۱۳). ایران در سال ۲۰۲۴ م. رتبه ۸۷ در رنکینگ شاخص پیچیدگی اقتصادی را داشته است. سه متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه به‌عنوان معیاری برای اندازه‌گیری سطح توسعه اقتصادی، تراکم جمعیت به‌عنوان معیاری برای اندازه نیروی کار و ساختار جمعیتی و برای نیروی کار از متغیر آموزش برگرفته از مطالعه «هاسمن»^۱ و همکاران (۲۰۰۷) استفاده شده است. تولید ناخالص داخلی (GDP) یکی از شاخص‌های کلیدی اقتصاد کلان است که حاصل جمع ارزش ریالی (یا دلاری) کل کالاها و خدمات نهایی عرضه‌شده در یک کشور در طول یک بازه زمانی مشخص (معمولاً یک سال) است. تولید ناخالص داخلی سرانه، شاخصی برای اندازه‌گیری سطح رفاه و توسعه اقتصادی کشورها محسوب می‌شود. همچنین متغیر باز بودن تجارت برای بررسی مبادلات فرامرزی و هزینه‌های دولت استفاده شده است. برای تحلیل سرمایه‌گذاری‌های عمومی و زیرساخت‌های نهادی از مطالعه «نگوین»^۲ و همکاران (۲۰۲۰) و شاخص توسعه مالی^۳ از مطالعه «زچلین»^۴ (۲۰۲۵) و متغیر رانت منابع طبیعی از مطالعه «یالتا» و «یالتا» (۲۰۲۱) استفاده شده است. برای تحلیل متغیرها و مدل‌سازی اثر نرخ ارز بر پیچیدگی اقتصادی از روش میانگین‌گیری بیزی^۵ استفاده شده است (کوپ، ۲۰۰۳).

جدول ۹: متغیرهای تحقیق در مدل بیزی

Tab. 9: Research variables in the Bayesian model

متغیرهای تحقیق	اختصار	منبع داده‌ها
شاخص پیچیدگی اقتصادی ایران	ECI	اطلس پیچیدگی اقتصادی دانشگاه هاروارد
نرخ ارز واقعی غیررسمی	RER	بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
تولید ناخالص داخلی سرانه	GDP	حساب‌های ملی مرکز آمار ایران
هزینه مصرف نهایی دولت	G	مرکز آمار ایران
درجه باز بودن تجارت	O	مرکز آمار ایران
رانت منابع طبیعی	RENT	بانک جهانی
شاخص تغییر ساختاری	F1	محاسبات محقق
عمق مالی	FD	بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
تراکم جمعیت	PD	بانک جهانی
آموزش دانش‌آموزان به کل جمعیت	Edu	بانک جهانی

¹ Hausmann

² Nguyen

^۳ بر خلاف شاخص نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی که به شاخص عمق مالی (financial depth) معروف است، شاخص فراگیر توسعه مالی (Financial Development) مورد تایید بانک جهانی شامل سه بخش بانک، سهام و بیمه می باشد (ابوترابی و همکاران، ۱۴۰۰).

⁴ Zechlin

⁵ Bayesian Model Averaging

شاخص درجه باز بودن تجاری از مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی به دست می آید. همچنین جهت محاسبه شاخص توسعه مالی از متداول ترین معیار، یعنی نسبت کل های پولی-نسبت پول (M_1) و نقدینگی (M_2) به تولید ناخالص داخلی اسمی استفاده شده است. استفاده از کل های پولی مبتنی بر چارچوب «مک کینون» و «شاو» است و نشان می دهد یک اقتصاد پولی شده نمایانگر یک بازار سرمایه بسیار توسعه یافته است. درجه باز بودن تجاری به صورت نسبت مجموع صادرات و واردات کالا و خدمات به تولید ناخالص داخلی اندازه گیری می شود که یکی از متداول ترین شاخص های سنجش باز بودن تجاری در ادبیات اقتصادی است (اسکوالی و ویلسون^۱، ۲۰۱۱). هزینه مصرف نهایی دولت برابر پرداخت واحدهای دولتی بابت جبران خدمات کارکنان و خرید (یا تحصیل) کالاها و خدمات مصرف شدنی اداری منهای فروش کالاها و خدمات تولید شده توسط واحدهای دولتی به بخش خصوصی و مؤسسات اقتصادی به علاوه استهلاک سرمایه های ثابت است. قبل از تحلیل مدل، پایایی متغیرهای الگوی پیشنهادی مطابق جدول (۱۰) بررسی شده است.

جدول ۱۰: نتایج آزمون پایایی متغیرهای تحقیق

Tab. 10: Results of the stationarity test variables

متغیر	آماره آزمون	احتمال	نتیجه
ECI	-۴/۱۳۷۵۵۸	۰/۰۰۲۰	ایستا
RER	-۷/۶۹۲۵۷۲	۰/۰۰۰۰	ایستا
GDP	-۳/۴۵۷۷۲۹	۰/۰۱۳۶	ایستا
lgdp	-۵/۱۴۶۶۷۸	۰/۰۰۰۶	ایستا
G	-۶/۱۷۰۴۵۱	۰/۰۰۰۰	ایستا
O	-۲/۷۶۱۶۱۱	۰/۰۷۱۵	ایستا
RENT	-۳/۳۱۵۰۸۵	۰/۰۱۹۵	ایستا
F1	-۳/۵۷۶۱۹۳	۰/۰۴۳۹	ایستا
FD	-۲/۹۱۰۹۳۱	۰/۰۵۱۵	ایستا
lpd	-۳/۱۴۹۸۴۳	۰/۰۲۹۶	ایستا
EDU	-۳/۰۶۹۴۶۰	۰/۰۳۵۹	ایستا

(مأخذ: نتایج تحقیق).

براساس روند متعارف در برآورد مدل های سری زمانی و به منظور اجتناب از رگرسیون های کاذب باید مانایی متغیرهای پژوهش براساس آزمون های متعارف ریشه واحد مورد آزمون قرار گیرد. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) در سطح معنی داری ۵٪ برای تمام متغیرها در سطح پایا و سری $I(0)$ می باشد. در این مطالعه، با هدف شناسایی ساختار بهینه مدل سازی شاخص پیچیدگی اقتصادی (ECI)، مدل بیزی با ترکیب های مختلفی از متغیرهای توضیحی و تعامل ها برآورد شده است. این موضوع جهت تحلیل حساسیت مدل نسبت به متغیرها است. در رویکرد BMA احتمال حضور متغیر در الگو^۲ (PIP) معیار مناسبی برای تشخیص قوی بودن ارتباط متغیر توضیحی با متغیر وابسته است. با فرض عدم اطلاع از الگوی اصلی مدل، توزیع یکسان برای همه الگوها در نظر گرفته می شود. در چنین شرایطی همه الگوها شانس یکسانی برای انتخاب شدن دارند (رافتری^۳، ۱۹۹۵؛ ماسانجالا و پاپاگیورجیو^۴، ۲۰۰۸).

¹ Squalli & Wilson

² Posterior Inclusion Probability

³ Raftery

⁴ Masanjala & Papageorgiou

Tab. 11: Probability of the variable being

متغير / مدل	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴
F1	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
lrer	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
F1lrer	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Lgdpl	۰/۶۴	۰/۶۳	۰/۵۹	۰/۵۹	۰/۵۸	۰/۵۹	۰/۵۸	۰/۵۸	۰/۴۰	۰/۲۰	۰/۲۵	۰/۲۵	۰/۲۴	۰/۲۵
Edul	۰/۱۶	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۵		۰/۱۴	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۹	۰/۱۸	۰/۱۷	
rent	۰/۱۵	۰/۱۴	۰/۱۴	۰/۱۴	۰/۱۴			۰/۱۶	۰/۱۷	۰/۱۶	۰/۲۱	۰/۲۲		
lg	۰/۱۴	۰/۱۴	۰/۱۴	۰/۱۵				۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۴	۰/۱۵			
fd	۰/۲۴	۰/۲۳	۰/۱۶				۰/۶۱	۰/۶۳	۰/۶۶					
lpd	۰/۲۳	۰/۲۲					۰/۱۷	۰/۱۸						
o	۰/۱۷							۰/۳۷						

(مأخذ: نتائج تحقيق).

در جدول (۱۱) ترکیب مختلف متغیرهای توضیحی در مجموعه‌ای از مدل‌های بیزی ارائه شده است. این مدل مرحله‌به‌مرحله با بررسی تحلیل حساسیت نهایی شده است؛ در ادامه، احتمال درج پسین با متغیرهای توضیحی نرخ ارز واقعی و تغییر ساختاری و اثر تعاملی نرخ ارز واقعی در تغییر ساختاری و با ترکیب مختلف متغیرها استخراج شده است. با توجه به دامنه احتمال پسین، متغیرهای $f1$ و $lrrer$ در تمامی مدل‌ها اثرگذار بوده است. همچنین با توجه به نتایج متغیرهای $f1lrrer$ ، fd ، $lgdp$ نیز اثرگذار بوده است. سایر متغیرهای $lgdp$ ، o ، $rent$ ، edu ، dpd با حضور پراکنده در مدل‌ها نقش ناپایدار و وضعیتی داشته‌اند. اثر تعاملی $f1lrrer$ به همراه دو متغیر fd و $gdp1$ بهترین عملکرد را در بین مدل‌ها داشته است؛ به عبارتی، متغیر تغییر ساختاری با ضریب $-3/441$ اثر منفی و پایداری در مدل داشته و نشان‌دهنده تأثیر منفی تغییر ساختاری بر پیچیدگی اقتصادی در طول دوره مورد بررسی بوده است. همچنین اثر تعاملی نرخ ارز در تغییر ساختار، اثر مثبتی بر پیچیدگی اقتصادی داشته است؛ درحالی‌که نرخ ارز به تنهایی نقش محدودی داشته است. متغیر توسعه مالی fd اثر مثبت نسبتاً قوی بر پیچیدگی اقتصادی داشته و نشانگر اثر مکمل توسعه مالی در ارتقا پیچیدگی اقتصادی بوده است. تولید ناخالص داخلی سرانه اهمیت مثبت کمتر داشته است. متغیر آموزش اثر ناچیز داشته است. متغیر رانت منابع طبیعی اثر منفی ضعیف و جزئی و در نهایت متغیر هزینه‌های مصرفی دولت اثر منفی بسیار ضعیف داشته است؛ به عبارتی، دولت نقش محدود بر پیچیدگی اقتصادی داشته است. درمجموع بررسی‌های انجام‌شده با استفاده از روش میانگین‌گیری بیزی مدل‌ها نشان می‌دهد که متغیرهای کلیدی مانند تولید ناخالص داخلی و توسعه مالی، در اغلب ترکیب‌های معتبر مدل، دارای اثر مثبت و معنادار بر پیچیدگی اقتصادی بوده است؛ از سوی دیگر، اثر متغیر تغییر ساختاری و نرخ ارز حقیقی، بسته به سطح سایر عوامل، متغیر بوده و در برخی ترکیب‌ها معنادار ظاهر شده‌اند به‌ویژه، تعامل بین تغییر ساختاری و نرخ ارز حقیقی نشان می‌دهد که اثر تغییر ساختاری بر پیچیدگی اقتصادی ممکن است در سطوح مختلف نرخ ارز تغییر کند.

برای تحلیل اهمیت نسبی هر متغیر در چارچوب احتمالات پسین از شاخص احتمال درج پسین^۱ PIP استفاده شده است. این شاخص نشان می‌دهد هر متغیر در چند درصد از مدل‌های معتبر (با احتمال پسین بالا) حضور دارد و بنابراین، چقدر احتمال دارد که در مدل واقعی با احتمالات مدل پسین^۲ بالا نیز نقش داشته باشد. بر این اساس،

¹ Posterior Inclusion Probability² Posterior Model Probability

برای هر مدل با استفاده از الگوریتم نمونه‌گیری زنجیره مارکوف مونت کارلو^۱ ضرایب پسین و لگاریتم درست نمایی نهایی^۲ LogML استخراج گردید.

نتایج حاصل از لگاریتم درست نمایی براساس احتمال پسین مبنای انتخاب مدل نهایی و متغیرهای کلیدی قرار گرفتند. برای هر مدل، PMP با تقسیم فاکتور بیز^۳ بر مجموع فاکتورهای بیز محاسبه می‌شود.

$$PMP_i = \frac{\exp(\text{LogML}_i)}{\sum_{j=1}^k \exp(\text{LogML}_j)} \quad (۴)$$

پس از محاسبه PMP و برای سنجش اهمیت نسبی هر متغیر، همان‌طور که در قبل توضیح داده شد، شاخص درج احتمال پسین PIP برای هر متغیر به صورت زیر، تعریف می‌شود:

$$PIP_x = \sum PMP_i \quad (۵)$$

پس از محاسبه احتمال پسین مدل‌ها و احتمال درج پسین متغیرها، امکان ارزیابی کمی اهمیت نسبی هر متغیر در کل فضای مدل‌های ممکن فراهم می‌شود.

جدول ۱۲: انتخاب مدل بیزی

Tab. 12: Bayesian model selection

مدل	Log ML	Bayes Factor(BF)	PMP(%) احتمال پسین مدل
۱	-۹۷/۹۰۴۳۵۳	۳/۰۲۴۶۸E-۴۳	۱/۵۸۷۷E-۲۱
۲	-۸۳/۶۳۶۵۶۳	۴/۷۵۴۴۷E-۳۷	۲/۴۹۵۶۹E-۱۵
۳	-۷۶/۰۹۳۶۳۵	۸/۹۷۳۳۴E-۳۴	۴/۷۱۰۲۳E-۱۲
۴	-۷۰/۳۴۳۳۱۴	۲/۸۲۰۲۵E-۳۱	۱/۴۸۰۳۹E-۹
۵	-۶۵/۷۷۲۹۳	۲/۷۲۳۸۳E-۲۹	۱/۴۲۹۷۷E-۰۷
۶	-۵۵/۹۸۳۳۹	۴/۸۶۰۹۷E-۲۵	۰/۰۰۲۵۵۱۵۸۹
۷	-۴۵/۴۱۱۸۴۸	۱/۸۹۶۲E-۲۰	۹۹/۵۳۴۳۷۵۹۴
۸	-۹۵/۶۳۹۷۶۷	۲/۹۱۱۹E-۴۲	۱/۵۲۸۵E-۲۰
۹	-۹۱/۹۳۰۳۱۹	۱/۱۸۸۹۷E-۴۰	۶/۲۴۱۰۵E-۱۹
۱۰	-۸۱/۶۸۷۳۶۳	۳/۳۳۹۱E-۳۶	۱/۷۵۲۷۴E-۱۴
۱۱	-۷۴/۱۵۸۴۱۴	۶/۲۱۴۵۵E-۳۳	۳/۲۶۲۱۱E-۱۱
۱۲	-۷۲/۳۸۹۴۰۳	۳/۶۴۴۸۷E-۳۲	۱/۹۱۳۳۴E-۱۰
۱۳	-۶۰/۵۵۶۵۴۴	۵/۰۱۹۱۱E-۲۷	۲/۶۳۴۶E-۵
۱۴	-۵۰/۷۸۲۲۸	۸/۸۲۱۳۷E-۲۳	۰/۴۶۳۰۴۵۹۷۶

(مأخذ: نتایج تحقیق).

با بررسی احتمال پسین مدل‌ها، مدل شماره هفت با مقدار حدود ۹۹/۵۳٪ بالاترین اعتبار را در میان مدل‌های بررسی شده داراست و می‌توان آن را به عنوان مدل اصلی در تحلیل انتخاب نمود.

تخمین رگرسیون بیزی برای متغیر وابسته پیچیدگی اقتصادی ECI بر مهم‌ترین نتایج نهایی تحلیل‌های میانگین‌گیری مدل بیزی (BMA) در جدول (۱۳) ارائه گردیده است.

¹ Markov Chain Monte Carlo

² Log Marginal Likelihood

³ Bayes Factor

جدول ۱۳: نتایج رگرسیون خطی بیزی با استفاده از الگوریتم MCMC

Tab.13. Bayesian linear regression results by MCMC

متغیر	میانگین		فاصله اطمینان ۹۵٪	
	مدل ۷	مدل ۸	مدل ۷	مدل ۸
lrer	۰/۳۶۴۹	۰/۰۹۶۵۳	[۰/۱۹۸۶، ۰/۵۳۶۷]	[-۰/۱۷۳۵، ۰/۴۰۱۹]
fl	-۰/۲۲۲۸	-۳/۶۳۹۶	[-۰/۳۲۵۹، ۰/۱۱۸۸]	[-۵/۸۴۲۲، -۱/۷۳۶۶]
lrer_fl		۰/۳۷۲۴		[۰/۱۷۶۲، ۰/۵۸۷۴]
lg		-۰/۰۹۹۹		[-۰/۸۵۵۱، ۰/۵۸۴۱]
edu		۰/۰۰۰۷		[-۰/۰۰۳۹، ۰/۰۰۵۶]
rent		-۰/۰۰۱۳		[-۰/۰۱۶۳، ۰/۰۱۳۶۶]
lpd		-۰/۴۷۰۰		[-۱/۴۷۴۲، ۰/۶۱۴۷]
o		-۱/۱۸۱۳		[-۳/۲۹۰۹، ۰/۷۵۶۷]
lgdpl	۰/۹۶۹۶	۰/۴۷۶۵	[۰/۷۹۰۲، ۱/۱۴۵۷]	[-۰/۱۱۶۴، ۱/۰۳۹۷]
fd		۰/۸۹۴۰		[۰/۲۰۸۰، ۱/۵۸۰۶]
con	-۲۱/۵۴۹۶	-۶/۷۵۲۴	[-۲۴/۹۴۶۶، -۱۸/۳۹۱۹]	[-۷/۵۲۱۱، -۶/۰۰۹۷]

(مأخذ: نتایج تحقیق).

مطابق نتایج مدل، شاخص پیچیدگی اقتصادی تحت تأثیر سه متغیر کلیدی شدت تغییر ساختاری، نرخ واقعی ارز و تولید ناخالص داخلی سرانه قرار داشته است. مطابق نتایج، تغییر ساختاری با کاهش پیچیدگی اقتصادی همراه بوده است. این عامل را می‌توان به عدم توجه به بخش‌های صادراتی دارای پیچیدگی بالا و با فناوری بالا در فرآیند صنعتی‌شدن مرتبط کرد که نشان‌دهنده وابستگی به کالاهای محدود و کم‌تنوع می‌باشد؛ به عبارتی، تغییر در پیچیدگی اقتصادی (افزایش یا کاهش) بازتابی از تغییر ساختاری اقتصاد است. این نشان می‌دهد تغییر ساختاری ضعیف یا تغییرات ساختاری خاص می‌تواند مانع ارتقای پیچیدگی اقتصادی شود. در مقابل، نرخ واقعی ارز (lrer) اثر مثبتی بر پیچیدگی اقتصادی دارد، که با سایر تحقیقات هم‌راستا است.

این عامل می‌تواند بیانگر نقش رقابت‌پذیری در ارتقای ساختار صادراتی باشد؛ به عبارت دیگر، تعدیل نرخ ارز می‌تواند صادرات کالاهای پیچیده‌تر را تقویت کند و به ارتقای پیچیدگی کمک کند. مهم‌تر از همه، تولید ناخالص داخلی سرانه با اثر مثبت و نسبتاً قوی، نشان‌دهنده پیوند مستقیم بین سطح توسعه اقتصادی و پیچیدگی اقتصادی است. افزایش ظرفیت تولیدی، توانایی بیشتری در ارائه محصولات پیچیده ایجاد می‌کند. این عامل نشان‌دهنده نقش کلیدی رشد اقتصادی در ارتقای ساختار تولیدی کشور است. مقایسه نتایج با سایر تحقیقات هم‌راستا است. در ارتباط با اثر مثبت نرخ ارز واقعی، مخارج تحقیق و توسعه، واردات حامل دانش، شاخص توسعه انسانی و اثر منفی اندازه دولت بر اختراعات ثبت شده یا تولید دانش نیز «جلائی اسفندآبادی» و «میرزایی» (۱۳۹۳) به همین نتایج رسیدند. کاهش ارزش پول ممکن است از طریق انگیزه‌هایی برای تغییر فناوری، انباشت سرمایه و سرریز اطلاعات به سایر شرکت‌ها و صنایع در اقتصاد، رشد را تحریک کند. در ارتباط با تأثیر مثبت کاهش نرخ ارز واقعی بر رقابت‌پذیری قیمت بیشتر از تأثیر منفی مرتبط با افزایش هزینه کالاهای سرمایه‌ای وارداتی نتایج تحقیق «بریتو» و همکاران (۲۰۱۸) نیز در همین‌راستا است. اما در اقتصادهایی با درجه پیچیدگی پایین‌تر شامل همه مناطق بازار در حال ظهور این رابطه برعکس است.

همچنین با بررسی مدل‌های دیگر، نتایج مدل هشتم در کنار مدل اصلی، امکان ارزیابی پایداری ضرایب و کاهش ریسک وابستگی به یک مدل خاص را فراهم می‌سازد و به عنوان مدل جایگزین ضعیف‌تر در تحلیل حساسیت باید لحاظ شود، تا پایداری نتایج و عدم وابستگی شدید به یک مدل خاص بررسی شود.

در مدل هشتم همچنین متغیر تغییر ساختاری اثر منفی و معناداری بر پیچیدگی اقتصادی دارد. در این مدل نرخ ارز حقیقی اثر مثبت ولی نامطمئن چون بازه (فاصله اطمینان شامل صفر است) دارد، یعنی افزایش یک واحد در نرخ ارز حقیقی ممکن است پیچیدگی اقتصادی را حدود $0/1$ واحد افزایش دهد. اثر ضربی یا تعامل تغییر ساختاری نرخ ارز بر پیچیدگی اقتصادی مثبت و معنادار بوده است؛ یعنی وقتی شاخص تغییر ساختاری و نرخ ارز با هم تغییر کنند، اثر ترکیبی آن‌ها باعث افزایش حدود $0/37$ واحدی پیچیدگی اقتصادی می‌شود. این نشان‌دهنده نقش تعدیل‌کننده نرخ ارز بر اثر تغییر ساختاری است. دو کانال اصلی که از طریق آن‌ها نرخ ارز واقعی (RER) بر درآمد، رشد و توسعه تأثیر می‌گذارد، کانال‌های تقاضای کل اقتصاد کلان کینزی و تجارت (کوتاه‌مدت) و کانال توسعه (بلندمدت) هستند. اولین کانال، واضح‌ترین کانال نیز هست؛ زیرا قیمت ارز یک کشور عامل اصلی تعیین‌کننده رقابت‌پذیری بین‌المللی آن است. کانال دوم از طریق تغییر ساختاری ناشی از عوامل جانبی تقاضا و عرضه در قالب اشتغال و تغییر تولید به سمت بخش‌های با بهره‌وری بالاتر و بازده فزاینده، یادگیری از طریق عمل، سودآوری، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، شکست‌های بازار مرتبط با اطلاعات و سایر عوامل خارجی عمل می‌کند. به‌طور خلاصه، بسیاری از اثرات کوتاه‌مدت تغییرات نرخ ارز بر تولید، به تأثیر آن بر تراز تجاری، یا از طریق ارزش‌های تجاری، یا از طریق تأثیر بر هزینه‌های داخلی برای کالاهای داخلی، بستگی دارد. مستقیم‌ترین کانالی که نرخ ارز واقعی از طریق آن بر تراز خارجی تأثیر می‌گذارد، از طریق اثرات درآمدی و جانشینی است. همان‌طور که قبلاً بحث شد، رویکرد سنتی برای تحلیل این پیوند، شرط کلاسیک مارشال-لرنر است که کشش‌های نامحدود عرضه صادرات و واردات را فرض می‌کند. مدل‌های جدیدتر رفتار تجاری، میزان عبور نرخ ارز، قیمت‌گذاری در بازار، تنگنای عرضه و مسائل مرتبط را در نظر می‌گیرند. این امر برخی از تأثیر نوسانات نرخ ارز بر حجم تجارت را خنثی می‌کند. تولید ناخالص داخلی سرانه اثر مثبت ولی نامطمئن دارد، به‌طوری‌که افزایش یک واحد می‌تواند پیچیدگی اقتصادی را حدود $0/47$ واحد افزایش دهد. متغیر توسعه مالی یا عمق مالی در اینجا دارای اثر مثبت و معناداری بر پیچیدگی اقتصادی می‌شود، به‌طوری‌که افزایش یک واحد در توسعه مالی موجب افزایش حدود $0/89$ واحدی پیچیدگی اقتصادی می‌شود. متغیرهای هزینه‌های مصرفی دولت و تراکم جمعیت هر دو دارای اثر منفی ضعیف ولی نامطمئن بر پیچیدگی اقتصادی بوده است، به‌طوری‌که به ترتیب افزایش یک واحد در هزینه‌های مصرفی دولت و تراکم جمعیت می‌تواند باعث کاهش $0/1$ و $0/47$ واحدی پیچیدگی اقتصادی شود. اثر ضرایب دیگر متغیرهای در نظر گرفته شده در مدل مانند آموزش ابتدایی، رانت منابع طبیعی و درجه باز بودن تجاری یا بسیار ناچیز بوده و یا کاملاً در فاصله اطمینان صفر قرار دارد و می‌توان ضرایب به‌دست آمده را حاکی از عدم تأثیرگذاری این متغیرها بر پیچیدگی اقتصادی دانست؛ بنابراین جایی در مدل‌ها نداشته و به عبارتی تأثیری بر پیچیدگی اقتصادی نداشته است.

۵. نتیجه‌گیری

بررسی اثر نرخ ارز واقعی بر پیچیدگی اقتصادی و همچنین توجه به تغییرات ساختاری در کشور جهت لحاظ نمودن این متغیر جهت بررسی روابط بین نرخ ارز واقعی و پیچیدگی اقتصادی نوآوری این پژوهش می‌باشد. در این پژوهش تغییرات ساختاری و بحث تنوع و پیچیدگی اقتصادی بررسی می‌شود. تغییر ساختاری به انتقال منابع اقتصادی اعم از نیروی کار، سرمایه و فناوری از بخش‌های با بهره‌وری پایین (مانند کشاورزی سنتی) به سمت بخش‌های با بهره‌وری بالاتر (مانند صنعت و خدمات مدرن) اشاره دارد؛ به عبارتی، نرخ ارز واقعی به‌عنوان یک ابزار سیاستی برای تحریک تغییر ساختاری عمل می‌کند. نرخ ارز رقابتی می‌تواند منابع را از بخش‌های سنتی (مانند کشاورزی یا خدمات غیرقابل تجارت) به سمت بخش‌های صنعتی و پیچیده‌تر سوق دهد.

جهت بررسی این پژوهش ابتدا شاخص تغییرات ساختاری در اقتصاد ایران با توجه به مطالعات «کلبور» (۲۰۱۴)، «کوزنتس» (۱۹۷۱) و «چنری» و «سیرکونین» (۱۹۷۵) با روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی و استفاده از ۱۱ متغیر اقتصادی، اجتماعی و سیاسی شامل سهم بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی، سهم بخش صنایع و معادن از تولید ناخالص داخلی، سهم بخش خدمات از تولید ناخالص داخلی، سهم بخش کشاورزی از نیروی کار شاغل، سهم بخش صنایع و معادن از نیروی کار شاغل، سهم بخش خدمات از نیروی کار شاغل، نسبت صادرات کل به تولید ناخالص داخلی، نسبت واردات کل به تولید ناخالص داخلی، نرخ شهرنشینی، نرخ مرگ و میر و نرخ زاد و ولد را به‌دست می‌آوریم، سپس با استفاده از مؤلفه اول تغییر ساختاری به‌دست آمده و سایر متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، هزینه مصرف نهایی دولت، درجه باز بودن تجاری، رانت منابع طبیعی، عمق مالی، تراکم جمعیت و آموزش، تجزیه و تحلیل از روش میانگین گیری بیزی انجام شده است. که ابتدا ۱۴ مدل بیزی با ترکیب‌های مختلفی از متغیرهای توضیحی و تعامل‌ها برآورد شده است. ولی درنهایت با بررسی احتمال پسین مدل‌ها، مدل شماره هفت با مقدار حدود ۹۹/۵۳٪ بالاترین اعتبار را درمیان مدل‌های بررسی شده داراست و می‌توان آن را به‌عنوان مدل اصلی در تحلیل انتخاب نمود.

مدل هفتم، که از نظر احتمال پسین (PMP) به‌عنوان بهترین ساختار بیزی انتخاب شد. در این مدل شاخص پیچیدگی اقتصادی (ECI) تحت تأثیر سه متغیر کلیدی شدت تخصص صادراتی، نرخ واقعی ارز، و تولید ناخالص داخلی قرار داشت. نتایج نشان‌داد که افزایش تمرکز صادراتی با کاهش پیچیدگی اقتصادی همراه بوده است. این اثر نشان‌دهنده وابستگی کشور و صادرات به کالاهای محدود و کم‌تنوع بوده است. در مقابل، نرخ واقعی ارز اثر مثبتی داشته است. این عامل بیانگر نقش تعدیل گر رقابت‌پذیری در ارتقای ساختار صادراتی بوده است. مهم‌تر از همه، تولید ناخالص داخلی با اثر مثبت و نسبتاً قوی، نشان‌دهنده پیوند مستقیم بین سطح توسعه اقتصادی و پیچیدگی صادراتی بوده است؛ به‌طوری‌که کشورهایی با ظرفیت تولیدی بالاتر، توانایی بیشتری در ارائه محصولات پیچیده داشته‌اند. بر این اساس، پیشنهاد می‌شود از تمرکز بیش از حد بر صادرات تک‌محصولی اجتناب شود و تنوع‌بخشی هدفمند در ساختار صادراتی دنبال گردد. همچنین سیاست‌های ارزی باید با هدف حفظ رقابت‌پذیری واقعی، نه صرفاً تثبیت نرخ اسمی طراحی شود. مطابق سایر نتایج سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های تولیدی و ارتقای بهره‌وری داخلی می‌تواند مسیر مؤثری برای افزایش پیچیدگی اقتصادی و عبور از وابستگی به صادرات اولیه باشد؛ بنابراین توسعه پایدار صادراتی نیازمند هم‌افزایی بین سیاست‌های صنعتی، ارزی و توسعه‌ای است. پایین بودن بهره‌وری تولید، جامعه را با مشکلاتی مانند افزایش بهای تمام شده تولید، عدم توان رقابتی در بازارهای جهانی و کاهش کیفیت کالاهای تولیدی مواجه می‌کند. ارتقا بهره‌وری کشور منوط به اعمال سیاست‌های مناسب است. دولت‌ها باید سیاست‌هایی را طراحی کنند که انگیزه‌هایی را برای شرکت‌ها فراهم کند تا محصولات پیچیده‌تری تولید کنند. اگر دولت در پروژه‌های زیرساختی مانند آموزش و انرژی سرمایه‌گذاری کند، سرمایه‌گذاری عمومی می‌تواند باعث بهبود تنوع اقتصادی شود. سیاست‌گذاران با اتخاذ سیاست‌های پولی و ارزی مناسب، از نوسانات شدید نرخ ارز واقعی جلوگیری کنند؛ زیرا بی‌ثباتی ارزی انگیزه سرمایه‌گذاری در صنایع پیچیده و دانش‌بنیان را کاهش می‌دهد. دولت باید از تولید و صادرات کالاهای با فناوری بالا و ارزش افزوده بیشتر به‌منظور افزایش پیچیدگی اقتصادی و کاهش وابستگی به صادرات مواد خام حمایت کند. همچنین اصلاح ساختار تولید از طریق توسعه صنایع دانش‌بنیان، فناوری‌محور و صادرات‌گرا به‌گونه‌ای که اقتصاد توانایی بهره‌گیری از مزیت‌های نرخ ارز را داشته باشد از سایر وظایف حاکمیتی دولت در این زمینه است. افزایش حمایت‌های مالی و مالیاتی از فعالیتهای پژوهشی، نوآوری و انتقال فناوری برای ارتقای پیچیدگی تولیدات داخلی، بهبود محیط کسب‌وکار، کاهش موانع

تولید، تسهیل سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی و افزایش رقابت‌پذیری بنگاه‌ها برای توسعه محصولات پیچیده‌تر، هماهنگی سیاست‌های ارزی، تجاری و صنعتی، از دیگر پیشنهادها در راستای نتایج این پژوهش است.

سپاسگزاری

از معاونت محترم پژوهشی دانشگاه شهید چمران اهواز به واسطه حمایت از انجام این فعالیت پژوهشی (به شماره ۴۹۱۵۳۶) تشکر می‌شود.

درصد مشارکت نویسندگان

این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول و راهنمایی و مشاوره سایر نویسندگان است.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی و دقیق بودن آن در متن و انتهای مقاله، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

- ابوترابی، محمد علی، حاج امینی، مهدی، توحیدی، سحر، (۱۴۰۰). عملکرد سیستم مالی و تورم در ایران: برخی واقعیت‌های سبک وار. فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، ۹(۳۳): ۴۱-۷۶. <http://qjefp.ir/article-۱201-fa.html>
- انواری، ابراهیم؛ مرادی، پرستو و آرمن، سید عزیز، (۱۴۰۳). آزمون اثر تقاطعی رژیم‌های مثبت و منفی پولی بر درجه عبور ناقص و نامتقارن نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت. فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، ۲۱(۲): ۱۵۸-۱۲۷. <https://doi.org/10.22055/jqe.2021.36717.2351>
- بهشتی، محمد باقر؛ محمد زاده، پرویز و قاسملو، خلیل، (۱۳۹۷). تحلیل تغییرات ساختاری و مزیت رقابتی بخش‌های اقتصادی استان‌های کشور با استفاده از مدل تغییر سهم پویای فضایی. فصلنامه پژوهش‌های سیاست‌های اقتصادی، ۲۶(۸۸): ۷۱-۱۰۶. <http://qjerp.ir/article-1-1948-fa.html>
- جالایی اسفندآبادی، سید عبدالمجید و میرزایی، فتانه، (۱۳۹۳). تأثیر نرخ ارز واقعی مدل (ادواردز) بر سرریز تکنولوژی در ایران. فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، ۱۱(۲): ۶۷-۴۱. https://jqe.scu.ac.ir/article_11849.html?lang=fa
- جواهری، بختیار؛ قادری، سامان؛ قماش، نیکو و امانی، رامین، (۱۴۰۳). بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی و ردپای اکولوژیکی بر رشد اقتصادی کشورهای اوپک. نشریه علمی پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۲۴(۱): ۲۷-۵۶. https://ecor.modares.ac.ir/article_13584.html
- حکم‌اللهی، یاسمن؛ طیب‌نیا، علی و مهرآرا، محسن، (۱۴۰۱). بررسی اثر آزادسازی تجاری و تغییرات ساختاری بر بهره‌وری کل عوامل در کشورهای منتخب (۲۰۱۸-۲۰۰۰). فصلنامه علمی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۱۲(۴۸): ۲۹-۱۵. <https://doi.org/10.30473/egdr.2021.59625.6246>

- رحیمی، فرشته؛ سایه میری، علی؛ قاسمیان، نرگس و شایان، عبدالله، (۱۴۰۰). اثر شاخص پیچیدگی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای (MENAT2008-2017). *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، ۱۱ (۳۶): ۱۵-۱. <https://doi.org/10.30495/jae.2021.18181>
- دی واس، دی. ای. (۱۴۰۲). پیمایش در تحقیقات اجتماعی. ترجمه هوشنگ نائینی. نشر نی. <https://nashreney.com/product>
- کوزنتس، سیمون، (۱۳۷۲). رشد نوین اقتصادی. ترجمه قره باغیان، تهران: موسسه خدمات فرهنگی رسا. <https://library.iut.ac.ir/Inventory/101/5965.htm>.
- عزیزی، زهرا، (۱۳۹۸). اثر آستانه‌ای پیچیدگی اقتصادی بر مصرف انرژی در ایران با استفاده از یک الگوی رگرسیون انتقال ملایم. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*. دوره و شماره: ۸، شماره ۳۲، ۱۰۳-۱۲۷. <https://doi.org/10.22084/aes.2019.18854.2858>
- محمدی خیاره، محسن؛ و زیوری، امینه، (۱۴۰۱). تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای-N-11 با استفاده از رویکرد Panel ARDL. *پژوهش نامه اقتصادی*، ۲۲ (۸۶): ۲۱۹-۱۸۵. <https://doi.org/10.22054/joer.2023.71043.1105>
- مشیری، سعید؛ و التجائی، ابراهیم، (۱۳۸۷). اثر تغییرات ساختاری بر رشد اقتصادی کشورهای تازه صنعتی شده. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۲ (۳۶): ۱۱۳-۸۵. https://ijer.atu.ac.ir/article_3567.html?lang=fa

References

- Abiad, A., Baris, K., Bertulfo, D., Camingue-Romance, S., Feliciano, P., Mariasingham, J., Mercer-Blackman, V., & Bernabe, J., (2018). *The Impact of Trade Conflict on Developing Asia* (Working Paper No. 566). Asian Development Bank. <https://doi.org/10.22617/WPS189722-2>
- Aboutorabi, M. A., Hajamini, M., & Tohidi, S., (2021). Financial System Performance and Inflation in Iran: Some Stylized Facts. *qjefp 2021*; 9 (33): 41-76. <http://qjefp.ir/article-1-1201-fa.html> (In Persian).
- Anvari, E., moradi, P. & Arman, S. A., (2024). The Effect of cross-over effect of positive and negative monetary regimes on the incomplete and asymmetric Degree of Exchange Rate Pass-Through with: NARDL and Markov-switching Method. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 21(2), 127-159. <https://doi.org/10.22055/jqe.2021.36717.2351> (In Persian).
- Avom, D., & Ndoya, H., (2022). Does country stability spur economic complexity? Evidence from panel data. *Applied Economics Letters*, 30(16), 2259-2264. <https://doi.org/10.1080/13504851.2022.2133890>
- Azizi, Z., (2020). The Threshold Effect of Economic Complexity on Energy Consumption in Iran Using Smooth Transition Regression Model. *The Iranian Journal of Applied Economic Studies*, 8(32): 103-127. <https://doi.org/10.22084/aes.2019.18854.2858>. (In Persian).
- Barbosa-Filho, N. H., (2006). Exchange Rates, Growth and Inflation. Paper presented at the Annual Conference on Development and Change, Campos do Jordão, Brazil, November 17-20.

https://www.researchgate.net/publication/229048238_Exchange_rates_growth_and_inflation

- Beheshti, M. B., Mohammadzadeh, P., & Ghasemloo, K., (2019). Structural Changes and Competitive Advantages in Iran's Provinces: A Dynamic Spatial Shift- Share Analysis. *qjerp* 2019; 26 (88) :71-106. <http://qjerp.ir/article-1-1948-fa.html> (In Persian).
- Branson, W. H., Guerrero, I. M., & Gunter, B. G., (1998). *Patterns of Development 1970-1994*. WBI Working Papers Washington, D.C. : World Bank Group. <https://documents.worldbank.org/curated/en/723331468739371693/pdf/multi-page.pdf>
- Bresser-Pereira, L. C., (2014). *A Construção Política do Brasil: Sociedade, economia e Estado desde a Independência*. São Paulo (Brazil): Editora 34. <https://www.loc.gov/item/hlas-bi2017003751/>
- Brito, S., Magud, N. E., & Sosa, S., (2018). Real Exchange Rate, Economic Complexity, and Investment. (IMF Working Paper No. WP/18/107). International Monetary Fund, Institute for Capacity Development. <https://doi.org/10.5089/9781484359943.001>
- Caldarola, B., Mazzilli, D., Patelli, A., & Sbardella, A., (2024). Structural Change, Employment, and Inequality in Europe: An Economic Complexity Approach (*UNU-MERIT Working Paper* No. 2024-033). <https://hdl.handle.net/10419/326929>
- Camargo, J. S. M. & Gala, P., (2017). The Resource Curse Reloaded: Revisiting the Dutch Disease with Economic Complexity Analysis. (Erişim: 13.01.2020). <https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/18037>.
- Can, M., Balsalobre-Lorente, D., Adedoyin, F. F. & Mercan, M., (2023). The Impact of Trade Openness, Export Concentration and Economic Complexity on Energy Demand among G7 Countries. *Energy & Environment*, 34(1), 1–22. <https://doi.org/10.1177/0958305X221133432>
- Chen, C., Salike, N. & Thorbecke, W., (2023). Exchange Rate Effects on China's Exports: Product Sophistication and Exchange Rate Elasticity. *Asian Economic Journal*, 37(3), 371–400. <https://doi.org/10.1111/asej.12295>
- Chenery, H. & Syrquin, M., (1975). *Patterns of development 1950-1970*. World Bank and Oxford University Press. <https://documents1.worldbank.org/curated/en/482491468328816108/pdf/11913.pdf>
- Chenery, H. B., (1979). *Structural change and development policy*. Published for the World Bank by Oxford University Press. <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000040874>
- Chu, L. K., (2020). The Effects of Financial Development on Economic Sophistication: Evidence from Panel Data. *Applied Economics Letters* 27 (15), 1260–1263. <https://doi.org/10.1080/13504851.2019.1676866>
- Cizmović, M., Shachmurove, Y. & Vulanovic, M., (2020). Real Effective Exchange Rates and Deindustrialization: Evidence from 25 Post-Communist Eastern European countries. SSRN Working Paper No. 3667183. <https://ssrn.com/abstract=3667183>
- Danilov, D. & Magnus, J. R., (2004). On the harm that ignoring pretesting can cause. *Journal of Econometrics*, 122(1), 27–46. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2003.10.018>
- De Wass, D. A., (2023). *Surveying in Social Research*. Translated by Houshang Naini. Ney Publications. <https://nashreneny.com/product>. (In Persian).

- De Luca, G., & Magnus, J. R., (2011). Bayesian Model Averaging and Weighted Average Least Squares: Equivariance, Stability, and Numerical Issues. *The Stata Journal*, 11(4), 518–544. <https://doi.org/10.1177/1536867X1201100402>
- Dietrich, A., (2009). *Does growth cause structural change, or is it the other way round?: A dynamic panel data analyses for seven OECD countries* (Jena Economic Research Paper No. 2009-034). Friedrich Schiller University Jena and Max Planck Institute of Economics. <https://hdl.handle.net/10419/31735>
- Furtado, C., (1964). Development and underdevelopment. University of California Press. <https://www.ucpress.edu/books/development-and-underdevelopment>
- Gabriel, L. F., & Missio, F. J., (2018). Real Exchange Rate and Economic Complexity in a North-South Structuralist BoPG Model. *PSL Quarterly Review*, 71(287), 439–465. https://doi.org/10.13133/2037-3643_71.287_6
- Gala, P., (2007). Real Exchange Rate Levels and Economic Development: Theoretical Analysis and Econometric Evidence. *Cambridge Journal of Economics*, 32(2), 273–288. <https://doi.org/10.1093/cje/bem042>
- Hausmann, R., Hwang, J., & Rodrik, D., (2007). What You Export Matters. *Journal of Economic Growth*, 12(1), 1-25. <https://doi.org/10.1007/s10887-006-9009-4>
- Hausmann, R., Hidalgo, C. A., Bustos, S., Coscia, M., Simoes, A., & Yildirim, M. A., (2013). *The Atlas of Economic Complexity: Mapping Paths to Prosperity*. MIT Press. <https://doi.org/10.7551/mitpress/9647.001.0001>
- Hickson, J., (2017). The Atlas of Economic Complexity: A Review. *Newcastle Business School Student Journal*, 1(1), 27–33. <https://novaos.newcastle.edu.au/uonsbj/index.php/uonsbj/article/view/15>
- Hidalgo, C. A., Klinger, B., Barabási, A. L., & Hausmann, R., (2007). The Product Space Conditions the Development of Nations. *Science*, 317(5837), 482–487. <https://doi.org/10.1126/science.1144581>
- Hidalgo, C. A., & Hausmann, R., (2009). The Building Blocks of Economic Complexity. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 106(26), 10570–10575. <https://doi.org/10.1073/pnas.0900943106>
- Hidalgo, C. A., (2023). The Policy Implications of Economic Complexity. *Research Policy*, 52, 104863. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2023.104863>
- Hirschman A., (1958). *The Strategy of Economic Development*, New Haven (CT): Yale University. https://books.google.com/books/about/The_Strategy_of_Economic_Development.html?id=wls-AAAAYAAJ
- Hokmollahi, Y., Taiebnia, A. & Mehrara, M., (2022). Investigate the Effect of Trade Liberalization and Structural Changes on Total Factor Productivity. *Economic Growth and Development Research (EGDR)*, 12(48): 15-28. <https://doi.org/10.30473/egdr.2021.59625.6246>. (In Persian).
- Iasco-Pereira, H. C. & Missio F. J., (2022). Real Exchange Rate And Structural Change: Theory And Empirical Evidence. *Investigación Económica*, 81(320), 81–107. <https://doi.org/10.22201/fe.01851667p.2022.320.81546>
- Jaadi, Z., (2025). *Principal Component Analysis: A Step-by-Step Explanation*. Built In. <https://builtin.com/data-science/principal-component-analysis>
- Jalaei Esfandabadi, S. A., & Mirzaei F., (2014). The effect of real exchange rate (Edwards model) on technology spillover in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative*

- Economics (Former Economic Reviews)*, 11(2), 41–67.
https://journals.scu.ac.ir/article_11849.html (in Persian).
- Javaheri, B., Ghaderi, S. Ghomashi, N. & Amani, R., (2024). Investigating the impact of economic complexity and ecological footprint on economic growth in OPEC countries. *Economic Research and Perspectives*, 24(1): 27-56.
https://ecor.modares.ac.ir/article_13584.html. (In Persian).
- Jolliffe, I. T., & Cadima, J., (2016). Principal Component Analysis: A Review and Recent Developments. *Philosophical Transactions of the Royal Society A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, 374(2065), 20150202.
<https://doi.org/10.1098/rsta.2015.0202>
- Kaldor, N., (1967). Problems of Industrialization in Underdeveloped Countries. In *Strategic factors in economic development* (pp. 53–72). Ithaca, NY: Cornell University Press. <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000059743>
- Kamin, S. B., & Klau, M., (1998). Some Multi-Country Evidence on the Effects of Real Exchange Rates on Output. *FRB International Finance Discussion Paper*, (611).
<https://doi.org/10.17016/IFDP.1998.611>
- Kelbore, Z. G., (2014). *Multidimensional Structural Transformation Index: A New Measure of Development*. Munich Personal RePEc Archive (MPRA Paper No. 62920).
<https://mpira.ub.uni-muenchen.de/62920/>
- Kelly, A. M., Ketu, I., Tchachet Tchouto, J.-E., & Nembot Ndeffo, L., (2024). Investigating the Link Between Exhaustion of Natural Resources and Economic Complexity in Sub-Saharan Africa. *African Development Review*, (36)3, 486–502.
<https://doi.org/10.1111/1467-8268.12750>
- Koop, G., (2003). *Bayesian Econometrics*. John Wiley & Sons Ltd.
<https://www.wiley.com/en-us/shop/general-introductory-economics/bayesian-econometrics-p-9780470845677>
- Kuznets, S., (1971). Modern economic growth: Findings and reflections (Nobel Prize lecture). NobelPrize.org. <https://www.nobelprize.org/prizes/economic-sciences/1971/kuznets/lecture/>
- Kuznets, S., (1993). *Modern Economic Growth*. Translated by Qarabaghian, Tehran: Rasa Cultural Services Institute. <https://library.iut.ac.ir/Inventory/101/5965.htm>. (In Persian).
- Lapatinas, A., (2019). The Effect of the Internet on Economic Sophistication: An Empirical Analysis. *Economics Letters*, 174, 35–38.
<https://doi.org/10.1016/j.econlet.2018.10.013>
- Leamer, E., Maul, H., Rodriguez, S., & Schott, P.K., (1999). Does Natural Resource Abundance Increase Latin American Income Inequality?. *Journal of Development Economics*, 59, 3–42. [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(99\)00002-4](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(99)00002-4)
- Lilien, D. M., (1982). Sectoral shifts and cyclical unemployment. *Journal of Political Economy*, 90(4), 777–793. <https://doi.org/10.1086/261088>
- McMillan, M. S., & Rodrik, D., (2011). *Globalization, Structural Change and Productivity Growth*. NBER Working Paper No. w17143. Cambridge MA, National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w1714>
- Magnus, J. R., & Durbin, J., (1999). Estimation of regression coefficients of interest when other regression coefficients are of no interest. *Econometrica*, 67(3), 639–643.
<https://doi.org/10.1111/1468-0262.00041>

- Masanjala, W. H., & Papageorgiou, C., (2008). Rough and Lonely Road to Prosperity: A Reexamination of the Sources of Growth in Africa Using Bayesian Model Averaging. *Journal of Applied Econometrics*, 23 (5), 671–682. <https://doi.org/10.1002/jae.1013>
- Mohammadi Khyareh, M. & Zivari, A., (2022). The Impact of Economic Complexity on Economic Growth in N-11 Countries: A Panel ARDL Approach Study. *Economics Research*, 22(86): 185-219. <https://doi.org/10.22054/joer.2023.71043.1105> (In Persian)..
- Moshiri, S. & Eltejaei, E., (2008). Structural Changes and Economic Growth in the New Industrialized Countries. *Iranian Journal of Economic Research*, 12(36): 85-113. https://ijer.atu.ac.ir/article_3567.html?lang=fa. (In Persian).
- Myrdal, G., (1957). Economic theory and under-developed regions. G. Duckworth. <https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=2273735>
- Nguyen, C. P., Schinckus, C., & Su, T. D., (2020). The Drivers of Economic Complexity: International Evidence from Financial Development and Patents. *International Economics*, 164, 140–150. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2020.09.004>
- Nguyen, C. P., & Su, T. D., (2021). Financing the Economy: The Multidimensional Influences of Financial Development on Economic Complexity. *Journal of International Development* 33 (4), 644–684. doi:10.1002/jid.3541. <https://doi.org/10.1002/jid.3541>
- Nurkse, R., (1953). Problems of capital formation in underdeveloped countries. Oxford University Press. <https://ia801504.us.archive.org/33/items/in.ernet.dli.2015.458735/2015.458735>.
- Peneder, M., (2003). Industrial Structure and Aggregate Growth. *Structural Change and Economic Dynamics*, 14(4), 427-448. [https://doi.org/10.1016/S0954-349X\(02\)00052-8](https://doi.org/10.1016/S0954-349X(02)00052-8)
- Prebisch R., (1964). Nueva política comercial para el desarrollo, México: Fondo de Cultura Económica. https://books.google.com/books/about/Nueva_pol%C3%ADtica_comercial_para_el_desarrr.html
- Rahimi, F.; Sayeh Miri, A.; Ghasemian, N. & Shayan, A., (2021). The Effect of Economic Complexity Index on Economic Growth of Countries (MENAT2008-2017). *Applied Economics*, 11(36): 1-15. [10.30495/jae.2021.18181](https://doi.org/10.30495/jae.2021.18181). (In Persian).
- Raftery, A. E., (1995). Bayesian Model Selection in Social Research. *Sociological Methodology*, 25, 111–163. <https://doi.org/10.2307/271063>
- Rodrik, D., (2006). Industrial Development: Stylized Facts and Policies. Draft Prepared for the U.N.-DESA Publication *Industrial Development for the 21st Century*. Retrieved from: <https://drodrik.scholar.harvard.edu/publications/industrial-development-stylized-facts-and-policies-revised>
- Rodrik, D., (2008). The Real Exchange Rate and Economic Growth. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2008 (2), 365–412. <https://doi.org/10.1353/eca.0.0020>
- Rosenstein-Rodan, P.N., (1943). Problems of industrialization in Eastern Europe and South-Eastern Europe. *Economic Journal*, n.53. <https://doi.org/10.2307/2226317>
- Saadi, M., (2020). Remittance Inflows and Export Complexity: New Evidence from Developing and Emerging Countries. *The Journal of Development Studies* 56(12), 2266–2292. <https://doi.org/10.1080/00220388.2020.1755653>

- Sachs, J. D. & Warner, A. M., (1999). The Big Push, Natural Resource Booms and Growth. *Journal of Development Economics*, 59(1), 43-76. [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(99\)00005-X](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(99)00005-X)
- Satnarine-Singh, N., Hosein, R., & Saridakis, G., (2024). Structural Change and Export Diversification: A Comparison of CARICOM's Position. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 33(6), 1163–1189. <https://doi.org/10.1080/09638199.2023.2240910>
- Shlens, J., (2014). *A Tutorial on Principal Component Analysis* (Version 3.02). <https://arxiv.org/pdf/1404.1100>
- Silva Junior, E. A., Fagundes, M. B. B., & Figueiredo, A. M. R., (2021). Economic Complexity: A Systematic Review of Literature. <https://doi.org/10.12957/desafio.2021.10863>
- Squalli, J., & Wilson, K., (2011). A new measure of trade openness. *The World Economy*, 34(10), 1745–1770. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2011.01404.x>
- Syrquin, M., (1986). Growth and Structural Change in Latin America since 1960: a Comparative Analysis. *Economic Development and Cultural Change*, 34(3), 433-454. <https://doi.org/10.1086/451544>
- Tacchella, A., Cristelli, M., Caldarelli, G., Gabrielli, A., & Pietronero, L., (2012). A New Metrics for Countries' Fitness and Products' Complexity. *Scientific Reports*, 2, 723. <https://doi.org/10.1038/srep00723>
- Teixeira, A.A.C. & Queirós, A.S.S., (2016). Economic Growth, Human Capital and Structural Change: A Dynamic Panel Data Analysis. *Research policy*, 45(8), 1636-1648. <https://ideas.repec.org/a/eee/respol/v45y2016i8p1636-1648.html>
- Timmer, C. P., & Akkus, S., (2008). The structural transformation as a pathway out of poverty: Analytics, empirics and politics. *Center for Global Development Working Paper*, (150). <https://doi.org/10.2139/ssrn.1213154>
- Yalta, A. Y., & Yalta, T., (2021). Determinants of Economic Complexity in MENA Countries. *Journal of Emerging Economies and Policy*, 6(1), 5–16. <http://dergipark.org.tr/joeep>
- Zechlin, L., (2025). Economic Complexity and Financial Development: A Multilayered Analysis of the European Union (Working Paper No. 258/2025). *Berlin School of Economics and Law, Institute for International Political Economy (IPE)*. <https://hdl.handle.net/10419/323944>

**Applied Economics Studies, Iran (AESI)**P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X - Journal Homepage: <https://aes.basu.ac.ir/>

Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran. Owner & Publisher: Bu-Ali Sina University.

© Copyright © 2026 The Authors. Published by Bu-Ali Sina University.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Bu-Ali Sina University

Analysis of the Impact of Fiscal Illusion on Economic Well-Being in Iran with a Focus on the Role of Government Size

Shahryar Zaroki¹ , Ahmadreza Ahmadi² , Mahdiyeh Mohamad Hoseinzadeh³ 

Type of Article: Research

 <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32027.3866>

Received: 2025.12.04; Revised: 2026.01.24; Accepted: 2026.02.20

Pp: 183-212

Abstract

The impact of fiscal illusion on economic well-being is significant because it causes perceptual errors in evaluating real income and expenditures, influencing financial decision-making and economic policies that ultimately lead to fluctuations and changes in economic well-being. Therefore, given this importance, the primary objective of the present study is to examine the effect of fiscal illusion on economic well-being in the context of government size during the period from 1978 to 2023. To this end, economic well-being and fiscal illusion were first measured using a composite index based on four dimensions and the multiple indicators-multiple causes (MIMIC) method. Then, considering the potential asymmetric effect of fiscal illusion on economic well-being, coefficient estimation was performed using the nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) approach. The results indicate that an increase in government size reduces the positive impact of positive shocks and the negative impact of negative shocks of fiscal illusion on economic well-being, meaning that government size plays a moderating role in this relationship. Additionally, the positive effect of fiscal illusion during positive shocks on economic well-being is significantly stronger than its negative effects during negative shocks. Among control variables, per capita income and economic growth had positive effects on economic well-being, while inflation had a negative effect. Another finding reveals that economic well-being significantly declined during the years 2017 to 2023.

Keywords: Economic Well-Being, Fiscal Illusion, Government Size, MIMIC, Iran.

JEL Classification: O17, H52, C22.

1. Department of Energy Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran. (Corresponding Author).

Email: Sh.zaroki@umz.ac.ir

2. Department of Theoretical Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

3. Department of Energy Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.

Citations: Zaroki, S., Ahmadi, A. & Mohamad Hoseinzadeh, M., (2026). Analysis of the Impact of Fiscal Illusion on Economic Well-Being in Iran with a Focus on the Role of Government Size. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 15(58): 183-212. <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32027.3866>

Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_6763.html?lang=en

1. Introduction

Since the collapse of the Berlin Wall in 1989, many transitional societies have witnessed significant improvements in their welfare levels. Consequently, welfare enhancement has become a major concern for policymakers, who strive to demonstrate their commitment to public well-being. In Iran, following the 1979 Revolution, people demanded better living standards, social justice, and general welfare. However, in the early post-revolution years, these aspirations were not fully realised. Numerous factors influence a country's economic well-being. Empirical studies (e.g., Sowa & Edpri, 2007; Nan & Zhang, 2018; Wu & Liu, 2023) show that government and public expenditure play a significant role in economic and social welfare. Thus, government spending can be regarded as one of the most critical determinants of economic well-being. The undeniable roles of governments in resource allocation, economic stabilization, production of public goods, and income redistribution are well-established in economics. Increasing government intervention in fiscal matters has led to rising revenues and expenditures. In Iran, the expansion of public sector activities has made it difficult for the government to secure resources for its duties. Consequently, budget deficits and financing methods have become a challenge. Identifying the causes of public expenditure growth is a central theme in public sector economics. Among various theories, the fiscal illusion hypothesis has received considerable attention (Maddah & Jeyhoon-Tabar, 2018).

Fiscal illusion refers to a systematic misperception by taxpayers of the actual tax burden and the cost of public goods. It arises from complex tax structures, indirect taxes, or debt financing, leading taxpayers to underestimate the true cost of government. This illusion can distort individual financial decisions and aggregate policy outcomes, ultimately affecting economic well-being. While traditional research has focused on fiscal illusion's impact on budget deficits or government size, its direct and indirect effects on economic welfare remain underexplored – especially in developing countries like Iran.

Moreover, most earlier studies assume a linear and symmetric relationship between fiscal illusion and welfare, ignoring potential asymmetries. The role of government size as a moderating variable in this relationship has also been largely overlooked. Given these gaps, the present study aims to: (i) compute a fiscal illusion index for Iran over the period 1978–2023 using the Multiple Indicators-Multiple Causes (MIMIC) approach; (ii) examine the asymmetric impact of fiscal illusion on economic well-being; and (iii) analyse how government size moderates this relationship. To achieve these goals, we employ a Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) model, which captures both short-run and long-run asymmetries. The findings are expected to provide valuable insights for fiscal policy design in resource-dependent economies like Iran.

3. Discussion

The empirical results reveal several important findings. First, fiscal illusion exerts an asymmetric effect on economic well-being in Iran. Positive shocks to fiscal illusion have a significantly larger positive impact (0.054) than the negative impact of negative shocks (0.017). This supports behavioral economics theories suggesting that cognitive errors such as fiscal illusion generate stronger psychological and economic responses when they temporarily boost consumption and economic confidence than when they reduce them. The stronger effect of positive shocks implies that during periods when taxpayers underestimate

the true tax burden, perceived wealth increases, stimulating consumption and short-run welfare, albeit often at the cost of future fiscal imbalances.

Second, government size plays a clear moderating role. An increase in government size reduces both the positive effect of positive fiscal illusion shocks and the negative effect of negative shocks on economic well-being. This means that a larger government (higher expenditure-to-GDP ratio) dampens welfare fluctuations induced by fiscal illusion. In other words, the public sector acts as a stabilizer: it limits the illusory welfare gains during positive shocks but also cushions the welfare losses during negative shocks. Consequently, government expansion can be viewed as a negative factor when fiscal illusion is rising (since it reduces undeserved welfare gains) but as a positive factor when fiscal illusion is falling (since it protects against welfare declines). The moderating role is consistent with earlier findings (e.g., [Afonso & Furceri, 2010](#); [Kunawotor et al., 2025](#)) that larger governments can smooth economic fluctuations through automatic stabilizers and counter-cyclical policies.

Third, among control variables, per capita income and economic growth positively affect economic well-being, while inflation has a negative effect – in line with standard economic theory. The dummy variable for 2017–2023 (post-JCPOA sanctions intensification) shows a significant 24% decline in economic well-being, highlighting the severe welfare cost of heightened international sanctions. Finally, the error correction term (-0.37) confirms that about 37% of any deviation from long-run equilibrium is corrected within one period, validating the existence of a stable long-run relationship.

These findings have important policy implications. Policymakers should avoid excessive government expansion that might erode productive efficiency, but maintain a balanced government size that can mitigate the adverse welfare effects of fiscal illusion. Given the asymmetric nature of the effects, regulatory policies should be designed to manage positive shocks (which have broader welfare implications) while simultaneously cushioning negative shocks. Controlling inflation and fostering sustainable per capita income growth remain essential for improving economic well-being in Iran.

4. Conclusion

This study examined the asymmetric effect of fiscal illusion on economic well-being in Iran, emphasising the moderating role of government size over the period 1978–2023. Using a composite index for well-being, a MIMIC-based measure of fiscal illusion, and a NARDL modelling framework, the analysis yielded several key conclusions.

Fiscal illusion has a significant but asymmetric impact on economic well-being: positive shocks to fiscal illusion increase well-being more than three times as strongly as negative shocks decrease it. Government size moderates this relationship – a larger government reduces both the positive effect of positive shocks and the negative effect of negative shocks, thereby stabilizing welfare fluctuations. Among control variables, per capita income and economic growth enhance well-being, while inflation erodes it. The post-JCPOA sanctions period (2017–2023) caused a substantial 24% decline in economic well-being.

These results underscore the importance of designing fiscal policies that account for behavioral biases and the stabilising function of government size. Policymakers should avoid both excessive government expansion (which may waste resources) and excessively small government (which may leave the economy vulnerable to illusion-driven volatility).

Instead, an optimal government size that balances efficiency with stability is recommended. Controlling inflation and sustaining real income growth remain essential for long-term welfare improvement.

The study has limitations. First, the MIMIC estimation of fiscal illusion relies on available proxies; alternative indicators might yield different results. Second, the analysis focuses on Iran, limiting generalizability to other resource-dependent or developing economies. Third, the dummy variable for sanctions captures only the post-JCPOA period; future research could incorporate time-varying sanction intensity measures. Further studies could explore cross-country comparisons, micro-level survey experiments on fiscal illusion, or the role of institutional quality in shaping the illusion-welfare nexus.

Acknowledgments

In the end, the authors of the article consider it necessary to appreciate all the people who added to the richness of the article with their comments.

Author Contributions

The contribution of all authors to the writing of the article has been equal.

Conflict of Interest

In adherence to ethical publication standards, the authors affirm that there are no conflicts of interest, either personal or financial, that could have influenced the content or conclusions presented in this research.



فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
 شاپای چاپی: ۲۵۲۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲۲-۲۳۲۲ - وبسایت نشریه: <https://aes.basu.ac.ir>
 نشریه گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.
 حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۵ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی سینا است.
 این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
 Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).



تحلیل تأثیر توهم مالی بر رفاه اقتصادی در ایران با تمرکز بر نقش اندازه دولت

شهریار زروکی^۱، احمد رضا احمدی^۲، مهدیه محمدحسین زاده^۳

نوع مقاله: پژوهشی

شناسه دیجیتال: <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32027.3866>

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۹/۱۳، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۱۱/۰۴، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۲/۰۱

صص: ۲۱۲-۱۸۳

چکیده

بررسی اثر توهم مالی بر رفاه اقتصادی اهمیت به سزایی دارد؛ زیرا این پدیده موجب بروز خطاهای ادراکی در ارزیابی واقعی درآمد و مخارج شده و تصمیم‌گیری‌های مالی و سیاست‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد که در نهایت به نوسانات و تغییرات رفاه اقتصادی منجر می‌شود؛ بنابراین، با توجه به چنین اهمیتی، هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی تأثیر توهم مالی بر رفاه اقتصادی در پرتو اندازه دولت طی بازه زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۴۰۲ ه.ش. است. بدین منظور ابتدا رفاه اقتصادی و توهم مالی به ترتیب با استفاده از شاخص ترکیبی مبتنی بر چهار بُعد و روش شاخص چندگانه-علل چندگانه محاسبه و سپس با توجه به امکان وجود اثر احتمالی نامتقارن توهم مالی بر رفاه، برآورد ضرایب با استفاده از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی انجام شده است. نتایج حاکی از آن است که افزایش اندازه دولت موجب کاهش اثر مثبت شوک‌های مثبت توهم مالی و کاهش اثر منفی شوک‌های منفی آن بر رفاه اقتصادی می‌شود؛ به عبارتی، اندازه دولت نقش تعدیل‌کننده دارد. همچنین اثر مطلوب توهم مالی به هنگام شوک‌های مثبت بر رفاه به مراتب قوی‌تر از اثرات نامطلوب آن به هنگام شوک‌های منفی است. درمیان متغیرهای کنترلی، درآمد سرانه و رشد اقتصادی به طور مثبت و تورم به طور منفی بر رفاه اقتصادی تأثیرگذار بوده‌اند. همچنین، یافته دیگر آن که طی سالیان ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۲، سطح رفاه اقتصادی به نحو معناداری کاهش یافته است.

کلیدواژگان: رفاه اقتصادی، توهم مالی، اندازه دولت، روش میمیک، ایران.

طبقه بندی JEL: O17, H52, C22.

۱. گروه اقتصاد انرژی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران (نویسنده مسئول).

Email: Sh.zaroki@umz.ac.ir

۲. گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

Email: Arz_ahmadi@atu.ac.ir

۳. گروه اقتصاد انرژی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.

Email: Mahy.hzadeh@gmail.com

۱. مقدمه

از زمان فروپاشی دیوار برلین در سال ۱۹۸۹م، بسیاری از جوامع گذار شاهد بهبود قابل توجهی در وضعیت رفاه خود بوده‌اند (زروکی و همکاران، ۱۴۰۲)؛ به‌همین دلیل، موضوع رفاه و ارتقای آن به یکی از دغدغه‌های اصلی جوامع و سیاست‌گذاران تبدیل شده است، به‌طوری که سیاستمداران تلاش دارند خود را متعهد به ایجاد رفاه برای مردم نشان‌دهند. در ایران نیز با وقوع انقلاب، مردم خواسته‌های متعددی ازجمله دستیابی به سطح مطلوبی از زندگی، رفاه عمومی و عدالت اجتماعی داشتند، اما در سال‌های ابتدایی پس از انقلاب، این آرمان‌ها آن‌طور که انتظار می‌رفت تحقق نیافت. براساس ادبیات موجود، عوامل متعددی بر وضعیت رفاه اقتصادی کشورها تأثیرگذار هستند. در مطالعات تجربی مانند: «سوا» و «ادپری»^۱ (۲۰۰۷)، «نان» و «ژانگ»^۲ (۲۰۱۸) و «وو» و «لیو»^۳ (۲۰۲۳) نشان داده شده است که دولت و مخارج دولتی، نقش مهم و معناداری در رفاه اقتصادی و اجتماعی دارند؛ بنابراین، می‌توان مخارج دولت را به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر ارتقای رفاه اقتصادی در نظر گرفت.

نقش‌های غیرقابل انکار دولت‌ها در تخصیص مجدد منابع، تثبیت اقتصادی، نوسانات اقتصادی، تولید کالاهای عمومی، توزیع مجدد درآمد و ثروت در جامعه، از حقایق شناخته شده در اقتصاد است. دخالت فزاینده دولت‌ها در امور مالیاتی منجر به افزایش درآمدها و هزینه‌های دولت می‌شود. علاوه بر تأثیرات اقتصادی متعدد، افزایش فعالیت‌های دولتی در اقتصاد ایران باعث شده تأمین منابع برای انجام وظایف عمومی ازسوی دولت دشوار شود؛ بنابراین، کسری بودجه دولت و روش‌های تأمین آن به چالشی برای اقتصاد کشور تبدیل شده است. شناسایی علل رشد هزینه‌های عمومی یکی از موضوعات اصلی در اقتصاد بخش عمومی است. درباره این مسائل، مطالعات جدی انجام شده و نظریه‌های مختلفی مطرح گردیده است. یکی از این نظریه‌ها، نظریه توهم مالی است (مداح و جیحون تبار، ۲۰۱۸).

دیدگاه سنتی درباره مفهوم توهم مالی^۵ این است که مالیات‌دهندگان به‌صورت سیستماتیک پارامترهای کلیدی مالی مانند مالیات‌ها را به اشتباه درک می‌کنند که این امر باعث انحراف در انتخاب‌های مالیاتی می‌شود. علاوه بر میل^۶ (۱۸۴۸) نیز پیش از این درباره درک مالیات‌های مختلف بحث کرده بود؛ اگر همه مالیات‌ها مستقیم بودند، مالیات‌گیری بسیار بیشتر از حال حاضر درک می‌شد و اطمینانی برای صرفه‌جویی در هزینه‌های عمومی وجود داشت که اکنون نیست. میل (۱۸۴۸) اذعان داشت که یکی از ویژگی‌های مهم توهم مالی، توهم سیاسی^۷ است. این توهم زمانی رخ می‌دهد که سیاستمداران از ابزارهای مالی برای فریب مالیات‌دهندگان استفاده کنند و باعث شوند آن‌ها احساس کنند کمتر از آنچه واقعاً به برنامه‌های دولتی کمک می‌کنند، پرداخت می‌شود (فاسیانی^۸، ۱۹۵۱). در این معنا، مالیات‌دهندگان ممکن است ارزش بیشتری برای هزینه‌های عمومی نسبت به ارزش واقعی آن‌ها قائل باشند که درنهایت منجر به بزرگ‌تر شدن بخش عمومی می‌شود (اوتس^۹، ۱۹۸۸).

برای پنهان کردن ماهیت واقعی مالیات‌ها، سیاستمداران می‌توانند ساختار مالیاتی را به گونه‌ای طراحی کنند که به دلیل پیچیدگی آن، درک عناصر اصلی برای مالیات‌دهندگان دشوار گردد. در نتیجه، آن‌ها به احتمال زیاد بار مالیاتی واقعی خود را کمتر از واقعیت تخمین می‌زنند و این اجازه را به دولت می‌دهد که هزینه‌های عمومی را بدون

¹ Sowa & Edpri² Nan & Zhang³ Wu & Liu⁴ Maddah & Jeyhoon-Tabar⁵ Fiscal Illusion⁶ Mill⁷ Political Illusion⁸ Fasiani⁹ Oates

درک کامل مالیات‌دهندگان افزایش دهد (واگنر^۱، ۱۹۷۶؛ کالیس و جونز^۲، ۱۹۸۷). توهیم مالی همچنین زمانی ایجاد می‌شود که دولت‌ها هزینه‌ها را از طریق بدهی به جای درآمدهای مالیاتی تأمین کنند. طبق نظریه تساوی «ریکاردو»^۳، مردم اگر انتظارات عقلایی داشتند، بین تأمین مالی بدهی و مالیات بی‌تفاوت بودند. اما چون ندارند، به توهیم مالی یا دقیق‌تر، توهیم بدهی^۴ دچار می‌شوند و بدهی‌های مالیاتی آینده را در قالب بدهی عمومی کنونی دست‌کم می‌گیرند. به عبارت دیگر، مالیات‌های جاری نسبت به بدهی‌های عمومی، بار واقعی بیشتری را درک می‌کنند. این انحراف منجر به دست‌کم گرفتن سیستماتیک هزینه‌های عمومی و برنامه‌های دولتی می‌شود؛ بنابراین، توهیم مالی انحراف سیستماتیک درک مالیات‌دهندگان توسط دولت است.

نقش توهیم مالی بر رفاه را می‌توان در ابعادی کلان‌تر و جامع‌تر تحلیل کرد. توهیم مالی که به عنوان درک نادرست مالیات‌دهندگان از بار مالی واقعی مالیات‌ها و سهم‌شان در هزینه‌های عمومی تعریف می‌شود، می‌تواند پیامدهای اقتصادی و اجتماعی قابل توجهی داشته باشد. از منظر اقتصادی، این توهیم منجر به تصمیم‌گیری‌های نادرست مالیاتی و بودجه‌ای می‌شود و باعث افزایش هزینه‌های عمومی بیش از حد لازم می‌گردد؛ که این امر به کاهش کارایی تخصیص منابع و افزایش کسری بودجه منجر می‌شود. از سوی دیگر، اثرات اجتماعی توهیم مالی نیز بسیار مهم است؛ این پدیده موجب کاهش اعتماد عمومی به دولت، افزایش نابرابری و تضعیف سرمایه اجتماعی می‌شود. کاهش اعتماد عمومی به دولت می‌تواند زمینه‌ساز ناپایداری سیاسی و کاهش مشارکت اجتماعی گردد، که همه این‌ها به طور مستقیم و غیرمستقیم رفاه را تحت تأثیر منفی قرار می‌دهند؛ بنابراین، توهیم مالی نه تنها به صورت مستقیم باعث افزایش هزینه‌های عمومی و رشد بخش دولتی می‌شود، بلکه از طریق کارکردهای کلان اقتصادی - اجتماعی، شکاف‌های رفاهی را عمیق‌تر کرده و کیفیت زندگی افراد جامعه را تنزل می‌دهد. به این ترتیب، شناخت و مدیریت توهیم مالی بخش مهمی از سیاست‌گذاری‌هایی است که می‌تواند به حفظ و ارتقای رفاه اجتماعی کمک کند (گیلک حکیم‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۸؛ جیحون تبار، ۱۳۹۷).

باتوجه به خلأ موجود در ادبیات پژوهش‌های پیشین، می‌توان گفت که اغلب مطالعات داخلی و خارجی در زمینه مالیه عمومی و رفاه اقتصادی، بیشتر بر شاخص‌های سنتی همچون کسری بودجه، بدهی دولت یا تورم تمرکز داشته‌اند و کمتر به مفهوم توهیم مالی و پیامدهای آن بر رفاه اقتصادی پرداخته‌اند. همچنین، در بخش قابل توجهی از پژوهش‌ها، اثرات سیاست‌های مالی به صورت متقارن و خطی بررسی شده و از رهیافت‌های غیرخطی و نامتقارن برای شناسایی تفاوت واکنش‌های رفاهی در شرایط مختلف استفاده نشده است. از سوی دیگر، نقش اندازه دولت به عنوان یک متغیر تعدیل‌کننده در رابطه میان توهیم مالی و رفاه اقتصادی، در ادبیات موجود کمتر مورد توجه قرار گرفته است.

بنابراین در مطالعه حاضر ضمن محاسبه شاخص توهیم مالی با روش علل چندگانه - آثار چندگانه (میمیک)^۵ در بازه زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۴۰۲، تلاش شده تا اثرگذاری نامتقارن توهیم مالی بر رفاه اقتصادی در پرتو اندازه دولت مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی^۶ استفاده شده است. در این راستا، ساختار مقاله حاضر بدین صورت سازماندهی شده است که پس از مقدمه، در قسمت دوم به ادبیات پژوهش با تأکید بر ادبیات نظری و ادبیات تجربی پرداخته خواهد شد. در بخش سوم، روش پژوهش و توصیف

¹ Wagner

² Cullis & Jones

³ Ricardian Equivalence Theorem

⁴ Debt Ilusion

⁵ Multiple Indicators-Multiple Causes (MIMIC)

⁶ Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL)

داده‌ها ارائه خواهد شد؛ سپس در بخش چهارم برآورد مدل با داده‌های سری‌زمانی به روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی انجام می‌شود و در پایان، نتایج پژوهش و راهکارها ارائه می‌گردد.

۲. ادبیات موضوع

توهم مالی یکی از مفاهیم کلیدی در اقتصاد رفتاری است که نخستین بار توسط «اروینگ فیشر»^۱ (۱۹۸۲) مطرح شد. این مفهوم به حالتی اشاره دارد که افراد در تصمیم‌گیری‌های مالی خود به متغیرهای اسمی (مثل درآمد یا قیمت اسمی) توجه می‌کنند، نه متغیرهای واقعی (قدرت خرید واقعی)؛ به عبارت دیگر، افراد افزایش درآمد یا دستمزد را نشانه‌ای از بهبود وضعیت اقتصادی خود می‌دانند، حتی اگر تورم باعث کاهش قدرت خرید آن‌ها شده باشد. بر این مبنا، توهم مالی بر رفتار اقتصادی افراد جامعه اثرگذار است و موجب می‌شود افراد نسبت به واقعیت‌های اقتصادی دچار خطای ادراکی شوند؛ در نتیجه، درک نادرست از تغییرات درآمد و قیمت‌ها، تصمیم‌گیری‌های مصرفی، پس‌اندازی و سرمایه‌گذاری آن‌ها را تحت تأثیر قرار داده و از این مسیر، رفاه واقعی جامعه را تغییر می‌دهد؛ بنابراین، توهم مالی نه تنها بر رفتار اقتصادی فرد تأثیر می‌گذارد، بلکه از طریق سیاست‌های اقتصادی و ساختارهای نهادی، اثرات گسترده‌ای بر رفاه کلی جامعه برجای می‌گذارد.

بررسی ادبیات موجود حاکی از آن است که توهم مالی از مجراهای مختلفی می‌تواند بر رفاه اقتصادی اثرگذار باشد؛ مجرای نخست، مخارج دولت است. مخارج دولت به عنوان یکی از ابزارهای اصلی سیاست مالی نقش مهمی در ایجاد و تغییر رفاه دارد. از دید اقتصاد رفتاری، افزایش مخارج دولت به‌ویژه در قالب یارانه‌ها، افزایش حقوق و پرداخت‌های مستقیم، می‌تواند موجب ایجاد توهم مالی شود. این افزایش‌ها معمولاً در قالب تغییرات اسمی درآمد تلقی می‌شوند و افراد آن‌ها را به عنوان نشانه بهبود رفاه درک می‌کنند، حتی اگر تورم و تغییرات قیمت‌ها باعث کاهش قدرت خرید واقعی شود. مطالعات نشان داده‌اند که افزایش مخارج دولت می‌تواند در کوتاه‌مدت باعث رشد مصرف و رضایت ذهنی شود، اما در بلندمدت چنانچه این مخارج بدون تأمین درآمد واقعی باشد، منجر به فشارهای تورمی و کاهش رفاه واقعی می‌گردد. این اثر موقتی از رفاه، نمونه‌ای از کارکرد توهم مالی در اقتصاد کلان است. نظریه‌های انتخاب عمومی همچنین به نقش اندازه دولت در تعدیل روابط اقتصادی اشاره دارند. از یک سو، دولت بزرگ‌تر معمولاً منابع و سازوکارهای بیشتری برای اعمال سیاست‌های تثبیت‌کننده و تنظیم‌کننده در اختیار دارد و می‌تواند شدت نوسانات ناشی از خطاهای ادراکی را کاهش دهد. از سوی دیگر، گسترش بیش از حد دولت ممکن است خود به افزایش پیچیدگی بودجه و مبهم‌تر شدن ارتباط مالیات-خدمات منجر شود و در نتیجه، بسترهای توهم مالی را تشدید کند؛ بنابراین، رابطه میان اندازه دولت و اثرگذاری توهم مالی بر رفاه اقتصادی، از منظر نظری دارای اثرات دوگانه و غیرخطی است و به عنوان یک متغیر تعدیل‌کننده (نه مستقل) در این رابطه ایفای نقش می‌کند (میسولیوک و الدر^۲، ۱۹۸۸؛ دل‌انو و موراو^۳، ۲۰۱۲؛ دل‌انو^۴، ۲۰۲۲).

مجرای دوم، پیچیدگی سیستم مالیاتی است. ساختار پیچیده مالیاتی در بسیاری از کشورها موجب می‌شود شهروندان درک دقیق و شفاف‌ی از مالیات‌های پرداختی نداشته باشند. این پیچیدگی باعث می‌شود بخش عمده‌ای از هزینه‌های مالیاتی به شکل غیرمستقیم و پنهان به مردم منتقل شود، از جمله از طریق مالیات تورمی یا کسری بودجه. در این شرایط، افراد هزینه‌های واقعی پرداختی خود را کمتر از واقعیت درک می‌کنند و این امر زمینه‌ساز شکل‌گیری توهم مالی می‌شود. از منظر نظری، پیچیدگی مالیاتی باعث می‌شود ادراک افراد از رفاه و قدرت خرید

¹ Irving Fisher

² Misiolek & Elder

³ Dell'Anno & Mourao

⁴ Dell'Anno

دچار انحراف شود. این موضوع، به‌ویژه زمانی اهمیت پیدا می‌کند که تصمیمات اقتصادی براساس اطلاعات ناقص و غیرشفاف گرفته شوند. مجرای سوم، توزیع درآمد است. رفاه اقتصادی تنها وابسته به سطح مطلق درآمد نیست، بلکه با درک نسبی از وضعیت اقتصادی افراد و توزیع درآمد در جامعه ارتباط مستقیم دارد. نابرابری در درآمد می‌تواند ادراک افراد از رفاه را تغییر دهد، حتی اگر درآمد اسمی آن‌ها افزایش یافته باشد. توهیم مالی در این کانال به‌معنای این است که افراد صرفاً به تغییرات اسمی درآمد توجه می‌کنند، بدون در نظر گرفتن تغییرات واقعی قدرت خرید یا وضعیت نسبی خود نسبت به دیگران. این خطای ادراکی می‌تواند موجب افزایش موقتی رضایت ذهنی شود، اما در بلندمدت به دلیل افزایش نابرابری و کاهش عدالت اجتماعی، رفاه واقعی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (کانگدن^۱، ۲۰۰۹؛ کوچیا^۲، ۲۰۰۱؛ کاپتین^۳، ۱۹۸۰؛ سادکا^۴، ۱۹۷۶).

مجرای چهارم که به‌نظر مهم‌ترین مجرای اثرپذیری رفاه از توهیم مالی است، مبتنی بر کسری بودجه است. این مجرا نشان می‌دهد که چگونه خطای ادراکی در ارزیابی درآمد و هزینه‌های دولت، می‌تواند تصمیمات مالی را تحت تأثیر قرار دهد و نهایتاً رفاه اقتصادی را تغییر دهد. توهیم مالی باعث می‌شود دولت و سیاست‌گذاران، کسری بودجه را دست‌کم بگیرند یا آن‌را به‌صورت پایدار ارزیابی کنند؛ زیرا تمرکز بر اعداد اسمی درآمد و مخارج است و نه ارزش واقعی آن‌ها. این خطای ادراکی منجر به اتخاذ تصمیماتی نظیر افزایش مخارج بدون تأمین منابع پایدار؛ استقراض بیش از حد و یا چاپ پول می‌شود که مستقیماً کسری بودجه را تشدید می‌کند. از منظر اقتصاد رفتاری، توهیم مالی یک عامل روانی مهم در سیاست‌گذاری مالی است؛ زیرا ادراک اشتباه از وضعیت واقعی درآمد و مخارج، باعث ایجاد ناهماهنگی بین تصمیمات مالی و واقعیت اقتصادی می‌شود. کسری بودجه نیز با اثرات مستقیم و غیرمستقیم بر رفاه جامعه همراه است. به‌نحوی که در کوتاه‌مدت، کسری بودجه ممکن است رفاه اسمی را افزایش دهد؛ به‌دلیل افزایش مخارج دولت یا پرداخت‌های مستقیم، که باعث رشد مصرف و رضایت ذهنی می‌شود. این همان رفاه کاذب است که اقتصاد رفتاری به آن اشاره می‌کند (اثر کوتاه‌مدت). در بلندمدت، کسری بودجه بدون مدیریت صحیح منجر به تورم، افزایش بدهی عمومی و کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود. این عوامل، قدرت خرید واقعی و رفاه بلندمدت جامعه را کاهش می‌دهند (اثر بلندمدت)؛ بنابراین، مسیر توهیم مالی، کسری بودجه و رفاه یک حلقه تصمیم‌گیری مهم است که در آن، خطای شناختی توهیم مالی می‌تواند باعث ایجاد کسری بودجه شود و در نتیجه آن بسته به نحوه مدیریت کسری بودجه، با اثری منفی یا مثبت بر رفاه همراه شود (آلسینا^۵، ۱۹۹۹؛ روس و همکاران^۶، ۲۰۲۲).

۳. مروری بر مطالعات پیشین

در این بخش ابتدا مطالعات داخلی و خارجی و سپس مطالعات مرتبط و سپس نوآوری پژوهش ارائه می‌شود؛ بدین توضیح که با توجه به پیدا نشدن مطالعه‌ای دقیق در راستای مطالعه حاضر توسط نگارندگان، مطالعات تجربی در دو دسته ارائه شده است؛ نخست مطالعاتی که به بررسی اثر توهیم مالی بر کسری بودجه و مخارج دولت می‌پردازد ارائه و سپس پژوهش‌هایی که اثر کسری بودجه بر رفاه را بررسی نمودند گزارش شده است.

¹ Congdon

² Cuccia

³ Kapteyn

⁴ Sadka

⁵ Alesina

⁶ Roth et al.

۳-۱. توهم مالی و بودجه

«هازاریکا» و «نایاک»^۱ (۲۰۲۲) در پژوهشی درک نادرست مالیات‌دهندگان را از بار مالیاتی مورد بررسی قرار دادند. این مطالعه به تحلیل امور مالی ایالتی در هند می‌پردازد تا شواهدی درباره وجود توهم مالی و اثر کاغذ چسبنده^۲ و همچنین اعتبار قانون واگنر در توضیح افزایش هزینه‌های عمومی در طول دهه‌ها را بررسی کند. برای این منظور از روش داده‌های تابلویی برای ۲۰ ایالت هند طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۲۲ م. استفاده شد. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده وجود توهم مالی ناشی از انتقالات مالی بین دولت‌های ایالتی و کسری مالی است. یافته دیگر این پژوهش تأییدی بر وجود اثر کاغذ چسبنده است و براساس آن مکانیسمی وجود دارد که رفتارهای مالی خاصی را در میان افراد جذب و هدایت می‌کند. به نحوی که اگرچه با در نظر گرفتن انتقالات مالی بین ایالتی و کسری مالی، اعتبار قانون واگنر ضعیف‌تر می‌شود؛ درجه همگانی بودن هزینه‌های عمومی در سطح ایالتی، پایین است. همچنین برای بسیاری از ایالت‌ها اتکای فزاینده بر انتقالات مالی بین ایالتی به یک عرف تبدیل شده است. این مسئله بر مالیات‌ستانی در سطح ایالت‌ها تأثیر گذاشته و در نتیجه آن شکاف مالی (کسری بودجه) افزایش یافته است.

«جرارد» و «اونگون»^۳ (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین توهم مالی و سیاست بودجه‌ای در ۱۵ کشور آفریقایی طی دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۲ پرداخته و برای این منظور از روش داده‌های تابلویی استفاده کردند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که رابطه‌ای مثبت بین توهم مالی و کسری بودجه عمومی وجود دارد؛ به نحوی که افزایش یک درصدی در آزادی مالی، به ترتیب منجر به افزایش ۰/۲۷، ۰/۲۴ و ۰/۳ درصدی در کسری بودجه می‌شود و بر این اساس توهم مالی بر سیاست بودجه‌ای تأثیرگذار است.

«مداح» و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای بر مبنای موضوع توهم مالی، مخارج دولت در اقتصاد ایران را مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه تلاش شد تا براساس تئوری‌های انتخاب عمومی، رابطه مالیات و مخارج عمومی دولت در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۶۰ بررسی و سطح مخارج دولت در زمینه تقاضای مؤدیان مالیاتی رأی‌دهنده برای کالاهای عمومی نشان داده شود. بدین منظور یک مدل استاندارد رأی‌دهنده میانه برای ترکیب توهم مالی با روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و الگوی تصحیح خطا برآورد شد. یافته‌های این پژوهش ضمن تأیید وجود کسری بودجه دولت، نشان می‌دهد که توهم مالی در ایران ناشی از سهم زیاد درآمد نفتی در بودجه دولت است که به نوعی مالیات بین نسلی به‌شمار می‌آید.

«بزازان» و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی توهم مالی را منبع بی‌اعتمادی بین دولت و مردم دانستند. هدف این مطالعه بررسی علل و پیامدهای توهم مالی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۷ ه.ش. بوده و برای این منظور توهم مالی در چارچوب الگوی ارتباطات خطی ساختاری تصریح شد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده اندازه توهم مالی در ایران، دولت و توهم مخارجی مصرفی بخش خصوصی نسبت به سطوح بدهی عمومی است.

«زروکی» و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهش خود به بررسی عوامل متعدد تأثیرگذار بر کسری بودجه با تأکید بر توهم مالی در سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۶ م. پرداختند. برای این منظور از تکنیک داده‌های تابلویی پویا و تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی استفاده کردند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که توهم مالی اثر مثبت بر کسری

¹ Hazarika & Nayak

² Flypaper Effect

اثر Flypaper یا اثر کاغذ چسبنده، به پدیده‌ای اشاره دارد که در آن تلاش برای حل یک مشکل، به جای کاهش آن، باعث تشدید یا گسترش بیشتر آن مشکل می‌شود؛ درواقع، اقدامات انجام شده برای رفع یک مسئله، به جای این که آن را از بین ببرند، آن را به شکلی بدتر و پیچیده‌تر بازتولید می‌کنند. این اثر می‌تواند در زمینه‌های مختلفی از جمله سیاست، اقتصاد، جامعه‌شناسی و حتی علوم کامپیوتر رخ دهد.

³ Gérard & Ngwen

بودجه این کشورها دارد؛ به نحوی که اثرپذیری کسری بودجه از توهیم مالی در اقتصاد ایران بیش از سایر کشورهاست. همچنین تورم و درجه باز بودن تجاری نیز با اثری مثبت بر کسری بودجه همراه است.

«گیلک» و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی اثر توهیم مالی بر وضعیت بودجه پرداختند. برای این منظور، کشورهای درحال توسعه را در بازه زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴م. مورد مطالعه قرار داده و از تکنیک داده‌های تابلویی پویا و تخمین زن گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی استفاده کردند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که توهیم مالی، اثری مثبت بر کسری بودجه دارد؛ به نحوی که اثرپذیری کسری بودجه از توهیم مالی در کشورهای صادرکننده نفت بیش از سایر کشورها است. همچنین توهیم مالی بر کسری بودجه در کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط، کمتر از کشورهای با درآمد پایین‌تر از متوسط است.

«جیحون تبار» (۱۳۹۷) در مطالعه خود به بررسی توهیم مالی و پیچیدگی ساختار درآمد دولت در اقتصاد ایران پرداخت. در این پژوهش، فرضیه پیچیدگی ساختار درآمد دولت در اقتصاد ایران در سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۴ ه.ش. مورد آزمون قرار گرفت و برای این منظور مدل تجربی تصریح‌شده با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و الگوی تصحیح خطا برآورد شد. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران مؤدیان مالیاتی دچار توهیم مالی پیچیدگی ساختار مالیات نیستند. همچنین توهیم مالی ناشی از ناملوس بودن مالیات مورد تأیید تجربی قرار نگرفت؛ به نحوی که افراد جامعه به علت وجود درآمد نفتی در اقتصاد ایران تقاضای بیشتری برای مخارج دولت دارند و پیچیدگی سیستم مالیات، علت افزایش تقاضای مخارج عمومی در اقتصاد ایران نیست.

«زروکی» و «زوجی» (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی توهیم مالی که منجر به سوگیری تصمیم در بودجه دولت می‌شود پرداختند و بر این منظور از داده‌های ماهانه ۱۳۹۶-۱۳۸۰ ه.ش. و رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی خطی و غیرخطی استفاده کردند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که رهیافت غیرخطی نسبت به رهیافت خطی می‌تواند تبیینی بهتر از وجود توهیم مالی در اقتصاد ایران ارائه دهد و تأییدی بر وجود توهیم مالی به‌هنگام افزایش و کاهش در نسبت مالیات غیرمستقیم به مالیات مستقیم است؛ به نحوی که به‌هنگام تغییر در نسبت درآمد مالیاتی غیرمستقیم به مستقیم، مخارج دولت به‌طور هم‌جهت تغییر می‌کند. بدین صورت که هرچه مالیات غیرمستقیم نسبت به مالیات مستقیم افزایش یابد، درک مودی مالیاتی از بار مالیاتی خود کاهش می‌یابد؛ زیرا به دلیل کمتر مشاهده‌پذیر بودن مالیات‌های غیرمستقیم نسبت به مالیات‌های مستقیم، افراد احتمالاً مقدار بار مالیاتی خود را کمتر از حد برآورد می‌کنند. این امر موجب کاهش برآورد قیمت مالیات کالاهای عمومی شده و منجر به افزایش تقاضا برای کالاهای عمومی و تبع آن افزایش مخارج دولت می‌شود.

«مداح» و «فراهتی» (۱۳۹۴) در پژوهشی با استفاده از مدل‌های خودرگرسیونی آستانه‌ای و خودرگرسیونی آستانه‌ای گشتاور نحوه واکنش مخارج دولت نسبت به وضعیت بودجه، آن را مورد بررسی قرار دادند؛ سپس با تصریح یک مدل به تفکیک مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم به صورت فصلی طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۰ ه.ش. به آزمون فرضیه وجود توهیم مالی در اقتصاد ایران پرداختند. نتایج این مطالعه حاصل نشان می‌دهد که رابطه علی منفی از مالیات‌های غیرمستقیم به مخارج دولت تا سه وقفه فصلی وجود دارد که پدیده توهیم مالی را در اقتصاد ایران تأکید می‌کند. همچنین توهیم مالی تنها در حالت کاهش مالیات‌های غیرمستقیم در ایران برقرار است.

۳-۲. بودجه و رفاه

«موسی» و همکاران^۱ (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای به بررسی نقش تعدیل‌گری کیفیت حکمرانی در رابطه کسری بودجه و رشد اقتصادی در ۳۴ کشور ثروتمند و ۴۴ کشور فقیر پرداختند. برای این منظور از روش رگرسیون کوانتیل در

¹ Musa et al.

دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۰م. استفاده کردند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که کسری بودجه باعث افزایش پایداری رشد اقتصادی کشورهای ثروتمند می‌گردد. به‌گونه‌ای که در کشورهای کم‌درآمد با نظام رفاه اجتماعی محدود، در صورت میانجیگری کیفیت حکمرانی و ایفای نقش حمایتی دولت، می‌تواند به تقویت رشد پایدار و ارتقای سطح رفاه جامعه منجر شود.

براساس جستجوی نگارندگان و با توجه به مطالعات صورت گرفته و به‌ویژه مطالعات داخلی در حوزه اثرگذاری توهم مالی بر رفاه اقتصادی، پژوهشی مشاهده نشده است؛ از این‌رو، شاید بتوان اذعان نمود نوآوری پژوهش حاضر نسبت به موارد مرتبط قبلی؛ نخست، بررسی نحوه اثرگذاری توهم مالی بر رفاه است. دوم، در مطالعه حاضر تلاش شده است که نقش احتمالی اندازه دولت در رابطه میان توهم مالی و رفاه اقتصادی مدنظر قرار گیرد. سوم، محاسبه شاخص توهم مالی در اقتصاد ایران در بازه حدوداً ۵۰ ساله است؛ که به‌نظر تاکنون طی بازه گسترده مذکور برای اقتصاد کشور مورد محاسبه قرار نگرفته است.

«آندرسن»^۱ (۲۰۱۸) در مقاله خود به بررسی چگونگی تأثیر قوانین بودجه بر اندازه و ساختار بخش دولتی پرداخته و برای این منظور از روش نسل‌های هم‌پوشان در دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۵م. استفاده کرده است. نتایج نشان داد که کسری بیش از حد بودجه منجر به انباشت بدهی می‌گردد و رفاه نسل‌های بعدی را کاهش می‌دهد. همچنین با افزایش بدهی عمومی، بار مالیاتی افزایش و در نتیجه فعالیت‌های بخش دولتی به دلیل افزایش هزینه‌های بازپرداخت بدهی، از بین می‌رود.

«فتحی و همکاران» (۱۴۰۳) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر شوک کسری بودجه، روش‌های تأمین مالی دولت بر شاخص رفاه اقتصادی پرداختند و برای این منظور از الگوی خودرگرسیونی برداری ساختاری و داده‌های سالانه در بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۷۱ ه.ش. استفاده کردند. نتایج این پژوهش دلالت بر آن دارد که کسری بودجه دولت به تنهایی تأثیری بر شاخص مصرف و ثروت ندارد، درحالی‌که تبعات کسری بودجه و روش‌های تأمین مالی می‌تواند صرف و ثروت را تحت‌شعاع قرار دهد.

«معبودی» (۱۴۰۳) در مطالعه خود با به‌کارگیری رویکرد رگرسیون آستانه‌ای تأثیر بدهی عمومی بر رفاه اقتصادی ایران را در دوره ۱۳۹۹-۱۳۶۰ ه.ش. بررسی کرده است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهند که در اقتصاد ایران تخصیص غیربهینه بدهی عمومی و سهم اندک آن در فعالیت‌های مولد به کاهش سرمایه‌گذاری منجر می‌شود. افزایش بدهی عمومی همراه با نقص در سیستم مالیاتی و ناپایداری درآمدهای نفتی، دولت را در بازپرداخت بدهی دچار مشکل می‌کند. همچنین استقراض دولت از سیستم بانکی با افزایش چاپ پول بدون پشتوانه و تورم همراه بوده و در نتیجه افزایش بدهی عمومی، رفاه اقتصادی را کاهش می‌دهد.

«زروکی و همکاران» (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای به بررسی نقش ناترازی بودجه (عمومی، سرمایه‌ای و عملیاتی) بر رفاه اقتصادی در ایران در دوره ۱۴۰۰-۱۳۵۷ ه.ش. پرداختند. بدین منظور از رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی استفاده کردند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که اثر ناترازی بودجه دولت بر رفاه اقتصادی نامتقارن است؛ به‌نحوی که نخست، کاهش‌ها در ناترازی بودجه عمومی با اثری معکوس (مطلوب) بر رفاه اقتصادی همراه بوده و افزایش‌ها در آن اثر معناداری ندارد. دوم، افزایش در ناترازی سرمایه‌ای بودجه با اثر مطلوب همراه است و اندازه اثرگذاری آن از اثرگذاری نامطلوب کاهش‌ها در ناترازی سرمایه‌ای بودجه بیشتر است. سوم، افزایش‌ها در ناترازی عملیاتی بودجه با اثری مطلوب بر رفاه اقتصادی همراه است و این درحالی است که کاهش‌ها در آن اثرگذار نیست. درآمد سرانه و رشد اقتصادی نیز به‌طور مستقیم بر رفاه اثر دارد.

¹ Andersen

«احمدوند» و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای به بررسی اثر مخارج دولت در امور اقتصادی و زیرفصول مربوط به آن در ادوار تجاری بر شاخص رفاه اجتماعی آماریاسن در ایران پرداختند. برای این منظور از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی در دوره ۱۳۵۲-۱۳۹۸ ه.ش. استفاده کردند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که شوک‌های مخارج دولت در امور اقتصادی، فصول کشاورزی، منابع آب، صنعت و معدن و شوک‌های منفی مخارج دولت در امور اقتصادی، فصول منابع آب، فناوری اطلاعات، حمل و نقل و انرژی در طی ادوار تجاری موجب افزایش رفاه اجتماعی شده است.

«اشرفی» و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهش خود پس از طراحی، خطی‌سازی و محاسبه ضرایب الگوی تعادل عمومی و پویای تصادفی برای ایران، توابع واکنش آنی اقتصاد به تکانه مخارج مصرفی و سرمایه‌ای دولت و همچنین درآمدهای نفتی و تکانه پولی را محاسبه و مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تکانه درآمدهای نفتی موجب افزایش مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود. همچنین درخصوص اثر سیاست‌های مالی بر رفاه، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در شرایط ادامه دادن به سیاست‌های موجود، مقدار ضریب لاگرانژ برابر ۳۴ و در صورت اجرای سیاست‌های بهینه برابر با ۱/۹۵ خواهد شد و به بیان دیگر، اتخاذ سیاست‌های بهینه در مخارج دولت می‌تواند موجب افزایش رفاه اقتصادی شود.

«سلیمی‌فر» و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهش خود به بررسی تأثیر بودجه دولت بر شاخص‌های رفاه پرداختند. در این مطالعه با استفاده از روش علی و معلولی و روش‌های اقتصادسنجی و استفاده از داده‌های دوره ۱۳۹۲-۱۳۶۰ ه.ش، اثرات ترکیب بودجه‌ای دولت بر سه بُعد رفاه (شامل: درآمد، توزیع و توانمندی) از طریق شاخص‌های فقر، رفاه آماریاسن و توسعه انسانی در اقتصاد ایران بررسی شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که افزایش درآمد سرانه باعث افزایش کمی و کیفی در استانداردهای زندگی می‌شود و صرف هزینه درآمد اجتماعی بر افزایش کمی و کیفی رفاه تأثیرگذار است.

«راغفر» و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای با بهره‌گیری از یک مدل تعادل عمومی نسل‌های همپوش ۵۵ دوره‌ای اوثر باخ-کوتلیکوف، به شبیه‌سازی سیاست‌های مالیاتی و محاسبه اثرات رفاهی ناشی از اصلاحات مالیاتی بر نسل‌های فعلی و آینده در اقتصاد ایران می‌پردازند. یافته‌های این پژوهش حاکی از آن است که تغییر نرخ پایه مالیاتی از مالیات بر درآمد سرمایه به مالیات بر مصرف تغییر نرخ پایه مالیاتی منجر به افزایش رفاه ۲/۶٪ افراد شده است. همچنین تغییر پایه مالیاتی از مالیات بر درآمد نیروی کار به مالیات بر مصرف با افزایش ۱۰٪ در رفاه همراه است.

«صیادزاده» و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی به بررسی اثرات کسری بودجه بر رشدی اقتصادی و تورم به عنوان مهم‌ترین عوامل موثر بر رفاه در ایران پرداختند. برای این منظور از روش خودرگرسیون برداری ساختاری در دوره زمانی ۱۳۴۵-۱۳۸۵ ه.ش. استفاده کردند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که کسری بودجه دولت تأثیری مستقیم بر تورم در ایران دارد. تورم نیز به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل کاهش رفاه اقتصادی در ایران مطرح شده است. همچنین این پژوهش تأثیر کسری بودجه بر رشد اقتصادی را به عنوان یکی دیگر از کانال‌های ارتباط و تأثیر کسری بودجه بر رفاه اقتصادی معرفی می‌کند.

«موسوی‌چهرمی» و «زایر» (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات کسری بودجه در ایران پرداختند. برای این منظور از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی در دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۴۲ ه.ش. استفاده کردند. این مطالعه نشان می‌دهد که کسری بودجه اثری منفی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. تأثیر منفی کسری بودجه بر سرمایه‌گذاری به دلیل کاهش سطح دسترسی بخش خصوصی به اعتبارات بانکی به دلیل تأمین کسری بودجه دولت از طریق سیستم بانکی باعث گردیده تا سطح اشتغال به عنوان مهم‌ترین مؤلفه رفاه اقتصادی جامعه تضعیف گردد؛

به عبارتی دیگر، افزایش کسری بودجه دولت سبب می‌گردد تا دولت برای جبران این کسری به استقراض از سیستم بانکی روی آورد. این رفتار باعث کاهش دسترسی سایر فعالان بخش اقتصاد به منابع بانکی می‌شود و سطح تولید و اشتغال این مؤسسات را کاهش و سبب افزایش بیکاری می‌شود و در نتیجه آن رفاه جامعه کاهش می‌یابد.

۴. روش‌شناسی پژوهش

۴-۱. ارائه الگوی پژوهش

همان‌طور که در مقدمه بدان اشاره شد، هدف اصلی پژوهش حاضر تحلیل و بررسی نحوه اثرگذاری نامتقارن توهم مالی بر رفاه اقتصادی با توجه به نقش اندازه دولت در ایران است؛ از این‌رو، تمرکز در تصریح الگوی پژوهش بر آن است تا ضمن بررسی اثر نامتقارن توهم مالی بر رفاه اقتصادی و به عبارت دیگر، تفکیک اثر افزایش‌ها در توهم مالی از اثر کاهش‌ها در آن؛ نقش دولت در این اثرگذاری‌ها تجزیه و تحلیل شود. با توجه به درجه انباشت متفاوت متغیرها؛ به‌ویژه متغیر وابسته که دارای درجه انباشت یک است؛ و نیز امکان وجود تأخیر در اثرگذاری متغیرهای مستقل بر رفاه اقتصادی و همچنین مدنظر قرار دادن تأثیر سایر متغیرهای اثرگذار بر رفاه اقتصادی، رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی مورد استفاده قرار می‌گیرد. این رهیافت نخستین بار توسط «شین و همکاران (۲۰۱۴)» ارائه شد؛ در مطالعه ایشان بحث عدم تقارن ضریب یک عامل اثرگذار بر متغیر وابسته در شرایط رونق و رکود مطرح شده است. شین و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از مطالعه پسران و همکاران (۲۰۰۱) الگویی را معرفی می‌نمایند که الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) نام‌گذاری شده است. بر این اساس الگوی پژوهش مبتنی بر رهیافت نامتقارن به صورت معادله (۱) است که در آن $IEWB$ به عنوان متغیر وابسته بیانگر رفاه اقتصادی (شاخص ترکیبی رفاه) بوده و به صورت لگاریتمی در الگو لحاظ شده است. $Fiscall$ بیانگر توهم مالی بوده و با روش میمیک محاسبه شده است. جهت تبیین اثر نامتقارن توهم مالی، $Fiscall$ به شکل $Fiscall_t = Fiscall_0 + Fiscall_t^+ + Fiscall_t^-$ تجزیه شده است؛ به نحوی که انباشت جزئی در تغییرات $Fiscall$ به شکل رابطه (۲) است. GS بیانگر اندازه دولت است و جهت تبیین نقش آن در میزان اثرگذاری نامتقارن توهم مالی بر رفاه، اثر تعاملی آن با توهم مالی ($Fiscall * GS$) در الگو لحاظ شده است. همچنین Inf و IPC و EG به ترتیب بیانگر تورم، درآمد سرانه و رشد اقتصادی است.

$$LnIEWB_t = \gamma^+ Fiscall_t^+ + \gamma^- Fiscall_t^- + \omega^+ (Fiscall^+ * GS)_t + \omega^- (Fiscall^- * GS)_t + \theta Inf_t + \delta IPC_t + \sigma EG_t + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\begin{cases} Fiscall_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta Fiscall_j^+ = \sum_{j=1}^t \text{Max}(\Delta Fiscall_j, 0) \\ Fiscall_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta Fiscall_j^- = \sum_{j=1}^t \text{Min}(\Delta Fiscall_j, 0) \end{cases} \quad (2)$$

بر اساس روابط فوق، الگوی نامتقارن $ARDL(p, q_1, q_2, r_1, r_2, u, v, w)$ به شکل رابطه (۳) طراحی می‌شود. در این رابطه δ ضریب خودهمبستگی، γ و ω ضرایب نامتقارن وقفه‌های توهم مالی و اثر تعاملی آن با اندازه دولت؛ و θ ، δ و σ به ترتیب ضریب وقفه‌های تورم، درآمد سرانه و رشد اقتصادی است.

$$LnIEWB_t = \sum_{j=1}^p \delta_j LnIEWB_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \gamma_j^+ Fiscall_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{q_2} \gamma_j^- Fiscall_{t-j}^- + \sum_{j=0}^{r_1} \omega_j^+ (Fiscall^+ * GS)_{t-j} + \sum_{j=0}^{r_2} \omega_j^- (Fiscall^- * GS)_{t-j} + \sum_{j=0}^u \theta_j Inf_{t-j} + \sum_{j=0}^v \delta_j IPC_{t-j} + \sum_{j=0}^w \sigma_j EG_{t-j} + \tau_t \quad (3)$$

در ادامه مطابق با مطالعه شین و همکاران (۲۰۱۴) رابطه ایستای (۳) به رابطه پویای (۴) تعمیم داده شده است:

$$\begin{aligned} \Delta LnIEWB_t = & \delta LnIEWB_{t-1} + \gamma^+ Fiscall_{t-1}^+ + \gamma^- Fiscall_{t-1}^- + \omega^+ (Fiscall^+ * GS)_{t-1} + \omega^- (Fiscall^- * GS)_{t-1} + \theta Inf_{t-1} + \delta IPC_{t-1} + \sigma EG_{t-1} + \\ & \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta LnIEWB_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \gamma_i^+ \Delta Fiscall_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{q_2-1} \gamma_i^- \Delta Fiscall_{t-i}^- + \\ & \sum_{i=0}^{r_1-1} \omega_i^+ \Delta (Fiscall^+ * GS)_{t-i} + \sum_{i=0}^{r_2-1} \omega_i^- \Delta (Fiscall^- * GS)_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \theta_i \Delta Inf_{t-i} + \end{aligned}$$

$$\sum_{i=0}^{v-1} \delta_i \Delta IPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{w-1} \sigma_i \Delta EG_{t-i} + \vartheta_t \quad (4)$$

که در آن عدم تقارن توهم مالی و اثر تعاملی آن با اندازه دولت در بلندمدت به ترتیب به معنای $\gamma^- \neq \gamma^+$ و $\omega^- \neq \omega^+$ ؛ و در کوتاه مدت به ترتیب به معنای $\gamma_i^- \neq \gamma_i^+$ و $\omega_i^- \neq \omega_i^+$ است. براساس رابطه (۴) می توان اثر نامتقارن توهم مالی و اثر تعاملی آن با اندازه دولت را بر رفاه اقتصادی در کوتاه مدت و بلندمدت آزمون نمود. لازم به توضیح است که داده ها مورد نیاز از پایگاه آماری بانک مرکزی، مرکز آمار ایران، بانک جهانی استخراج شده است.

۴-۲. شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی

شاخص ها در مباحث رفاهی در دو ساختار به کار گرفته می شوند؛ نخست، شاخص های تکی یا منفرد است که توان سنجش و ارزیابی در بُعد خاصی از رفاه را دارند. و دوم، شاخص های ترکیبی که تجمیعی از شاخص های تکی اند و رفاه را از ابعاد مختلف اندازه گیری می کنند. شاخص های ترکیبی به دلیل توانایی در خلاصه کردن حجم زیادی از اطلاعات برای راحت تر کردن درک و فهم عمومی و ارائه تحلیل نهایی، بیشتر مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است. در رتبه بندی مهم ترین شاخص های ترکیبی رفاه براساس معیارهای هدف سیاست عمومی، زمینه در ایجاد تئوری مناسب، امکان تفکیک پذیری، اطمینان و اعتبار شاخص ترکیبی و اجزاء توانایی سازگاری با سری های زمانی و سودمندی برای سیاست گذاران، شاخص $IEWB^1$ با کسب بالاترین نمره در مقام اول قرار گرفت. شاخص $IEWB$ رفاه اقتصادی را تابعی از ابعاد جریان مصرف سرانه مؤثر، خالص انباشت اجتماعی ذخایر و منابع مولد ثروت، نابرابری اقتصادی و ناامنی اقتصادی در نظر می گیرد. در این راستا، برای هر یک از این ابعاد به روش خاصی وزن هایی در نظر گرفته می شود؛ بنابراین، وزن های اختصاص یافته به هر بُعد باتوجه به مشاهدات مختلف، متفاوت خواهد بود (آزبرگ و شارپ، ۲۰۰۹). فرم کلی این شاخص به صورت رابطه (۶) است:

$$IEWB = CF + WS + ID + ES \quad (6)$$

مقدار شاخص رفاه اقتصادی را با اجزای چهارگانه ای اندازه می گیرند که عبارت از جریان مصرف (CF) ، موجودی دارایی مولد (WS) ، توزیع درآمدهای فردی (ID) و سطح امنیت اقتصادی (ES) است (بختیاری و همکاران، ۱۳۹۱). جهت محاسبه شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی، باتوجه به نسبت اهمیت هر یک از اجزای شاخص، به هر کدام از ابعاد به ترتیب، ضرایب مختلفی تعلق می گیرد. در این مطالعه نیز باتوجه به مطالعات گذشته و به پیروی از مطالعه **آزبرگ و شارپ (۲۰۰۹)**، ضرایب اجزاء چهارگانه به ترتیب، $1/4$ به مصرف، $1/1$ به موجودی منابع مولد و به دو جزء توزیع درآمد و امنیت اقتصادی ضریب یکسان $1/25$ اختصاص داده شده است. توضیح پایانی آن که باتوجه به متفاوت بودن واحد سنجش هر یک از ابعاد، قبل از محاسبه میانگین وزنی، مقادیر محاسباتی هر یک از ابعاد نرمالایز می شود. بدین مفهوم که اگر بُعد با x نشان داده شود، از فرمول (۷) آن بُعد نرمال شده است:

$$x_N = \frac{x_i - x_{min}}{x_{max} - x_{min}} \quad (7)$$

با توجه به روش مذکور شاخص ترکیبی رفاه در دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۴۰۲ ه.ش. محاسبه شده است.

¹ Index of Economic Well- being

² Osberg & Sharpe

³ Consumption Flow

⁴ Wealth Stocks

⁵ Distribution of Individual Income

⁶ Level of Economic Security

۴-۳. برآورد توهم مالی با شاخص چندگانه - علل چندگانه (MIMIC)

الگوی معادلات ساختاری^۱ رابطه بین متغیر پنهان غیرقابل مشاهده و شاخص‌ها و علل مشاهده شده (MIMIC) را نشان می‌دهد. این الگو به صورت گسترده در بسیاری از علوم اجتماعی و اقتصاد کاربرد دارد. در اقتصاد یکی از اولین تحقیقات در زمینه کاربرد روش SEM توسط «گلدبرگر»^۲ در سال ۱۹۷۹م. انجام شده است. در مطالعه وی شکل خاصی از معادلات ساختاری به نام شاخص چندگانه و علل چندگانه استفاده شده است. الگوی میمیک دو جزء اصلی دارد؛ یک معادله ساختاری و یک معادله اندازه‌گیری. معادله ساختاری با یک مجموعه از شاخص‌های قابل مشاهده متناظر است:

$$Y_i = \lambda_i \eta + u_i \quad (8)$$

که Y_i نشان‌دهنده شاخص‌های قابل مشاهده توهم مالی، شامل: رانت نفت، شاخص هرفیندال، نسبت مالیات غیرمستقیم به مستقیم، تورم و بی‌ثباتی نرخ ارز می‌باشد. η متغیر پنهان (توهم مالی)؛ u_i خطاهای تصادفی و λ پارامترهای ساختاری الگوی اندازه‌گیری هستند. معادله اندازه‌گیری به صورت زیر است:

$$\eta = \gamma_1 X_1 + \gamma_2 X_2 + \dots + \gamma_p X_p + v \quad (9)$$

که در آن X_p نشانگر یک مجموعه از متغیرهای علی قابل مشاهده از قبیل بار مالیات کل، آموزش و مشارکت نیروی کار می‌باشد. γ_p پارامترهای ساختاری الگو، v جز اخلال و η متغیر پنهان (توهم مالی) است. معادلات فوق به صورت زیر قابل بازنویسی می‌باشد:

$$Y = \lambda \eta + u \quad (10)$$

$$\eta = \gamma X + v \quad (11)$$

در این معادلات فرض می‌شود که بین جملات خطا همبستگی وجود ندارد، یعنی:

$$E(uv) = 0 \text{ و } E(v^2) = \sigma^2 \text{ و } E(u^2) = \theta^2 \quad (12)$$

برای به دست آوردن یک تابع از متغیرهای قابل مشاهده، می‌توان معادله (۹) را در معادله (۸) برای حل الگو جایگزین کرد:

$$Y = \gamma X + u \quad (13)$$

درواقع، معادله فوق، شکل کاهش‌یافته الگوی میمیک می‌باشد. فرم نموداری الگوی پیشنهادی برای برآورد توهم مالی در ایران به صورت زیر است. همچنین ماتریس دستگاه معادلات بالا به صورت زیر است:

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{pmatrix} (\eta) + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix} \quad (14)$$

برای انتخاب الگوی برتر از بین الگوهای پیشنهاد شده برای برآورد توهم مالی در ایران، دو روش مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ روش نخست، روش «فری» و «وک-هانمان»^۳ است که براساس آن اولویت در انتخاب الگو برتر، سازگاری علائم متغیرها با مبانی نظری و معناداری ضرایب از نظر آماری است. روش دوم، روش گیلز است که در آن اولویت با شاخص‌های برازش عمومی الگو است. رویکرد انتخاب الگوی نهایی در این پژوهش رویکرد دوگانه خواهد بود. براساس این رویکرد، ابتدا الگوهای سازگار با مبانی نظری انتخاب شده‌اند و سپس از بین آن‌ها الگویی که از نظر معیارهای برازش عمومی در وضعیت بهتری قرار دارد، به عنوان الگوی برتر انتخاب شده است. بر مبنای فرآیند مذکور توهم مالی طی دوره زمانی ۱۳۵۷ الی ۱۴۰۲ ه.ش. محاسبه و به منظور درک بهتر روند حرکتی در نمودار (۱) ترسیم شده است.

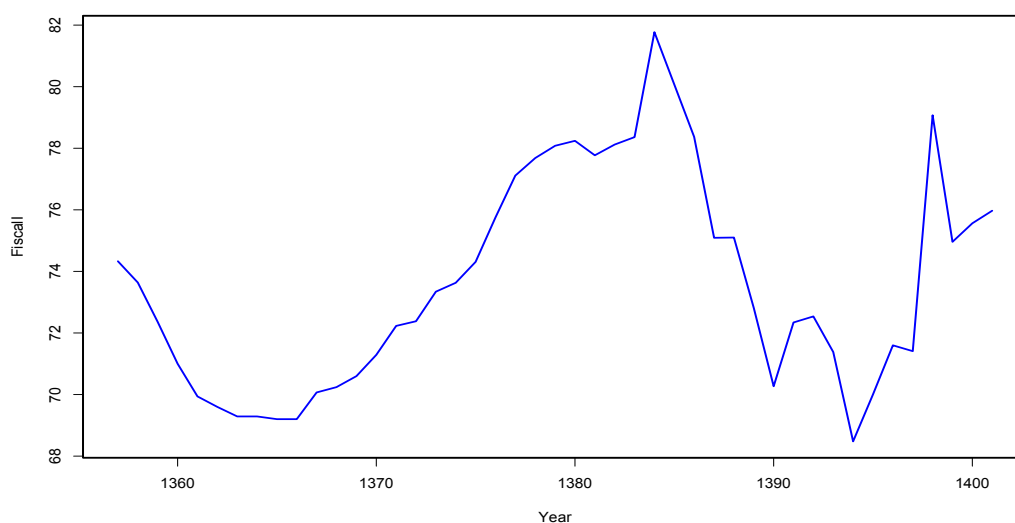
باتوجه نمودار (۱)، روند متغیر توهم مالی نشان‌دهنده یک حرکت نسبتاً نوسانی، اما با چند نقطه عطف مهم در اقتصاد ایران است. در ابتدای دوره (اواخر دهه ۵۰ و اوایل دهه ۶۰)، کاهش پیوسته مشاهده می‌شود که می‌توان آن را به پیامدهای انقلاب ۱۳۵۷، بی‌ثباتی‌های نهادی و سپس جنگ ایران و عراق نسبت داد؛ عواملی که موجب

¹ Structural Equation Model

² Goldberger

³ Fery & Weck - Hannemann

فشار بر بودجه دولت و افت شاخص‌های مالی شدند. از اواخر دهه ۶۰ و اوایل دهه ۷۰، روند افزایشی آغاز می‌شود که با پایان جنگ، بازسازی اقتصادی و اجرای سیاست‌های تعدیل ساختاری همراه بود. در نیمه دوم دهه ۷۰ و اوایل دهه ۸۰، شاخص به اوج نسبی می‌رسد که هم‌زمان با افزایش درآمدهای نفتی و رشد اقتصادی ناشی از صادرات انرژی است. با این حال، از میانه دهه ۸۰ به بعد، نوسانات شدیدتر دیده می‌شود که اُفت در سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۹ ه.ش. را می‌توان به تحریم‌های بین‌المللی و کاهش دسترسی به منابع مالی خارجی نسبت داد. در دهه ۹۰، شاخص بار دیگر کاهش می‌یابد و به سطح پایین‌تری می‌رسد، که ناشی از تشدید تحریم‌ها، کاهش ارزش پول ملی و فشارهای تورمی است. در سال‌های پایانی (۱۳۹۸ به بعد)، جهش مقطعی دیده می‌شود که احتمالاً به افزایش نرخ ارز و تغییرات شدید در قیمت‌های جهانی و داخلی مرتبط است، اما پس از آن، دوباره به سطحی نزدیک به میانگین تاریخی بازمی‌گردد.



نمودار ۱: روند حرکتی توهم مالی در اقتصاد ایران (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 1: The trend of fiscal illusion in the Iranian economy (Source: research findings).

۴-۴. توصیف داده‌های پژوهش

در این پژوهش، به منظور بررسی نقش توهم مالی و ارتباط آن با رفاه اقتصادی، از داده‌های سالانه اقتصاد ایران طی دوره زمانی انقلاب تا سال ۱۴۰۲ استفاده شده است. برای تحلیل دقیق‌تر، کل دوره براساس برنامه‌های توسعه و شرایط اقتصادی به هفت زیردوره تقسیم شده است؛ متغیرهای اصلی پژوهش شامل: رفاه اقتصادی نرمال‌شده، شاخص توهم مالی، اندازه دولت، تورم، درآمد سرانه و رشد اقتصادی بوده که میانگین آن‌ها در زیردوره‌ها محاسبه و در جدول (۱) ارائه شده است.

رفاه اقتصادی: رفاه اقتصادی در زیردوره‌ها روندی صعودی و سپس نزولی داشته و طی زیردوره‌ها از ۳۶/۳ تا ۶۲٪ متغیر بوده است. پایین‌ترین سطح رفاه در دوره جنگ ثبت شده و بالاترین سطح در «برنامه پنجم» مشاهده می‌شود. اگرچه رفاه اسمی در برخی دوره‌ها مانند برنامه‌های پنجم و ششم افزایش یافته، ولی بخش مهمی از این افزایش ناشی از رشد اسمی درآمدها و پرداخت‌های حمایتی بوده و با کاهش قدرت خرید واقعی و نااطمینانی اقتصادی همراه بوده است.

شاخص توهّم مالی: این شاخص نشان‌دهنده خطای ادراکی جامعه نسبت به اندازه واقعی دولت و هزینه‌های عمومی است؛ در تمام زیردوره‌ها مقدار نسبتاً بالایی داشته و عمدتاً در بازه ۷۰ تا ۷۸٪ قرار گرفته است. دلایل اصلی بالا بودن این شاخص عبارتند از: ساختار نامتوازن و غیرشفاف بودجه عمومی؛ وابستگی گسترده به درآمدهای نفتی و عدم انعکاس آن در بودجه جاری؛ پوشش کسری بودجه از طریق استقراض، فروش دارایی و افزایش پایه پولی؛ و ضعف اطلاع‌رسانی و عدم آگاهی عمومی از هزینه‌های واقعی دولت است. بیشترین مقدار شاخص توهّم مالی در برنامه دوم و برنامه سوم مشاهده شده است که بیانگر تفاوت قابل‌ملاحظه میان وضعیت واقعی مالی دولت و برداشت جامعه از آن است.

اندازه دولت: اندازه دولت (نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی) در زیردوره‌ها بین ۱۷ تا ۳۱٪ در نوسان بوده است. بیشترین مقدار در دوره جنگ (حدود ۳۱٪) به دلیل افزایش هزینه‌های دفاعی و اقتصاد دولتی بوده است. کمترین مقدار در برنامه پنجم (میانگین ۱۷/۸٪) ثبت شده که ناشی از کاهش توان مالی دولت، محدودیت‌های بودجه‌ای، انباشت بدهی و ناترازی شدید منابع و مصارف عمومی بوده است. نوسانات اندازه دولت با شاخص توهّم مالی ارتباط معنادار دارد؛ کاهش اسمی اندازه دولت لزوماً به کاهش دخالت دولت در اقتصاد منجر نشده و همین موضوع موجب افزایش خطاهای ادراکی جامعه نسبت به نقش واقعی دولت شده است.

تورم: تورم یکی از پایدارترین ویژگی‌های اقتصاد ایران در دوره مطالعه بوده و میانگین آن حدود ۲۱ تا ۲۲٪ گزارش شده است. کمترین مقدار تورم در برنامه سوم (میانگین ۱۴/۱٪) و بیشترین مقدار در برنامه ششم (میانگین ۳۷/۵٪) مشاهده می‌شود. افزایش تورم در برنامه‌های چهارم، پنجم و ششم عمدتاً ناشی از رشد شدید نقدینگی، افزایش پایه پولی، نوسانات نرخ ارز، کسری بودجه ساختاری و کاهش دسترسی به منابع ارزی بوده است. نرخ تورم بالا تأثیر منفی قابل‌توجهی بر رفاه اقتصادی گذاشته و موجب کاهش قدرت خرید و ناپایداری درآمد حقیقی خانوارها شده است.

درآمد سرانه: میانگین درآمد سرانه در اغلب زیردوره‌ها روندی افزایشی داشته است و از حدود ۴۶/۲ میلیون ریال در دوره اول به ۶۰/۵ میلیون ریال در برنامه ششم رسیده است؛ با این حال، بخش قابل‌توجهی از این افزایش ناشی از رشد اسمی تولید و تورم بوده و لزوماً به افزایش واقعی قدرت خرید خانوارها منجر نشده است. اُفت شتاب رشد درآمد سرانه در برنامه پنجم، نتیجه رکود اقتصادی، کاهش درآمدهای ارزی ناشی از تحریم‌ها و کاهش توان سرمایه‌گذاری دولت و بخش خصوصی بوده است.

رشد اقتصادی: رشد اقتصادی طی زیردوره‌ها نوسانات قابل‌توجهی را تجربه کرده است. دوره انقلاب تا پایان جنگ با میانگین رشد ۳/۵۶-٪، پایین‌ترین عملکرد را نشان می‌دهد که ناشی از شرایط جنگ، کاهش تولید، محدودیت‌های ارزی و بی‌ثباتی‌های سیاسی بوده است. در مقابل، بهترین عملکرد مربوط به «برنامه سوم» با میانگین رشد ۵/۸۶٪ است که بازتاب‌دهنده ثبات نسبی اقتصادی، افزایش سرمایه‌گذاری، کنترل تورم و بهبود مدیریت ارزی است. کاهش محسوس رشد در برنامه پنجم (میانگین ۱/۶۳٪) عمدتاً به دلیل اعمال تحریم‌های گسترده بین‌المللی، کاهش صادرات نفت، اُفت تشکیل سرمایه ثابت و اجرای ناقص اصلاحات ساختاری نظیر هدفمندی یارانه‌ها رخ داده است. این نوسانات بیانگر آسیب‌پذیری شدید رشد اقتصادی ایران در برابر شوک‌های خارجی و تغییرات سیاست‌گذاری داخلی است.

جدول ۱: میانگین متغیرهای پژوهش در زیردوره‌ها

Tab. 1: Average of the research variables across sub-periods

زیر دوره	رفاه اقتصادی (نرمالایز، درصد)	توهّم مالی (درصد)	اندازه دولت (درصد)	تورم (درصد)	درآمد سرانه (میلیون ریال)	رشد اقتصادی (درصد)
----------	----------------------------------	----------------------	-----------------------	----------------	------------------------------	-----------------------

۳/۵۶	۴۶/۲	۱۸/۱	۳۱/۰	۷۰/۷	۳۶/۳	انقلاب تا پایان جنگ
۵/۴۳	۳۳/۵	۲۱/۶	۲۰/۵	۷۱/۷	۲۵/۵	برنامه اول (۱۳۷۳-۱۳۶۸)
۲/۸۴	۳۸/۸	۲۵/۶	۲۲/۳	۷۵/۷	۲۷/۰	برنامه دوم (۱۳۷۸-۱۳۷۴)
۵/۸۶	۴۷/۲	۱۴/۱	۲۱/۴	۷۸/۱	۴۳/۹	برنامه سوم (۱۳۸۳-۱۳۷۹)
۳/۹۰	۶۶/۱	۱۴/۹	۲۰/۳	۷۷/۲	۵۶/۹	برنامه چهارم (۱۳۸۹-۱۳۸۴)
۱/۶۳	۶۰/۳	۲۰/۵	۱۷/۸	۷۰/۸	۶۲/۶	برنامه پنجم (۱۳۹۵-۱۳۹۰)
۲/۴	۶۰/۵	۳۷/۵	۱۶/۲	۷۵/۰	۵۳/۵	برنامه ششم (۱۳۹۶-۱۴۰۲)
۱/۹	۵۰/۵	۲۱/۸	۲۲/۳	۷۳/۷	۴۳/۴	میانگین کل دوره

(منبع: محاسبات تحقیق).

۴. برآورد الگو و ارائه نتایج

پیش از برآورد الگو لازم است تا آزمون مانایی متغیرها انجام شود. برای این منظور از آزمون ریشه واحد «فیلیپس پرون» استفاده شده است. نتایج آزمون ریشه واحد (گزارش شده در جدول ۲) مؤید آن است که نخست، هیچ کدام از متغیرهای مورد بررسی انباشت از مرتبه دوم نیستند. دوم، یکی از متغیرها در سطح مانا و مابقی نیز با یکبار تفاضل گیری مانا می شوند. باتوجه به نتیجه حاصل از آزمون ریشه واحد می توان از رهیافت خودرگرسیون با وقفه های توزیعی غیرخطی در برآورد الگوهای پژوهش حاضر بهره جست.

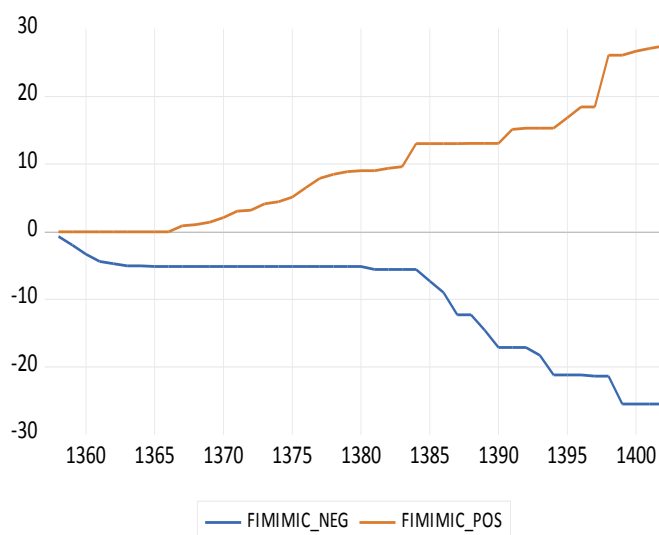
جدول ۲: نتایج آزمون های ریشه واحد

Tab. 2: Results of the unit root tests

فیلیپس-پرون		دیکی-فولر تعمیم یافته			
در تفاضل مرتبه اول	در سطح	در تفاضل مرتبه اول	در سطح		
آماره	سطح	آماره	سطح	آماره	سطح
آزمون	احتمال	آزمون	احتمال	آزمون	احتمال
۰/۰۰۰	-۵/۷۵	۰/۵۷۷	-۲/۰۲	۰/۶۳۱	-۱/۹۱
۰/۰۰۰	-۷/۶۰	۰/۶۷۹	-۱/۸۲	۰/۶۳۸	-۱/۹۰
۰/۰۰۰	-۷/۴۳	۰/۹۱۰	-۰/۳۴	۰/۸۹۹	-۰/۴۱
۰/۰۰۰	-۵/۶۵	۰/۹۵۸	-۰/۸۰	۰/۹۶۵	-۰/۷۲
۰/۰۰۱	-۴/۱۹	۰/۷۲۴	-۱/۷۲	۰/۸۳۹	-۱/۴۳
-	-	۰/۰۹۸	-۲/۶۱	۰/۰۱۶	-۳/۴۰
۰/۰۰۰	-۶/۴۳	۰/۳۲۳	-۱/۹۱	۰/۳۷۵	-۱/۸۰
-	-	۰/۰۰۰	-۵/۴۸	۰/۰۰۱	-۴/۶۱

(منبع: یافته های تحقیق).

در تحلیل اثر نامتقارن نخست توهّم مالی به دو سری $Fiscall^+$ و $Fiscall^-$ تجزیه شده است. این تجزیه به مانند معادله (۲) حاصل انباشت تغییرات مثبت و منفی توهّم مالی می‌باشد که طی یک فرآیند شرطی محاسبه شده است. حاصل این تجزیه در نمودار (۲) نمایش داده شده است.



نمودار ۲: تجزیه سری زمانی توهّم مالی (منبع: یافته‌های پژوهش).

Graph. 2: Time-series decomposition of fiscal illusion (Source: research findings).

به‌مانند رهیافت ARDL، در رهیافت NARDL نیز از معیار شوارتز-بیزین برای تعیین وقفه بهینه استفاده می‌شود. بر این مبنای و براساس کمینه وقفه معیار شوارتز-بیزین، وقفه بهینه در سه تعیین و نتایج برآورد الگو در کوتاه‌مدت در جدول ۳، گزارش شده است. مطابق با جدول (۳)، افزایش‌ها در توهّم مالی با اثری مستقیم و تعامل آن با اندازه دولت با اثری منفی بر رفاه اقتصادی همراه است. بر این اساس در کوتاه‌مدت افزایش در اندازه دولت، از اندازه اثرگذاری مثبت افزایش‌ها در توهّم مالی بر رفاه اقتصادی می‌کاهد. مشابه با افزایش‌ها، کاهش‌ها در توهّم مالی با اثری مستقیم و تعامل آن با اندازه دولت با اثری منفی بر رفاه اقتصادی همراه است و بر این مبنای افزایش اندازه دولت، منجر به کاهش اندازه اثرگذاری مستقیم کاهش‌ها در توهّم مالی بر رفاه اقتصادی می‌شود. تفسیر دقیق‌تر از اثرگذاری افزایش‌ها و کاهش‌ها در توهّم مالی بر رفاه اقتصادی باتوجه به میانگین اندازه اقتصاد دولت در بلندمدت انجام شده است. براساس نتایج آزمون والد، تورم مطابق با انتظار با اثری منفی بر رفاه همراه است و در کوتاه‌مدت با ضریب منفی ۰/۰۰۸۸ رفاه اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. درآمد سرانه و رشد اقتصادی نیز مطابق با انتظار در کوتاه‌مدت با اثر مثبت بر رفاه اقتصادی همراه بوده و به ترتیب با ضرایب ۰/۰۰۱۱ و ۰/۰۰۵۰ بر رفاه اقتصادی اثرگذارند. ضریب برآورد متغیر مجازی^۱ ($Dum96402$) نیز که بیانگر آثار تحریم‌ها شدید پس‌اقدام در سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۲ ه.ش. بر رفاه اقتصادی می‌باشد، منفی است. طی این سال‌ها به دلیل گسترش تحریم‌های جهانی نسبت سال‌ها قبل آن، سطح رفاه اقتصادی به میزان ۲۴٪ کاهش یافته است. ضریب جمله تصحیح خطا منفی و معنادار است. اندازه ضریب برآوردی بیانگر آن است که ۳۷٪ از انحرافات رفاه اقتصادی در هر دوره توسط متغیرهای الگو تصحیح می‌گردد. کوچک‌تر از واحد بودن قدرمطلق ضریب برآوردی حاکی از ثبات و همگرایی

^۱ در برآورد الگوی‌های مطالعه حاضر، متغیر مجازی ($DUM96402$) در سال‌های ۱۳۹۶-۱۴۰۲ با عدد یک و در سایر سال‌ها با عدد صفر کدگذاری شده است.

به‌سوی تعادل و تأییدی بوجود رابطه بلندمدت است و می‌توان ضرایب برآوردی در بلندمدت را غیرکاذب دانست و تفسیر نمود. مطابق با جدول (۳) نتایج بلندمدت تأییدی بر نتایج کوتاه‌مدت است. در بلندمدت ضرایب برآوردی افزایش‌ها در توهیم مالی و اثر تعاملی آن با اندازه دولت به‌ترتیب مستقیم و منفی است. این نتیجه تأییدی بر نقش کاهنده اندازه دولت بر میزان اثرگذاری افزایش‌ها در توهیم مالی بر رفاه اقتصادی در بلندمدت است. باتوجه به مقدار میانگین اندازه دولت در دوره پژوهش (۲۲/۳٪)، میزان دقیق اثرگذاری افزایش‌ها در توهیم مالی بر رفاه اقتصادی را به‌صورت زیر محاسبه نمود:

$$\frac{\partial EWB}{\partial Fiscal^+} = 0.112 - 0.0026 * GS = 0.112 - 0.0026 * 22.3 = 0.054$$

ضریب محاسباتی ۰/۰۵۴ نشان می‌دهد که باتوجه به میانگین اندازه دولت، افزایش‌ها در توهیم مالی با اثری مستقیم بر رفاه اقتصادی همراه است. بر این‌اساس افزایشی یک درصدی در توهیم مالی منجر به افزایش ۵/۴ درصدی در رفاه اقتصادی می‌شود؛ بر این‌مبنا، می‌توان اظهارداشت که شوک‌های مثبت توهیم مالی بر رفاه اقتصادی با اثری مطلوب همراه است و افزایش اندازه دولت این وضعیت مطلوب را تقلیل می‌دهد. مشابه با افزایش‌ها در توهیم مالی، ضرایب برآوردی کاهش‌ها در توهیم مالی و اثر تعاملی آن با اندازه دولت به‌ترتیب مستقیم و منفی است. این نتیجه نیز نخست نقش کاهنده اندازه دولت بر میزان اثرگذاری کاهش‌ها در توهیم مالی بر رفاه اقتصادی را در بلندمدت تأیید می‌کند. دوم، محاسبه و تفسیر دقیق از اثرگذاری کاهش‌ها در توهیم مالی بر رفاه اقتصادی باتوجه به مقدار میانگین اندازه دولت به‌شرح زیر است:

$$\frac{\partial EWB}{\partial Fiscal^-} = 0.093 - 0.005 * GS = 0.093 - 0.0041 * 22.3 = 0.017$$

باتوجه به میانگین اندازه دولت، ضریب محاسباتی ۰/۰۱۷ حاکی از آن است که کاهش‌ها در توهیم مالی به‌طور مستقیم بر رفاه اقتصادی اثرگذار است. بر این‌مبنا با یک درصد کاهش در توهیم مالی، رفاه اقتصادی به میزان ۱/۷٪ افزایش می‌یابد. بر این‌اساس می‌توان اظهارداشت که شوک‌های منفی توهیم مالی بر رفاه اقتصادی با اثری نامطلوب همراه است و افزایش اندازه دولت، میزان این اثرگذاری نامطلوب را کاهش می‌دهد.

در جمع‌بندی تفسیر دو ضریب مذکور می‌توان بیان داشت که نخست، افزایش اندازه دولت، اثرگذاری مطلوب شوک‌های مثبت توهیم مالی و اثرگذاری نامطلوب شوک‌های منفی توهیم مالی بر رفاه اقتصادی را تقلیل می‌دهد. بر این‌مبنا افزایش اندازه دولت را می‌توان هنگام افزایش‌ها در توهیم مالی پدیده‌ای منفی و به‌هنگام کاهش‌ها در توهیم مالی پدیده‌ای مثبت دانست. دوم آن که از حیث اندازه، اثرپذیری مطلوب رفاه اقتصادی از شوک‌های مثبت توهیم مالی بیش از سه برابر اثرپذیری نامطلوب رفاه اقتصادی از شوک‌های منفی توهیم مالی است؛ در نتیجه، می‌توان استنتاج نمود که توهیم مالی بر رفاه اقتصادی با اثری نامتقارن همراه است؛ به‌نحوی که میزان اثرگذاری آن بر رفاه اقتصادی به‌هنگام شوک‌ها مثبت به‌مراتب بیش از اثرگذاری آن به‌هنگام شوک‌های منفی است. براساس مبانی نظری می‌توان ادعان داشت که توهیم مالی قادر است رفاه اقتصادی را افزایش دهد؛ زیرا موجب افزایش تقاضای مصرف و رفتارهای اقتصادی مثبت می‌شود. توهیم مالی وقتی افراد به‌صورت اشتباه ارزش واقعی دارایی‌ها یا درآمد خود را بیش از حد برآورد می‌کنند، باعث افزایش مصرف و سرمایه‌گذاری می‌شود و بدین‌ترتیب، رفاه اقتصادی را بهبود می‌بخشد (بلی^۱، ۱۹۹۹؛ فیشر^۲، ۱۹۲۸؛ بزازان و همکاران، ۱۳۹۷). هم‌زمان، اندازه دولت نقش تعدیل‌کننده ایفا می‌کند که رابطه بین توهیم مالی و رفاه را تنظیم می‌نماید. افزایش اندازه دولت می‌تواند از طریق سیاست‌های مالی و نظارتی، اثر مثبت توهیم مالی را محدود کرده و نوسانات رفاه ناشی از این توهیم را کاهش دهد. به‌بیان دیگر، دولت بزرگ‌تر مانند یک تثبیت‌کننده عمل می‌کند که شدت تغییرات توهیم مالی بر رفاه اقتصادی را تعدیل می‌کند و از نوسانات شدید رفاه جلوگیری می‌کند؛ به‌عبارتی دیگر، دولت بزرگ‌تر می‌تواند با اعمال سیاست‌های بودجه‌ای

¹ Bewley

² Fisher

و مالیاتی، اثرات نوسانات رفتاری ناشی از توهم مالی را تعدیل کند و باعث پایداری بیشتر رفاه شود؛ بنابراین، اندازه دولت یک متغیر کلیدی است که می‌تواند تعادل میان بهره‌برداری از اثرات مثبت شوک‌های مثبت توهم مالی و کنترل آثار منفی شوک‌های منفی ناشی از آن را برقرار سازد (کاناووتر و همکاران^۱، ۲۰۲۵؛ آفونسو و فورچی^۲، ۲۰۱۰؛ آندرس و همکاران^۳، ۲۰۰۸).

نوع اثرگذاری تورم، درآمد سرانه و رشد اقتصادی مشابه با کوتاه‌مدت است. اندازه ضریب برآوردی تورم حاکی از آن است که افزایشی یک درصدی در تورم، با کاهش ۲/۴٪ در رفاه اقتصادی همراه است. اثر منفی تورم بر رفاه مبتنی بر مبانی نظری عمدتاً از طریق کاهش قدرت خرید واقعی درآمدها و دارایی‌های نقدی افراد، افزایش عدم اطمینان اقتصادی و توزیع ناعادلانه درآمد است. تورم باعث کاهش درآمد واقعی اقشار کم‌درآمد و حقوق‌بگیران می‌شود و شکاف طبقاتی را افزایش می‌دهد، چراکه ثروتمندان معمولاً دارایی‌هایی دارند که ارزش ریالی آن‌ها در تورم حفظ یا رشد می‌کند، ولی فقرا با کاهش توان خرید و دسترسی کمتر به کالاهای اساسی مواجه می‌شوند. همچنین، تورم موجب نوسانات قیمتی نسبی می‌شود که تصمیم‌گیری‌های مصرفی و سرمایه‌گذاری خانوارها و شرکت‌ها را مختل و رفاه کل جامعه را کاهش می‌دهد (حسن‌پور و کلائی و همکاران، ۱۴۰۳؛ سولوگان و همکاران^۴، ۲۰۲۲؛ بوباسو و همکاران^۵، ۲۰۲۳).

افزایش یک میلیون ریالی در درآمد سرانه، رفاه اقتصادی را به میزان ۰/۳٪ افزایش می‌دهد. بدیهی است درآمد سرانه بالاتر امکان افزایش مصرف، بهبود دسترسی به خدمات بهداشتی، آموزشی و رفاهی را فراهم می‌کند که همه این‌ها کیفیت زندگی و رضایت افراد را ارتقاء می‌دهد (چمبرلین^۶، ۲۰۱۱؛ ایتکن^۷، ۲۰۱۹؛ اسلسنیک^۸، ۲۰۲۰). رشد اقتصادی نیز با افزایشی یک درصدی، منجر به افزایش ۱/۴٪ در رفاه اقتصادی می‌شود. براساس مبانی نظری، رشد اقتصادی به‌واسطه افزایش تولید، بهره‌وری و درآمد سرانه، منابع بیشتری را در اختیار جامعه قرار می‌دهد که این امر موجب ارتقاء سطح رفاه می‌شود. رشد اقتصادی معمولاً با بهبود سطح دسترسی به کالاها و خدمات، افزایش مصرف، ارتقای زیرساخت‌های آموزشی و بهداشتی و همچنین افزایش فرصت‌های شغلی همراه است؛ همچنین براساس تئوری‌های توسعه، رشد اقتصادی موتور محرک بهبود شاخص‌های رفاهی و ارتقاء کیفیت زندگی محسوب می‌شود (تریدیکو و پاترنسی ملونی^۹، ۲۰۱۸؛ دینگ^{۱۰}، ۲۰۱۲؛ ایزاک^{۱۱}، ۲۰۱۱).

جدول ۳: نتایج برآورد الگوی پژوهش

Tab. 3: Estimation results of the research model

سطح احتمال	آماره t	انحراف معیار	ضریب	متغیرها	کوتاه‌مدت
۰/۰۰۰	۱۱۱/۸	۰/۰۰۵۶۳	۰/۶۳	$LnIEWB_{-1}$	
۰/۰۰۰	۹/۳۸	۰/۰۰۴۴۳	۰/۰۴۲	$Fiscall^{+}$	
۰/۰۰۰	-۷/۰۲	۰/۰۰۰۱۴	-۰/۰۰۱۰	$Fiscall^{+} * GS$	

¹ Kunawotor et al.² Afonso & Furceri³ Andrés et al.⁴ Sologon et al.⁵ Bobasu et al.⁶ Chamberlin⁷ Aitken⁸ Slesnick⁹ Tridico & Paternesi Meloni¹⁰ Ding¹¹ Izák

	$Fiscall^-$	۰/۰۳۴	۰/۰۰۹۴	۳/۶۴	۰/۰۰۱
	$Fiscall^- * GS$	-۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۰۳۹	-۵/۰۳	۰/۰۰۰
	Inf	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۴۴	۱/۲۰	۰/۳۳۸
	Inf_{-1}	۰/۰۰۶۴	۰/۰۰۰۴۹	-۱۳/۲	۰/۰۰۰
	Inf_{-2}	۰/۰۰۳۰	۰/۰۰۰۳۳	۹/۱۵	۰/۰۰۰
	Inf_{-3}	-۰/۰۰۵۹	۰/۰۰۰۴۱	-۱۴/۶	۰/۰۰۰
	IPC	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۴۵	۲/۵۴	۰/۰۱۶
	EG	۰/۰۰۵۰	۰/۰۰۰۵۲	۹/۷۵	۰/۰۰۰
	$Dum96402$	-۰/۲۳۷	۰/۰۰۱۹۱	-۱۲۴/۴	۰/۰۰۰
	C	1/252	0/065	19/22	0/000
	جمله تصحیح خطا	-۰/۳۷	۰/۰۶۱۲	-۶/۰۵	۰/۰۰۰
بلندمدت	$Fiscall^+$	۰/۱۱۲	۰/۰۱۴	۸/۲۱	۰/۰۰۰
	$Fiscall^+ * GS$	-۰/۰۰۲۶	۰/۰۰۰۴	-۶/۳۵	۰/۰۰۰
	$Fiscall^-$	۰/۰۹۳	۰/۰۲۷	۳/۴۵	۰/۰۰۲
	$Fiscall^- * GS$	-۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۱	-۳/۴۲	۰/۰۰۲
	Inf	-۰/۰۲۴	۰/۰۰۲	-۱۰/۰۸	۰/۰۰۰
	IPC	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۲/۴۵	۰/۰۲۱
	EG	۰/۰۱۴	۰/۰۰۲	۸/۴۹	۰/۰۰۰
	C	3/382	0/124	27/15	0/000
آزمون والد					
سطح احتمال		آماره F	متغیر		
۰/۰۰۰		۷۶/۴	برآیند اثرات تورم		
۰/۰۰۰		-۰/۰۰۸۸			

(منبع: یافته‌های تحقیق).

مطابق با جدول (۴) در این برآورد نیز نتایج آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهد فروض کلاسیکی عدم خودهمبستگی، واریانس همسانی و نرمالیتی برقرار است. همچنین آزمون رمزی نشان می‌دهد که الگوی پژوهش اشکال تصریح ندارد. مقدار آماره در آزمون کرانه‌ها (۴/۲۱) از کرانه یک و دو در سطح خطای ۱۰٪ بزرگ‌تر است و از این‌رو فرضیه عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها در برآورد دوم از الگوی پژوهش پذیرفته نمی‌شود.

جدول ۴: آزمون‌های تشخیصی در برآورد الگوی پژوهش

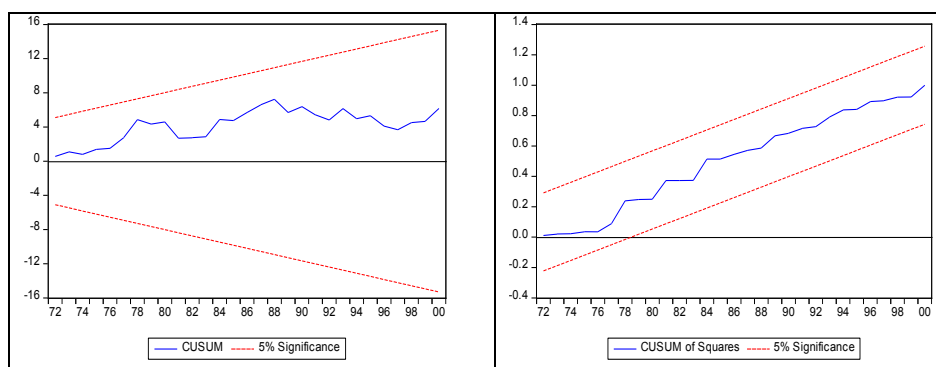
Tab. 4: Diagnostic tests for the estimation of the research model

آزمون‌های تشخیصی		
خودهمبستگی سریالی	مقدار آماره	۰/۷۴
	سطح احتمال	۰/۶۹۱
ناهمسانی واریانس	مقدار آماره	۴/۹۳
	سطح احتمال	۰/۹۶۰
نرمالیتی	مقدار آماره	۰/۰۰۲
	سطح احتمال	۰/۹۶۷
رمزی ریست	مقدار آماره	۱/۶۴
	سطح احتمال	۰/۲۲۶
آزمون کرانه‌ها		
سطح خطا (درصد)	کرانه یک	کرانه دو
۱	۳/۳۸	۴/۸۳
۵	۲/۵۰	۳/۷۲
		۴/۲۱

۱۰	۲/۱۳	۳/۲۲	
----	------	------	--

(منبع: یافته‌های تحقیق)

پس از برآورد مدل رگرسیونی و انجام آزمون‌ها تشخیصی، نوبت ارائه آزمون‌های ثبات ساختاری است. در این راستا، از آزمون‌های ثبات ساختاری پسماند تجمعی^۱ و مجذور پسماند تجمعی^۲ که منعکس‌کننده ثبات در ضرایب برآوردی در طول دوره مورد بررسی می‌باشد، استفاده شده است. اگر نمودار پسماند تجمعی و یا نمودار مجذور پسماند تجمعی، بین دو خط مقطع مستقیم قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری را نمی‌توان رد نمود. در غیر این صورت، فرضیه رقیب مبنی بر وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. شایان ذکر است که این فاصله در سطح اطمینان ۹۵٪ و توسط براون و دوربین و اوانس تعیین شده است (تشکینی، ۲۰۰۵). نتایج آزمون‌های مذکور در نمودار (۳) منعکس شده است. براساس نمودار (۳) می‌توان اظهارداشت که ضرایب برآوردی الگوی پژوهش در دوره مورد بررسی دارای ثبات ساختاری بوده و وجود شکست ساختاری تأیید نمی‌شود.



نمودار ۳: آزمون ثبات ساختاری پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی (منبع: محاسبات تحقیق).

Graph. 3: Structural stability test — CUSUM and CUSUMQ (Source: research calculations).

۵. نتیجه‌گیری

موضوع پژوهش حاضر به بررسی و تحلیل اثر توهّم مالی بر رفاه اقتصادی ایران در پرتو اندازه دولت اختصاص دارد؛ بدین منظور، ابتدا رفاه اقتصادی و توهّم مالی به ترتیب با استفاده از شاخص ترکیبی مبتنی بر چهار بُعد و روش شاخص چندگانه - علل چندگانه در دوره زمانی ۱۴۰۲-۱۳۵۷ ه.ش. محاسبه و برآورد ضرایب با رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی انجام شد. نتایج حاصل از توصیف داده‌ها مؤید آن است که اقتصاد ایران طی زیردوره‌های مختلف با نوسانات شدید در رشد اقتصادی، تورم، اندازه دولت و رفاه اقتصادی روبه‌رو بوده است. شاخص توهّم مالی در اغلب دوره‌ها مقدار بالایی داشته که می‌تواند بخشی از تغییرات رفاه را توضیح دهد. افزایش درآمد سرانه در دوره‌های موفق اقتصادی (نظیر برنامه سوم و چهارم) در کنار کاهش نسبی تورم باعث افزایش رفاه شده، ولی در دوره‌هایی که تورم جهشی داشته (خصوصاً برنامه پنجم و ششم)، رفاه اقتصادی تحت تأثیر منفی قرار گرفته است. نتایج حاصل از برآورد الگو پژوهش در بلندمدت حاکی از آن است که نخست آن که افزایش اندازه دولت موجب کاهش تأثیر مثبت شوک‌های مثبت توهّم مالی و کاهش تأثیر منفی شوک‌های منفی توهّم مالی بر رفاه اقتصادی می‌شود؛ به عبارت دیگر، اندازه دولت نقش تعدیل‌کننده در رابطه میان توهّم مالی و رفاه اقتصادی دارد. بر این اساس، افزایش اندازه دولت در هنگام افزایش‌ها در توهّم مالی به عنوان یک عامل منفی و در

¹ Cumulative Sum of Residuals (CUSUM)² Cumulative Sum of Squared Residuals (CUSUMQ)

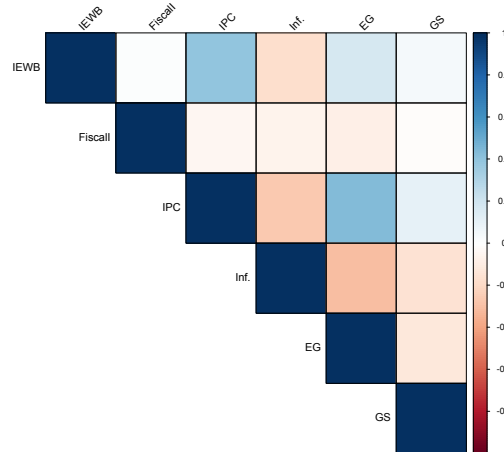
هنگام کاهش‌ها در توهیم مالی به‌عنوان یک عامل مثبت تلقی می‌شود. دوم این‌که، از منظر میزان اثرگذاری، پاسخ مثبت رفاه اقتصادی به شوک‌های مثبت توهیم مالی بیش از سه برابر پاسخ منفی رفاه اقتصادی به شوک‌های منفی آن است؛ بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که توهیم مالی بر رفاه اقتصادی دارای تأثیر نامتقارن است؛ به‌گونه‌ای که اثر آن در شرایط شوک‌های مثبت به‌مراتب قدرتمندتر از اثرش در شرایط شوک‌های منفی است.

افزایش اندازه دولت باعث کاهش حساسیت رفاه نسبت به شوک‌های مثبت توهیم مالی می‌شود، چراکه دولت بزرگ‌تر معمولاً منابع و سازوکارهای بیشتری برای تعدیل اثرات ناشی از باورهای نادرست مالی در اختیار دارد. این امر می‌تواند به کاهش اثرات مطلوب شوک‌های مثبت توهیم مالی بر رفاه منجر شود. در مقابل، افزایش اندازه دولت موجب کاهش اثرات نامطلوب شوک‌های منفی توهیم مالی نیز می‌گردد، که نشان‌دهنده نقش محافظتی اندازه دولت در برابر افت رفاه ناشی از کاهش‌های ناگهانی در توهیم مالی است؛ بنابراین، اندازه دولت به‌عنوان یک متغیر میانجی، شدت و جهت تأثیر توهیم مالی بر رفاه اقتصادی را به‌طور معناداری تعدیل می‌کند.

ازسوی دیگر، می‌توان ادعا داشت که نامتقارن بودن اثر توهیم مالی بر رفاه اقتصادی با نظریه‌های اقتصاد رفتاری هم‌راستا است که خاطر نشان می‌کند خطاهای شناختی مانند توهیم مالی، زمانی که باعث افزایش موقتی مصرف و اعتماد به نفس اقتصادی می‌شوند، اثرات روانی و اقتصادی قوی‌تری دارند نسبت به زمانی که باعث کاهش آن‌ها می‌شوند. این نامتقارن بودن، به‌ویژه در شرایط بازتوزیع و سیاست‌گذاری‌های مالی اهمیت می‌یابد و نشان می‌دهد که تحرکات مثبت در توهیم مالی می‌توانند رفاه اقتصادی جامعه را به‌طور قابل‌توجهی افزایش دهند، اما پیامدهای منفی کاهش توهیم مالی، هرچند وجود دارد، از شدت و گستردگی کمتری برخوردار است. این یافته‌ها ضرورت توجه به اثرات نامتعادل توهیم مالی در طراحی سیاست‌های اقتصادی و مدیریت اندازه دولت را برجسته می‌سازد.

درمیان متغیرهای کنترلی پژوهش درآمد سرانه و رشد اقتصادی با اثری مثبت و تورم با اثری منفی بر رفاه اقتصادی همراه است. یافته دیگر آن که طی سال‌های ۱۴۰۲-۱۳۹۶ ه.ش. سطح رفاه اقتصادی به‌طور معناداری کاهش یافته است. با توجه به نتایج حاصله پیشنهاد می‌شود؛ نخست، از آنجا که افزایش اندازه دولت تأثیر مثبت شوک‌های مثبت توهیم مالی را کاهش می‌دهد و این شوک‌ها می‌توانند باعث رفاه کاذب و رفتارهای مخرب مثل کسری بودجه شوند، لازم است سیاست‌گذاران به بهینه‌سازی اندازه دولت توجه ویژه داشته باشند. اندازه دولت نباید بیش از حد گسترش یابد که سبب کاهش اثرات مثبت واقعی ناپایدار و کاهش بهره‌وری منابع شود، بلکه باید در حدی متعادل باشد که توانایی تنظیم و تعدیل اثرات شوک‌های مالی در اقتصاد را بالا ببرد. بر این اساس، سیاست‌هایی که منجر به افزایش کارایی بخش دولتی، کاهش هزینه‌های اضافی و بهبود تخصیص منابع در دولت می‌شوند، می‌توانند نقش مهمی در جلوگیری از آثار نامطلوب توهیم مالی ایفا کنند. دوم آن‌که، با توجه به اثر مثبت درآمد سرانه و رشد اقتصادی بر رفاه و اثر منفی تورم، سیاست‌های کلان اقتصادی باید به‌سمت افزایش پایدار درآمدهای واقعی مردم و بهبود رشد اقتصادی هدایت شود؛ از این‌رو، کنترل تورم به‌عنوان یکی از اولویت‌های اصلی سیاست‌گذاری باید دنبال شود تا اثرات منفی تورم بر رفاه کاهش یابد و زمینه برای تحقق رفاه اقتصادی فراهم شود. درنهایت، در چارچوب سیاست‌های مالی و اقتصادی، توجه به نامتقارن بودن اثرات توهیم مالی بر رفاه ضروری است؛ به‌گونه‌ای که سیاست‌های تنظیمی باید ظرفیت مدیریت شوک‌های مثبت با اثرات گسترده‌تر را داشته باشند و هم‌زمان کاهش تأثیرات منفی شوک‌های کاهشی را فراهم آورند. این رویکرد چندجانبه می‌تواند زمینه‌ساز بهبود رفاه پایدار در اقتصاد باشد.

پیوست



نمودار ۴: هیت‌مپ همبستگی متغیرهای پژوهش

Graph. 4: Correlation heatmap of the research variables

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از داوران ناشناس نشریه با نظرات ارزشمند خود به غنای متن مقاله افزودند، قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

هر سه نویسنده در مراحل مختلف نوشتار پژوهش مشارکت داشته‌اند.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی و دقیق بودن آن در متن و انتهای مقاله، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

- اشرفی، یکتا؛ عادلی، محمدحسین؛ سلیمی‌فر، مصطفی و توکلیان، حسین، (۱۳۹۷). بررسی اثر مخارج دولت بر رفاه در ایران: کاربرد الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۵(۲۶): ۸۲-۱۳۳. <https://qjerp.ir/article-1-1940-fa.html>
- احمدوند، نرگس؛ علیزاده، محمد؛ فطرس، محمدحسن؛ و دلفان، محبوبه، (۱۴۰۱). تأثیر مخارج اقتصادی دولت در طی دوره‌های رکود و رونق بر رفاه اجتماعی ایران (رهیافت NARDL). *تحقیقات اقتصادی*، ۱(۵۷): ۲۳-۱. <https://doi.org/10.22059/jte.2022.329351.1008526>
- بزازان، فاطمه؛ زارع جوقنایی، سحر؛ و مریدیان پیردوستی، علی، (۱۳۹۸). بررسی علل و آثار توهم مالی در ایران طی سال‌های ۱۳۵۸-۱۳۹۳. *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۲۷(۱۴): ۸۹-۱۲۰. <https://doi.org/10.22080/iejm.2019.14174.1595>
- جیحون تبار، فوزیه، (۱۳۹۷). بررسی توهم مالی پیچیدگی ساختار درآمد دولت در اقتصاد ایران. *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۲۰(۱۰): ۱۶۳-۱۸۹. <https://doi.org/10.29252/epj.2018.1250>

- راغفر، حسین؛ موسوی، میرحسین؛ افروز کلاردهی، الهه؛ و فولادی، معصومه، (۱۳۹۵). اثر سیاست‌های مالیاتی بر رفاه مصرف‌کننده در قالب الگوی تعادل عمومی نسل‌های همپوش. *پژوهشنامه مالیات*، ۲۴ (۳۱): ۵۸-۳۱. <http://taxjournal.ir/article-1-980-fa.html>
- زروکی، شهریار؛ نصرنژاد نشلی، سحر؛ نوروزی، میترا و خوشه‌گل گروسی، معصومه، (۱۴۰۲). تحلیل اثر ناترازی بودجه دولت بر رفاه اقتصادی در ایران. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۴۸ (۱۲): ۷۳-۱۰۵. <https://doi.org/10.22084/aes.2023.28078.3607>
- زروکی، شهریار؛ و ازوجی، حسنا، (۱۳۹۶). تبیین توهیم مالی در اقتصاد ایران با تأکید بر شاخص‌های پنج‌گانه و رهیافت NARDL. *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۴ (۲۲): ۳۵-۸۰. <http://eprj.ir/article-1-1632-fa.html>
- سلیمی‌فر، مصطفی؛ داودی، آزاده؛ و عربی، ادیب، (۱۳۹۴). بررسی تأثیر ترکیبی بودجه دولت بر شاخص‌های رفاه در ایران. *راهبرد اقتصادی*، ۱۲ (۳): ۱۵۳-۱۸۰.
- صیادزاده، علی؛ فرجام‌نیا، ایمان؛ حجاریان، عقیقه؛ و طاهری، بهمن. (۱۳۹۲). اثر کسری بودجه بر امنیت اقتصادی در ایران. *مطالعات راهبردی*، ۶۰ (۱۶): ۹۱-۱۳۴. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.17350727.1392.16.60.4.8>
- فتحی، علیرضا؛ زندی، فاطمه؛ صفوی، بیژن و ربیعی، مهناز (۱۴۰۳). آثار شوک کسری بودجه و بدهی بخش عمومی و روش‌های تأمین مالی دولت بر مولفه‌های مصرف و ثروت شاخص رفاه اقتصادی، *اقتصاد محاسباتی*، ۴ (۳): ۲۱-۱. <https://doi.org/%2010.30495/ECOMAG.1403.1126344>
- گیلک حکیم‌آبادی، محمدتقی؛ زروکی، شهریار؛ و ازوجی، حسنا، (۱۳۹۸). تحلیل توهیم مالی و سیاست بودجه‌ای در منتخبی از کشورهای در حال توسعه با روش داده‌های تابلویی پویا. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۱ (۶): ۵۰-۲۱.
- گیلک حکیم‌آبادی، محمدتقی؛ زروکی، شهریار؛ و ازوجی، حسنا. (۱۳۹۸). تحلیل عوامل مؤثر بر کسری بودجه در منتخبی از کشورهای در حال توسعه با تأکید بر نقش توهیم مالی. *اقتصاد کاربردی*، ۲۸ (۹): ۱۵-۲۷. <https://dori.net/dor/20.1001.1.22516212.1398.9.0.8.0>
- مداح، مجید؛ جیحون‌تبار، فوزیه؛ و رضاپور، زهره، (۱۳۹۳). توهیم مالی و تقاضا برای مخارج دولت در اقتصاد ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۴ (۴۹): ۷۲۹-۷۵۰. <https://doi.org/10.22059/jte.2014.53179.750-729>
- مداح، مجید؛ و فراحتی، محبوبه، (۱۳۹۴). تحلیل تجربی توهیم مالی در ایران با تأکید بر نقش مالیات‌های غیرمستقیم. *پژوهشنامه مالیات*، ۲۹ (۲۴): ۶۷-۹۷. <http://taxjournal.ir/article-1-817-fa.html>
- معبودی، رضا، (۱۴۰۳). تأثیر بدهی عمومی بر رفاه اقتصادی در ایران: رویکرد رگرسیون آستانه‌ای. *اقتصاد مالی*، ۶۹ (۱۸): ۳۰۹-۳۲۶.
- موسوی جهرمی، یگانه؛ و زائر، آیت، (۱۳۸۷). بررسی اثر کسری بودجه دولت بر مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*، ۸ (۳): ۱-۱۹. <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-9739-en.html>

References

- Afonso, A. & Furceri, D., (2010). Government size, composition, volatility and economic growth. *European Journal of Political Economy*, 26(4): 517-532. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2010.02.002>
- Ahmadvand, N., Alizadeh, M., Fotros, M. H. & Delfan, M., (2022). The Impact of Government Economic Expenditures During Recession and Boom Periods on Iran's Social Welfare (NARDL Approach). *Journal of Economic Research (Tahghighat- E-Eghtesadi)*, 57(1): 1-23. <https://doi.org/10.22059/jte.2022.329351.1008526> (in Persian)

- Aitken, A., (2019). Measuring welfare beyond GDP. *National Institute Economic Review*, 249: R3-R16. <https://doi.org/10.1177/002795011924900110>
- Alesina, A., (1999). Budget Deficits and Budget Institutions. National Bureau of Economic Research.
- Anderson, T., (2019). International conflict and public sector size and structure: A rationale for debt limits, *European Journal of Political Economy*, 57(c): 70-88. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2018.07.005>
- Andrés, J., Doménech, R. & Fatás, A., (2008). The stabilizing role of government size. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32(2): 571-593. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2007.02.006>
- Bazazan, F., Zare Joneghani, S. & Safari, S., (2018). Investigating the Relationship between Fiscal Illusion and Economic Growth in Iran During 1978-2014. *Economic Growth and Development Research*, 8(32): 94-79.
- Bewley, T. F., (1999). *Why wages don't fall during a recession*. Harvard university press. <https://doi.org/10.4159/9780674020900>
- Bobasu, A., Di Nino, V. & Osbat, C., (2023). The impact of the recent inflation surge across households. *Economic Bulletin Articles*, 3.
- Chamberlin, G., (2011). Gross domestic product, real income and economic welfare. *Economic & Labour Market Review*, 5(5): 5-25. <https://doi.org/10.1057/elmr.2011.51>
- Congdon, W., (2009). *Behavioral Economics and Tax Policy*. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.17310/ntj.2009.3.01>
- Cuccia, A. D., (2001). A Closer Look at the Relation Between Tax Complexity and Tax Compliance. *Journal of Accounting and Public Policy*. [https://doi.org/10.1016/S0167-4870\(01\)00025-3](https://doi.org/10.1016/S0167-4870(01)00025-3)
- Cullis, J. G. & Jones, P. R. (1987). Fiscal illusion and "excessive" budgets: Some indirect evidence. *Public Finance Quarterly*, 15(2), 219-228. <https://doi.org/10.1177/109114218701500206>
- Dell'Anno, R., (2022). Measuring and estimating fiscal illusion: A review of the MIMIC approach. *Economic Modelling*, 108: 105755. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.105755>
- Dell'Anno, R. & Mourao, P., (2012). Fiscal illusion around the world: An analysis using the structural equation approach. *Public Finance Review*, 40(5): 581-610. <https://doi.org/10.1177/1091142111425226>
- Ding, H., (2012). Economic growth and welfare state: a debate of econometrics.
- Fasiani, M., (1951). *Principii di scienza delle finanze*. (No Title). <https://doi.org/10.2139/ssrn.2096947>
- Fathi, A., Zandi, F., Safavi, B. & Rabiei, M., (2023). The Effects of Shock of Budget Deficit and Public Sector Debt and Government Financing Methods on Consumption and Wealth Components of Economic Welfare Index. (in Persian)
- Fisher, I., (1928). *The Money Illusion*. New York: Adelphi Company.
- Fisher, I., (1928). *The money illusion*. Longmans, Green.
- Gilak Hakimabadi, M., Zaroki, S. & Ezoji, H., (2019). The Analysis of Fiscal Illusion and Budgetary Policy in Selected Developing Countries Using Dynamic Panel Data. *Applied Theories of Economics*, 6(1): 21-50. (in Persian)

- Hasanpour Varkolaie, M., Abdi Seyyedkolee, M. & Zaroki, S., (2025). Analysis of the Role of Prosperity and Recession on Welfare in Iran: Compared to Oil and Non - Oil Production. *The Journal of Economic Policy*, 16(32): 173-207. <https://doi.org/10.22034/epj.2024.20739.2506> (in Persian)
- Hazarika, B. & Nayak, D., (2022). Fiscal illusion and wagner's law: Evidence from Indian subnational finances, *National Institute of Public Finance and Policy*, 367: 22-367.
- Izák, V., (2011). The Welfare state and economic growth. *Prague Economic Papers*, 20(4): 291-308. <https://doi.org/10.18267/j.pep.401>
- JeyhoonTabar, F., (2018). A Study of the Fiscal Illusion of the Revenue Complexity in Iran's Economy. *The Journal of Economic Policy*, 10(20): 163-189. <https://doi.org/10.29252/epj.2018.1250> (in Persian)
- Kapteyn, A., (1980). Interdependent Welfare Functions and Optimal Income Distribution. *Journal of Public Economics*. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(80\)90034-1](https://doi.org/10.1016/0047-2727(80)90034-1)
- Kunawotor, M., Ahiabor, G. & Yobo, E., (2025). Government size, institutional quality and economic welfare in Africa. *International Journal of Social Economics*, 52(4): 578-590. <https://doi.org/10.1108/IJSE-01-2024-0075>
- Maddah, M. & Jeyhoon-Tabar, F., (2018). The Tax and Petroleum Revenue Effect on Iran's Public Expenditures (1994–2015), Employing Fiscal Illusion Approach. *Iranian Economic Review*, 22(3): 833-866. <https://doi.org/10.22059/ier.2018.66646>
- Maddah, M. & Farahati, M., (2016). The empirical analysis of fiscal illusion in Iran (with the emphasis on the role of indirect taxes). *Journal of Tax Research*, 24(29): 67-97. (in Persian)
- Maddah, M., jeyhoontabar, F. & Rezapour, Z., (2014). Fiscal Illusion and the Demand for Government Expenditures on the Iranian Economy. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 49(4): 729-750. <https://doi.org/10.22059/jte.2014.53179> (in Persian)
- Misiolek, W. S. & Elder, H. W., (1988). Tax structure and the size of government: An empirical analysis of the fiscal illusion and fiscal stress arguments. *Public Choice*, 57(3), 233-245. <https://doi.org/10.1007/BF00124807>
- Musa, K., Ali, N., Said, J., Ghapar, F., Mariev, O., Mohamed, N. & Tahir, H. M., (2023). Does the effectiveness of budget deficit vary between welfare and non-welfare countries?. *Sustainability*, 15(5): 3901. <https://doi.org/10.3390/su15053901>
- Oates, W. E., (1985). *On the nature and measurement of fiscal illusion: A survey*. College Park, MD: Department of Economics, University of Maryland.
- Osberg, L. & Sharpe, A., (2009). Measuring economic security in insecure times: New perspectives, new events and the index of economic well-being. *Presented at Canadian Economics Association Annual Conference*.
- Osberg, L. & Sharpe, A., (2009). *New estimates of the index of economic well-being for selected OECD countries, 1980-2007*. Ottawa: Centre for the Study of Living Standards.
- Roth, C., Wohlfart, J. & Settele, S., (2022). Beliefs about public debt and the demand for government spending. *Journal of Econometrics*, 231(2): 435-453. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.09.011>

- Sadka, E., (1976). Social Welfare and Income Distribution. *Journal of Political Economy*. <https://doi.org/10.2307/1914257>
- Slesnick, D. T., (2020). GDP and social welfare: an assessment using regional data. In *Measuring economic growth and productivity* (pp. 481-508). Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-817596-5.00021-4>
- Sologon, D. M., O'Donoghue, C., Linden, J., Kyzyma, I. & Loughrey, J., (2022). *Welfare and distributional impact of soaring prices in Europe*. IZA-Institute of Labor Economics. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4285835>
- Sowa, N. & Edpri, A., (2007). *The Role of Subsidies as a Means to Increase Welfare*. WWF Roundtable.
- Tchouassi, G. & Ngwen, N., (2015). Does fiscal illusion impact budget policy? A panel data analysis, *International Journal Economics and Financial Issues*, Econjournals. 5(1): 240-248.
- Tridico, P. & Paternesi Meloni, W., (2018). Economic growth, welfare models and inequality in the context of globalisation. *The Economic and Labour Relations Review*, 29(1): 118-139. <https://doi.org/10.1177/1035304618758941>
- Wagner, R. E., (1976). Revenue structure, fiscal illusion, and budgetary choice. *Public choice*, 45-61.
- Wu, S. & Liu, X., (2023). Government subsidies, cooperation between land and sea enterprises and profit maximization --Data simulation based differential game study. *Research Square*. <https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-2419183/v1>
- Zaroki, S., Ahmadi, A., Hasanpour Varkolaei, M. & Zare Chamazkoti, M. R., (2023). Analysis of the Role of Subsidized Government Spending on Economic Well-Being in Iran: Application of Symmetric and Asymmetric Approach. *Economics Research*, 23(91): 5-51. <https://doi.org/10.22054/joer.2024.78210.1200>

**Applied Economics Studies, Iran (AESI)**P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X - Journal Homepage: <https://aes.basu.ac.ir/>

Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran. Owner & Publisher: Bu-Ali Sina University.

© Copyright © 2026 The Authors. Published by Bu-Ali Sina University.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Bu-Ali Sina University

Factors Affecting Red Meat Price Changes in Iran

Mazaher Janat Sadeghi¹ , Hamed Najafi Alamdarlo² 

Type of Article: Research

 <https://doi.org/10.22084/aes.2026.31999.3863>

Received: 2025.12.01; Revised: 2026.01.30; Accepted: 2026.02.03

Pp: 213-238

Abstract

Livestock products are of particular importance due to their role in protein provision and value addition within the agricultural sector. Given the substantial share of red meat in household food expenditure, investigating the determinants of its price fluctuations can enhance decision-making within the product's supply chain. This study examines the factors influencing red meat price fluctuations in Iran from 2017 to 2024, employing monthly data within a Structural Vector Autoregression (SVAR) framework. The red meat price serves as the dependent variable, with independent variables including barley price, red meat supply, imported meat volume, urban and rural household income, chicken meat price (as a substitute), and the exchange rate. The results from impulse response functions indicate that red meat prices respond positively to shocks in price expectations and barley prices. While increased imports reduce prices in the short run, this effect reverses in the long run. Forecast error variance decomposition reveals that price expectations, the exchange rate, and imported meat account for 87.33%, 6.95%, and 2.02% of the red meat price variance, respectively. Since domestic prices are significantly influenced by expectations and input costs, policies targeting these variables are likely to be more effective than import-centric strategies. Given the importance of long-term stability, the application of supportive, monetary, and trade policies is recommended to mitigate short-run supply and import shocks while safeguarding domestic production capacity against long-term decline. Consequently, to improve public access to red meat, policy should prioritize enhancing domestic production, financed through savings from reduced import expenditures.

Keywords: Structural Vector Autoregression, Exchange Rate, Imports, Expected Price.**JEL Classification:** Q11, Q18, P42, F31.

1. Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

2. Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran (Corresponding Author). **Email:** hamed_najafi@modares.ac.ir.

1. Introduction

Livestock and poultry products play a vital role in protein supply and value creation in the agricultural sector. In recent years, however, red meat prices in Iran have risen sharply, positioning the country among the world's most expensive markets and limiting access for low-income households. This trend is reflected in declining per capita consumption and a shrinking share of red meat in household food budgets. Factors such as exchange rate volatility, production costs, and inefficiencies in the market distribution chain are identified as primary drivers of significant price fluctuations both globally and in Iran (Pang *et al.*, 2023; Alizadeh *et al.*, 2019; Heydari, 2022; Cheraghi & Gholipoor, 2010; Pishbahar *et al.*, 2015; Heydari & Haj Seyed Javadi, 2024; Vajdi Hokmabad *et al.*, 2018; Shokoohi & Tarazkar, 2022; Orteza *et al.*, 2024; Zhou *et al.*, 2025; Wu & Xu, 2021). According to Iran's Statistical Center, the price of barley—a critical feedstock for cattle and sheep—increased 27.07-fold between 2017 and 2024. To help control volatile price movements and support both producers and consumers, this research aims to identify and quantify the impact of various factors on red meat prices in Iran. It further seeks to propose appropriate policies, considering the specific supply and demand conditions in this sector, to manage sharp price changes and maintain equilibrium in Iran's red meat market.

2. Methodology

This study employs a Structural Vector Autoregression (SVAR) model to analyze the determinants of red meat prices in Iran. The SVAR framework extends the standard VAR model by incorporating structural equations, allowing for a more precise identification of relationships among variables such as supply, demand, production costs, and substitute prices (Pang *et al.*, 2023). The dependent variable is the price of red meat. Independent variables include the barley price, red meat supply, volume of imported meat, urban household income, rural household income, chicken meat price (as a substitute), and the exchange rate. Prices of livestock products were seasonally adjusted to improve model accuracy, and all data were log-transformed to reduce heterogeneity. Data were sourced from the Statistical Yearbooks of the Statistical Center of Iran, reports from the Ministry of Agriculture Jihad, and the Central Bank of Iran. EViews software was used to conduct stationarity tests, cointegration analysis, and optimal lag selection. The model's results were interpreted using impulse response functions and forecast error variance decomposition to assess the short- and long-term effects of each variable on red meat prices.

3. Findings and Discussion

The impulse response analysis indicates that a one-unit positive shock to price expectations in the initial period leads to a 0.038 percent increase in red meat prices. This effect gradually attenuates from the fifth period onward and vanishes in the long run. Shocks to red meat supply generate oscillating positive and negative price responses from the first short-run period through the sixth medium-run period, after which their impact diminishes. The time lag between production decisions and final market supply results in gradual price adjustments that become more pronounced over longer horizons. Regarding input costs, a one-unit shock to barley prices raises red meat prices by 0.03 percent in the short run; however, this effect dissipates after the fourth period. Shocks to rural and urban household incomes lead to short-run reductions in red meat prices of 0.002 percent and 0.006 percent per unit increase, respectively, with effects fading after the third period. Import shocks exert a strong negative effect on domestic prices from the first to the third periods: a one-unit increase in imports reduces prices by 0.006 percent. This effect declines progressively, converging to zero by the sixth period. Exchange rate shocks increase red meat prices by 0.011 percent in the second short-run period, weakening thereafter and disappearing after the sixth period. Similarly, a shock to chicken meat prices reduces red meat prices by 0.004 percent in the third short-run period, with the effect fading from the seventh period onward. Forecast error variance decomposition reveals that price expectations account for the largest share of red meat price fluctuations, reaching 87.33 percent by the tenth period. The exchange rate is the second most influential factor, contributing 6.95 percent to the forecast variance, followed by red meat imports at 2.02 percent. Other variables—urban household income, chicken meat price, red meat supply, barley price, and rural household income—contribute 1.40, 1.28, 0.53, 0.44, and 0.04 percent, respectively.

4. Conclusion

The impulse response analysis shows that, in the short run, positive shocks to price expectations and the exchange rate increase red meat prices. In the long run, however, these effects diminish due to production expansion, expectation adjustments, and supportive policy measures. Import shocks depress prices in the short term but exert upward pressure in the long term, highlighting the critical need to support domestic production. Income shocks and changes in poultry meat prices also exhibit asymmetric short- and long-run effects on red meat prices, operating through demand, substitution, and uncertainty channels. Moreover, the dynamics of supply shocks suggest that the red meat market can absorb temporary disturbances and gradually return to long-run supply–demand

equilibrium. Variance decomposition confirms that price expectations, exchange rate movements, and meat imports account for the predominant share of red meat price volatility. Overall, findings from both analytical approaches indicate that short-term, reactive policy interventions have limited efficacy in stabilizing the red meat market. Effective management of price volatility, therefore, requires a structural, long-term policy framework. Within such a framework, managing inflation expectations through greater market transparency, alongside stabilizing exchange rate and trade policies, can reduce uncertainty and moderate price swings. Furthermore, strengthening domestic production via targeted support for livestock producers—such as direct subsidies, improved input access through long-term foreign contracts, and enhanced financial and insurance instruments—coupled with strategic reserves and countercyclical trade policies, can mitigate short-run supply and import shocks while preventing the erosion of domestic productive capacity over the long term. Ultimately, effective coordination among production, trade, and foreign exchange policies, complemented by livelihood support programs for low-income households, is essential for achieving sustainable price stability and enhancing long-term food security in Iran.

Acknowledgments

The authors would like to thank the Editor-in-Chief and the reviewers for their time and comments, which helped improve the paper.

Observation Contribution

The authors contributed equally to the writing of the paper.

Conflict of Interest

The authors declare that there is no conflict of interest regarding the publication of this paper.



فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
 چاپی: ۲۵۲۰-۲۳۲۲؛ چاپی الکترونیکی: ۴۷۲۸-۲۳۲۲ - وبسایت نشریه: <https://aes.basu.ac.ir>
 نشریه گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.
 حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۵ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی سینا است.
 این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
 Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).



عوامل مؤثر بر تغییرات قیمت گوشت قرمز در ایران

مظاهر جنت صادقی^۱، حامد نجفی علمدارلو^۲

نوع مقاله: پژوهشی

شناسه دیجیتال: <https://doi.org/10.22084/aes.2026.31999.3863>

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۹/۱۰، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۱۱/۱۰، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۱/۱۴

صص: ۲۳۸-۲۱۳

چکیده

محصولات دامی به دلیل نقش آن‌ها در تأمین پروتئین و ارزش افزوده بخش کشاورزی، جایگاه ویژه‌ای دارند. باتوجه به سهم قابل توجه ۱۳/۸۶٪ گوشت قرمز در هزینه‌های خوراکی خانوار، بررسی عوامل مؤثر بر تغییرات قیمتی آن می‌تواند به بهبود تصمیم‌گیری‌ها در زنجیره تأمین این محصول مساعدت کند؛ از این‌رو، این پژوهش عوامل مؤثر بر تغییرات قیمت گوشت قرمز در ایران طی سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۳ را به صورت ماهانه و با روش خودرگرسیون برداری ساختاری بررسی کرده است. بنابر تحقیقات اخیر، در این پژوهش عامل قیمت گوشت قرمز به عنوان متغیر وابسته و عامل‌های قیمت جو، عرضه گوشت قرمز، گوشت وارداتی، درآمد خانوارهای شهری و روستایی، قیمت گوشت مرغ (جایگزین) و نرخ ارز به عنوان متغیرهای مستقل به کار گرفته شد. نتایج توابع واکنش آنی نشان می‌دهد که قیمت گوشت قرمز با تکانه‌های قیمت انتظاری و قیمت جو رابطه‌ای مثبت دارد. همچنین، افزایش واردات در کوتاه مدت موجب کاهش قیمت گوشت قرمز می‌شود، اما اثر این سیاست در بلندمدت «برگشت» می‌خورد. نتایج آنالیز تجزیه واریانس نشان می‌دهد که انتظارات قیمتی، نرخ ارز و گوشت وارداتی به ترتیب با ۸۷/۳۳، ۶/۹۵ و ۲/۰۲٪، بیشترین اثر را در واریانس خطای پیش‌بینی قیمت گوشت قرمز دارند. از آنجایی که قیمت این محصول در داخل متأثر از قیمت‌های انتظاری و قیمت نهاده است؛ از این‌رو، برنامه‌ریزی به منظور کنترل این دو متغیر اثرپذیری بالاتری نسبت به سیاست واردات گوشت قرمز خواهد داشت. همچنین به منظور افزایش دسترسی افراد جامعه به گوشت قرمز، سیاست‌ها بر افزایش تولید داخلی متمرکز شده و تأمین مالی آن نیز از طریق صرفه‌جویی منابع ارزی برای واردات انجام گیرد.

کلیدواژگان: خودرگرسیون برداری ساختاری، نرخ ارز، واردات، قیمت انتظاری.

طبقه‌بندی JEL: Q11, Q18, P42, F31.

۱. گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران

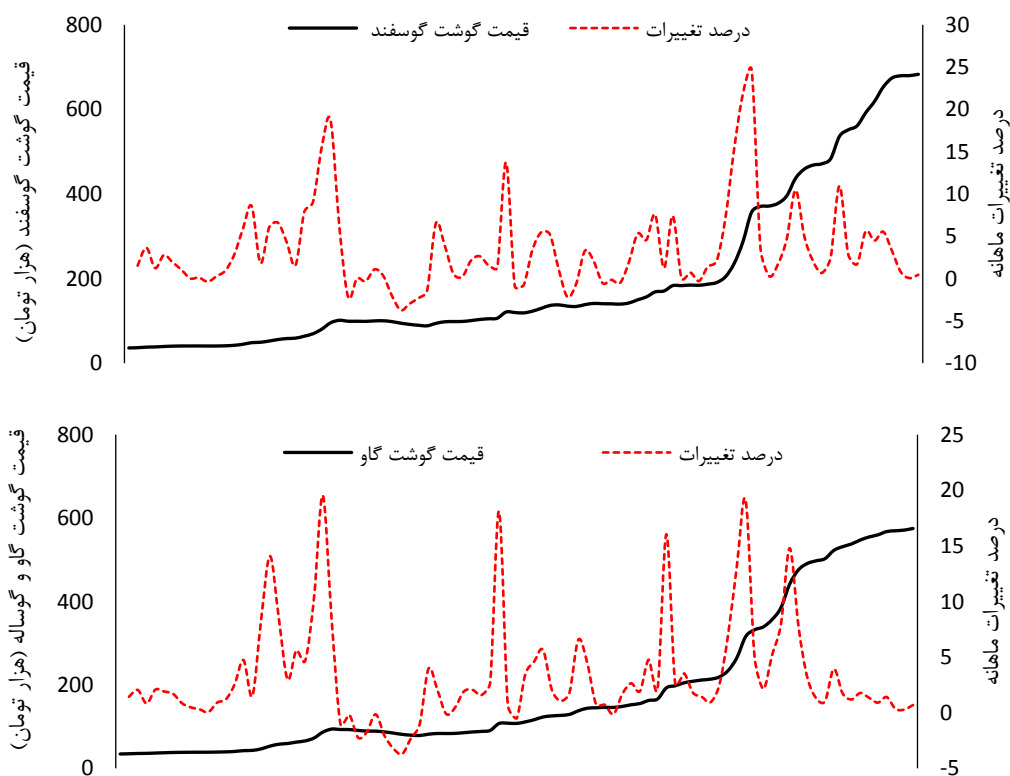
Email: mazaher.janatsadeghi@modares.ac.ir

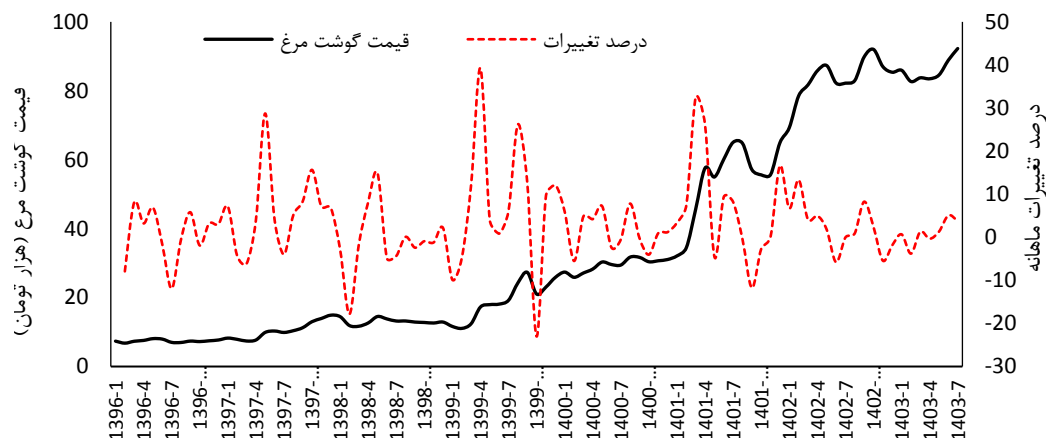
۲. گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

Email: hamed_najafi@modares.ac.ir

۱. مقدمه

محصولات دام و طیور به دلیل نقش آن‌ها در تأمین پروتئین، امنیت غذایی و همچنین ایجاد ارزش افزوده و اشتغال در بخش کشاورزی، همواره جایگاه مهمی در اقتصاد ایران داشته است؛ از طرف دیگر، افزایش قیمت مواد غذایی، دسترسی به غذای کافی و مغذی را برای اقشار کم‌درآمد دشوار می‌کند. دولت ایران برای کنترل این وضعیت، از سال ۱۳۹۷ ه.ش. ارز ترجیحی را برای واردات کالاهای اساسی اختصاص داد. هدف این سیاست، کنترل قیمت‌ها و حمایت از مصرف‌کنندگان بود، اما از فروردین ۱۳۹۶ تا مهرماه ۱۴۰۳، قیمت گوشت گاو ۱۵/۶۹ برابر، قیمت گوشت گوسفند ۱۷/۹۲ برابر و قیمت گوشت مرغ ۱۱/۵۳ برابر شده است. علاوه بر افزایش هزینه‌های تولید، عوامل دیگری مانند نحوه تخصیص یارانه نهاده‌ها، فعالیت واسطه‌های غیرضرور در بازار و ناکارآمدی سیستم توزیع نیز به این افزایش قیمت دامن زده است (علیزاده و همکاران، ۱۳۹۸). در نمودار ۱، روند افزایش قیمت انواع گوشت به همراه درصد تغییرات ماهانه آن نشان داده شده است.

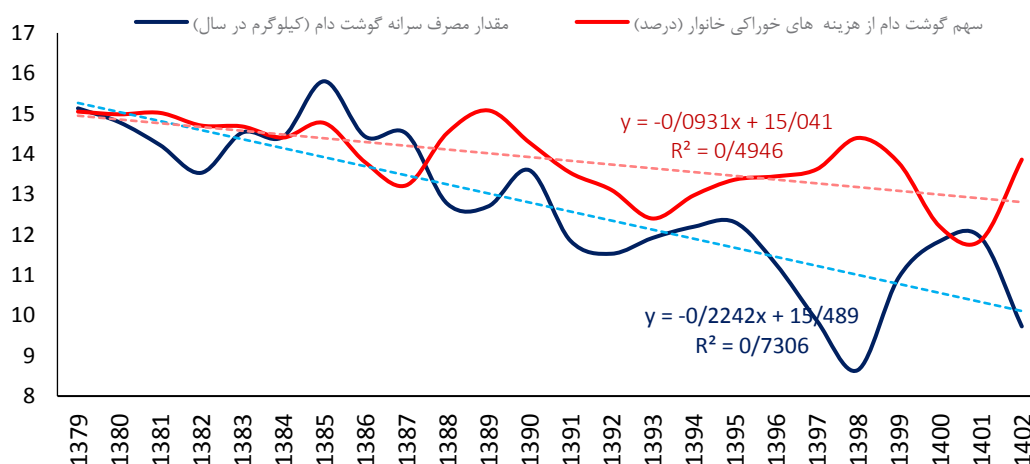




نمودار ۱: روند تغییرات قیمتی گوشت گوسفند، گوشت گاو و گوشت مرغ به همراه درصد تغییرات ماهانه آن (مأخذ: مرکز آمار ایران، ۱۴۰۳ الف).

Graph. 1. Trends in the prices of sheep meat, beef, and chicken, together with their corresponding monthly percentage changes (Source: Statistical Center of Iran, 2024a).

باتوجه به تغییرات قیمت در سال‌های اخیر، سهم گوشت دام از هزینه‌های خوراکی خانوار از ۱۴/۲۸٪ در سال ۱۳۹۰، به ۱۳/۸۶٪ در سال ۱۴۰۲ رسیده است (نمودار ۲). علاوه بر این، مقدار مصرف سرانه گوشت دام از ۱۳/۶ کیلوگرم برای هر نفر در سال ۱۳۹۰ به ۹/۷۲ کیلوگرم در سال ۱۴۰۲ کاهش یافته است (مرکز آمار ایران، ۱۴۰۳ ب).



نمودار ۲: مقایسه مصرف سرانه گوشت قرمز و سهم آن از هزینه‌های خوراکی خانوار (مأخذ: مرکز آمار ایران، ۱۴۰۳ ب).

Graph. 2. Comparison of per capita red meat consumption and the proportion of household food expenditure allocated to red meat (Source: Statistical Center of Iran, 2024b).

طبق داده‌های مرکز آمار ایران، بین سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۳، قیمت نهاده‌های دامی همچون ذرت، جو و سویا به ترتیب ۱۱/۷۹، ۲۷/۰۷ و ۱۱/۶۳ برابر شده است (مرکز آمار ایران، ۱۴۰۳ الف). در چنین شرایطی، تولیدکنندگان

و مصرف‌کنندگان به دلیل ریسک‌های موجود در فعالیت‌های کشاورزی دچار زیان می‌شوند؛ چراکه تولیدکنندگان با افزایش هزینه‌های تولید مواجه‌اند و مصرف‌کنندگان به دلیل افزایش قیمت‌ها به دنبال جایگزینی برای گوشت هستند. این وضعیت نشان‌دهنده نیاز فوری به اصلاحات در بازار نهاده‌های دامی و بهبود سیستم توزیع است تا فشار بر تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان کاهش یابد (رحمانی، ۱۳۹۹؛ اتاق صنعت، معدن و تجارت، ۱۴۰۳). از طرف دیگر، تغییرات قیمت جهانی مواد غذایی پس از یک وقفه سه ماهه به قیمت‌ها در ایران منتقل می‌شود؛ بنابراین، بخش بزرگی از تغییرات تورم در ایران ناشی از شوک‌های فشار عرضه و شوک‌های قیمت جهانی مواد غذایی می‌باشد که از طریق افزایش نرخ ارز تشدید می‌شود (ادبی فیروزجائی و غلامی، ۱۴۰۲). کشور ایران نیز به دلیل شرایط جغرافیایی خشک، کمبود آب، فقدان ماشین‌آلات و فناوری‌های لازم و همچنین نبود راهبردهای کارآمد در تولید محصولات کشاورزی، وابستگی بالایی به واردات نهاده‌های دامی دارد و به‌طور میانگین حدود ۸۰٪ نیاز کشور به این اقلام از طریق واردات تأمین می‌شود. از آنجا که دست‌کم ۷۰٪ هزینه تمام‌شده تولید محصولات پروتئینی مانند: مرغ، تخم‌مرغ، شیر و گوشت قرمز به خوراک دام مربوط است، هرگونه اختلال در تأمین و توزیع این نهاده‌ها می‌تواند تولید این محصولات را با چالش جدی روبه‌رو کند (اتاق صنعت، معدن و تجارت، ۱۴۰۳). به همین دلیل، شوک‌های ناشی از افزایش قیمت نهاده‌های وارداتی اثر مثبت و پایداری بر قیمت انواع گوشت داشته‌اند و مهم‌ترین محرک نوسانات قیمت گوشت در ایران هستند (حیدری، ۱۴۰۱) و هرگونه افزایش ریسک قیمتی، حاشیه بازاریابی گوشت را افزایش می‌دهد (رضوانی و پندار، ۱۴۰۴). این فرآیند در نهایت منجر به اثرات رفاهی نامتقارنی بر مصرف‌کنندگان می‌شود، به‌طوری‌که خانوارهای کم‌درآمد و جوان‌تر بیشترین آسیب را از نوسانات قیمت متحمل می‌شوند (لیانی کرمی‌دهکردی، ۲۰۲۴).

لذا به‌طور کلی نوسانات قیمت گوشت در ایران عمدتاً ناشی از شوک‌های خود قیمت گوشت، نهاده‌های وارداتی و قیمت دام است. این شوک‌ها ابتدا در کوتاه‌مدت بسیار شدیدند و سپس با دامنه کمتر، ولی پایدار ادامه می‌یابند و از مسیر افزایش حاشیه‌های بازاریابی و رفتار ریسک‌گریز واسطه‌ها تشدید می‌شوند. بخشی از این نوسانات هم‌زمان با تورم عمومی و شوک‌های جهانی قیمت مواد غذایی است که از کانال نرخ ارز به اقتصاد ایران منتقل می‌شود. اثر رفاهی این نوسانات برای خانوارهای کم‌درآمد و جوان شدیدتر است؛ زیرا نسبت به تغییرات قیمت گوشت حساس‌ترند و قدرت جانشینی یا جبران کمتری دارند. در نتیجه، اهمیت اصلی موضوع پژوهش حاضر نه فقط سطح بالای قیمت گوشت، بلکه شدت و الگوی نوسان آن در تعامل با تورم عمومی، شوک‌های ارزی و ساختار نامناسب رقابت آن در ایران است.

۲. پیشینه پژوهش

در سال‌های اخیر، مطالعات زیادی در زمینه تأثیر شوک‌های قیمتی و اقتصادی بر بازار گوشت و نهاده‌های دامی در ایران و سایر کشورها انجام شده است. این تحقیقات به بررسی عوامل مختلفی همچون نوسانات قیمت‌ها، با توجه به تغییرات در عرضه و تقاضا، تأثیر شوک‌های اقتصادی و سیاست‌های ارزی بر قیمت‌های بازار در این بخش‌ها پرداخته‌اند. در این راستا، پژوهش «چراغی» و «قلی‌پور» (۱۳۸۹) نشان داد که قیمت بالای گوشت قرمز در ایران

نسبت به متوسط جهانی عمدتاً ناشی از افزایش هزینه‌های نهاده‌های دامی، حمل‌ونقل، نیروی کار و تورم است و این امر توان رقابت ایران در بازار جهانی را کاهش می‌دهد. همچنین شاخص قیمت واردات و میزان خالص واردات گوشت بر عرضه داخلی و قیمت عمده‌فروشی اثرگذار است. «قهرمان‌زاده» و همکاران (۱۳۹۵) وجود دو رژیم تلاطمی در بازارهای مرغ، گوسفند و گوساله را گزارش می‌کنند که جابه‌جایی‌های مکرر میان آن‌ها ریسک زیادی به بازار دام و طیور تحمیل می‌کند. «علیزاده» و همکاران (۱۳۹۸) در بررسی خود نشان دادند که تعرفه واردات بر تقاضای واردات گوساله، مرغ، ذرت دامی و سویا اثر معنادار دارد، اما برای گوشت گوسفند چندان مؤثر نیست. در این پژوهش همچنین تأکید می‌شود که تقاضای واردات نهاده‌های دامی نسبت به تغییرات نرخ ارز واقعی بسیار کشش‌پذیر است؛ بنابراین اتخاذ سیاست‌هایی برای جلوگیری از افزایش و نوسان شدید نرخ ارز ضروری به‌نظر می‌رسد.

در زمینه ارتباط بین نهاده‌های دامی و قیمت گوشت؛ «کشاورز» و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی نتیجه گرفتند که نوسانات قیمت گوشت قرمز حاصل برهم‌کنش شوک‌های عرضه، تقاضا، واردات و هزینه تولید است و سه سیاست پیشنهادی آن‌ها (یارانه خرید گوشت، یارانه هزینه‌های تولید و ترویج مصرف کالای جایگزین) می‌تواند به‌ترتیب حدود ۳۶، ۸ و ۶٪ از قیمت نهایی بکاهد. در پژوهش «صامتی» و همکاران (۱۴۰۱) نشان داده شد که شوک‌های منفی و غیرمنتظره تقاضا، بازار گوشت قرمز را رقابتی‌تر می‌کند، بدون آن‌که ساختار بازار دام زنده تغییر اساسی داشته باشد. این یافته‌ها بر اهمیت توجه هم‌زمان به رفتار بازار، تعامل عرضه و تقاضا و طراحی سیاست‌های یارانه‌ای هدفمند برای مهار نوسانات قیمت گوشت قرمز تأکید دارند.

درمورد عوامل مؤثر بر قیمت گوشت قرمز، «حیدری» (۱۴۰۱) با استفاده از مدل پانل خودرگرسیون برداری ساختاری^۱ نشان داد که مهم‌ترین محرک قیمت انواع گوشت در ایران خودِ تکانه‌های قیمتی گوشت است و شوک‌های ارزش‌افزوده بخش کشاورزی بر قیمت گوشت گوسفند و گاو اثر منفی و بر گوشت مرغ اثر مثبت دارند، درحالی‌که شوک‌های قیمت نهاده‌های وارداتی، دام زنده و خود گوشت، اثر مثبت بر قیمت‌ها می‌گذارند. «پانگ» و همکاران^۲ (۲۰۲۳) در چین با مدل خودرگرسیون برداری ساختاری، نشان دادند که متغیرهایی مانند قیمت ذرت، گوشت وارداتی، قیمت مرغ، درآمد قابل تصرف و شاخص عمق اپیدمی، نوسانات قیمت خوک را توضیح می‌دهند و درمیان آن‌ها قیمت‌ها و شاخص اپیدمی بیشترین نقش را دارند. «شکوهی» و «طرازکار» (۲۰۲۲) به همبستگی ساختاری بین جو و قیمت گوشت پرداخته و اثبات می‌کنند که بخشی از شوک‌های قیمت جو از درون ساختار عرضه و تقاضای داخلی شکل می‌گیرد. «اورتز» و همکاران^۳ (۲۰۲۴) برای بازار گوشت گاو آمریکا نشان می‌دهند شوک‌های عرضه و تقاضا هر دو به‌طور قابل توجه و تقریباً هم‌اندازه بر قیمت نسبی گوشت اثر دارند، واکنش قیمت به شوک عرضه کمتر از انتظار است و شوک‌های تقاضا ماندگارتر هستند. «ژو» و همکاران^۴ (۲۰۲۵) با یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامتر متغیر زمانی نتیجه می‌گیرند که شوک‌های خارجی-اقتصادی، بیماری‌های

^۱ SVAR

^۲ Pang et al.

^۳ Ortez et al.

^۴ Zhou et al.

دام و اخبار سیاستی، به‌ویژه شاخص‌های مبتنی بر اخبار بیماری، در دوره‌های زمانی مختلف اثر معنادار و قابل توجهی بر قیمت زنده گوشت خوک دارند.

در بخش اثرات درآمد خانوارها بر قیمت گوشت قرمز، «نوروزی» و «عسگری ده‌آبادی» (۱۴۰۳) در مطالعه خود به این نتایج رسیدند که گرایش بیشتر به مصرف مرغ و ماهی بیش از آن‌که ناشی از تغییر ترجیحات باشد، پیامد فشار قیمتی و شرایط اقتصادی، بهداشتی و اجتماعی است؛ بنابراین تأمین و تولید پایدار گوشت قرمز در کنار سایر انواع گوشت و طراحی سیاست‌های حمایتی ویژه برای اقشار ضعیف جهت حفظ حداقل مصرف گوشت قرمز ضروری است. «دانشیار» و «عباسیان» (۲۰۲۴)، در بررسی خود تابع تقاضا و کشش‌های قیمتی و درآمدی انواع گوشت را در دهک‌های مختلف درآمدی خانوارهای شهری ایران برآورد کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که کشش‌های خود قیمتی در همه دهک‌ها منفی و کشش‌های درآمدی مثبت است و واکنش تقاضا به قیمت و درآمد بین دهک‌ها متفاوت بوده و برخی انواع گوشت بسته به دهک جانشین یا مکمل یکدیگرند. «شاه‌آبادی» و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعه خود به این نتایج رسیدند که تقاضا برای گوشت قرمز، با افزایش درآمد، کاهش قیمت خرده‌فروشی گوشت قرمز، افزایش قیمت گوشت مرغ (جایگزین) و واردات با افزایش روبه‌رو می‌گردد. این مطالعات بیانگر این است که درآمد خانوارها می‌تواند اثر درون‌زا بر قیمت گوشت قرمز داشته باشد؛ چراکه حساسیت تقاضای گوشت قرمز نسبت به درآمد و ضرورت سیاست‌های حمایتی برای خانوارها را نشان می‌دهد؛ بنابراین، تغییر در الگوی مصرف ناشی از تغییر درآمد، موجب تغییر فشار تقاضا در بازار می‌شود.

در بحث اثرات نرخ ارز بر قیمت گوشت قرمز بر اساس نتایج «حیدری» و «حاج‌سیدجوادی» (۱۴۰۳)، افزایش شکاف بین نرخ ارز آزاد و رسمی، واردات ذرت، جو و کنجاله سویا را به‌طور معناداری افزایش می‌دهد و از این مسیر، نرخ ارز به‌صورت درون‌زا از طریق بازار نهاده‌ها بر مقدار تولید و قیمت گوشت قرمز اثر می‌گذارد. این پژوهش و کارهای مرتبط نشان می‌دهند که قیمت جو، ذرت و سویا هم از کانال هزینه تولید و هم از کانال وابستگی به واردات، محرک مستقیم قیمت گوشت قرمز هستند. «کوبو کفلاز»^۱ و همکاران (۲۰۲۴) در ترکیه نشان می‌دهند که افزایش نرخ ارز به‌طور قابل توجهی قیمت نهاده‌های دام و محصولات دامی را بالا می‌برد و مدیریت نوسانات ارز و کاهش وابستگی خارجی می‌تواند هزینه تولید را کاهش و مصرف را افزایش دهد. «المدنی»^۲ و همکاران (۲۰۲۱) نتیجه گرفتند که قیمت‌های جهانی گوشت گاو و گوسفند عمدتاً تحت تأثیر عرضه و تقاضای جهانی است، ولی عواملی مانند: خشک‌سالی، بیماری، نرخ ارز و سیاست‌ها نیز نقش مهمی در نوسان قیمت دارند. «وجدی حکم‌آباد» و همکاران (۱۳۹۷) و «حسین‌زاد» (۱۳۹۶) نیز نرخ ارز را منبع اصلی ریسک در بازار گوشت مرغ و نهاده‌های وارداتی دانسته و بر لزوم توسعه تولید داخلی ذرت، سویا و سایر نهاده‌های استراتژیک برای کاهش وابستگی نوسان قیمتی تأکید می‌کنند.

^۱ KÜÇÜKOFLAZ

^۲ Almadani

در ارتباط با اثر عرضه داخلی گوشت قرمز با قیمت آن، علاوه بر پانگ و همکاران (۲۰۲۳)، «هوو» و «ژو»^۱ (۲۰۲۱)، مهم‌ترین عامل‌های نوسان قیمت مواد غذایی را شوک‌های اینرسی قیمتی و انتظارات بازار دانستند. به‌طور کلی تحقیق آن‌ها تأکید می‌کند که برای مدیریت نوسان قیمت غذا باید توجه اصلی نه صرفاً شوک‌های بخش تولید، بلکه به رفتارهای قیمتی و ساز و کارهای داخلی بازار معطوف شود. «شاه‌آبادی» و همکاران (۱۳۹۱) در بررسی تعیین‌کننده عرضه و تقاضای گوشت قرمز در ایران، نتایج‌شان نشان می‌دهد که ارتباط بین عرضه گوشت قرمز با قیمت دام زنده و وزن لاشه ارتباطی مثبت و معنی‌دار است، ولی با قیمت نهاده جو ارتباط عکس نشان داده است. درنهایت، درمورد اثرات گوشت وارداتی بر قیمت گوشت قرمز، پانگ و همکاران (۲۰۲۳) به بررسی اثرات واردات گوشت خوک بر قیمت گوشت خوک پرداختند. از طرفی «بزما»^۲ و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای نوسانات قیمت گوشت گاو و گوسفند در ترکیه را در دوره ۲۰۰۶-۲۰۲۲م. بررسی کردند و نشان دادند که قیمت انرژی، واردات دام و پاندمی کووید-۱۹ اثرات متفاوتی بر بازده و عدم قطعیت قیمت‌ها دارند. نتایج آن‌ها همچنین حاکی از آن است که واردات دام می‌تواند اثرات منفی نوسانات قیمت را کاهش دهد، درحالی‌که بیماری همه‌گیر عدم قطعیت را افزایش می‌دهد.

با اتکا به شواهد تجربی داخلی و خارجی، می‌توان جمع‌بندی کرد که قیمت گوشت قرمز در نتیجه برهم‌کنش هم‌زمان عوامل سمت عرضه، تقاضا و شوک‌های اقتصادی مرتبط با آن تعیین می‌شود. مطالعات پیشین نشان می‌دهند که عرضه داخلی گوشت، واردات گوشت قرمز، قیمت نهاده‌های دامی به‌ویژه جو، نرخ ارز و سطح درآمد خانوارهای شهری و روستایی از کانال‌های هزینه تولید، فشار عرضه و تقاضا و وابستگی به واردات، نقش معناداری در شکل‌گیری و نوسانات قیمت گوشت قرمز دارند؛ درحالی‌که قیمت گوشت مرغ نیز به‌عنوان کالای جانشین، بر تقاضا و قیمت گوشت قرمز اثرگذار است. بر این اساس، هدف اصلی این مطالعه آن است که عوامل مؤثر بر متوسط قیمت گوشت قرمز را با به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری ساختاری طی سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۳ به صورت ماهانه آنالیز کرده و نقش نسبی هر یک از عوامل مؤثر بر بازار گوشت قرمز ایران را به‌صورت جامع و تحلیلی تبیین کند. وجه تمایز اصلی این پژوهش با پژوهش‌های قبلی شناسایی هم‌زمان و درون‌زای کانال‌های انتقال شوک‌ها (نرخ ارز، نهاده‌ها، واردات و جانشینی مرغ) به متوسط قیمت گوشت قرمز در چارچوب SVAR با تفکیک افق‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد؛ به‌ویژه می‌توان نشان داد که شوک‌های ارزی و نهاده‌ای با چه تأخیری از مسیر عرضه یا تقاضا به قیمت منتقل می‌شوند. در ایران، شوک‌های قیمتی ناشی از تغییرات قیمت نهاده‌ها و نوسانات نرخ ارز، تأثیرات زیادی بر بازار گوشت داشته‌اند. این نوسانات، علاوه بر افزایش هزینه‌های تولید، باعث بروز مشکلات جدی برای تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان شده است. به‌همین دلیل، تدوین سیاست‌های حمایتی مناسب و اصلاح ساختار بازار به‌منظور مدیریت مؤثر این نوسانات ضروری به‌نظر می‌رسد. با توجه به تحقیقات فوق، مطالعه حاضر، به تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت گوشت قرمز پرداخته و بر ضرورت طراحی و اجرای سیاست‌هایی متمرکز بر کاهش اثرات منفی این نوسانات و بهبود تعادل در بازار گوشت قرمز تأکید دارد.

¹ Wu, X. & Xu

² Bozma

۳. مبانی نظری و روش پژوهش

عوامل مؤثر بر تغییرات قیمت گوشت از دو منظر اصلی عرضه و تقاضا مورد بررسی قرار می‌گیرند؛ از منظر عرضه، تغییرات قیمت گوشت عمدتاً تحت تأثیر رابطه بین عرضه و تقاضا در صنعت گوشت بوده است. به‌ویژه، نوسانات قیمت خوراک دام که بخشی از زنجیره تولید گوشت هستند، به‌عنوان عامل اصلی این تغییرات شناخته شده‌اند. قیمت گوشت در بسیاری از کشورها به‌طور فصلی و باتوجه به تغییرات در عرضه و تقاضای مصرف‌کنندگان تغییر می‌کند، به‌طوری‌که تغییرات در حجم عرضه و تقاضا، به‌ویژه در دوره‌های خاص، تأثیر زیادی بر این نوسانات دارند. طبق نظریه عرضه، عرضه توسط هزینه‌های تولید تعیین می‌شود که عمدتاً تحت تأثیر قیمت نهاده‌ها قرار دارند. وقتی قیمت نهاده‌ها افزایش می‌یابد، هزینه‌های تولید نیز افزایش یافته و منجر به کاهش عرضه می‌شود (پانگ و همکاران، ۲۰۲۳). هزینه‌های خوراک یکی از هزینه‌های اصلی در تولید گوشت گاو و گوسفند است و جو بخش قابل‌توجهی از هزینه‌های خوراک را تشکیل می‌دهد؛ بنابراین، قیمت جو به‌عنوان شاخص هزینه‌های تولید انتخاب شد. علاوه بر این، عرضه داخلی (گوشت قرمز) و عرضه گوشت قرمز وارداتی نیز به‌عنوان عوامل عرضه انتخاب شدند. طبق نظریه تقاضا نیز، درآمد مصرف‌کننده و در دسترس بودن جایگزین‌ها هر دو می‌توانند بر مقدار تقاضا و در نتیجه بر قیمت تولید تأثیر بگذارند (پانگ و همکاران، ۲۰۲۳). بر این اساس، میانگین ماهانه درآمد سرانه قابل‌تصرف ساکنان شهری و روستایی به‌عنوان شاخص‌های تقاضا انتخاب شدند. همچنین، گوشت مرغ نزدیک‌ترین جایگزین برای گوشت قرمز در نظر گرفته می‌شود.

از طرف دیگر، نرخ ارز یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار بر قیمت نهاده‌های دام و طیور است. نهاده‌های تولید در بخش دام و طیور عمدتاً وارداتی بوده و بی‌ثباتی و نوسانات ناشی از نرخ ارز سبب رشد قیمت نهاده‌ها و در ادامه سبب افزایش قیمت گوشت می‌شود (حیدری، ۱۴۰۱). افزایش نرخ ارز می‌تواند منجر به کاهش عرضه گوشت قرمز شود و برخی از دامداران را مجبور به خروج از این صنعت کند. افزایش نرخ ارز به‌ویژه با افزایش هزینه‌های واردات نهاده‌های دامی مانند جو به افزایش قیمت تمام‌شده محصولات کشاورزی و دامی منجر می‌شود. این تغییرات می‌تواند عرضه و تقاضای گوشت را تحت تأثیر قرار دهد و در نتیجه نوسانات قیمتی را در بازار ایجاد کند (پاسبان، ۱۴۰۱؛ علیزاده و همکاران، ۱۴۰۴). همچنین، بررسی‌ها نشان می‌دهد که به ازای هر ۱۰٪ افزایش در نرخ ارز، شاخص قیمت تولیدکننده به‌طور میانگین ۱٪ افزایش می‌یابد که به افزایش قیمت مصرف‌کننده نیز منجر خواهد شد (پاسبان، ۱۴۰۱). در نهایت می‌توان استنباط کرد که تغییرات در رابطه عرضه و تقاضا ناشی از شوک نرخ ارز در ایران نیز بر قیمت گوشت قرمز تأثیر شدیدی خواهد گذاشت.

در پژوهش حاضر، از قیمت گوشت قرمز (متوسط گوشت گوسفند و گاو) به‌عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. متغیرهای مستقل شامل قیمت جو، عرضه گوشت قرمز، مقدار گوشت قرمز وارداتی، میانگین درآمد قابل‌تصرف ماهانه خانوارهای شهری و روستایی، قیمت گوشت مرغ و نرخ ارز می‌باشند. برای افزایش دقت و اعتبارسنجی نتایج مدل، تعدیلات فصلی در قیمت محصولات عمده دامی صورت می‌گیرد (حیدری، ۱۴۰۱). در نهایت داده‌های تعدیل شده با استفاده از لگاریتم پردازش شدند تا ناهمسانی بین متغیرها کاهش یابد و نتایج مدل به‌طور دقیق‌تری تحلیل شوند (پانگ و همکاران، ۲۰۲۳).

به‌منظور تحلیل داده‌ها و بررسی نتایج از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری^۱ استفاده شده است. این روش توسعه‌ای از مدل خودرگرسیون برداری است که معادلات ساختاری را در خود جای داده است. در این مدل، روابط بین متغیرها به‌صورت یک سیستم معادلات خطی نمایش داده می‌شود که به‌منظور درک بهتر تغییرات پویای روابط بین متغیرها استفاده می‌شود. با اعمال محدودیت‌هایی بر فضای پارامتر، مدل خودرگرسیون برداری ساختاری می‌تواند تعداد پارامترهای تخمینی را کاهش داده و قابلیت تفسیر مدل را افزایش دهد و بازتاب بهتری از وضعیت فعلی ارایه دهد (گائو^۲ و همکاران، ۲۰۲۰)؛ بنابراین، در مقایسه با مدل خودرگرسیون برداری، این روش به‌منظور به‌دست آوردن روابط دقیق‌تر و قابل‌اعتمادتر و پویایی‌های بین متغیرها به‌کار می‌رود. بسیاری از مطالعات مدل‌های خودرگرسیون برداری ساختاری برای تحلیل عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت گوشت استفاده کرده‌اند. این مدل‌ها توانایی شبیه‌سازی روابط پیچیده بین متغیرهای مختلف ازجمله عرضه، تقاضا، هزینه‌های تولید و قیمت‌های جایگزین را دارند (پانگ و همکاران، ۲۰۲۳). شکل کلی یک مدل SVAR(p) از مرتبه p با k متغیر را می‌توان به‌صورت زیر برای گوشت قرمز نوشت:

$$y_t = r_1 y_{t-1} + r_2 y_{t-2} + \dots + r_p y_{t-p} + u_t \quad t = 1, \dots, T \quad ۱$$

در معادله ۱، y_t یک بردار سری زمانی $k \times 1$ از متغیرهای درون‌زا، p ترتیب وقفه، T اندازه نمونه، $r_1, r_2, \dots, r_p$ نشان‌دهنده ماتریس ضرایب $k \times k$ و u_t بردار جملات اخلاص $k \times 1$ است. مدل AB SVAR به‌کار گرفته می‌شود که در آن ماتریس‌های A و B هر دو ماتریس‌های معکوس $k \times k$ هستند؛ به‌عنوان مثال، $A\varepsilon_t = Bu_t$ که در آن ε_t شوک‌های با فرم کاهش‌یافته برای گوشت قرمز و u_t شوک‌های ساختاری برای گوشت قرمز هستند. ماتریس A ، که به آن ماتریس روابط هم‌زمان هم گفته می‌شود، نشان‌دهنده تأثیرات آنی و هم‌زمان متغیرهای درون‌زای مدل بر یکدیگر است. این ماتریس نحوه واکنش متغیرها به یکدیگر را در لحظه وقوع شوک‌ها توضیح می‌دهد. ماتریس B ، که به آن ماتریس تأثیر شوک‌های ساختاری گفته می‌شود، نشان‌دهنده تأثیر شوک‌های واقعی و ریشه‌ای (مانند شوک سیاست‌گذاری) بر متغیرهای درون‌زای مدل است.

آمار و داده‌های مورد استفاده شامل: قیمت گوشت قرمز، قیمت نهاده دامی جو، مقدار گوشت قرمز وارداتی، مقدار عرضه داخلی گوشت قرمز و قیمت گوشت مرغ و داده‌های تولید، صادرات و واردات از منابع مختلف مانند: سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران و آمارنامه‌های وزارت جهاد کشاورزی و نرخ ارز از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی از فروردین ماه ۱۳۹۶ تا مهرماه ۱۴۰۳ برای ایران استخراج شده است.

۴. یافته‌ها و بحث

همان‌طور که بیان شد؛ هدف از این مطالعه، بررسی عوامل مؤثر بر متوسط قیمت گوشت قرمز با به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری ساختاری طی سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۳ به‌صورت ماهانه می‌باشد. نتایج آزمون مانایی و سایر

^۱ Structural Vector Autoregression model (SVAR)

^۲ Gao

ویژگی‌های متغیرهای مورد استفاده شامل میانگین، حداقل و حداکثر در جدول ۱، نشان داده شده است. نتایج مانایی مدل نشان می‌دهد که به غیر از عرضه گوشت قرمز که برای آماره‌های فیلپس پرون و دیگری فولر مانا در سطح نیز می‌باشد، همه متغیرها با یک تفاضل مانا می‌شوند.

جدول ۱: نتایج آزمون مانایی و آماره‌های توصیفی

Tab. 1: Results of Unit Root Tests and Descriptive Statistics

توصیف آماری				آماره دیکی فولر	آماره فیلپس پرون	متغیرها
میانگین	حداکثر	حداقل	انحراف معیار			
۱۴/۰۸	۱۵/۵۶	۱۲/۷۷	۰/۸۷	-۵/۳۴*	-۵/۲۲*	قیمت گوشت قرمز
۱۰/۳۹	۱۱/۷۱	۸/۰۵	۱/۱۳	-۸/۴۵*	-۸/۳۷*	قیمت نهاده تولید جو
۱۰/۷۶	۱۲/۵۲	۱۰/۲۲	۰/۲۵	-۸/۶۷*	-۶/۷۵*	عرضه گوشت قرمز
۱۸/۰۲	۱۹/۲۷	۱۷/۱۳	۰/۷۰	-۱۶/۱۷*	-۹/۹۵*	درآمد خانوارهای شهری
۱۷/۳۲	۱۸/۴۲	۱۶/۵۶	۰/۶۴	-۹/۳۳*	-۹/۳۳*	درآمد خانوارهای روستایی
۱۲/۴۰	۱۳/۷۴	۱۱/۱۲	۰/۹۰	-۸/۱۰*	-۷/۹۷*	قیمت گوشت مرغ
۸/۸۴	۱۰/۲۹	۶/۰۹	۰/۹۴	-۱۶/۶۶*	-۱۷/۸۹*	مقدار واردات گوشت قرمز
۱۲/۱۸	۱۳/۳۷	۱۰/۵۳	۰/۸۶	-۶/۹۷*	-۶/۹۹*	قیمت ارز

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

در ادامه و باتوجه به نتایج آزمون مانایی در جدول ۱، هم‌انباشتگی بین متغیرها از طریق روش جوهانسون بررسی و نتایج آن در جدول ۲، نشان داده شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون

Tab. 2: Results of the Johansen Cointegration Tests

No. of CE(s)	Eigen value	Trace statistic	Critical Value %5	p
None*	۰/۷۵	۳۱۱/۲۱	۱۲۵/۶۱	۰/۰۰
At most 1 *	۰/۶۲	۱۹۶/۹۳	۹۵/۷۵	۰/۰۰
At most 2 *	۰/۴۱	۱۱۷/۷۹	۶۹/۸۲	۰/۰۰
At most 3 *	۰/۲۹	۷۴/۴۷	۴۷/۸۶	۰/۰۰
At most 4 *	۰/۲۵	۴۶/۴۵	۲۹/۸۰	۰/۰۰
At most 5 *	۰/۱۷	۲۳/۰۶	۱۵/۴۹	۰/۰۰
At most 6 *	۰/۱۰	۷/۷۷	۳/۸۴	۰/۰۰

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

نتایج جدول ۲، نشان می‌دهد حداقل شش رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها وجود خواهد داشت که وجود روابط تعادلی پایدار بلندمدت را تأیید می‌کند. به این ترتیب، ساخت مدل SVAR در مرحله بعد ادامه می‌یابد. به منظور انتخاب وقفه بهینه نیز از پنج معیار مختلف شامل: آماره LR^I ، خطای پیش‌بینی نهایی FPE^2 ، معیار اطلاعات

¹ Likelihood Ratio

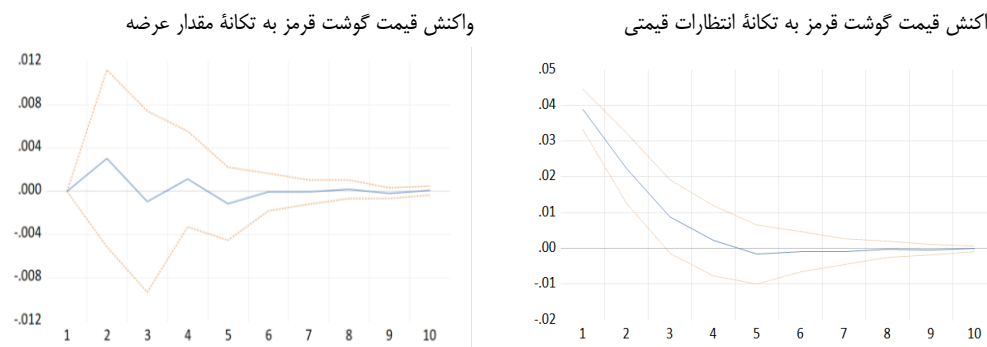
² Final Prediction Error

آکاییک^۱ (AIC)، معیار شواتز^۲ (SC) و معیارهای هانان-کوئین^۳ (HQ) برای ارزیابی ترتیب وقفه استفاده شد. نتایج نشان می‌دهند که ترتیب وقفه بهینه مدل SVAR برابر ۹ است. پارامترهای مدل AB SVAR با روش بیشینه درستنمایی کامل^۴ (FIML) برآورد شدند. نتایج تخمین پارامترها به شرح زیر است:

$$A = \begin{bmatrix} 1.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 \\ -0.47 & 1.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 \\ 0.37 & -0.14 & 1.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 \\ 0.43 & -0.01 & 0.08 & 1.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 \\ 0.69 & -0.14 & 0.02 & 0.23 & 1.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 \\ -0.70 & -0.15 & -0.03 & 0.04 & -0.02 & 1.00 & 0.00 & 0.00 \\ -0.25 & -0.05 & -0.28 & 2.46 & 0.31 & 0.93 & 1.00 & 0.00 \\ 0.11 & 0.08 & -0.02 & -0.01 & -0.01 & -0.19 & 0.00 & 1.00 \end{bmatrix}$$

$$B = \begin{bmatrix} 0.04 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 \\ 0.00 & 0.11 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 \\ 0.00 & 0.00 & 0.22 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.08 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.23 & 0.00 & 0.00 & 0.00 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.08 & 0.00 & 0.00 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.38 & 0.00 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.07 \end{bmatrix}$$

توابع واکنش آنی^۵: نتایج تخمین مدل‌ها تنها می‌توانند یک رابطه پویا و محدود را نشان‌دهنده و قادر به بازنمایی روابط پویا و پیچیده‌تر نباشند؛ بنابراین، انجام یک تحلیل جامع و دقیق با استفاده از توابع واکنش آنی ضروری است. توابع واکنش آنی اثرات یک شوک انحراف معیار به متغیرهای برون‌زا را بر روی مقادیر فعلی و آینده متغیرهای درون‌زا نمایش می‌دهند و مسیر این اثرات را توصیف می‌کنند. همچنین، این توابع اثرات پویا و تعاملات میان متغیرهای درون‌زا را به تصویر می‌کشند (پانگ و همکاران، ۲۰۲۳). در این مطالعه، توابع واکنش آنی به صورت مجموعه نمودارهای ۳، نشان‌دهنده شده است:



¹ Akaike Information Criterion

² Schwarz Criterion

³ Hannan–Quinn

⁴ Full Information Maximum Likelihood

⁵ Impulse Response Functions



نمودار ۳: واکنش قیمت گوشت قرمز به تکانه‌های سایر متغیرها

Graph. 3: Impulse Response of Red Meat Prices to Shocks from Other Variables

باتوجه به نمودار ۳، تابع واکنش آنی نشان می‌دهد که شوک قیمت گوشت قرمز تأثیرات مشخصی بر بازار دارد. این اثر از ۰/۰۳۸٪ در دوره اول به عددی نزدیک به صفر در دوره پنج رسیده و بعد از آن میرا می‌شود. در کوتاه‌مدت، افزایش انتظارات قیمتی^{۱۶} گوشت قرمز منجر به افزایش بیشتر قیمت آن می‌شود؛ درواقع، انتظارات قیمتی یکی از عوامل مهمی است که تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر سطح قیمت‌ها دارد. اما در بلندمدت، این افزایش قیمت،

^{۱۶} انتظارات قیمتی ماهیتی رفتاری دارد و با تأثیرگذاری بر تصمیم‌های فعلی تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان می‌تواند موجب تشدید رشد قیمت‌ها شود. این انتظارات بازتاب برداشت افراد از سیاست‌ها و روندهای آتی اقتصادی است و از این مسیر بر رفتار حال آن‌ها اثر می‌گذارد؛ ازاین‌رو، مدیریت و کنترل انتظارات قیمتی یکی از مهم‌ترین وظایف سیاست‌گذار در بازار دام و طیور به‌شمار می‌رود.

سرمایه‌گذاری و تولید را تحریک می‌کند که می‌تواند منجر به کاهش اثرات انتظاری قیمت و درنهایت، تعدیل قیمت شود. این نتایج با فرضیه اصلی مطالعه و نتایج مطالعات پانگ و همکاران (۲۰۲۳) و حیدری (۱۴۰۱) مطابقت دارد؛ لذا مطابق با دیدگاه کنترل افزایش تورم، مدیریت این انتظارات راهکاری متناسب برای تعدیل قیمت گوشت قرمز در ایران است؛ چراکه هنگامی که فعالان بازار انتظار دارند که (براساس تغییرات نرخ ارز، هزینه‌های نهاده‌های دامی و ...) قیمت گوشت قرمز در آینده افزایش یابد در کوتاه‌مدت این انتظارات سبب شتاب تقاضا یا احتکار گردیده و مسیر افزایش قیمت واقعی را تسهیل می‌کند.

همچنین براساس نمودار ۳، شوک‌های عرضه در بازار گوشت قرمز اثری موقتی بر قیمت داشته و در بلندمدت، سازوکارهای تعدیل بازار موجب بازگشت به تعادل می‌گردد؛ به عبارتی در دوره اول تا ششم نوسان مثبت و منفی دارد و بعد از آن اثر شوک عرضه گوشت قرمز بر قیمت آن میرا می‌گردد. این پدیده عمدتاً ناشی از فاصله زمانی میان فرآیند تولید و عرضه نهایی گوشت قرمز است که به تدریج نوسانات قیمتی را تعدیل می‌کند. ازطرفی افزایش تولید یا نگهداری گوشت در یک ماه، قیمت را در ماه‌های بعد افزایش می‌دهد (پانگ و همکاران، ۲۰۲۳)؛ لذا به دلیل ماهیت زیستی دام، دوره‌های طولانی پرورش آن، وابستگی به نهاده‌های وارداتی و نقش دولت در تنظیم بازار، این نوع بازارها با وقفه زمانی میان شوک عرضه و واکنش قیمت همراه است؛ به گونه‌ای که شوک‌های مقطعی مانند کاهش یا افزایش ناگهانی تولید، نگهداری دام یا عرضه تنظیم بازاری، ابتدا سبب نوسانات کوتاه‌مدت قیمت می‌شوند، اما در افق بلندمدت از مسیر افزایش عرضه تدریجی، آزادسازی ذخایر، واردات تکمیلی و تعدیل رفتار تولیدکنندگان خنثی می‌گردد. سیاست‌های دولت در ایران در سال‌های اخیر شامل استفاده از ذخایر استراتژیک، واردات مقطعی برای مهار جهش‌های قیمتی و حمایت یارانه‌ای از نهاده‌ها عملاً ساز و کار تعدیل بازار را توصیف کرده‌اند؛ هرچند این سیاست‌ها گاه با ناکارایی نیز همراه بوده است (شاه‌آبادی و تشکری، ۱۳۹۱؛ حجازی و امام‌قلیپور، ۲۰۲۰)؛ لذا به‌صورت کلی بیان می‌شود که قیمت‌ها پس از شوک عرضه در کوتاه‌مدت تغییر قابل‌توجهی دارند، اما در بلندمدت با گذشت زمان و بازگشت بازار به توازن عرضه و تقاضا و تعدیل انتظارات فعال بازار، اثر شوک کاهش یافته و قیمت‌ها به تعادل بلندمدت نزدیک می‌شوند. این تفاسیر با پژوهش اورتز و همکاران (۲۰۲۳) مطابقت دارد که این پویایی در بازار گوشت قرمز را نشان‌دهنده توان بازار در تعدیل شوک‌های گذرا و نقش ساز و کارهای تولید، ذخیره و تنظیم عرضه گوشت را برجسته می‌سازد. یکی از رویکردهای اثر بخش در کشورهای درحال توسعه مطابق مطالعه گوئل^۱ و همکاران (۲۰۱۴) ایجاد یا تقویت ذخایر بافر (Buffer Stocks) است که این سازوکارها در چارچوب سیاست‌های تثبیت قیمت برای کالای اساسی توصیف شده‌اند و می‌تواند با مدیریت ذخایر و تجارت (تعرفه‌ها و سیاست‌های ضدچرخه‌ای) اثر شوک عرضه را تعدیل کند. همچنین سیاست‌های ضدچرخه‌ای مانند یارانه‌های هدفمند تولید و مالیات‌های مقطعی در دوره‌های مازاد یا کمبود عرضه می‌تواند انگیزه تولید و ذخیره‌سازی بخش‌های خصوصی را تقویت کند و به تعدیل قیمت کمک کند.

¹ Gouel

شوگ قیمت جو نیز در کوتاهمدت تأثیرات معینی بر بازار گوشت قرمز دارد؛ اگرچه انتظار می‌رود افزایش قیمت جو سریعاً قیمت گوشت قرمز را بالا ببرد، اما نتایج نشان می‌دهد این اثر در کوتاهمدت چندان قوی نیست. به عبارتی تا دوره سوم به صورت اثرات کوتاهمدت، اثر شوگ قیمت جو بر قیمت گوشت قرمز به ۰/۰۳٪ افزایش یافته، اما در دوره چهارم این اثر صفر و میرا می‌گردد؛ لذا نتایج در این بخش نشان می‌دهد که تعدیل اثر شوگ قیمت جو صرفاً یک پدیده مکانیکی نیست، بلکه به شدت تحت سیاست‌های حمایتی نهاده‌ها، نظام ارزی و ساختار تولید دام در ایران قرار دارد؛ به طوری که مطالعات داخلی نشان می‌دهد، وابستگی بالای خوراک دام به واردات و تخصیص ناپایدار ارز ترجیحی باعث می‌شود که اثر افزایش قیمت جو نه از مسیر کاهش مصرف نهاده (به دلیل غیرقابل جانشین بودن آن)، بلکه از طریق کاهش تدریجی موجودی دام، خروج دامداران خرد و اُفت سرمایه‌گذاری در بخش دامپروری به افق زمانی بلندمدت منتقل می‌شود (پاسبان، ۱۴۰۱). ادبیات بین‌المللی در همین راستا تأکید می‌کند که افزایش قیمت نهاده‌ها ابتدا عرضه را کاهش می‌دهد و اثر اصلی آن با تأخیر به افزایش قیمت گوشت منجر می‌شود (لاورنس^۱ و همکاران، ۲۰۰۸). همچنین شوگ قیمت نهاده‌ها در بازارهای دامی، اگر با سیاست‌های تثبیت‌کننده مانند قراردادهای بلندمدت نهاده‌ها، ذخایر استراتژیک خوراک دام و بیمه هزینه‌های تولید همراه نشود، می‌تواند در بلندمدت به کاهش ظرفیت تولید و افزایش نوسانات قیمتی منجر شود (گوئل و همکاران، ۲۰۱۴).

شوگ درآمدی ساکنان روستاها تأثیر بسیار ناچیزی بر قیمت گوشت قرمز در ایران دارد. خانوارهای روستایی به دلیل نگهداری دام، بخش زیادی از مصرف سالانه خود را از این طریق تأمین می‌کنند و وابستگی کمتری به بازار برای تأمین گوشت قرمز دارند؛ اما واکنش قیمت گوشت قرمز به تکانه درآمد خانوار شهری به ۰/۰۰۶٪- در دوره دوم کاهش می‌یابد، در دوره سوم این اثر به صفر رسیده و میرا می‌گردد. اثر شوک‌های درآمدی بر قیمت گوشت قرمز می‌تواند در تقاضای گوشت قرمز منعکس شود و تأثیر آن در بلندمدت و کوتاهمدت متفاوت بوده و تحت تأثیر ساختار درآمدی، جایگزینی با دیگر اقلام پروتئینی قرار می‌گیرد. از نظر سیاست‌گذاری به جای تمرکز صرف بر مدیریت شوک‌های قیمتی می‌بایست بر تقویت ساختار عرضه و تقاضا تمرکز کرد.

تحلیل نتایج تابع واکنش آنی قیمت و واردات نشان می‌دهد که در کوتاهمدت، افزایش واردات می‌تواند منجر به کاهش قیمت شود، اما در بلندمدت افزایش واردات می‌تواند، قیمت را افزایش دهد. اثر تکانه واردات بر قیمت گوشت قرمز در دوره‌های اول (کوتاه مدت) منفی و شدید است، ولی به مرور زمان و در دوره ششم این اثر به صفر رسیده و میرا می‌شود؛ به عبارتی، واردات گوشت قرمز در کوتاهمدت و بلندمدت تأثیرات متضادی بر نوسانات قیمت گوشت قرمز دارد. از طرفی تقاضا برای گوشت قرمز به دلیل افزایش واردات گوشت قرمز و کاهش قیمت خرده‌فروشی ایجاد می‌گردد (شاه‌آبادی و تشکری، ۱۳۹۱)؛ لذا افزایش واردات در کوتاهمدت با افزایش عرضه، موجب کاهش قیمت گوشت قرمز در بازار می‌شود. با این حال، در بلندمدت اثر واردات به دلیل عواملی مانند نرخ ارز، هزینه‌های بازرگانی و سیاست‌های حمایتی پیچیده‌تر شده و اثر کاهنده آن بر قیمت تضعیف می‌گردد. از سوی دیگر، تداوم

¹ Lawrence

واردات می‌تواند وابستگی خارجی را افزایش داده و تولید داخلی را تضعیف کند که در نهایت به نوسانات قیمتی بیشتر و افزایش شدید قیمت‌ها منجر شود (حجازی و امام‌قلیپور، ۲۰۲۲).

یکی دیگر از عوامل کلیدی تأثیرگذار بر قیمت مواد غذایی، نرخ ارز است که اثر قابل توجهی بر هزینه واردات و قیمت نهایی کالاها دارد (طاهری‌ریکنده و شعبان‌زاده‌خسرودی، ۱۴۰۰). تحلیل نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، اثر شوک افزایش نرخ ارز منجر به افزایش قیمت گوشت قرمز شده است، اما در بلندمدت، همراه شدن نرخ ارز ترجیحی، سیاست‌های یارانه‌ای و تعدیل اثرات نوسانی قیمت می‌تواند این تغییرات را کاهش دهند. در این پژوهش تأثیر شوک نرخ ارز بر قیمت گوشت قرمز در دوره کوتاه‌مدت دوم به 0.11% می‌رسد و سپس تأثیر آن در دوره ششم صفر و میرا می‌گردد. سیاست دولت باوجود کنترل قیمت‌ها، به‌دلیل رانت موجود در استفاده از ارز ترجیحی در این بخش، همواره در بلندمدت با شکست مواجه گردیده و افزایش شدید قیمت گوشت قرمز در بازار در دوره‌های بلندمدت، می‌تواند گواه این موضوع باشد (پاسبان، ۱۴۰۱)؛ بنابراین، برای کنترل پایدار قیمت گوشت قرمز، نیاز به سیاست‌های جامع‌تر برای مدیریت نرخ ارز با به‌کارگیری سیاست‌های هوشمند ارزی و یارانه‌ای و بهبود ساختار تولید و توزیع این محصول است.

شوک قیمت مرغ نیز تأثیرات متفاوتی بر بازار گوشت قرمز دارد. در کوتاه‌مدت، افزایش قیمت مرغ می‌تواند منجر به کاهش قیمت گوشت قرمز شود؛ اما در بلندمدت، افزایش قیمت گوشت مرغ باعث افزایش تقاضا و در نتیجه افزایش قیمت گوشت قرمز می‌شود (پانگ و همکاران، ۲۰۲۳). در این پژوهش تابع واکنش آنی قیمت گوشت قرمز نسبت به شوک قیمت مرغ در دوره‌های کوتاه‌مدت اولیه و تا دوره سوم به -0.04% کاهش می‌یابد، اما در بلندمدت و از دوره هفتم به بعد به تعادل رسیده و میرا می‌گردد؛ البته در ایران این کاهش موقتی قیمت گوشت قرمز در کوتاه‌مدت را می‌توان بیشتر ناشی از غلبه اثر درآمدی بر اثر جانشینی دانست؛ به‌گونه‌ای که افزایش قیمت مرغ، قدرت خرید واقعی خانوارها را کاهش داده و تقاضای کل برای پروتئین‌های حیوانی از جمله گوشت قرمز را محدود می‌کند (گودرزی و همکاران، ۱۳۹۸). همچنین مداخلات تنظیم بازار و عرضه‌های جبرانی دولت در واکنش به نوسانات قیمت مرغ، می‌تواند به‌طور موقت فشار کاهنده‌ای بر قیمت گوشت قرمز ایجاد کند. در بلندمدت، با تعدیل انتظارات و تداوم محدودیت‌های سمت عرضه گوشت قرمز، اثرات کوتاه‌مدت تضعیف شده و فشارهای هزینه‌ای موجب افزایش قیمت گوشت قرمز می‌شود؛ به‌عبارتی، الگوی به‌کار رفته در مقاله پانگ و همکاران (۲۰۲۳) با اصلاحات ضعف جانشینی و نقش دولت برای ایران قابل تطبیق است؛ بنابراین، اثرات جایگزینی گوشت مرغ به‌جای گوشت قرمز در بلندمدت همگرا به صفر است و بازار در نهایت به تعادل بازمی‌گردد. مضاف بر آن گوشت‌های گیاهی مانند سویا نیز می‌توانند به‌عنوان جایگزین‌هایی برای گوشت قرمز مورد استفاده قرار گیرند، اما توانایی جایگزینی کامل آن‌ها هنوز محدود است (آریگونی و همکاران^۱، ۲۰۲۳؛ سان و همکاران^۲، ۲۰۲۳).

نتایج توابع واکنش آنی، به‌طور خلاصه نشان می‌دهد که قیمت گوشت قرمز در ایران تحت تأثیر عوامل متعددی از جمله شوک‌های قیمت انتظاری گوشت قرمز، قیمت جو و قیمت گوشت مرغ، شوک عرضه، درآمد خانوارها، واردات

¹ Arrigoni et al.

² Sun et al.

گوشت قرمز و نرخ ارز قرار دارد. این تأثیرات هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت می‌توانند باعث تغییرات قیمت گوشت قرمز شوند. به‌طور کلی در کوتاه‌مدت، انتظارات افزایش قیمت منجر به افزایش بیشتر قیمت گوشت قرمز می‌شود؛ اما در بلندمدت، این افزایش قیمت، سرمایه‌گذاری و تولید را تحریک می‌کند. درنهایت، ابزارهایی چون شفافیت در اطلاعات بازار منجر به تسریع در تعدیل اثر قیمت انتظاری بر قیمت بلندمدت گوشت قرمز می‌شود. شوک‌های واردات گوشت قرمز در کوتاه‌مدت تأثیر منفی و در بلندمدت تأثیر مثبت بر قیمت گوشت قرمز داشته است. این تأثیر با سیاست‌های تقویت تولید داخلی از طریق حمایت دامداران، بهبود دسترسی به نهاده‌ها، قراردادهای بلندمدت، به‌کارگیری هوشمندانه ذخایر استراتژیک و سیاست‌های تجاری ضدچرخه‌ای، به‌صورت کنترل شوک‌های عرضه و واردات در کوتاه‌مدت و جلوگیری از تضعیف تولید داخلی در بلندمدت نشان داده می‌شود. شوک‌های درآمدی در کوتاه‌مدت تأثیر منفی و کاهشی و سپس اثری افزایشی بر قیمت گوشت قرمز در بلندمدت دارند. اثر شوک‌های درآمدی بر قیمت گوشت قرمز مطابق مطالعات می‌تواند در تقاضای گوشت قرمز منعکس شود. این تأثیر در بلندمدت و کوتاه‌مدت متفاوت بوده و تحت تأثیر ساختار درآمدی، جایگزینی با سایر اقلام پروتئینی و انطباق عرضه قرار می‌گیرد که از نظر سیاست‌گذاری به‌جای تمرکز صرف بر مدیریت شوک‌های قیمتی می‌بایست بر تقویت ساختار عرضه و تقاضا تمرکز گردد. شوک‌های قیمت مرغ نیز تأثیر متضاد در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر قیمت گوشت قرمز نشان داده است. این شوک از طریق افزایش نااطمینانی و انتظارات تورمی منجر به تعویق در مصرف گوشت قرمز می‌گردد. همچنین مداخلات تنظیم بازار و عرضه‌های جبرانی دولت در واکنش به نوسانات قیمت مرغ، می‌تواند به‌طور موقت فشار کاهنده‌ای بر قیمت گوشت قرمز ایجاد کند. در بلندمدت، با تعدیل انتظارات و تداوم محدودیت‌های سمت عرضه گوشت قرمز، اثرات کوتاه‌مدت تضعیف شده و فشارهای هزینه‌ای موجب افزایش قیمت گوشت قرمز می‌شود. شوک نرخ ارز تأثیر مستقیم و مثبت بر قیمت گوشت قرمز دارد که در بلندمدت میرا می‌گردد. تحلیل اثر نرخ ارز نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، اثر شوک افزایش نرخ ارز منجر به افزایش قیمت گوشت قرمز شده است؛ اما در بلندمدت، همراه شدن نرخ ارز ترجیحی، سیاست‌های یارانه‌ای و تعدیل اثرات نوسانی قیمت می‌توانند این تغییرات را تعدیل کنند. درنهایت، الگوی نوسانی شوک عرضه نشان می‌دهد که تغییرات قیمت گوشت قرمز تحت تأثیر چرخه‌های عرضه و تقاضا قرار دارد. قیمت‌ها پس از شوک عرضه در کوتاه‌مدت تغییر قابل‌توجهی دارند، اما در بلندمدت با گذشت زمان و بازگشت بازار به توازن عرضه و تقاضا و تعدیل انتظارات فعال بازار، اثر شوک کاهش یافته و قیمت‌ها به تعادل بلندمدت نزدیک می‌شوند که این پویایی در بازار گوشت قرمز نشان‌دهنده توان بازار در تعدیل شوک‌های گذرا و نقش سازوکارهای تولید، ذخیره و تنظیم عرضه گوشت را برجسته می‌سازد.

آنالیز تجزیه واریانس^۱: برای بررسی بهتر سهم شوک‌های مختلف در واریانس خطای پیش‌بینی قیمت گوشت قرمز و ارزیابی اهمیت نسبی این شوک‌ها، تحلیل تجزیه واریانس انجام شده و نتایج آن در جدول ۳، ارائه شده است.

¹ Variance Decomposition Analysis

جدول ۳: جدول آنالیز تجزیه و تحلیل واریانس مدل SVAR

Tab. 3: Variance Decomposition Results of the SVAR Model

دوره	انحراف معیار	قیمت گوشت	قیمت جو	عرضه گوشت قرمز	درآمد شهری	درآمد روستایی	قیمت مرغ	واردات گوشت قرمز	نرخ ارز
۱	۰/۰۴	۱۰۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۲	۰/۰۵	۹۱/۴۵	۰/۲۰	۰/۴۲	۱/۵۲	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۳۱	۵/۸۷
۳	۰/۰۵	۸۸/۳۵	۰/۴۲	۰/۴۳	۱/۴۲	۰/۰۳	۰/۸۳	۱/۸۶	۶/۶۴
۴	۰/۰۵	۸۷/۷۶	۰/۴۳	۰/۴۸	۱/۴۱	۰/۰۳	۱/۰۸	۱/۹۲	۶/۸۸
۵	۰/۰۵	۸۷/۳۵	۰/۴۳	۰/۵۳	۱/۴۰	۰/۰۴	۱/۲۶	۲/۰۱	۶/۹۴
۶	۰/۰۵	۸۷/۳۵	۰/۴۴	۰/۵۳	۱/۴۰	۰/۰۴	۱/۲۷	۲/۰۱	۶/۹۵
۷	۰/۰۵	۸۷/۳۵	۰/۴۴	۰/۵۳	۱/۴۰	۰/۰۴	۱/۲۷	۲/۰۱	۶/۹۵
۸	۰/۰۵	۸۷/۳۵	۰/۴۴	۰/۵۳	۱/۴۰	۰/۰۴	۱/۲۸	۲/۰۲	۶/۹۵
۹	۰/۰۵	۸۷/۳۴	۰/۴۴	۰/۵۳	۱/۴۰	۰/۰۴	۱/۲۸	۲/۰۲	۶/۹۵
۱۰	۰/۰۵	۸۷/۳۳	۰/۴۴	۰/۵۳	۱/۴۰	۰/۰۴	۱/۲۸	۲/۰۲	۶/۹۵

(ماخذ: یافته‌های پژوهش).

بیشترین سهم در واریانس پیش‌بینی قیمت گوشت قرمز به شوک خودش اختصاص دارد. این سهم در ماه اول برابر با ۱۰۰٪ بوده و به مرور کاهش یافته است؛ به‌طوری‌که در ماه پنجم به ۸۷٪/۳۵ و تا ماه دهم به ۸۷٪/۳۳ رسیده است. پس از آن، شوک نرخ ارز با سهم ۶/۹۵٪ بیشترین مشارکت را داشته است. در بخش عرضه، تأثیر شوک نهاده تولید جو کمتر از شوک عرضه گوشت قرمز است. مشارکت این شاخص در ماه اول صفر بوده و در ماه پنجم به ۰/۴۳٪ و در ماه دهم به ۰/۴۴٪ رسیده است. در بخش تقاضا، سهم شوک واردات گوشت قرمز بیشتر از شوک درآمدی خانوارهای شهری و شوک قیمت گوشت مرغ (به‌عنوان جایگزین گوشت قرمز) بوده است. مشارکت شوک درآمد خالص خانوارهای شهری از صفر درصد در ماه اول به ۱/۴۰٪ در ماه پنجم و در ۱/۴۰٪ در ماه دهم باقی‌مانده است. مشارکت شوک مقدار واردات گوشت قرمز نیز از صفر در ماه اول به ۲/۰۱٪ در ماه پنجم و ۲/۰۲٪ در ماه دهم افزایش یافته است. مشارکت شوک قیمت مرغ در ماه اول صفر بوده و به ۱/۲۶٪ در ماه پنجم و به ۱/۲۸٪ در ماه دهم رسیده است. نرخ ارز نیز تأثیری قابل توجه داشته است. سهم شوک نرخ ارز در واریانس قیمت گوشت قرمز از صفر درصد در ماه اول، به ۶/۹۴٪ در ماه پنجم رسیده و تا پایان ماه دهم به ۶/۹۵٪ رسیده است. نتایج حاصل از تحلیل توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس نشان می‌دهد که نوسانات قیمت گوشت قرمز در ایران عمدتاً تحت تأثیر شوک‌های انتظاری قیمتی گوشت قرمز، تغییرات نرخ ارز و میزان واردات این محصول قرار دارد. یافته‌ها حاکی از آن است که سیاست‌های مقطعی و واکنشی کوتاه‌مدت، توان محدودی در کنترل ناپایداری بازار داشته و مدیریت مؤثر این بازار مستلزم اتخاذ رویکردی ساختاری و بلندمدت است. بر این اساس، تمرکز بر مدیریت انتظارات تورمی با ارتقای شفافیت اطلاعات بازار به‌همراه ثبات‌بخشی به سیاست‌های ارزی و تجاری می‌تواند نقش مهمی در کاهش ناپایداری و تعدیل نوسانات قیمتی ایفا کند. همچنین تقویت تولید داخلی از طریق حمایت هدفمند از دامداران با اهدای یارانه بودجه‌ای، بهبود دسترسی به نهاده‌ها با قراردادهای بلندمدت بازار خارجی

و توسعه ابزارهای مالی و بیمه‌ای، در کنار استفاده هوشمندانه از ذخایر استراتژیک و سیاست‌های تجاری ضدچرخه‌ای، می‌تواند آثار شوک‌های عرضه و واردات را در کوتاه‌مدت کنترل و از تضعیف تولید داخلی در بلندمدت جلوگیری کند. درنهایت، هماهنگی میان سیاست‌های تولیدی، تجاری، ارزی، همراه با اجرای برنامه‌های معیشتی (حمایتی) برای خانوارهای کم‌درآمد، شرط اساسی برای دستیابی به ثبات پایدار قیمت گوشت قرمز و تقویت امنیت غذایی در افق بلندمدت در ایران محسوب می‌شود.

۵. نتیجه‌گیری

این مطالعه با هدف بررسی اثرات عرضه و تقاضا و شوک نرخ ارز بر تغییرات قیمت گوشت قرمز در ایران با استفاده از مدل SVAR طی سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۳ ه.ش. انجام شد. به این منظور، تأثیر تکانه‌های قیمت جو، عرضه گوشت قرمز، درآمد خانوارهای شهری و روستایی، واردات گوشت قرمز، قیمت گوشت مرغ (جایگزین) و نرخ ارز بر تغییرات قیمت گوشت قرمز مورد بررسی قرار گرفت. بنابر نتایج توابع واکنش آنی (IRF) و جدول تجزیه واریانس، مهم‌ترین عامل افزایش قیمت، انتظارات تورمی است که به صورت رفتاری بر بازار تأثیر می‌گذارد. از طرفی نوسانات نرخ ارز، هزینه‌های تولید را از طریق افزایش قیمت نهاده‌های وارداتی افزایش می‌دهد. مقدار واردات گوشت قرمز نیز تأثیر قابل توجهی بر قیمت‌ها دارد. شوک‌های عرضه و تقاضا، به ویژه شوک‌های عرضه، نوسانات قابل توجهی در قیمت گوشت قرمز ایجاد می‌کنند. کمترین تأثیر بر قیمت گوشت قرمز مربوط به خالص درآمد خانوارهای روستایی است. به طور کلی نتایج این پژوهش بیانگر این است که سیاست‌های کوتاه‌مدت توان محدودی برای کنترل ناپایداری ایجاد شده در بازار داشته و مدیریت مؤثر این بازار نیازمند اتخاذ رویکردی ساختاری و بلندمدت است. همچنین به منظور کنترل نوسانات قیمت گوشت قرمز در ایران به جای اتکا به قیمت‌گذاری دستوری ارز که غالباً در ایران اجرا می‌شود، نیازمند مجموعه‌ای از سیاست‌های شفاف ارزی و تجاری است که این شکاف بین نرخ رسمی و آزاد با حرکت به سمت نظام تک‌نرخ، تخصیص محدود و شفاف یارانه ارزی فقط به واردات نهاده‌های دامی، کاهش می‌یابد. افزون بر آن، جایگزینی تدریجی یارانه ارزی با یارانه بودجه‌ای هدفمند به مصرف‌کنندگان و دامداران خرد، همراه با تنظیم واردات و ذخایر براساس «دامنه هدف» قیمت و قراردادهای بلندمدت، از انتقال کامل شوک‌های ارزی و جهانی به بازار گوشت قرمز ایران جلوگیری می‌کند. درنهایت، قوانین پایدار و شفافیت اطلاعات، انتظارات تورمی را مدیریت کرده و بدون دخالت دستوری در نرخ ارز، ثبات بیشتری در بازار گوشت قرمز ایجاد می‌کند؛ لذا بنابر نتایج به دست آمده از پژوهش حاضر، مدیریت انتظارات، کنترل نرخ ارز و تنظیم واردات، کلید کنترل تغییرات قیمت گوشت قرمز در ایران است. همچنین پیشنهاد می‌شود که برای بهبود دسترسی مردم به این محصول، بهتر است به جای تمرکز بر واردات، که با افزایش نرخ ارز مرتبط با گوشت قرمز، نهاده‌های مرتبط با آن را از دسترس خارج می‌کند، می‌توان بر افزایش تولید داخلی تمرکز کرد تا بتوان به تأمین پایدار تولید و امنیت غذایی بیشتر دست یافت؛ لذا منابع ارزی که برای واردات استفاده می‌شد نیز به حمایت از تولید داخلی اختصاص خواهد یافت.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان بر خود لازم می‌دانند که از داوران ناشناس نشریه که با نظرات ارزشمند خود به غنای متن مقاله افزودند، قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

مسئولیت جمع‌آوری داده‌ها، توسعه مدل مفهومی، طراحی چارچوب پژوهش و سازماندهی مستندات پژوهش بر عهده نویسنده اول بوده است. نویسنده دوم ایده اولیه، سیاستگذاری پژوهش و کنترل روند مدسازی و نتایج مستخرج از مدل را برعهده داشته است.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی و دقیق بودن آن در متن و انتهای مقاله، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

- اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی استان خراسان رضوی، (۱۴۰۳). *تحلیلی بر آخرین وضعیت واردات نهاده‌های دامی کشور*. انتشارات دفتر کشاورزی، خراسان رضوی، ایران.
<https://mccima.com/files/agriculture/1403/3240.pdf>
- ادبی‌فیروزجانی، باقر؛ و غلامی، احمد، (۱۴۰۲). بررسی اثر جهانی قیمت مواد غذایی بر تورم اقتصاد ایران. *دوفصلنامه علمی بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۱۰(۲۰): ۳۸۵-۳۵۵.
<https://doi.org/10.30465/ce.2024.48162.1951>
- پاسبان، فاطمه، (۱۴۰۱). «تأثیر آزادسازی نرخ ارز در بخش دام و طیور». نشست آنلاین موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی.
- شاه‌آبادی، ابوالفضل؛ و تشکری، زهرا، (۱۳۹۱). تعیین کننده عرضه و تقاضای گوشت قرمز در ایران. *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۴(۴): ۳۹-۶۴.
- چراغی، داوود؛ و قلی‌پور، سمانه، (۱۳۸۹). مروری بر عمده‌ترین چالش‌های گوشت قرمز در ایران. بررسی‌های بازرگانی، ۸(۴۱)، ۸۹-۱۱۰.
- حسین‌زاد، جواد؛ و رشید قلم، معصومه، (۱۳۹۶). تأثیر تغییر نرخ ارز بر قیمت نهاده‌های اصلی دام و طیور. *مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران*، ۴۸(۲): ۱-۸.
<https://doi.org/10.22059/ijaedr.2017.62004>

- حیدری، رضا؛ و حاج‌سیدجوادی، سید محمدرضا، (۱۴۰۳). بررسی اثر شکاف نرخ ارز آزاد و رسمی بر واردات نهاده‌های دامی: مطالعه موردی کنجاله سویا، ذرت و جو. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۳۲(۲): ۱۴۳-۱۶۷.
<https://doi.org/10.30490/aead.2024.361732.1506>
- حیدری، رضا، (۱۴۰۱). بررسی محرک‌های قیمت انواع گوشت در ایران با استفاده از مدل خودتوضیح برداری ساختاری پانلی. *مجله اقتصاد و توسعه کشاورزی*. ۳۶(۳): ۲۶۵-۲۸۶.
<https://doi.org/10.22067/jead.2022.72367.1080>
- رحمانی، رهام، (۱۳۹۹). بررسی ساختار بازار مرغ گوشتی در سطوح تولیدکننده و عمده‌فروشی؛ مطالعه موردی استان فارس. *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱۲(۲): ۲۱۱-۲۳۴.
<https://sanad.iau.ir/Journal/jaem/Article/1159910>
- رضوانی، محمد؛ و پندار، مهدی، (۱۴۰۴). بررسی اثر ریسک قیمتی، حذف نرخ ارز ترجیحی و همه‌گیری کووید-۱۹ بر حاشیه بازاریابی گوشت گوسفند. *نشریه پژوهش‌های علوم دامی (دانش کشاورزی)*. ۳۵(۱): ۵۳-۶۷.
<https://doi.org/10.22034/as.2024.62785.1749>
- صامتی، مجید؛ کلانی مهابادی، مهرنوش؛ و شریفی رنانی، حسین، (۱۴۰۱). بررسی تابع تقاضا و تحلیل رفتار خانوارهای شهری ایران و برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی دهک‌های هزینه‌ای طی دوره ۱۳۷۶-۱۳۹۶. *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*. ۱۹(۳): ۱-۳۳.
<https://doi.org/10.22055/jqe.2019.14839>
- طاهری‌ریکنده، عمران؛ و شعبان‌زاده خوشرو، مهدی، (۱۴۰۰). یارانه ارز ترجیحی و تأثیر آن بر کنترل قیمت کالاهای اساسی (مطالعه موردی بازار گوشت مرغ ایران). *فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۰(۴۰): ۲۸۱-۳۱۱.
<https://doi.org/10.22084/aes.2021.24616.3319>
- علیزاده، پریسا؛ محمدی، حسین؛ شاهنوشی، ناصر؛ سقائیان‌نژاد، سید حسن؛ و پویا، علیرضا، (۱۳۹۸). بررسی عامل‌های مؤثر بر تقاضای واردات انواع گوشت و نهاده‌های دامی در ایران. *مجله اقتصاد کشاورزی*. ۱۳(۳): ۲۸-۱۳۳.
<https://doi.org/10.22034/iaes.2019.114832.1727>
- علیزاده، پریسا؛ شاهنوشی، ناصر؛ و محمدی، حسین، (۱۴۰۴). شبیه‌سازی اثر تغییر تعرفه واردات گوشت و نهاده‌های دامی بر عرضه و تقاضای گوشت در شهر مشهد. *تحقیقات تولیدات دامی*. ۱۴(۲): ۷۵-۹۲.
<https://doi.org/10.22124/ar.2025.28755.1856>
- قهرمان‌زاده، محمد؛ دشتی، قادر؛ و رسولی‌بیرامی، زهرا، (۱۳۹۵). بررسی تلاطم و همبستگی تلاطم قیمت در سطوح عمودی بازار دام و طیور کشور: کاربرد مدل‌های همبستگی شرطی ثابت و پویا. *مجله اقتصاد کشاورزی*. ۱۰(۳): ۱۹-۴۶.
<https://doi.org/10.22034/iaes.2016.20066>
- کشاورز، سمیه؛ سادات مدنی، مهدیه؛ بقایی جاوید، زهره؛ معتمدی، محمد؛ و حسینی، سید حسین، (۱۴۰۰). «بررسی پویایی‌های قیمت گوشت قرمز در بازار ایران». *دومین کنفرانس ملی مجازی تفکر سیستمی در عمل*. دانشگاه فردوسی مشهد.
<https://civilica.com/doc/1386053>

- گودرزی، مصطفی؛ رستمیان، رضا؛ و واحدی، وحید، (۱۳۹۸). تحلیل تفاوت تقاضای مصرف گوشت قرمز در برابر گوشت مرغ در ایران. چهارمین کنگره بین‌المللی توسعه کشاورزی، منابع طبیعی، محیط زیست و گردشگری ایران، تبریز. <https://civilica.com/doc/972070>
- مرکز آمار ایران، (الف ۱۴۰۳). میانگین قیمت اقلام خوراکی منتخب در مناطق شهری کشور. <https://amar.org.ir/prices>
- مرکز آمار ایران، (ب ۱۴۰۳). شاخص‌های کلان اقتصادی و اجتماعی کشور. سازمان برنامه و بودجه کشور. <https://amar.org.ir/prices/Doc20250309160120485.pdf>
- نوروزی، حسین؛ و عسگری‌ده‌آبادی، محمدحسن، (۱۴۰۳). بررسی تغییر ترجیحات مصرف کنندگان گوشت در ایران به تفکیک دهک‌های درآمدی. *اقتصاد کشاورزی و روستایی*. ۲(۲): ۶۹-۹۲. <https://doi.org/10.30490/etr.2024.367316.1040>
- وجدی‌حکم‌آباد، فرنوش؛ قهرمان‌زاده، محمد؛ و حسین‌زاد، جواد، (۱۳۹۷). سرریز ریسک نرخ ارز بر قیمت گوشت مرغ و نهاده‌های اصلی آن در ایران. *مجله اقتصاد و توسعه کشاورزی*. ۳۲(۳): ۲۱۳-۲۲۵. <https://doi.org/10.22067/jead2.v32i3.70821>

References

- Almadani, M. I., Weeks, P. & Deblitz, C., (2021). Introducing the world's first global producer price indices for beef cattle and sheep. *Animals*, 11(8): 2314. <https://doi.org/10.3390/ani11082314>
- Arrigoni, A., Marveggio, D., Allievi, F., Dotelli, G. & Scaccabarozzi, G., (2023). Environmental and health-related external costs of meat consumption in Italy: Estimations and recommendations through life cycle assessment". *Science of the Total Environment*, 869: 16177. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2023.16177>
- Bozma, G., Urak, F., Bilgic, A. & Florkowski, W. J., (2023). The volatility of beef and lamb prices in Türkiye: The role of COVID-19, livestock imports, and energy prices. *Plos one*, 18(3): e0282611. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0282611>
- Daneshyar, Y. & Abbasiyan, P., (2024). Estimating the demand for meat in different income deciles in Iran. *Environment, Development and Sustainability*, 28(5): 12581-12622. <https://doi.org/10.1007/s10668-024-05452-1>
- Gao, T.M., Chen, F., Kong, X.L., Wang, Y.F. & Zhang, T.B., (2020). *Econometric Analysis Methods and Modeling* (4th Edition). Tsinghua University Publishing House: Beijing, China, pp. 251-268.
- Gouel, C., (2014). Food price volatility and domestic stabilization policies in developing countries. In: *The economics of food price volatility* (pp. 261-306). University of Chicago Press.

- Hejazi, J. & Emamgholipour, S., (2020). The effects of the re-imposition of US sanctions on food security in Iran. *International journal of health policy and management*, 11(5): 651. <https://doi.org/10.34172/ijhpm.2020.207>
- Kucukoflaz, M., Ayyildiz Akin, M., Zaman, C., Aydin, E. & SARIÖZKAN, S., (2024). Evaluation of the effect of exchange rate and energy prices on livestock products and feed prices in Türkiye with path analysis. *Kafkas Universitesi Veteriner Fakultesi Dergisi*, 30(4). <http://doi.org/10.9775/kvfd.2024.31893>
- Lawrence, J. D., Mintert, J. R., Anderson, J. D. & Anderson, D. P., (2008). Feed grains and livestock: impacts on meat supplies and prices. *Choices*, 23(2): 11-15. <https://doi.org/10.22004/ag.econ.94644>
- Layani, G. & Karami Dehkordi, M., (2024). Meat Demand Structure and Welfare Effects of Price Liberalization: Toward Socio-Demographic Policy Recommendations. *Journal of Agricultural Science and Technology*, 26(6): 1227-1243. <https://doi.org/10.22034/JAST.26.6.1227>
- Orteiz, M. A., Tolhurst, T. N., Thompson, N. M. & Widmar, N. O., (2024). Not all beef-cut price shocks are alike: Disentangling supply and demand shocks in the US beef market. *Journal of the Agricultural and Applied Economics Association*, 3(1): 25-40. <https://doi.org/10.1002/jaa2.94>
- Pang, J., Yin, J., Lu, G. & Li, S., (2023). Supply and Demand Changes, Pig Epidemic Shocks, and Pork Price Fluctuations: An Empirical Study Based on an SVAR Model. *Sustainability*, 15(17): 13130. <https://doi.org/10.3390/su151713130>
- Shokoohi, Z. & Tarazkar M. H., (2022). Meat Price Bubble in Iran: An Empirical Evidence from State-Space Model. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 36(2): 157-167. <https://doi.org/10.22067/jead.2022.72570.1083>
- Sun, J., Ortega, D. L & Lin, W., (2023). Food values drive Chinese consumers' demand for meat and milk substitutes. *Appetite*, 181: 106392. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2022.106392>
- Wu, X. & Xu, J., (2021). Drivers of food price in China: A heterogeneous panel SVAR approach. *Agricultural Economics*, 52(1): 67-79. <https://doi.org/10.1111/agec.12607>
- Zhou, D., Zhang, J., Huan, H., Hu. N., Li, Y. & Cheng, J., (2025). Assessing the Impact of External Shocks on Prices in the Live Pig Industry Chain: Evidence from China. *Sustainability*, 17 (5). <https://doi.org/10.3390/su17051934>

**Applied Economics Studies, Iran (AESI)**P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X - Journal Homepage: <https://aes.basu.ac.ir/>

Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran. Owner & Publisher: Bu-Ali Sina University.

© Copyright © 2026 The Authors. Published by Bu-Ali Sina University.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Bu-Ali Sina University

Developing Consistent Scenarios for the Future of Iran's Industry: A Qualitative Analysis of Driving Forces and Uncertainties

Taher Jodari Raštgoū¹ , Yousef Mohammadzadeh² , Samad Hekmati Farid³ ,
Hooshmand Bagheri⁴ 

Type of Article: Research

 <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32155.3878>

Received: 2025.12.30; Revised: 2026.04.26; Accepted: 2026.05.04

Pp: 239-268

Abstract

In recent decades, Iran's industry has faced an unstable and highly uncertain trajectory under the influence of structural, institutional, and environmental factors. Persistent dependence on energy-based sectors, policy instability, weak institutional coordination, limitations in technological development, and pressures arising from international sanctions have made this sector vulnerable to external shocks and rendered its future outlook ambiguous. Under such conditions, scenario planning can serve as an effective tool for identifying possible future pathways, analyzing driving forces and uncertainties, and providing a framework for strategic decision-making. The purpose of this study is to develop consistent scenarios for the future structure of Iran's industry by combining qualitative data with the Fuzzy Delphi method. To this end, semi-structured interviews were conducted with industry experts, and the data were analyzed through coding and an examination of relationships among codes, followed by two rounds of Fuzzy Delphi in which key factors were evaluated and prioritized in terms of importance and influence. The findings indicate that four factors—institutional capacity, the intensity or relaxation of international restrictions, the trajectory of technological transformation, and the stability of macroeconomic policies—play the most significant role in shaping the future of Iran's industry. Moreover, the implementation gap was identified as a fundamental uncertainty that can either facilitate or hinder the realization of different scenarios. Based on the combination of driving forces and uncertainties, a set of consistent scenarios was developed, offering a clear picture of alternative futures. The results show that future-oriented approaches not only enable the depiction of possible futures but also reveal the gap between policy objectives and implementation outcomes, highlighting their particular importance for policymakers and industrial managers. By presenting a national framework for scenario planning, this study provides a foundation for forward-looking industrial policy and the management of technological transformation in Iran.

Keywords: Iran's Industry, Scenario Planning, Uncertainties, Driving Forces, Industrial Governance.

JEL Classification: L16, O53, C83, C44.

1. Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran.

2. Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran (Corresponding Author). **Email:** yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir

3. Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran.

4. Department of Business Management, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran.

Citations: Jodari Raštgoū, T., Mohammadzadeh, Y., Hekmati Farid, S. & Bagheri Garbollah, H., (2026). Developing Consistent Scenarios for the Future of Iran's Industry: A Qualitative Analysis of Driving Forces and Uncertainties. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 15(58): 239-268. <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32155.3878>

Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_6600.html?lang=en

1. Introduction

Iran's industrial sector has historically been regarded as a cornerstone of national development; yet, its trajectory has been marked by persistent instability and uncertainty. Structural dependence on energy-based industries has created vulnerabilities, while institutional weaknesses and policy volatility have constrained sustainable growth (Khalili, Falahati & Soheili, 2023). International sanctions have further exacerbated these challenges, limiting access to global markets, advanced technologies, and foreign investment (Laudati & Pesaran, 2021). The cumulative effect of these pressures has been an industrial system that struggles to adapt to shocks and remains exposed to external disruptions.

Recent Iranian studies emphasize the importance of foresight and scenario planning in addressing such challenges. Abtahi Nasiri *et al.* (2023) explored business intelligence foresight in the tourism industry, demonstrating how anticipatory approaches can guide strategic decision-making in sectors vulnerable to global competition. Similarly, Kazemian *et al.* (2020) examined scenario planning in the food packaging industry, highlighting the role of foresight in identifying technological and market uncertainties. These works underscore the growing relevance of foresight methodologies across Iranian industries. Globally, scenario planning has been recognized as a strategic tool for navigating uncertainty and complexity. Ramirez and Wilkinson (2016) argue that scenario planning reframes strategic thinking by enabling organizations to explore multiple plausible futures rather than relying on linear forecasts. Derbyshire and Wright (2016) further emphasize the importance of integrating historical context and intuitive logics into scenario development. In the context of Iran, where industrial development is shaped by both domestic constraints and international pressures, scenario planning offers a structured approach to anticipate alternative futures and design adaptive strategies.

2. Materials and Methods

This research employed a qualitative design, integrating semi-structured interviews with industry experts and the Fuzzy Delphi method to capture both depth of insight and structured consensus. Qualitative Interviews: Eighteen semi-structured interviews were conducted with experts from academia, industry, and policy-making institutions. The interviews focused on identifying key drivers of industrial change, sources of uncertainty, and institutional challenges. Data were coded and analyzed using thematic analysis to uncover recurring patterns and relationships among drivers (Ahmadi *et al.*, 2020).

Fuzzy Delphi Method: To refine and prioritize the findings, five experts participated in two rounds of Fuzzy Delphi. Linguistic variables such as "high importance" or "low influence" were converted into triangular fuzzy numbers to manage ambiguity in expert judgments (Hsiao & Chen, 2023). This process allowed for the aggregation of expert opinions and the ranking of drivers and uncertainties based on perceived importance and influence. The Fuzzy Delphi method has been widely applied in Iranian foresight studies, including supply chain foresight in the oil industry (Mahmoudi Sharif *et al.*, 2021) and strategic foresight in the automotive sector (Aminafshar *et al.*, 2024).

3. Data

The interviews revealed recurring themes such as institutional capacity, technological transformation, policy stability, and external pressures. These themes reflect broader

concerns identified in the Iranian foresight literature. For instance, [Ghasemian et al. \(2022\)](#) examined the future of crude oil exports under scenario planning, emphasizing the impact of international restrictions. Similarly, [Qoli Motlagh et al. \(2020\)](#) explored scenarios for the medical equipment industry, highlighting technological innovation as a critical driver of resilience.

The Fuzzy Delphi rounds refined these insights, producing ranked lists of drivers and uncertainties. Four dominant drivers emerged:

- Institutional capacity: the ability of governance structures to coordinate and implement industrial policies.
- International restrictions: sanctions and trade barriers that shape access to global markets and technologies.
- Technological trajectory: the pace and direction of technological transformation within Iranian industries.
- Macroeconomic policy stability: the consistency of fiscal and monetary policies that underpin industrial confidence.

The implementation gap was identified as a critical uncertainty, reflecting the discrepancy between policy formulation and execution ([Rajabzadeh & Barzegar, 2023](#)). This gap has been noted in multiple Iranian studies, including foresight in the oil supply chain ([Ahmadi et al., 2020](#)) and industrial governance analyses ([Khalili et al., 2023](#)).

4. Discussion

Institutional capacity is pivotal, as effective governance and coordination can mitigate vulnerabilities and enhance resilience. Lashgari et al. (2024) emphasize the role of human resource sustainability in the steel industry, linking institutional learning to industrial resilience. Weak institutional capacity, by contrast, perpetuates inefficiencies and undermines policy implementation.

International restrictions remain decisive, shaping access to markets and technologies. [Ghasemian et al. \(2022\)](#) demonstrated how sanctions influence the future of crude oil exports, while [Laudati & Pesaran \(2021\)](#) showed the severe effects of sanctions on Iran's exchange rate, inflation, and employment, thereby weakening industrial development. These findings underscore the need for adaptive strategies that can mitigate external shocks.

Technological transformation represents both a challenge and an opportunity. [Qoli Motlagh et al. \(2020\)](#) showed that technological innovation in medical equipment can drive industrial resilience, while [Alves et al. \(2023\)](#) argue that Industry 5.0 emphasizes human-centered approaches to technological change. For Iran, strategic investment in technology is essential to overcome structural dependence on energy-based industries and to foster diversification.

Policy stability is essential for long-term planning. [Akhgar et al. \(2023\)](#) demonstrated how economic policy uncertainty influences corporate risk-taking, while [Rajabzadeh and Barzegar \(2023\)](#) highlighted the moderating role of managerial capacity in mitigating uncertainty's effects. Volatility in macroeconomic policies undermines industrial confidence and deters investment, reinforcing the importance of stable governance.

The implementation gap reflects challenges noted in [Mahmoudi Sharif et al. \(2021\)](#), who analyzed foresight in Iran's oil supply chain. This gap can either enable or obstruct scenario realization, depending on institutional effectiveness and political will. The

international literature also supports these findings: [Oriol et al. \(2024\)](#) emphasize uncertainties in climate adaptation, while [Zhang & Li \(2024\)](#) highlights technological change as a driver of industrial resilience.

5. Conclusion

This study demonstrates the utility of scenario planning in addressing complex uncertainties within Iran's industrial sector. By integrating qualitative analysis with the Fuzzy Delphi method, the research identified key drivers and uncertainties and developed consistent scenarios for the future. The results reveal that institutional capacity, international restrictions, technological trajectory, and policy stability are critical determinants of industrial outcomes, while the implementation gap represents a fundamental uncertainty.

The scenarios provide policymakers and industrial managers with a framework for anticipating alternative futures and designing strategies that enhance resilience and adaptability. This conclusion aligns with [Aminafshar et al. \(2024\)](#), who showed that strategic foresight improves supply chain performance in Iran's automotive industry, and [Naderi & Khosravi \(2024\)](#), who emphasized foresight's role in expanding SME exports. By presenting a national framework for scenario planning, this study contributes to both Iranian and global literature on industrial foresight. It provides a foundation for forward-looking industrial policy and technological management in Iran, consistent with [Alaadini & Razavi \(2018\)](#) on industrial policy challenges and [Haraguchi et al. \(2019\)](#) on drivers of successful industrialization. Ultimately, the research underscores that scenario planning is not merely a tool for envisioning futures but a strategic instrument for navigating uncertainty and fostering resilience in national industries.

Acknowledgments

The authors thank the industry experts and policymakers who contributed their time and insights to this research.

Author Contributions

Taher Jodari Rastgou: Conceptualization, Methodology, Software, Formal analysis, Investigation, Data curation, Writing – original draft, Visualization (45%). Yousef Mohammadzadeh: Validation, Resources, Writing – review & editing, Supervision, Project administration (25%). Samad Hekmati Farid: Validation, Writing – review & editing, Supervision (15%). Hooshmand Bagheri: Writing – review & editing, Supervision (15%). All authors have read and agreed to the published version of the manuscript.

Conflict of Interest

The authors declare no conflict of interest. This research was conducted in the absence of any commercial or financial relationships that could be construed as a potential conflict of interest. No funding was received for this study.



فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
 چاپی: ۲۵۲۰-۲۳۲۲؛ چاپی الکترونیکی: ۴۷۲۲-۲۳۲۲ - وبسایت نشریه: <https://aes.basu.ac.ir>
 نشریه گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.
 حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۵ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی سینا است.
 این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
 Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)



تدوین سناریوهای سازگار آینده صنعت ایران: تحلیل کیفی پیشران‌ها و عدم قطعیت‌ها

طاہر جداری راستگو^۱، یوسف محمدزاده^۲، صمد حکمتی فرید^۳، هوشمند باقری قره‌بلاغ^۴

نوع مقاله: پژوهشی

شناسه دیجیتال: <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32155.3878>

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۱۰/۰۹، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۲/۰۶، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۲/۱۴

صص: ۲۶۸-۲۳۹

چکیده

صنعت ایران در دهه‌های اخیر تحت تأثیر عوامل ساختاری، نهادی و محیطی با روندی ناپایدار و پرعدم قطعیت روبه‌رو بوده است. وابستگی به بخش‌های انرژی محور، ناپایداری سیاستی، ضعف هماهنگی نهادی، محدودیت‌های فناوریانه و فشار تحریم‌های بین‌المللی این بخش را آسیب پذیر کرده و چشم‌انداز آن را مبهم ساخته است. در چنین شرایطی، سناریونویسی ابزاری کارآمد برای شناسایی مسیرهای محتمل، تحلیل پیشران‌ها و عدم قطعیت‌ها و ارائه چارچوبی برای تصمیم‌گیری راهبردی محسوب می‌شود. هدف پژوهش حاضر تدوین سناریوهای سازگار برای آینده صنعت ایران با ترکیب داده‌های کیفی و روش دلفی فازی است؛ بدین منظور، مصاحبه‌های نیمه ساختاریافته با ۱۸ خبره صنعتی انجام و داده‌ها با رویکرد کدگذاری و تحلیل روابط میان کدها بررسی شد؛ سپس در دو دور دلفی فازی، عوامل کلیدی از نظر اهمیت و تأثیرگذاری اولویت بندی گردیدند. نتایج نشان داد چهار عامل ظرفیت نهادی، شدت یا کاهش محدودیت‌های بین‌المللی، مسیر تحول فناوریانه و پایداری سیاست‌های کلان اقتصادی بیشترین نقش را در تعیین آینده صنعت ایران دارند. همچنین شکاف اجرایی به عنوان یک عدم قطعیت بنیادین شناسایی شد که می‌تواند تحقق یا ناکامی سناریوها را رقم بزند. برپایه ترکیب پیشران‌ها و عدم قطعیت‌ها، چهار سناریوی جهش فناوریانه، بازآرایی نهادی، توسعه محافظه کارانه و فروپاشی صنعتی تدوین گردید. دو عدم قطعیت اصلی تعیین کننده این سناریوها عبارتند از: ثبات بی‌ثباتی محیط بین‌المللی و اقتصاد کلان، و میزان پذیرش فناوری‌های نوین. نتایج ملموس این پژوهش برای سیاست‌گذاران، شامل اولویت بندی پیشران‌هایی مانند رشد و توسعه صنایع و ثبات اقتصادی-بین‌المللی و نیز ارائه چارچوبی برای طراحی سیاست‌های صنعتی انعطاف پذیر و مقاوم در برابر عدم قطعیت‌های نهادی، فناوریانه و محیطی است.

کلیدواژگان: صنعت ایران، سناریونویسی، عدم قطعیت‌ها، پیشران‌ها، حکمرانی صنعتی.

طبقه بندی JEL: L16, O53, C83, C44.

۱. گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.

Email: t.jodari@urmia.ac.ir

۲. گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران (نویسنده مسئول).

Email: yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir

۳. گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.

Email: s.hekmati@urmia.ac.ir

۴. گروه مدیریت بازرگانی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.

Email: h.bagheri@urmia.ac.ir

ارجاع به مقاله: جداری راستگو، طاہر؛ محمدزاده، یوسف؛ حکمتی فرید، صمد؛ و باقری قره‌بلاغ، هوشمند، (۱۴۰۵). تدوین سناریوهای سازگار آینده صنعت ایران: تحلیل کیفی پیشران‌ها و عدم قطعیت‌ها. مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۵ (۵۸): ۲۶۸-۲۳۹. <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32155.3878>

صفحه اصلی مقاله در سامانه نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_6600.html?lang=fa

۱. مقدمه

صنعت همواره به عنوان یکی از ارکان اصلی توسعه اقتصادی و اجتماعی کشورها شناخته شده است و تجربه تاریخی نشان می‌دهد که صنعتی‌سازی پایدار می‌تواند موتور محرک رشد اقتصادی، افزایش اشتغال، ارتقای بهره‌وری و تقویت تاب‌آوری ملی باشد. کشورهایی که توانسته‌اند ساختار صنعتی متنوع و متوازن ایجاد کنند، در برابر شوک‌های جهانی مانند بحران‌های مالی، نوسانات انرژی یا تحولات سیاسی مقاومت بیشتری نشان داده‌اند (ژانگ و همکاران^۱، ۲۰۲۲). در حالی که کشورهایی با ساختار صنعتی تک‌محصولی یا وابسته به منابع طبیعی آسیب‌پذیری بیشتری داشته‌اند. ایران نیز به عنوان کشوری با ظرفیت‌های گسترده انسانی و طبیعی، در مسیر صنعتی‌سازی با فرصت‌ها و تهدیدهای هم‌زمان مواجه است و همین امر ضرورت بررسی آینده صنعت کشور را دوچندان می‌سازد.

مطالعات پیشین درباره توسعه صنعتی ایران عمدتاً بر چالش‌های ساختاری و نهادی تمرکز داشته‌اند. وابستگی شدید به منابع انرژی و صنایع نفت‌محور (علاءالدین و رضوی^۲، ۲۰۱۸) موجب شده بخش بزرگی از درآمدهای صنعتی و صادراتی کشور به نوسانات بازار جهانی انرژی گره بخورد و در نتیجه، تاب‌آوری اقتصادی کاهش یابد. تمرکز جغرافیایی صنایع در چند استان خاص نیز سبب شده مناطق دیگر کشور از توسعه صنعتی محروم بمانند و نابرابری‌های منطقه‌ای تشدید شود (خلیلی و همکاران، ۱۴۰۲).

یکی دیگر از موانع مهم، ضعف نهادی و پراکندگی مسئولیت‌ها میان وزارتخانه‌ها و سازمان‌های متعدد است. این وضعیت انسجام سیاستی را تضعیف می‌کند و اجرای برنامه‌های صنعتی را با کندی، تداخل یا بی‌عملی روبه‌رو می‌سازد (پایا و برادران شرکا^۳، ۲۰۱۰). افزون بر این، بی‌ثباتی سیاستی و تغییرات مکرر در نرخ ارز، تعرفه‌های وارداتی، مشوق‌های صادراتی و اولویت‌های صنعتی، فضای تصمیم‌گیری را برای بنگاه‌های صنعتی غیرقابل پیش‌بینی کرده و اعتماد بخش خصوصی و سرمایه‌گذاران را کاهش داده است (دانجا و وانگ^۴، ۲۰۲۴).

تحریم‌های بین‌المللی و محدودیت تعاملات جهانی نیز دسترسی به فناوری‌های پیشرفته، سرمایه‌گذاری خارجی و بازارهای جهانی را کاهش داده‌اند. این شرایط هزینه‌های تولید را افزایش می‌دهد و بهره‌وری را پایین می‌آورد (آموزگار، ۲۰۱۴). در چنین وضعیتی حتی سیاست‌هایی که از نظر فنی مناسب هستند نیز ممکن است به دلیل محدودیت‌های بیرونی با شکست روبه‌رو شوند.

از سوی دیگر، یکی از مضامین تکرارشونده در ادبیات توسعه صنعتی ایران، شکاف میان اهداف اعلام‌شده در اسناد راهبردی و نتایج حاصل از اجرای آن‌هاست. برنامه‌های توسعه‌ای معمولاً اهدافی مانند تنوع‌بخشی صنعتی و ارتقای بهره‌وری را مطرح می‌کنند، اما خروجی‌ها در عمل فاصله قابل توجهی با این اهداف دارند. نبود نظام پایش و ارزیابی مؤثر یکی از دلایل اصلی این شکاف است و سبب می‌شود سیاست‌های صنعتی بیشتر جنبه نمادین پیدا کنند تا عملیاتی. این وضعیت به تدریج اعتماد عمومی به کارآمدی سیاست‌های صنعتی را کاهش می‌دهد.

کمبود نوآوری و ضعف در تحقیق و توسعه نیز از چالش‌های اساسی صنعت ایران به شمار می‌رود. محدود بودن سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه و ارتباط ضعیف میان دانشگاه و صنعت باعث شده صنایع کشور نتوانند همگام با

¹ Zhang *et al.*

² Alaeddin & Razavi

³ Paya & Baradaran

⁴ Danja & Wang

تحولات فناوری جهانی حرکت کنند. در نتیجه، رقابت پذیری صنعتی کاهش یافته و شکاف فناوری در بسیاری از بخش ها گسترش یافته است (دری شایر و رایت^۱، ۲۰۱۶).

با وجود مطالعات متعدد درباره چالش های ساختاری و نهادی صنعت ایران، هنوز تصویر روشنی از آینده این بخش در شرایط عدم قطعیت های بنیادین ارائه نشده است. عواملی مانند شدت یا کاهش تحریم ها، تغییر سیاست های تجاری بین المللی، ثبات نهادی در داخل کشور و ظرفیت نوآوری می توانند مسیر آینده صنعت ایران را دگرگون کنند. با این حال، تاکنون پژوهش جامعی که با رویکرد سناریونویسی و با تمرکز بر کل صنعت کشور، به تحلیل همزمان پیشران ها و عدم قطعیت های چندسطحی شامل عوامل نهادی، فناورانه و بین المللی بپردازد، انجام نشده است.

پرسشی پژوهش: هدف اصلی پژوهش حاضر، تدوین سناریوهای سازگار برای آینده ساختار صنعت ایران با استفاده از روش برنامه ریزی سناریو است. بر این اساس، پرسش اصلی پژوهش این گونه صورت بندی می شود؛ چگونه می توان با بهره گیری از رویکرد برنامه ریزی سناریو (ترکیب تحلیل کیفی مصاحبه ها و اولویت بندی دلفی فازی) مجموعه ای از سناریوهای واقع بینانه و سازگار با محدودیت های نهادی، فشارهای بین المللی و شرایط ساختاری کشور را برای آینده صنعت ایران تدوین کرد؟

این مطالعه در پی آزمون فرضیه ای است که بیان می کند: ترکیب پیشران های ساختاری صنعت (مانند رشد و توسعه صنعتی، نقش دولت و سازوکارهای بازار) با دو عدم قطعیت بحرانی شامل ثبات یا بی ثباتی محیط بین المللی و اقتصاد کلان، و همچنین میزان پذیرش فناوری های نوین، می تواند به شکل گیری چهار سناریوی متمایز برای آینده صنعت ایران منجر شود. این سناریوها عبارتند از: «جهش فناورانه»، «بازآرایی نهادی»، «توسعه محافظه کارانه» و «فروپاشی صنعتی». این فرضیه در فرآیند سناریونویسی و از طریق تحلیل کیفی مصاحبه ها و اجرای دو مرحله دلفی فازی بررسی و اعتبارسنجی شده است. گزاره بنیادین پژوهش بر این اصل استوار است که آینده صنعت ایران به جای پیروی از یک مسیر خطی و از پیش تعیین شده، در قالب مجموعه ای از آینده های بدیل و وابسته به نحوه مدیریت پیشران ها و عدم قطعیت های بحرانی قابل تبیین است.

بنابراین، می توان نتیجه گرفت که پژوهش حاضر با تمرکز بر شناسایی و تحلیل پیشران ها و عدم قطعیت ها و استفاده از روش برنامه ریزی سناریو، درصدد پر کردن این شکاف ها است. این تحقیق می کوشد آینده های سازگار و واقع بینانه ای برای صنعت ایران ترسیم کند که نه تنها مطلوبیت نظری دارند، بلکه با توجه به محدودیت های نهادی، تحریم ها و شرایط ساختاری کشور، قابلیت تحقق عملی نیز خواهند داشت.

در ادامه پژوهش، ابتدا مبانی نظری و ادبیات مرتبط مرور می شود تا جایگاه پژوهش در چارچوب مطالعات پیشین روشن گردد؛ سپس روش شناسی تحقیق شامل مراحل تحلیل کیفی پیشران ها و عدم قطعیت ها تشریح خواهد شد. در بخش بعدی، یافته های حاصل از اجرای روش دلفی فازی و تدوین سناریوها ارائه می شود و در پایان نیز نتایج و پیشنهاد های سیاستی برای آینده صنعت ایران مطرح خواهد شد.

¹ Derbyshire & Wright

۲. مرور ادبیات

۲-۱. برنامه‌ریزی سناریو و آینده‌پژوهی

برنامه‌ریزی سناریو^۱ یکی از ابزارهای کلیدی آینده‌پژوهی^۲ است که طی چند دهه اخیر در حوزه‌های مختلف علمی و اجرایی به کار گرفته شده است. این رویکرد ابتدا در بخش انرژی و راهبردهای شرکتی مطرح شد و سپس به سایر حوزه‌ها گسترش یافت (رامیرز و ویلکنسون^۳، ۲۰۱۶).

یکی از رویکردهای بنیادین در سناریونویسی مدرن، منطق‌های شهودی^۴ است. این روش با تأکید بر روایت‌سازی منسجم و تحلیل علّی میان متغیرها، امکان ترسیم آینده‌های بدیل را فراهم می‌کند. برخلاف رویکردهای صرفاً کمی و پیش‌بینی‌محور، منطق‌های شهودی بر شهود خبرگان، تجربه مدیریت و تحلیل کیفی روابط میان عوامل تکیه دارد و سناریوها را در قالب روایت‌های قابل‌باور و تحلیلی ارائه می‌دهد (بردفیلد و همکاران^۵، ۲۰۱۶). در مراحل بعدی، این رویکرد با ابزارهایی مانند تحلیل تاریخی روندها و نقشه‌برداری علّی تقویت شد. این ترکیب سبب شد سناریوها علاوه بر شهود، پشتوانه تحلیلی و مستند نیز داشته باشند؛ بنابراین، منطق‌های شهودی به عنوان یکی از چارچوب‌های معتبر برای مدیریت عدم قطعیت‌های پیچیده در محیط‌های صنعتی و سیاست‌گذاری شناخته می‌شود (بردفیلد و همکاران، ۲۰۱۶).

سناریونویسی در اصل بر این فرض استوار است که آینده یک مسیر خطی و قابل پیش‌بینی نیست، بلکه مجموعه‌ای از مسیرهای محتمل است که تحت تأثیر پیشران‌ها^۶ و عدم قطعیت‌های متعدد شکل می‌گیرند؛ از این رو، سناریوها به سیاست‌گذاران و مدیران کمک می‌کنند تا به جای اتکا بر یک پیش‌بینی واحد، مجموعه‌ای از آینده‌های ممکن را در نظر بگیرند و برای هر کدام راهبردهای مناسب طراحی کنند.

در سال‌های اخیر، مشارکت ذی‌نفعان در فرآیند سناریونویسی اهمیت بیشتری یافته است. رویکرد مشارکتی سبب افزایش مشروعیت و کاربردپذیری نتایج می‌شود؛ زیرا سناریوها بازتاب دیدگاه‌های بازیگران کلیدی هستند (اون و گوداسپید^۷، ۲۰۲۰). سناریونویسی همچنین در حوزه‌های گوناگونی مانند سازگاری با تغییرات اقلیمی (اوربول و همکاران^۸، ۲۰۲۴)، برنامه‌ریزی شهری (فوجی^۹، ۲۰۲۵)، آموزش و بهداشت به کار گرفته شده است. مطالعه «اوربول» و همکاران (۲۰۲۴) نشان می‌دهد سناریونویسی می‌تواند ابزاری مؤثر برای مدیریت عدم قطعیت‌های اقلیمی و طراحی راهبردهای سازگاری باشد. این پژوهش با تلفیق داده‌های علمی و دیدگاه‌های ذی‌نفعان، کاربردپذیری سناریوها را در بخش‌های اقتصادی و صنعتی نیز تأیید می‌کند. چنین یافته‌ای برای این مطالعه اهمیت دارد؛ زیرا نشان می‌دهد سناریونویسی در شرایط پیچیده و پرعدم قطعیت ایران نیز می‌تواند به عنوان ابزاری راهبردی مورد استفاده قرار گیرد.

¹ Scenario Planning

² Future studies

³ Ramirez & Wilkinson

⁴ Intuitive logics

⁵ Bradfield *et al.*

⁶ Drivers

⁷ Avin & Goodspeed

⁸ Oriol *et al.*

⁹ Fujii

باوجود این پیشرفت‌ها، یکی از چالش‌های اصلی سناریونویسی، ترجمه بینش‌های حاصل از آن به راهبردهای عملیاتی است. بسیاری از کشورها توانسته‌اند از سناریوها برای طراحی سیاست‌های کلان استفاده کنند؛ اما در کشورهایی با ضعف نهادی و حکمرانی پراکنده، مانند ایران، حتی شناسایی دقیق پیشران‌ها و عدم قطعیت‌ها نیز به تنهایی کافی نیست. نبود سازوکارهای اجرایی مؤثر می‌تواند مانع تبدیل سناریوهای مطلوب به اقدامات عملی شود (پایا و برادران، ۲۰۱۰).

۲-۲. ساختار صنعتی و تاب‌آوری

تاب‌آوری^۱ نظام‌های صنعتی ارتباط مستقیمی با ویژگی‌های ساختاری آن‌ها دارد. مطالعات تطبیقی نشان داده‌اند که کشورهایی با ساختار صنعتی متنوع توانایی بیشتری در جذب شوک‌ها و سازگاری با تحولات جهانی دارند (هاراگوچی و همکاران^۲، ۲۰۱۹). در مقابل، ساختارهای تک‌محصولی یا وابسته به منابع طبیعی آسیب‌پذیرترند (ژانگ و همکاران^۳، ۲۰۲۲).

ساختار صنعتی ایران به‌طور تاریخی تحت‌تأثیر وابستگی به منابع انرژی و صنایع مبتنی بر نفت و گاز شکل گرفته است. این وابستگی در کوتاه‌مدت درآمدزا بوده، اما در بلندمدت مانع نوآوری و تنوع‌بخشی شده است (علاءالدین و رضوی، ۲۰۱۸). علاوه بر این، تمرکز جغرافیایی صنایع در چند استان خاص، نابرابری‌های منطقه‌ای را تشدید کرده و مانع توسعه متوازن شده است (خلیلی و همکاران، ۱۴۰۲).

در داده‌های دلفی فازی، این عوامل به‌عنوان پیشران‌های کلیدی شناسایی شدند. وابستگی به نفت و گاز نه تنها بر ساختار صنعتی، بلکه بر سیاست‌های کلان اقتصادی و حتی روابط بین‌المللی ایران تأثیرگذار است. ازسوی دیگر، عدم قطعیت‌هایی همچون نوسانات قیمت جهانی انرژی و تغییرات سیاست‌های تجاری بین‌المللی، آینده این ساختار را به شدت متأثر می‌سازند.

۳-۲. شکاف اجرایی در سیاست صنعتی ایران

یکی از مسائل بنیادین در مسیر توسعه صنعتی ایران، وجود شکاف پایدار میان اسناد راهبردی و تحقق عملی آن‌هاست. این شکاف اجرایی به فاصله میان اهداف اعلام‌شده در برنامه‌های توسعه‌ای و سیاست‌های صنعتی از یک‌سو، و نتایج واقعی حاصل از اجرای آن‌ها ازسوی دیگر اشاره دارد.

در طول دهه‌های گذشته، ایران اسناد متعددی در حوزه سیاست صنعتی تدوین کرده است؛ از برنامه‌های پنج‌ساله توسعه گرفته تا راهبردهای بخشی در حوزه‌های انرژی، فناوری، اشتغال و تولید. این اسناد اغلب حاوی اهداف بلندپروازانه‌ای چون تنوع‌بخشی صنعتی، ارتقای بهره‌وری، توسعه صادرات غیرنفتی، و ایجاد اشتغال پایدار بوده‌اند. با این حال، بررسی‌های تطبیقی و تجربی نشان می‌دهد که تحقق این اهداف با موانع جدی مواجه بوده و در بسیاری

¹ Resilience

² Haraguchi *et al.*

³ Zhang *et al.*

موارد، خروجی‌های عملیاتی فاصله قابل توجهی با چشم‌اندازهای ترسیم‌شده داشته‌اند (علاءالدین و رضوی، ۲۰۱۸؛ آموزگار، ۲۰۱۴).

علل این شکاف را می‌توان در چند محور اصلی دسته‌بندی کرد؛ (۱) پراکندگی نهادی و حکمرانی چندپاره که موجب تداخل وظایف و کاهش انسجام سیاستی می‌شود. (۲) نوسان در اولویت‌های سیاستی که فضای تصمیم‌گیری را برای بنگاه‌ها غیرقابل پیش‌بینی کرده است. (۳) محدودیت‌های بیرونی ناشی از تحریم‌ها که دسترسی به فناوری و سرمایه‌گذاری خارجی را کاهش داده‌اند. (۴) ضعف در نظام پایش و ارزیابی که مانع یادگیری سیاستی و اصلاح مسیرها شده است (دانجا و وانگ، ۲۰۲۴).

۲-۴. تحریم‌ها و تعاملات بین‌المللی

تحریم‌های بین‌المللی و سطح تعامل ایران با اقتصاد جهانی از مهم‌ترین عدم‌قطعیت‌های بیرونی هستند که آینده صنعت کشور را شکل می‌دهند. تحریم‌ها نه تنها دسترسی ایران به بازارهای جهانی، منابع مالی و فناوری‌های پیشرفته را محدود کرده‌اند، بلکه موجب افزایش هزینه‌های مبادله، کاهش سرمایه‌گذاری خارجی و تضعیف نوآوری صنعتی نیز شده‌اند (آموزگار، ۲۰۱۴).

در مقابل، تجربه کشورهای که با محدودیت‌های مشابه مواجه بوده‌اند نشان می‌دهد که تعاملات بین‌المللی سازنده می‌تواند به انتقال فناوری، ارتقای مهارت‌های نیروی کار و افزایش تاب‌آوری صنعتی کمک کند (هاراگوچی و همکاران، ۲۰۱۹).

۲-۵. پیشران‌ها و عدم قطعیت‌ها در ادبیات و داده‌های میدانی

مرور ادبیات نشان می‌دهد آینده صنعت ایران تحت تأثیر ترکیبی از پیشران‌های ساختاری و عدم قطعیت‌های بیرونی قرار دارد. عواملی مانند وابستگی به نفت و گاز، تمرکز جغرافیایی صنایع، ظرفیت نوآوری، کیفیت حکمرانی و سرمایه انسانی از مهم‌ترین پیشران‌های داخلی به‌شمار می‌آیند. در کنار آن، شدت تحریم‌ها، نوسانات بازار جهانی انرژی، تغییرات سیاست‌های تجاری بین‌المللی و ثبات نهادی داخلی نیز مسیرهای توسعه صنعتی کشور را تحت تأثیر قرار می‌دهند (خلیل و همکاران، ۲۰۲۳). این شرایط نشان می‌دهد آینده صنعت ایران نه تنها به اصلاحات نهادی و تنوع بخشی داخلی وابسته است، بلکه به سطح تعاملات بین‌المللی نیز ارتباط دارد. در چنین وضعیتی، رویکردهای خطی و پیش‌بینی‌های تک‌مسیر نمی‌توانند پاسخ‌گوی نیازهای سیاست‌گذاری باشند. ادبیات بین‌المللی نیز نشان می‌دهد سناریونویسی در بسیاری از کشورها به عنوان ابزاری مؤثر برای مدیریت عدم قطعیت‌ها و طراحی راهبردهای انعطاف‌پذیر به کار گرفته شده است (اوربول و همکاران، ۲۰۲۴).

در ایران، باتوجه به وجود شکاف اجرایی، ضعف نهادی و فشارهای بیرونی ناشی از تحریم‌ها، استفاده از این رویکرد می‌تواند به سیاست‌گذاران کمک کند تا آینده‌های چندگانه و سازگار را ترسیم کنند و برای هر مسیر احتمالی راهبردهای مناسب تدوین نمایند (پایا و برادران، ۲۰۱۰). بدین ترتیب، مرور ادبیات و داده‌های میدانی این پژوهش

¹ Amuzegar

به طور هم راستا تأکید می کنند که آینده صنعت ایران در گروهی ترکیب دو دسته عوامل است؛ نخست، پیشران های ساختاری داخلی که نیازمند اصلاح و تقویت هستند. و دوم، عدم قطعیت های بیرونی و نهادی که باید در قالب سناریوهای مختلف مدیریت شوند. این یافته ها جایگاه پژوهش حاضر را در پر کردن خلأ موجود در ادبیات روشن می سازد و ضرورت بهره گیری از برنامه ریزی سناریو برای تدوین آینده های سازگار و واقع بینانه در بخش صنعت ایران را برجسته می کند.

۳. پیشینه پژوهش

۳-۱. مطالعات داخلی

«احمدی» و همکاران (۱۳۹۹)، با استفاده از رویکرد آینده پژوهی، پیشران های مؤثر بر آینده زنجیره تأمین صنعت نفت را شناسایی و با روش های عدم قطعیت بحرانی و دیمتل اولویت بندی کردند. نتایج نشان داد تحریم های خارجی و سیاست های کلان اقتصادی مهم ترین عدم قطعیت ها هستند. براساس این دو محور، چهار سناریوی باورپذیر شامل زنجیره تأمین بسته، شکننده، مقاوم و پویا تدوین شد.

«کازمیان» و همکاران (۱۳۹۹) با بهره گیری از رویکرد سناریونویسی و روش دلفی فازی^۱، آینده صنعت بسته بندی مواد غذایی ایران را بررسی کردند. نتایج نشان داد که عواملی مانند مقررات مرتبط با تجارت خارجی، شدت رقابت و ورود بازیگران جدید، نوسان های تورمی و میزان تمایل بخش خصوصی به سرمایه گذاری از مهم ترین عدم قطعیت های این صنعت هستند. براساس تحلیل نهایی، نرخ ارز خارجی و تورم بیشترین اثرگذاری را بر آینده صنعت بسته بندی مواد غذایی دارند و نقش تعیین کننده ای در شکل گیری سناریوهای آینده ایفا می کنند.

«قلی مطلق» و همکاران (۱۴۰۰) با هدف شناسایی عوامل، پیشران ها و عدم قطعیت های کلیدی صنعت تجهیزات پزشکی ایران، پژوهشی مبتنی بر سناریونگاری عدم قطعیت های بحرانی شوارتز و سه دور دلفی خبرگان انجام دادند. یافته ها نشان داد که رفع تحریم ها، تقویت تحقیق و توسعه در شرکت ها و کاهش فساد اقتصادی بیشترین عدم قطعیت و اثرگذاری را بر آینده این صنعت دارند. براساس این عوامل، پنج سناریوی اصلی شامل شکوفایی، وابستگی، امید، مقاومت و ویرانی برای آینده صنعت تجهیزات پزشکی کشور تدوین شد.

«محمودی شریف» و همکاران (۱۴۰۱) با رویکرد آینده پژوهی و استفاده از تحلیل تأثیر متقابل، پیشران های داخلی مؤثر بر آینده زنجیره تأمین صنعت نفت ایران را شناسایی کردند. نتایج نشان داد سیاست های تأمین مالی دولت و برنامه های به روزرسانی تجهیزات نفتی مهم ترین پیشران ها هستند. براساس این دو عامل، چهار سناریوی «فرصت سوز»، «منبع محور»، «نوبین» و «دُمده» تدوین شد که در نهایت سناریوی «زنجیره تأمین فرصت سوز» به عنوان محتمل ترین آینده انتخاب گردید.

«قاسمیان» و همکاران (۱۴۰۱) با رویکرد سناریونویسی و روش های دلفی، تحلیل اثرات متقابل، عوامل کلیدی مؤثر بر آینده صادرات نفت سنگین ایران را شناسایی کردند. از میان عوامل اولیه، ۱۶ توصیف گر اصلی انتخاب و ۵ سناریوی باورپذیر شامل در هزارتوی تحریم، شرق بدون غرب، ویروس بزرگ، پیوند با جهان و فرصت های از

¹ Fuzzy Delphi Method

دست‌رفته تدوین شد. نتایج نشان می‌دهد آینده صادرات نفت سنگین ایران به شدت وابسته به تعاملات بین‌المللی و ساختار بازار جهانی نفت است.

«بطحی‌نصیری» و همکاران (۱۴۰۲) با رویکرد آینده‌پژوهی و استفاده از روش‌های آمیخته، به شناسایی پیشران‌های مؤثر بر آینده هوش کسب‌وکار در صنعت گردشگری ایران پرداختند. پس از استخراج ۳۰ پیشران اولیه و غربال آن‌ها با آزمون دوجمله‌ای، ۱۰ عامل باقی‌مانده با روش ایداس اولویت‌بندی شدند و در نهایت نوع فرهنگ تصمیم‌گیری و ورود گردشگران خارجی به عنوان مهم‌ترین عدم قطعیت‌ها انتخاب گردید. براساس این دو پیشران، چهار سناریوی «عصر شکوفایی»، «عصر ناهمسانی»، «خانه عنکبوت» و «عصر یخی» تدوین شد که به ترتیب بهترین و بدترین وضعیت آینده هوش کسب‌وکار در گردشگری را ترسیم می‌کنند.

«رجب‌زاده» و «برزگر» (۱۴۰۲)، با استفاده از روش اقتصادسنجی و داده‌های شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس، اثر عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی را بر رفتار بنگاه‌ها بررسی کردند. جامعه آماری این پژوهش شامل شرکت‌های بورسی بود و نتایج نشان داد که افزایش عدم قطعیت سیاستی، منجر به کاهش شفافیت اطلاعاتی و تضعیف تصمیمات سرمایه‌گذاری می‌شود.

«اخگر» و همکاران (۱۴۰۲)، با بهره‌گیری از داده‌های بنگاهی، رابطه بین عدم قطعیت سیاست اقتصادی و ریسک‌پذیری شرکت‌ها را بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که عدم قطعیت، به‌ویژه در محیط‌های رقابتی و دارای اصطکاک مالی، اثر منفی معناداری بر رفتار سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها دارد؛ هرچند این پژوهش به صورت مستقیم از روش دلفی فازی استفاده نکرده است، اما بر اهمیت شناسایی عوامل کلیدی عدم قطعیت در سطح بنگاه و صنعت تأکید می‌کند.

«لشکری» و همکاران (۱۴۰۳) با رویکرد آینده‌پژوهی و روش ترکیبی، عوامل مؤثر بر پایداری منابع انسانی در صنعت فولاد را شناسایی کردند. آن‌ها دو عامل کلیدی را مبنای سناریوسازی قرار داده و چهار سناریوی اصلی برای آینده پایداری منابع انسانی تدوین کردند. نتایج نشان داد فرهنگ سازمانی و یادگیری دوجانبه نقش محوری در تقویت پایداری و بهبود بهره‌وری منابع انسانی در صنعت فولاد دارند.

در پژوهشی، «سازگاری» و «داودی» (۱۴۰۳)، با بهره‌گیری از روش دلفی فازی و سوآرا فازی به شناسایی و رتبه‌بندی عوامل مؤثر بر قیمت‌گذاری در زنجیره تأمین سبز صنعت لوازم خانگی ایران پرداختند. جامعه آماری این پژوهش شامل مدیران صنعتی، کارشناسان زنجیره تأمین و اساتید دانشگاهی بود. نتایج نشان داد که عواملی نظیر درجه سبز بودن محصول، میزان انطباق با استانداردهای زیست‌محیطی و هزینه‌های فناوری پاک بیشترین اهمیت را در تصمیم‌گیری‌های صنعتی دارند.

«نادری» و «خسروی» (۱۴۰۳) با استفاده از رویکرد آینده‌پژوهی و روش دلفی فازی، راهکارهای مؤثر بر توسعه صادرات کسب‌وکارهای کوچک و متوسط صنایع غذایی در استان کرمانشاه را شناسایی و اولویت‌بندی کردند. نتایج نشان داد که شناخت رفتار مصرف‌کنندگان، تحقیقات بازار، تقویت تبلیغات، جذب سرمایه‌گذاری و توسعه زیرساخت‌ها مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر توسعه صادرات هستند. این پژوهش تأکید می‌کند که ارتقای مهارت‌های صادراتی و بازنگرسی سیاست‌های کلان می‌تواند عملکرد صادراتی SMEs را بهبود دهد. مطالعه نشان‌دهنده کارایی روش دلفی فازی در تحلیل مسائل چندمعیاره و نامطمئن صنعتی است.

«امین‌افشار» و همکاران (۱۴۰۳) با استفاده از مدل‌سازی معادلات ساختاری، اثر آینده‌نگاری راهبردی را بر عملکرد زنجیره تأمین صنعت خودروی ایران بررسی کردند. نتایج نشان‌داد انعطاف‌پذیری راهبردی و خلق ارزش مشترک عملکرد زنجیره تأمین را بهبود می‌دهند. همچنین تنها سازماندهی رسمی اثر منفی بر انعطاف‌پذیری داشت و سایر مؤلفه‌های آینده‌نگاری اثر مثبت نشان‌دادند. این پژوهش تأکید می‌کند که آینده‌نگاری راهبردی می‌تواند تصمیم‌گیری و پایداری عملکرد زنجیره تأمین را تقویت کند.

۳-۲. مطالعات خارجی

در سطح بین‌المللی، «هسو» و همکاران^۱ (۲۰۱۹)، از نخستین پژوهشگرانی هستند که با بهره‌گیری از روش دلفی فازی به شناسایی عدم قطعیت‌های بحرانی در توسعه صنعتی پایدار پرداختند. جامعه آماری این پژوهش را گروهی از خبرگان صنعتی و سیاست‌گذاران تشکیل می‌داد و نتایج نشان‌داد که عوامل مرتبط با سیاست‌های اقتصادی، فناوری و زنجیره تأمین، بیشترین نقش را در افزایش عدم قطعیت صنعتی دارند. این مطالعه نشان‌داد که روش دلفی فازی قادر است ابهام موجود در قضاوت‌های خبرگان را به‌طور مؤثری مدیریت کند.

«لودتی» و «پسران»^۲ (۲۰۲۱)، با بهره‌گیری از شاخص پوشش روزنامه‌ای، شدت تحریم‌ها علیه اقتصاد ایران را اندازه‌گیری کردند. نتایج نشان‌داد تحریم‌ها موجب نوسانات شدید نرخ ارز، افزایش تورم، کاهش رشد اقتصادی و افت مشارکت نیروی کار شده‌اند؛ به‌ویژه اثر منفی بر اشتغال، آموزش متوسطه و حضور زنان در بازار کار. این یافته‌ها اهمیت سیاست‌های خارجی و محیط نهادی را در مسیر صنعتی‌سازی کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد.

مطالعه «جانندان» و «توکل»^۳ (۲۰۲۲)، با هدف ارزیابی عملکرد صنعتی‌سازی پایدار در اتحادیه اروپا انجام شد. در این پژوهش از چارچوبی چندبعدی شامل شاخص‌های اقتصادی، زیست‌محیطی و اجتماعی-نهادی استفاده شد و کشورهای عضو با روش‌های تصمیم‌گیری چندمعیاره رتبه‌بندی شدند. داده‌های موردنیاز از پایگاه‌های آماری معتبر گردآوری شد. نتایج نشان‌داد سوئد به دلیل سهم بالای انرژی‌های تجدیدپذیر، سیاست‌های زیست‌محیطی پیشرفته و سرمایه انسانی توانمند و آلمان به دلیل قدرت صنعتی، نوآوری فناورانه و نظام نهادی کارآمد در رتبه‌های نخست قرار دارند. یافته‌ها تأکید می‌کند صنعتی‌سازی پایدار تنها به رشد اقتصادی وابسته نیست و توجه هم‌زمان به محیط‌زیست، سرمایه انسانی و کیفیت نهادی برای تقویت تاب‌آوری کشورها در برابر عدم قطعیت‌های جهانی ضروری است.

«استورات» و «استو»^۴ (۲۰۲۳) با به‌کارگیری روش MIC-MAC رویکردی سناریومحور برای برنامه‌ریزی راهبردی ارائه کردند که تمرکز اصلی آن بر شناسایی و تحلیل روابط علی میان متغیرهای کلیدی است. آن‌ها نشان‌دادند که این روش می‌تواند ساختار مسئله را شفاف‌تر کرده و زمینه تدوین سناریوهای منسجم و قابل اتکا را فراهم سازد. این مطالعه، اهمیت تحلیل ساختاری را در فهم پویایی‌های آینده و حمایت از تصمیم‌گیری راهبردی برجسته می‌کند.

¹ Hsu et al.

² Laudati & Pesaran

³ Candan & Toklu

⁴ Stewart & Stow

در پژوهشی جدیدتر، «سهیل» و «گوپتا»^۱ (۲۰۲۴)، با استفاده از روش دلفی فازی، به اولویت‌بندی عوامل عدم قطعیت در صنایع تولیدی کشورهای در حال توسعه پرداختند. جامعه آماری این تحقیق شامل ۲۵ نفر از خبرگان صنعتی و دانشگاهی بود. نتایج پژوهش حاکی از آن بود که عدم قطعیت‌های ناشی از نوسانات سیاستی، اختلالات زنجیره تأمین و تحولات فناورانه، مهم‌ترین عوامل تهدیدکننده ثبات صنعتی هستند. این مطالعه بر کارایی روش دلفی فازی در استخراج اجماع خبرگان در محیط‌های پرریسک تأکید دارد.

همچنین «ژانگ» و «لی»^۲ (۲۰۲۴)، با استفاده از دلفی فازی ترکیبی و تحلیل سناریو، به بررسی عدم قطعیت‌های فناورانه و انرژی در صنایع تولیدی چین پرداختند. جامعه آماری این تحقیق شامل مدیران صنایع انرژی‌بر، متخصصان فناوری‌های نوین و پژوهشگران دانشگاهی بود. نتایج نشان داد که ناپایداری دسترسی به انرژی، عدم قطعیت در مسیر توسعه فناوری‌های پاک و هزینه‌های تطبیق فناورانه، از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر تصمیمات سرمایه‌گذاری صنعتی هستند. این مطالعه بر نقش کلیدی عدم قطعیت در شکل‌دهی به مسیر آینده صنعت تأکید دارد.

«القحطانی» و «نومان»^۳ (۲۰۲۴) با ترکیب دو روش دلفی فازی و AHP فازی، چارچوبی پیشرفته برای وزن‌دهی و رتبه‌بندی معیارها ارائه کردند. این رویکرد با مدل‌سازی عدم قطعیت در قضاوت خبرگان، دقت و قابلیت اعتماد تصمیم‌گیری را افزایش می‌دهد و امکان دستیابی به اجماع معتبرتر را فراهم می‌سازد. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که استفاده هم‌زمان از این دو روش فازی می‌تواند کیفیت تحلیل‌های چندمعیاره را به‌طور قابل‌توجهی بهبود دهد.

«چالا»^۴ (۲۰۲۴)، در مطالعه‌ای با رویکرد آینده‌نگر، از دلفی فازی برای شناسایی عوامل بحرانی عدم قطعیت در صنایع پیشرفته آسیایی استفاده کرد. جامعه آماری شامل خبرگان سیاست صنعتی، مدیران فناوری و تحلیلگران اقتصادی بود. یافته‌ها نشان داد که عدم قطعیت نهادی، سرعت تحولات فناوری و ناپایداری سیاست‌های انرژی از مهم‌ترین پیشران‌های نااطمینانی صنعتی محسوب می‌شوند. این پژوهش نشان می‌دهد که تعامل هم‌زمان عوامل سیاستی، نهادی و فناورانه، پیچیدگی تصمیم‌گیری صنعتی را افزایش می‌دهد.

«دانجا» و «وانگ»^۵ (۲۰۲۴)، نقش مناطق ویژه اقتصادی در صنعتی‌سازی پایدار را طی دوره ۲۰۱۵ تا ۲۰۲۳ م. بررسی کردند و با روش تحلیل تطبیقی و داده‌های اقتصادی-صنعتی دریافتند که مدیریت هوشمند مزیت‌های محلی و بین‌المللی می‌تواند عملکرد صنعتی این مناطق را بهبود دهد.

«لیو» و «همکاران» (۲۰۲۴)، در اقتصادهای نوظهور، پیشران‌های گذار انرژی را با رویکرد آینده پژوهی و تحلیل سیاستی شناسایی کردند و سیاست‌های حمایتی، نوآوری فناورانه و فشارهای بین‌المللی برای کاهش انتشار کربن را سه عامل کلیدی این گذار دانستند.

¹ Sohail & Gupta

² Zhang & Li

³ Alqahtani & Noman

⁴ Chala

⁵ Danja & Wang

«فوجی» (۲۰۲۵)، در یک مرور تحلیلی، تحول رویکردهای سناریونویسی را بررسی کرده و نشان می‌دهد که آینده‌پژوهی به‌سوی روش‌های ترکیبی، مشارکتی و داده‌محور حرکت کرده است. او تأکید می‌کند که ادغام تحلیل‌های کمی، مشارکت ذی‌نفعان و ابزارهای دیجیتال، سناریونویسی را دقیق‌تر و قابل‌اتکاتر می‌سازد. این روند بیانگر گذار آینده‌پژوهی از رویکردهای صرفاً شهودی به چارچوب‌های ساختاریافته‌تر است.

«بدنارسکی» و همکاران^۱ (۲۰۲۵)، با استفاده از روش دلفی فازی به شناسایی عدم قطعیت‌های ژئوپلیتیکی و اقتصادی مؤثر بر صنایع صادرات‌محور اروپای شرقی پرداختند. جامعه آماری شامل سیاست‌گذاران صنعتی، مدیران بنگاه‌های صادراتی و اقتصاددانان صنعتی بود. یافته‌ها نشان داد که تحریم‌ها، تغییرات ناگهانی سیاست‌های تجاری و بی‌ثباتی روابط بین‌المللی، بیشترین نقش را در افزایش عدم قطعیت صنعتی ایفا می‌کنند. این پژوهش نشان می‌دهد که صنایع در اقتصادهای نیمه‌پیرامونی، بیش از سایرین در معرض شوک‌های بیرونی قرار دارند.

مرور مطالعات داخلی و خارجی نشان می‌دهد که اگرچه پژوهش‌های زیادی در زمینه آینده‌پژوهی، سناریونویسی و تحلیل عدم قطعیت در صنایع مختلف ایران انجام شده است، اما بیشتر این پژوهش‌ها تنها یک صنعت را بررسی کرده‌اند و معمولاً فقط بخشی از فرآیند آینده‌نگاری را پوشش داده‌اند. در سطح بین‌المللی نیز تمرکز اصلی بر صنایع پیشرفته، گذار سبز، زنجیره تأمین جهانی و عدم قطعیت‌های فناورانه بوده و کمتر به شرایط محیطی و نهادی مشابه ایران توجه شده است. از نظر نظری، هنوز یک چارچوب یکپارچه و بومی شده که بتواند پیشران‌ها، عدم قطعیت‌ها، سناریوهای بدیل و پیامدهای سیاستی را هم‌زمان تحلیل کند، ارائه نشده است. از نظر روش‌شناختی نیز ترکیب روش‌های کمی و کیفی در قالب یک مدل آینده‌پژوهی جامع کمتر دیده می‌شود. درنهایت، از نظر کاربردی، تعامل هم‌زمان عوامل سیاستی، نهادی، فناورانه و محیطی در شکل‌دهی آینده صنایع کشور به‌طور منسجم بررسی نشده است. درنتیجه، شکاف اصلی پژوهش در نبود یک مطالعه آینده‌پژوهانه جامع و سناریومحور است که بتواند آینده صنایع ایران را با درنظر گرفتن پیچیدگی‌های محیطی و عدم قطعیت‌های چندسطحی ترسیم کرده و مبنایی قابل‌اعتماد برای تصمیم‌سازی راهبردی فراهم کند.

۴. روش پژوهش

چارچوب روش‌شناسی این پژوهش بر مبنای منطق برنامه‌ریزی سناریو تحت شرایط عدم قطعیت بحرانی طراحی شده است؛ رویکردی که در ادبیات آینده‌پژوهی به‌ویژه توسط «شوارتز»^۲ (۱۹۹۶) و بعدها در آثار «رامیرز» و «ویلکینسون» (۲۰۱۶) به‌عنوان یکی از معتبرترین چارچوب‌ها معرفی شده است. این چارچوب با ترکیب تحلیل کیفی و ارزیابی کمی خبرگان، امکان شناسایی نیروهای پیشران و عدم قطعیت‌های کلیدی و سپس تدوین روایت‌های منسجم از آینده را فراهم می‌سازد.

در فاز نخست، داده‌های کیفی از طریق ۱۸ مصاحبه نیمه‌ساخت‌یافته با مدیران، کارشناسان و سیاست‌گذاران صنعتی (بخش دولتی) و مدیران و کارشناسان بخش خصوصی گردآوری شد. انتخاب خبرگان به‌صورت نمونه‌گیری هدفمند انجام گرفت تا اطمینان حاصل شود که مشارکت‌کنندگان دارای تجربه و دانش تخصصی در صنایع کلیدی

^۱ Bednarski et al.

^۲ Schwartz

کشور هستند. هدف این مرحله، شناسایی نیروهای پیشران و عدم قطعیت‌های اثرگذار بر آینده ساختار صنعتی ایران بود. داده‌های متنی با استفاده از نرم‌افزار Maxqda 24 تحلیل مضمون شدند و مفاهیم کلیدی مانند چالش‌های اقتصادی و منابع، تحول فناوریانه، نیروی انسانی و مهارت‌ها و نقش دولت و سیاست‌های صنعتی به‌عنوان کدهای اصلی استخراج گردیدند. باتوجه به توضیحات ارائه شده لیست خبرگان مورد مراجعه در این پژوهش در جدول (۱) ارائه می‌گردد.

جدول ۱: لیست خبرگان

Tab. 1: List of experts

شماره مصاحبه	سمت	نوع فعالیت نهاد/سازمان/شرکت	مدرک/رشته تحصیلی	سابقه فعالیت (سال)
۱	مدیر واحد بهره‌برداری	تولید ماشین‌آلات	لیسانس / مهندسی مکانیک	۳۰
۲	حسابرس	صنایع غذایی	فوق لیسانس / حسابداری	۳۵
۳	کارشناس صنعت	خانه صنعت، معدن و تجارت	لیسانس / مهندسی شیمی	۱۰
۴	رئیس اداره آموزش، پژوهش و فناوری	اداره کل صنعت، معدن و تجارت استان	دکتری / مدیریت اجرایی	۳۲
۵	رئیس اداره صمت شهرستان میانه	"	فوق لیسانس / مدیریت بازرگانی	۳۱
۶	مدیر فروش	سیمان صوفیان	فوق لیسانس / مدیریت بازرگانی	۱۵
۷	ریس هیأت مدیره	صنایع معدنی	دکتری / عمران	۲۵
۸	مدیرعامل	شیرین عسل	فوق لیسانس / مدیریت بازرگانی	۲۵
۹	معاون اجرایی	تولید قطعات الکترونیکی	فوق لیسانس / مهندسی برق	۲۳
۱۰	کارشناس	صنایع پتروشیمی	لیسانس / مهندسی شیمی	۱۸
۱۱	کارشناس بهره‌وری	صنایع شیمیایی	لیسانس / مهندسی صنایع	۱۷
۱۲	مدیرعامل	صنایع غذایی	فوق لیسانس / صنایع غذایی	۲۱
۱۳	کارشناس	صنایع غذایی	لیسانس / مهندسی صنایع	۱۴
۱۴	مدیرعامل	صنایع معدنی	فوق لیسانس / مهندسی معدن	۲۰
۱۵	کارشناس	صنعت خودرو	لیسانس / مدیریت بازرگانی	۲۲
۱۶	رئیس اداره فرش	اداره کل صمت استان	لیسانس / مدیریت دولتی	۳۰
۱۷	معاون امور صنایع	"	فوق لیسانس / متالوژی مواد	۳۱
۱۸	معاون امور معادن و صنایع معدنی	"	فوق لیسانس / مهندسی معدن	۲۵

در فاز دوم، عوامل شناسایی شده با استفاده از روش دلفی فازی مورد پالایش و رتبه‌بندی قرار گرفتند. این روش که ریشه در مطالعات کلاسیک دلفی مانند «هسو» و «استنفورد»^۱ (۲۰۰۷) دارد، با ترکیب منطق فازی امکان جمع‌بندی قضاوت‌های ذهنی و دستیابی به اجماع وزنی میان خبرگان را فراهم می‌کند. در این مرحله، پنج نفر از خبرگان صنعتی (مدیران ارشد بخش خصوصی و کارشناسان دولتی) در دو دور متوالی به ارزیابی میزان اهمیت و عدم قطعیت هر عامل پرداختند. نتایج این تحلیل نشان داد که عواملی چون نوآوری فناوریانه و شدت تحریم‌ها

¹ Hsu & Sandford

بیشترین وزن را درمیان پیشران ها دارند، درحالی که تغییرات سیاستی داخلی و سرمایه گذاری خارجی در رتبه های بعدی قرار گرفتند.

فرآیند تدوین سناریوها در پنج گام متوالی و براساس چارچوب نظری «شوارتز» (۱۹۹۶) و روش پیشنهادی «رامیرز» و «ویلیکینسون» (۲۰۱۶) انجام شد؛ نخست، تعریف نظام و مرور محیط کلان شامل ابعاد ساختاری، اقتصادی و نهادی صنعت ایران. دوم، شناسایی نیروهای پیشران براساس تحلیل مضمون داده های مصاحبه ها. سوم، انتخاب عدم قطعیت های کلیدی با توجه به میزان اثرگذاری و پیش بینی ناپذیری آن ها براساس نتایج دلفی فازی. چهارم، ساخت چارچوب سناریویی از طریق ترکیب دو محور اصلی عدم قطعیت برای ترسیم فضای منطقی آینده های ممکن. و نهایتاً، نگارش و اعتبارسنجی سناریوها با هدف ایجاد چهار روایت منسجم از آینده ساختار صنعتی ایران تا افق ۱۴۱۴ ه.ش. (۲۰۳۵ م.).

برای افزایش اعتبار نتایج، داده ها از چند مسیر بررسی شد. اطلاعات به دست آمده از مصاحبه ها، نتایج روش دلفی فازی و منابع ثانویه در کنار هم قرار گرفت و با یکدیگر مقایسه شد تا دقت یافته ها افزایش یابد. همچنین نتایج اولیه دوباره با خبرگان مصاحبه شونده مطرح شد تا نظر آنان درباره درستی تحلیل ها دریافت شود و در نشست هایی با کارشناسان، برداشت ها و تفسیرها دقیق تر بررسی شد. برای افزایش قابلیت اعتماد پژوهش، فرآیند کدگذاری داده های کیفی در نرم افزار به طور شفاف ثبت شد. اجرای دو دور دلفی فازی نیز به شکل گیری ثبات درنظر خبرگان و دستیابی به اجماع کمک کرد. افزون بر این، همه مراحل تحقیق از گردآوری داده ها تا تدوین سناریوها به طور کامل مستندسازی شد تا امکان تکرارپذیری پژوهش فراهم شود. درمجموع، ترکیب روش های کیفی و کمی پایه ای قابل اعتماد برای یافته های پژوهش فراهم کرد و زمینه استفاده از نتایج در سیاست گذاری و برنامه ریزی آینده صنعت ایران را فراهم ساخت. در ادامه، مراحل روش سناریونگاری و نحوه ترکیب مراحل پژوهش مطابق با شکل ۱ تشریح می شود.



شکل ۱: مراحل روش پژوهش بر مبنای سناریونویسی

Fig. 1: Stages of the scenario-based research method

۴-۱. اعتبارسنجی پژوهش

به منظور اعتبارسنجی پژوهش، لازم است روایی و پایایی آن بررسی شود. برای تضمین روایی^۱ یافته‌ها، مجموعه‌ای از اقدامات روش‌شناختی به کار گرفته شد؛ نخست، از تثلیث روش‌شناختی استفاده شد؛ داده‌های حاصل از مصاحبه‌های نیمه‌ساخت‌یافته، نتایج روش دلفی فازی و مرور گزارش‌های ثانویه با یکدیگر مقایسه و تطبیق شدند تا اعتبار درونی نتایج افزایش یابد؛ سپس، برگزاری نشست‌های کارشناسی با حضور متخصصان حوزه صنعت به تفسیر نتایج کمک کرد و موجب تقویت روایی بیرونی پژوهش شد.

برای تضمین پایایی^۲ نیز اقدامات متعددی صورت گرفت. فرآیند کدگذاری داده‌های کیفی در نرم‌افزار به صورت شفاف و مستند انجام شد تا امکان بازتولید نتایج توسط پژوهشگران دیگر فراهم شود. در بخش کمی، اجرای دو دور متوالی دلفی فازی موجب شد تا ثبات قضاوت‌ها و اجماع میان خبرگان حاصل گردد. همچنین، تمامی مراحل تحقیق از گردآوری داده‌ها تا تدوین سناریوها به‌طور دقیق مستندسازی شد تا قابلیت تکرارپذیری پژوهش افزایش یابد.

ترکیب این اقدامات نشان می‌دهد که پژوهش حاضر از نظر روایی و پایایی دارای انسجام منطقی، دقت تحلیلی و قابلیت اعتماد بالا است. بدین ترتیب، یافته‌ها نه تنها بازتاب‌دهنده دیدگاه‌های معتبر خبرگان و داده‌های مستند هستند، بلکه از ثبات و تکرارپذیری لازم برای استفاده در سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی آینده صنعت ایران برخوردارند.

۵. یافته‌های پژوهش

یافته‌های این پژوهش برپایه تحلیل نظام‌مند داده‌های حاصل از مصاحبه‌های نیمه‌ساخت‌یافته با خبرگان صنعت ایران و نتایج روش دلفی فازی شکل گرفت. پرسش‌های مصاحبه با هدف شناسایی پیشران‌های کلیدی، عدم قطعیت‌های اثرگذار، نقش سیاست‌های دولتی، وضعیت فناوری و چالش‌های نیروی انسانی طراحی شد. داده‌های به‌دست‌آمده ابتدا به صورت کدهای اولیه در نرم‌افزار استخراج و سپس در قالب مضامین فرعی و اصلی سازمان‌دهی شد. این مضامین مبنای شناسایی نیروهای محرک و عدم قطعیت‌های بحرانی قرار گرفت و در ادامه با نتایج دلفی فازی تطبیق داده شد. ترکیب این دو رویکرد مجموعه‌ای معتبر از عوامل کلیدی را فراهم کرد که در بخش‌های بعدی ارائه می‌شود. در این بخش، ابتدا نتایج تحلیل کیفی مصاحبه‌ها مرور می‌شود، سپس یافته‌های دلفی فازی مطرح خواهد شد و در نهایت، تلفیق این دو دسته داده مبنای تدوین سناریوهای سازگار برای آینده ساختار صنعت ایران قرار می‌گیرد.

تحلیل مصاحبه‌های نیمه‌ساخت‌یافته با خبرگان صنعت ایران منجر به شناسایی مجموعه‌ای از پیشران‌ها و عدم قطعیت‌های کلیدی شد که در آینده ساختار صنعتی کشور نقش تعیین‌کننده خواهند داشت. داده‌های گردآوری‌شده ابتدا به کدهای اولیه تبدیل شدند و سپس با تجمیع و مقایسه در قالب مضامین اصلی سازمان‌دهی گردیدند. این مضامین بازتابی از نگرانی‌ها، فرصت‌ها و چشم‌اندازهای خبرگان نسبت به آینده صنعت ایران هستند.

¹ Validity

² Reliability

آنچه در ادامه خواهد آمد، نمونه جدول کدگذاری معنایی و گزاره‌های کلامی مصاحبه‌های انجام گرفته است (جدول ۲) که تهیه پرسشنامه دلفی و استخراج پیشران‌ها و عدم قطعیت‌های کلیدی بر مبنای آن شکل گرفته است.

جدول ۲: نمونه کدگذاری معنایی و گزاره‌های کلامی و مصاحبه‌ها

Tab. 2: Sample semantic coding and verbal statements and interviews

شماره مصاحبه	مقوله‌های اصلی شناسایی شده	مقوله‌های فرعی شناسایی شده	خلاصه گزاره‌های کلامی
۱	رشد و توسعه صنایع	مدیریت چالش‌های اقتصادی، فناوری و نیروی انسانی / تمرکز بر فناوری‌های نوین	انتظار می‌رود این صنعت به سمت رشد و توسعه حرکت کند. به شرطی که با مدیریت درست چالش‌های اقتصادی، فناوری و نیروی انسانی رفع گردد و تمرکز بر استفاده از فناوری‌های نوین انجام پذیرد.
۱	چالش‌های اقتصادی و منابع / نیروی انسانی و مهارت‌ها	تورم بالا / ساختار دولتی / سرمایه‌گذاری در آموزش و فناوری / وابستگی به واردات	تورم بالا و ساختار دولتی محدودیت‌هایی ایجاد می‌کند اما با سرمایه‌گذاری در آموزش و فناوری صنایع فناور محور می‌توانند رشد کنند صنایع وابسته به واردات به سختی می‌توانند دوام بیاورند و به احتمال زیاد حذف خواهند شد.
۱	عدم قطعیت‌های اقتصادی و فناورانه / عوامل اجتماعی - فرهنگی / نیروی انسانی	نوسانات اقتصادی / دسترسی به فناوری‌های نوین / تغییرات فرهنگی / توانمندسازی نیروی انسانی / تحولات جهانی	نوسانات اقتصادی، دسترسی به فناوری‌های نوین، تغییرات فرهنگی و توانمندسازی نیروی انسانی از مهم‌ترین عوامل هستند. عدم قطعیت عمده در تحولات جهانی و پذیرش فناوری‌های جدید است.

(منبع: یافته‌های تحقیق).

برای اعتبارسنجی و اولویت‌بندی عوامل کلیدی استخراج‌شده از تحلیل کیفی مصاحبه‌ها، از روش دلفی فازی استفاده شد. این روش ترکیبی از منطق دلفی سنتی و نظریه مجموعه‌های فازی است که امکان جمع‌آوری و تحلیل دیدگاه‌های خبرگان در شرایط عدم قطعیت را فراهم می‌سازد؛ در گام نخست، فهرست پیشران‌ها و عدم قطعیت‌های شناسایی‌شده از مرحله کدگذاری کیفی به‌عنوان ورودی پرسشنامه دلفی فازی تدوین گردید. خبرگان منتخب شامل ۵ نفر از مدیران صنعتی و کارشناسان سیاست‌گذاری در دو دور متوالی پرسشنامه‌ها را تکمیل کردند. در هر دور، نتایج تجمیع‌شده به خبرگان بازخورد داده شد تا امکان اصلاح و تعدیل دیدگاه‌ها فراهم شود. برای کمی‌سازی نظرات، از مقیاس‌های زبانی فازی (مانند: خیلی زیاد، زیاد، متوسط، کم، خیلی کم) استفاده شد که به اعداد فازی مثلثی تبدیل گردیدند. سپس با بهره‌گیری از روش‌های تجمیع فازی، میانگین نظرات محاسبه و عوامل کلیدی بر اساس دو معیار اهمیت و عدم قطعیت رتبه‌بندی شدند. در جدول ۳، سؤالات پرسشنامه دلفی فازی و ترتیب امتیازات داده شده توسط خبرگان به شرح ذیل ارائه شده است.

با انجام دور دوم دلفی فازی، عوامل براساس میزان اهمیت پیشران‌ها و عدم قطعیت وقوع توسط خبرگان رتبه‌بندی شد که در جدول ۳ مشخص شده است.

جدول ۳: رتبه‌بندی پیشران‌ها و عدم قطعیت‌ها

Tab. 3: Ranking of drivers and uncertainties

رتبه	میانگین فازی زدایی	پیشران‌ها
۱	۰/۸۳	رشد و توسعه صنایع
۲	۰/۸۰	بازار آزاد، صادرات و واردات
۳	۰/۷۷	نقش دولت و مقررات
۳	۰/۷۷	بازار و مصرف
۵	۰/۷۵	فناوری‌های نوین
۵	۰/۷۵	تعامل بین‌المللی
۵	۰/۷۵	نیروی انسانی – آموزش و مهارت
۸	۰/۷۲	سرمایه‌گذاری و همکاری خارجی
۹	۰/۷۰	چالش‌های اقتصادی و منابع
رتبه	میانگین فازی زدایی	عدم قطعیت‌ها
۱	۰/۸۵	عوامل بین‌المللی و ثبات کلان اقتصادی
۲	۰/۸۲	محدودیت نوآوری و فناوری
۲	۰/۸۲	ریسک افول صنایع
۲	۰/۸۲	وابستگی به دولت
۲	۰/۸۲	ریسک فناوری
۶	۰/۸۰	تعامل بین‌المللی (به‌عنوان عدم قطعیت)
۷	۰/۷۳	پایداری سیاست‌های اقتصادی و خصوصی‌سازی
۸	۰/۷۰	هزینه انرژی و ناپایداری منابع

(منبع: یافته‌های تحقیق).

این جدول نشان می‌دهد که چگونه نتایج دلفی فازی در دو دسته پیشران‌ها و عدم قطعیت‌ها رتبه‌بندی شده‌اند و چه عواملی بیشترین اهمیت و تأثیر را در آینده صنعت دارند. در بخش پیشران‌ها، رشد و توسعه صنایع با میانگین فازی زدایی ۰/۸۳ در رتبه نخست قرار گرفته و پس از آن بازار آزاد، صادرات و واردات و سپس نقش دولت و مقررات و بازار و مصرف در جایگاه‌های بعدی قرار دارند. این امر نشان می‌دهد که توسعه صنعتی و سیاست‌های تجاری بیشترین وزن را در نگاه خبرگان دارند.

در بخش عدم قطعیت‌ها، عوامل بین‌المللی و ثبات کلان اقتصادی با بالاترین میانگین (۰/۸۵) به‌عنوان مهم‌ترین عدم قطعیت شناسایی شده است، درحالی‌که مجموعه‌ای از عوامل شامل: ریسک فناوری و محدودیت نوآوری، ریسک افول صنایع، وابستگی به دولت همگی با امتیاز برابر (۰/۸۲) در رتبه دوم قرار گرفته‌اند. این نتایج بیانگر آن است که آینده صنعت ایران نه تنها به پیشران‌های داخلی مانند سیاست‌های دولت و سرمایه‌گذاری وابسته است، بلکه به شدت تحت تأثیر تحولات بین‌المللی و ریسک‌های فناورانه قرار دارد؛ بنابراین این عوامل باید در تدوین سناریوهای سازگار به‌عنوان محورهای اصلی مورد توجه قرار گیرند.

در مرحله پایانی پژوهش، با هدف ترسیم چشم اندازهای محتمل برای آینده ساختار صنعت ایران در افق ۵ تا ۱۰ ساله، از روش سناریونویسی مبتنی بر عدم قطعیت های بحرانی استفاده شد. این مرحله برپایه نتایج تحلیل کیفی مصاحبه ها (کدگذاری در نرم افزار) و اعتبارسنجی دلفی فازی انجام گرفت.

ابتدا مجموعه ای از پیشران های کلیدی و عدم قطعیت های بحرانی که در رتبه بندی نهایی دارای بالاترین میانگین فازی زدایی بودند، استخراج شدند. در میان پیشران ها، عواملی چون رشد و توسعه صنایع (۰/۸۳)، بازار آزاد، صادرات و واردات (۰/۸۰)، و نقش دولت و مقررات (۰/۷۷) بیشترین اهمیت را داشتند. این عوامل به عنوان عناصر زمینه ای ثابت در تمامی سناریوها لحاظ شدند؛ زیرا جهت و شدت آن ها در سناریوها تغییر نمی کند، بلکه نقش آن ها در شکل دهی به مسیرهای آینده پایدار است. در مقابل، تمرکز اصلی سناریونویسی بر عدم قطعیت هایی با اهمیت بالا و آینده نامشخص قرار گرفت. در فرآیند سناریونویسی، همه عوامل کلیدی شناسایی شده در مرحله کدگذاری و دلفی فازی به عنوان ورودی اولیه در نظر گرفته شد. با این حال، براساس منطق روش شوارتز، تنها عواملی می توانند محور اصلی سناریو باشند که هم اهمیت بالایی داشته باشند و هم آینده آن ها نامشخص و متغیر باشد. بر این اساس، از میان عدم قطعیت ها دو عامل «ثبات یا بی ثباتی در محیط بین المللی و اقتصاد کلان» با میانگین ۰/۸۵ و «ریسک فناوریانه و میزان پذیرش فناوری های نوین در صنعت» با میانگین ۰/۸۲ به عنوان محورهای اصلی انتخاب شد.

این دو عامل علاوه بر کسب بالاترین امتیاز، بیشترین قدرت تفکیک مسیرهای آینده را دارند و تغییر وضعیت آن ها می تواند چهار چشم انداز متفاوت برای صنعت ایران ایجاد کند. سایر پیشران ها و عوامل مهم به عنوان عناصر زمینه ای یا پیامدهای ثانویه در سناریوها لحاظ شد و نقش آن ها در تقویت یا تضعیف مسیرهای ناشی از این دو عدم قطعیت تحلیل گردید. در نهایت، از تقاطع این دو محور چهار وضعیت شکل گرفت و با ترکیب آن ها با پیشران های نسبتاً ثابت، چهار سناریوی سازگار برای آینده صنعت ایران تدوین شد.

جدول ۴: تحلیل سناریوهای آینده صنعت ایران

Tab. 4: Analysis of future scenarios for Iranian industry

سناریو	محورهای اصلی (عدم قطعیت ها)	پیشران های ثابت	پیامدهای احتمالی	توصیه های سیاستی
سناریو ۱: جهش فناوریانه	ثبات بین المللی و اقتصادی + پذیرش فناوری های نوین	رشد و توسعه صنایع، بازار آزاد، نقش دولت، سرمایه گذاری خارجی	رشد سریع صنایع، افزایش رقابت پذیری، جذب سرمایه خارجی، توسعه صادرات	حمایت از نوآوری، تسهیل تعاملات بین المللی، سرمایه گذاری در آموزش و مهارت ها
سناریو ۲: توسعه محافظه کارانه	ثبات بین المللی و اقتصادی + مقاومت در برابر فناوری های نوین	نقش دولت، بازار مصرف، سیاست های حمایتی	رشد محدود و تدریجی، وابستگی به ساختار سنتی، کاهش سرعت نوآوری	اصلاح مقررات، تشویق تدریجی به پذیرش فناوری، تقویت صنایع داخلی
سناریو ۳: انزوای فناوریانه	بی ثباتی بین المللی و اقتصادی + پذیرش فناوری های نوین	نیروی انسانی، بازار داخلی، سیاست های دولت	رشد درونزا، محدودیت در صادرات، افزایش وابستگی به دولت، نوآوری محدود به داخل	توسعه ظرفیت های داخلی، کاهش وابستگی به واردات، حمایت از صنایع فناوری محور
سناریو ۴: فروپاشی صنعتی	بی ثباتی بین المللی و اقتصادی + مقاومت در برابر فناوری های نوین	چالش های اقتصادی و منابع، وابستگی به دولت	افول صنایع، خروج بنگاه ها، کاهش مزیت رقابتی، افزایش بیکاری	اصلاح ساختار اقتصادی، مدیریت بحران منابع، بازنگری در سیاست های صنعتی

(منبع: یافته های تحقیق).

جدول ۴، نشان می‌دهد که ترکیب پیشران‌های ثابت با دو عدم قطعیت بحرانی، چهار مسیر متفاوت و متضاد برای آینده صنعت کشور ترسیم می‌کند. این سناریوها نه تنها بیانگر وضعیت‌های محتمل هستند، بلکه به عنوان ابزار تحلیلی برای سیاست‌گذاران و مدیران صنعتی عمل می‌کنند تا بتوانند راهبردهای تطبیقی و انعطاف‌پذیر طراحی کنند.

در سناریوی جهش فناوریانه، ثبات اقتصادی و تعاملات بین‌المللی پایدار همراه با پذیرش فناوری‌های نوین، زمینه‌ساز رشد سریع صنایع، افزایش رقابت‌پذیری و جذب سرمایه خارجی می‌شود. در این وضعیت، پیشران‌هایی مانند بازار آزاد، نقش دولت در تنظیم‌گری و سرمایه‌گذاری خارجی به عنوان عوامل تقویت‌کننده عمل کرده و مسیر توسعه صنعتی را تسهیل می‌کنند. این سناریو نشان‌دهنده آینده‌ای است که ایران می‌تواند با بهره‌گیری از فرصت‌های جهانی و نوآوری فناوریانه، جایگاه خود را در زنجیره ارزش جهانی ارتقا دهد.

در مقابل، سناریوی توسعه محافظه کارانه با وجود ثبات اقتصادی، به دلیل مقاومت در برابر فناوری‌های نوین، رشد محدود و تدریجی را رقم می‌زند. در این وضعیت، صنایع بیشتر بر ساختارهای سنتی و بازار داخلی تکیه دارند و نوآوری با تأخیر وارد می‌شود. نقش دولت در این سناریو پررنگ‌تر است و سیاست‌های حمایتی جایگزین تعاملات فناوریانه می‌شوند. این سناریو نشان‌دهنده آینده‌ای است که در آن توسعه صنعتی ادامه می‌یابد، اما با سرعتی کمتر و با ریسک کاهش رقابت‌پذیری در سطح بین‌المللی.

سناریوی انزوای فناوریانه ترکیبی از بی‌ثباتی اقتصادی و پذیرش فناوری‌های نوین است. در این وضعیت، صنایع ایران تلاش می‌کنند با اتکا به ظرفیت‌های داخلی و نوآوری درون‌زا، مسیر رشد را حفظ کنند؛ اما محدودیت در صادرات و تعاملات بین‌المللی باعث می‌شود دستاوردها بیشتر در سطح داخلی باقی بمانند. وابستگی به دولت افزایش می‌یابد و بازارهای جهانی دسترسی محدودی خواهند داشت. این سناریو تصویری از آینده‌ای است که در آن ایران با وجود پذیرش فناوری، به دلیل شرایط بین‌المللی نامساعد، در فضای محدود و انزوا رشد می‌کند.

نهایتاً، سناریوی فروپاشی صنعتی بدترین حالت ممکن را ترسیم می‌کند؛ جایی که بی‌ثباتی اقتصادی با مقاومت در برابر فناوری‌های نوین همراه می‌شود. نتیجه آن افول صنایع، خروج بنگاه‌ها، کاهش مزیت رقابتی و افزایش بیکاری است. در این وضعیت، چالش‌های اقتصادی و منابع به اوج می‌رسند و سیاست‌های دولت توانایی مقابله با بحران را از دست می‌دهند. این سناریو هشدار جدی برای سیاست‌گذاران است که نشان می‌دهد عدم مدیریت صحیح عدم قطعیت‌ها می‌تواند به فروپاشی ساختار صنعتی منجر شود.

به طور کلی، این تحلیل نشان می‌دهد که آینده صنعت ایران به شدت وابسته به نحوه مدیریت عدم قطعیت‌های بین‌المللی و فناوریانه است. در حالی که پیشران‌ها نقش زمینه‌ای و ثابت دارند، این دو عدم قطعیت اصلی مسیرهای آینده را از یکدیگر متمایز می‌سازند؛ بنابراین، سیاست‌گذاران باید با در نظر گرفتن این سناریوها، راهبردهایی انعطاف‌پذیر و تطبیقی طراحی کنند تا بتوانند در شرایط مختلف، از فرصت‌ها بهره‌برداری کرده و تهدیدها را کاهش دهند.

۶. نتیجه گیری

پژوهش حاضر با هدف ترسیم سناریوهای سازگار برای آینده صنعت ایران و در پاسخ به پیچیدگی ها و عدم قطعیت های فزاینده محیط صنعتی، از رویکردی آمیخته (کیفی-کمی) بهره گرفت. در این چارچوب، ابتدا با مصاحبه های نیمه ساخت یافته با خبرگان بخش های دولتی و خصوصی، پیشران های کلیدی و عدم قطعیت های اثرگذار شناسایی شد و سپس با روش دلفی فازی، این عوامل از نظر اهمیت و میزان تأثیرگذاری اولویت بندی گردید. این رویکرد ترکیبی، مبتنی بر منطق نظری آینده پژوهی و سناریونویسی، امکان تلفیق دانش ضمنی خبرگان با ساختاردهی تحلیلی و کاهش سوگیری های فردی را فراهم ساخت.

نتایج نشان داد که آینده صنعت ایران در افق میان مدت و بلندمدت تابع مسیرهای خطی و از پیش تعیین شده نیست، بلکه در قالب مجموعه ای از آینده های بدیل و وابسته به نحوه مدیریت پیشران ها و عدم قطعیت های بحرانی قابل تبیین است. این یافته تأکید می کند که برنامه ریزی های سستی و پیش بینی محور توان پاسخ گویی به شرایط پرنوسان اقتصاد ایران را ندارند و رویکرد سناریو محور می تواند ابزاری کارآمد برای مواجهه با عدم قطعیت های نهادی، فناورانه و محیطی باشد؛ رویکردی که هم راستا با ادبیات نظری آینده پژوهی صنعتی، بر انعطاف پذیری، یادگیری مستمر و آمادگی برای آینده های متکثر تأکید دارد.

تحلیل سناریوهای تدوین شده نشان داد که آینده صنعت ایران می تواند در امتداد چهار مسیر کلان حرکت کند؛ جهش فناورانه، بازآرایی نهادی، توسعه محافظه کارانه و فروپاشی صنعتی. این مسیرها بازتابی از ترکیب های مختلف عدم قطعیت های شناسایی شده اند و نشان می دهند که حتی تغییرات محدود در شرایط بین المللی یا ظرفیت نهادی می تواند پیامدهای اساسی بر جهت گیری آینده صنعت داشته باشد. بررسی دقیق تر سناریوها آشکار ساخت که کیفیت حکمرانی صنعتی، مهم ترین عامل مشترک در موفقیت یا شکست مسیرهای آینده است؛ به بیان دیگر، حتی در شرایط دسترسی مطلوب به فناوری یا کاهش محدودیت های بین المللی، بدون اصلاحات نهادی و میان بخشی، امکان دستیابی به آینده مطلوب کاهش می یابد. این یافته با ادبیات بین المللی در حوزه تاب آوری صنعتی هم سوست و نشان می دهد که ظرفیت سازگاری، بیش از ظرفیت تولید، عامل تعیین کننده در مسیر توسعه صنعتی ایران است. نتایج تحلیل کیفی مصاحبه ها و دلفی فازی نشان داد که خبرگان صنعتی، توسعه و رشد صنایع، سیاست های تجاری، نقش دولت و مقررات، فناوری های نوین و کیفیت نیروی انسانی را به عنوان مهم ترین پیشران های آینده صنعت ایران تلقی می کنند. این یافته با مطالعات داخلی نظیر «احمدی و همکاران (۱۳۹۹)»، «قلی مطلق و همکاران (۱۴۰۰)» و «محمودی شریف و همکاران (۱۴۰۱)» هم راستا است که بر نقش سیاست های کلان و فناوری در جهت دهی به آینده صنایع ایران تأکید کرده اند. همچنین، همخوانی نتایج با مطالعات بین المللی مانند «جانندان و «توکلو» (۲۰۲۲) و «دانجا» و «وانگ» (۲۰۲۴) نشان می دهد که رشد صنعتی پایدار بدون توجه هم زمان به ابعاد نهادی، فناورانه و بازار امکان پذیر نیست. در اولویت بندی عوامل نیز «رشد و توسعه صنایع» در میان پیشران ها و ثبات اقتصادی-بین المللی در میان عدم قطعیت ها بیشترین اهمیت را داشتند؛ یافته ای که با مطالعات داخلی و خارجی درباره نقش تحریم ها، نوسانات کلان و ریسک های فناورانه همخوان است.

براساس منطق سناریونویسی شوارتز، دو عدم قطعیت اصلی-ثبات یا بی ثباتی محیط بین المللی و اقتصاد کلان، و میزان پذیرش فناوری های نوین- به عنوان محورهای سناریوسازی انتخاب شدند. ترکیب این دو محور منجر به

تدوین چهار سناریوی سازگار شد که از یک سو با مطالعات داخلی نظیر «قلی مطلق» و «مرزبان» شباهت مفهومی دارند و از سوی دیگر، با چارچوب‌های بین‌المللی سناریونویسی مانند «استورات» و «استو» (۲۰۲۳) و «فوجی» (۲۰۲۵) هم‌خوانی روش‌شناختی نشان می‌دهند. تمایز اصلی پژوهش حاضر نسبت به مطالعات پیشین، در سطح تحلیل ملی و تمرکز بر کل صنعت ایران است؛ درحالی که اغلب پژوهش‌های داخلی بر صنایع منفرد تمرکز داشته‌اند. افزون بر این، ترکیب تحلیل کیفی عمیق با دلفی فازی موجب شد نتایج پژوهش از اعتبار تحلیلی و اجماع خبرگان برخوردار باشد؛ ویژگی‌ای که در بسیاری از مطالعات پیشین کمتر دیده شده است.

یکی از یافته‌های مهم پژوهش، نقش شکاف اجرایی -فاصله میان اهداف سیاستی و نتایج واقعی- به‌عنوان یک عدم قطعیت بنیادین است. در سناریوهایی که این شکاف کاهش می‌یابد، امکان تحقق مسیرهای مبتنی بر جهش فناورانه یا بازآرایی نهادی افزایش می‌یابد؛ اما در شرایط تشدید این شکاف، مسیرهای تدافعی یا افولی محتمل‌تر می‌شوند. این نتیجه با ادبیات جهانی درباره نقش حکمرانی در توسعه صنعتی همخوان است و نشان می‌دهد که کیفیت اجرا، بیش از کیفیت طراحی سیاست‌ها، مسیر آینده صنعت را تعیین می‌کند.

به‌طور کلی، سناریوهای مطلوب صنعت ایران تنها زمانی تحقق‌پذیر خواهند بود که اصلاحات هم‌زمان در سه حوزه ساختار نهادی، سیاست‌گذاری فناورانه و توسعه سرمایه انسانی صورت گیرد. این امر نیازمند شکل‌گیری چارچوبی جدید برای سیاست‌گذاری صنعتی است که مبتنی بر آینده و سازگار با شرایط عدم قطعیت باشد. چنین چارچوبی باید توانایی هدایت صنعت را در محیط‌های پرتلاطم فراهم آورد و با بهره‌گیری از سناریونویسی، امکان طراحی سیاست‌هایی را ایجاد کند که در برابر شوک‌های محیطی مقاوم باشند.

سهم علمی این پژوهش در ارائه یک چارچوب یکپارچه و ملی برای آینده‌پژوهی صنعت ایران است؛ چارچوبی که با ترکیب روش‌های کیفی و کمی، تصویری نظام‌مند از آینده‌های بدیل ارائه می‌دهد و نشان می‌دهد که چگونه پیشران‌ها و عدم قطعیت‌ها می‌توانند مسیرهای متفاوتی برای توسعه یا افول صنعتی خلق کنند. این رویکرد می‌تواند مبنایی برای سیاست‌گذاری صنعتی آینده‌نگر در ایران باشد و به مدیران و تصمیم‌گیران کمک کند تا راهبردهایی انعطاف‌پذیر و مقاوم در برابر عدم قطعیت‌ها طراحی کنند.

از منظر کاربردی، نتایج این پژوهش می‌تواند به سیاست‌گذاران کمک کند تا از خطای ساده‌سازی بیش از حد پرهیز کنند و راهبردهایی طراحی نمایند که در برابر تغییرات محیطی تاب‌آور باشند. سناریوهای تدوین شده نشان می‌دهند که حتی تصمیمات کوچک امروز می‌توانند اثرات بلندمدتی بر مسیر توسعه صنعتی کشور داشته باشند. این یافته اهمیت آینده‌نگری استراتژیک را برجسته می‌کند و نشان می‌دهد که بدون تحلیل آینده‌محور، سیاست‌گذاری صنعتی در معرض خطای برداشت و ناکارآمدی قرار می‌گیرد.

در عین حال، پژوهش حاضر مسیرهای جدیدی برای تحقیقات آینده می‌گشاید؛ نخست، بررسی اثرات منطقه‌ای و بخشی سناریوها می‌تواند تصویر دقیق‌تری از آینده صنایع مختلف ارائه دهد. دوم، ترکیب سناریونویسی با مدل‌های کمی پیش‌بینی یا تحلیل شبکه‌ای می‌تواند دقت و قابلیت اتکای سناریوها را افزایش دهد. سوم، مطالعه نقش بازیگران نوظهور مانند شرکت‌های دانش‌بنیان، استارت‌آپ‌های صنعتی و نهادهای میانجی می‌تواند ابعاد جدیدی از آینده صنعت ایران را روشن سازد. چهارم، تحلیل مقایسه‌ای میان ایران و سایر اقتصادهای در حال توسعه می‌تواند به شناسایی الگوهای مشترک و تفاوت‌های نهادی کمک کند. نهایتاً، بررسی اثرات گذار به فناوری‌های نوین مانند

صنعت ۵۰ و هوش مصنوعی بر ساختار صنعتی ایران می‌تواند مسیرهای تازه‌ای برای پژوهش‌های آینده فراهم آورد.

۱-۶. پیشنهادهای کاربردی

براساس سناریوهای ترسیم‌شده، به‌ویژه سناریوهای جهش فناورانه و انزوای فناورانه، بنگاه‌های صنعتی ایران ناگزیر از اتخاذ راهبردهای انعطاف‌پذیر و تطبیقی هستند. در شرایط ثبات بین‌المللی و پذیرش فناوری، بنگاه‌ها باید سرمایه‌گذاری هدفمند در فناوری‌های نوین مانند: دیجیتال‌سازی تولید، هوش مصنوعی صنعتی و ارتقای بهره‌وری انرژی را در اولویت قرار دهند تا بتوانند جایگاه خود را در زنجیره ارزش جهانی ارتقا دهند. در مقابل، در سناریوهای مبتنی بر بی‌ثباتی بین‌المللی، تمرکز بر نوآوری درون‌زا، بومی‌سازی فناوری‌های کلیدی و توسعه شبکه‌های تأمین داخلی اهمیت بیشتری می‌یابد. همچنین نتایج سناریونویسی نشان می‌دهد که توسعه مهارت‌های نیروی انسانی و پیوند میان آموزش فنی و حرفه‌ای و نیازهای واقعی صنعت، در تمامی سناریوها یک اقدام بدون پشیمانی^۱ محسوب می‌شود؛ زیرا چه در شرایط رشد و چه در وضعیت رکود، سرمایه انسانی توانمند نقش تعیین‌کننده‌ای در تاب‌آوری صنعتی ایفا می‌کند.

۲-۶. پیشنهادهای مدیریتی

در سطح مدیریتی، یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که تداوم الگوهای تصمیم‌گیری کوتاه‌مدت و واکنشی، صنایع را به‌ویژه در سناریوهای «توسعه محافظه‌کارانه» و «فروپاشی صنعتی» در معرض ریسک‌های جدی قرار می‌دهد؛ از این‌رو، پیشنهاد می‌شود مدیران صنعتی و نهادهای توسعه‌ای، سناریونویسی را به‌عنوان بخشی از فرآیند رسمی برنامه‌ریزی راهبردی خود نهادینه کنند و تصمیمات کلان را براساس مجموعه‌ای از آینده‌های محتمل اتخاذ نمایند. ایجاد واحدهای آینده‌پژوهی و رصد محیطی در بنگاه‌های بزرگ و صنایع پیشران، می‌تواند به شناسایی به‌موقع تغییرات فناورانه و بین‌المللی کمک کند. همچنین نتایج سناریوها نشان می‌دهد که در شرایط عدم قطعیت بالا، مدل‌های مدیریتی مبتنی بر شبکه‌سازی، همکاری بین‌بخشی و مشارکت با شرکت‌های دانش‌بنیان نسبت به ساختارهای سلسله‌مراتبی و بسته، کارآمدتر و تاب‌آورتر هستند.

۳-۶. پیشنهادهای سیاستی

از منظر سیاستی، تحلیل سناریوها به‌وضوح نشان می‌دهد که نقش دولت از مداخله‌گر مستقیم باید به تنظیم‌گر هوشمند و تسهیل‌گر تغییر یابد. در سناریوی جهش فناورانه، ثبات سیاست‌های اقتصادی، شفافیت مقررات و تسهیل تعاملات بین‌المللی، پیش‌شرط جذب سرمایه‌گذاری خارجی و انتقال فناوری است. در مقابل، در سناریوهای مبتنی بر بی‌ثباتی، سیاست‌های صنعتی باید بر تقویت تاب‌آوری، کاهش وابستگی به واردات راهبردی و حمایت هدفمند از صنایع فناورمحور متمرکز شوند. یافته‌ها همچنین نشان می‌دهد که ناپایداری سیاست‌های صنعتی و تغییرات مکرر

¹ No-regret strategy

مقررات، خود به عنوان یک عدم قطعیت بحرانی عمل می کند و می تواند حتی در شرایط پذیرش فناوری، مسیر صنعت را به سمت سناریوهای نامطلوب سوق دهد؛ بنابراین، تدوین یک نقشه راه صنعتی بلندمدت مبتنی بر سناریوهای آینده و هم راستا با تحولات فناوری جهانی، می تواند به عنوان ابزار کلیدی برای کاهش ریسک فروپاشی صنعتی و هدایت کشور به سمت سناریوهای مطلوب تر عمل کند.

سیاسگزاری

در پایان نویسندگان بر خود الزم می دانند که از داوران ناشناس نشریه با نظرات ارزشمند خود به غنای متن مقاله افزودند، قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

این مقاله برگرفته از رساله دکتری نویسنده اول می باشد که تحت راهنمایی و مشاوره نویسندگان دوم تا چهارم تدوین شده است.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع دهی و دقیق بودن آن در متن و انتهای مقاله، نبود تضاد منافع را اعلام می دارند.

کتابنامه

- ابطحی نصیری، سیده نیره؛ ملکی، محمدحسن؛ بیات، بهروز؛ و قبادی لموکی، تحفه، (۱۴۰۲). آینده پژوهی هوش کسب و کار در صنعت گردشگر. *مطالعات اجتماعی گردشگری*، ۱۱(۲۲): ۱۳۳-۱۷۲.
[HTTPS://DOI.ORG/10.61186/journalitor.36223.11.22.133](https://doi.org/10.61186/journalitor.36223.11.22.133)
- احمدی، اسماعیل؛ ملکی، محمدحسن؛ ثانوی فرد، رسول؛ و فتحی، محمدرضا، (۱۳۹۹). ارائه مدلی برای آینده پژوهی زنجیره تأمین صنعت نفت با رویکرد نرم. *پژوهش های مدیریت در ایران*، ۲۴(۱): ۵۹-۸۰.
https://mri.modares.ac.ir/article_517.html
- اخگر، محمدمید؛ سجادی، زانیار؛ و رسولی کردستانی، نادر، (۱۴۰۲). عدم قطعیت سیاست اقتصادی و ریسک پذیری شرکت: نقش رقابت بازار محصول، اصطکاک مالی و مالی شدن. *بررسی های حسابداری و حسابرسی*، ۳۰(۱۱۴): ۱-۴۷.
<https://doi.org/10.22059/acctgrev.2023.363421.1008845>
- امین افشار، زهرا؛ فضلی، صفر؛ بیات، روح اله؛ درویشی سه تلاثی، فرهاد؛ و شیروانی ناغانی، مسلم، (۱۴۰۳). بررسی تأثیر آینده نگاری راهبردی در عملکرد زنجیره تأمین با تأکید بر نقش میانجی انعطاف پذیری راهبردی (مورد مطالعه: صنعت خودرو ایران). *نشریه آینده پژوهی / انقلاب اسلامی*، ۵(۲): ۱۳۱-۱۶۱.
<https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.27173674.1403.5.2.5.9>

- خلیلی، فرید؛ فلاحتی، علی؛ و سهیلی، کیومرث، (۱۴۰۲). بررسی ساختار صنعت در ایران در راستای انسجام و تعادل منطقه ای، اشتغال پایدار و سیاست های کلی نظام. *فصلنامه سیاست های راهبردی و کلان*، ۱۱(۲): ۱-۳۶. <https://doi.org/10.30507/jmsp.2022.348261.2448>
- رجبزاده، فاطمه؛ و برزگر، قدرت الله، (۱۴۰۲). بررسی اثر تعدیل کنندگی تولنایی مدیریت بر رابطه عدم قطعیت سیاست های اقتصادی و قابلیت مقایسه صورت های مالی. *نشریه حسابداری و منافع اجتماعی*، ۱۳(۴): ۹۳-۱۲۴. <https://doi.org/10.22051/jaasci.2023.44189.1789>
- سازگاری، سمیه؛ داودی، سیدمحمد رضا؛ و گلی، علیرضا، (۱۴۰۳). شناسایی و رتبه بندی عوامل مؤثر بر قیمت گذاری زنجیره تأمین سبز (مورد مطالعه: صنعت لوازم خانگی). *علوم مدیریت و تحلیل تصمیم*، ۲(۱): ۸۸-۷۵. <https://doi.org/10.22105/msda.v2i1.105>
- قاسمیان، سلیمان؛ فریدزاد، علی؛ و قاسمی، عبدالرسول، (۱۴۰۱). آینده نگاری صادرات نفت خام سنگین ایران در افق ۲۰۴۰ با رویکرد سناریونویسی. *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، ۱۱(۴۰): ۱۷۷-۲۱۱. <https://doi.org/10.22034/es.2022.155467>
- قلی مطلق، مجید؛ قاسمی، حاکم. محمدحسینی؛ بابک، مسائلی، رضا؛ و فضلی، صفر، (۱۴۰۰). «سناریوهای آینده صنعت (مطالعه موردی: صنعت تجهیزات پزشکی ایران)». *دو فصلنامه علمی آینده پژوهی ایران*، ۶(۲): ۷۹-۱۰۹. <https://doi.org/10.30479/jfs.2022.16157.1331>
- کاظمیان، مبینا؛ شفیع نیک آبادی، محسن؛ و فیض، داوود، (۱۳۹۹). آینده پژوهی صنعت بسته بندی مواد غذایی در ایران با رویکرد سناریونگاری در افق ۱۴۰۴. *مدیریت بازرگانی*، ۱۲(۴): ۸۳۸-۸۶۴. <https://doi.org/10.22059/jibm.2019.283507.3541>
- لشگری، الهه؛ شیروانی، علیرضا؛ و دلوی، محمد رضا، (۱۴۰۳). آینده پژوهی پایداری منابع انسانی در صنعت فولاد: تحلیلی بر تسهیل توسعه پایداری از طریق راهبرد یادگیری دوجانبه گرایانه. *پژوهش های مدیریت منابع انسانی*، ۱۶(۲): ۹۱-۴۳. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.20084528.1403.16.2.2.9>
- نادری، نادر؛ و خسروی، احسان، (۱۴۰۳). آینده پژوهی توسعه صادرات کسب و کارهای کوچک و متوسط کارآفرین مورد مطالعه: واحدهای صنایع غذایی در شرکت شهرک های صنعتی استان کرمانشاه. *مطالعات کارآفرینی و توسعه پایدار کشاورزی*، ۱۱(۳): ۱-۱۸. <https://doi.org/10.22069/jead.2024.21979.1782>
- محمودی شریف، مصطفی؛ رحیمیان اصل، محمد مهدی؛ و ملکی، محمد حسن، (۱۴۰۱). آینده پژوهی زنجیره تأمین صنعت نفت ایران با تأکید بر عوامل داخلی. *نشریه تصمیم گیری و تحقیق در عملیات*، ۷(۲): ۲۴۰-۲۵۸. <https://doi.org/10.22105/dmor.2021.288357.1409>

Reference

- Alaedini, P. & Razavi, M. R. (Eds.). (2018). *Industrial, trade, and employment policies in Iran*. Springer.
- Abtahi Nasiri, S. N., Maleki, M., Bayat, B. & Ghobadi Lamouki, T., (2023). "Futures studies of business intelligence in the tourism industry". *Tourism Social Studies Quarterly*, 11(22): 133-172. <https://doi.org/10.61186/journalitor.36223.11.22.133> (In Persian)

- Alves, J., Lima, T. M. & Gaspar, P. D., (2023). Is Industry 5.0 a human-centred approach? A systematic review. *Processes*, 11: 193. <https://doi.org/10.3390/pr11010193>
- Ahmadi, E., Maleki, M., Sanavifar, R. & Fathi, M., (2020). Presenting a model for futures studies of the oil industry supply chain with a soft approach. *Management Research in Iran*, 24(1): 59–80. https://mri.modares.ac.ir/article_517.html (In Persian)
- Akhgar, M., Sajadi, Z. & Rasouli-Kordestani, N., (2023). Economic policy uncertainty and corporate risk-taking: The role of product market competition, financial friction, and financialization. *Accounting and Auditing Review*, 30(114): 1–47. <https://doi.org/10.22059/acctgrev.2023.363421.1008845> (In Persian)
- Aminafshar, Z., Fazli, S., Bayat, R., Darvishi Se-Selasi, F. & Shirvani Nagani, M., (2024). Examining the impact of strategic foresight on supply chain performance with emphasis on the mediating role of strategic flexibility (Case study: Iran's automotive industry). *Islamic Revolution Futures Studies Journal*, 5(2): 131–161. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.27173674.1403.5.2.5.9> (In Persian)
- Derbyshire, J. & Wright, G., (2016). Augmenting the intuitive logics scenario planning method. *International Journal of Forecasting*, 32(1): 261–274. <http://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2016.01.004>
- Ghasemian, S., Faridzad, A. & Ghasemi, A., (2022). Foresight of Iran's heavy crude oil exports toward the 2040 horizon using a scenario-planning approach. *Economic Strategy Quarterly*, 11(40): 177–211. <https://doi.org/10.22034/es.2022.155467>
- Haraguchi, N., Martorano, B. & Sanfilippo, M., (2019). What factors drive successful industrialization?. *Structural Change and Economic Dynamics*, 49: 266–276. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2018.11.002>
- Hsiao, C. & Chen, Y., (2023). Supply chain uncertainty and performance: A fuzzy Delphi analysis. *International Journal of Production Economics*, 255: 108702. <https://doi.org/10.1016/j.ijpe.2023.108702>
- Kazemian, M., Shafiei Nikabadi, M. & Feyz, D., (2020). Foresight of the food packaging industry in Iran using a scenario-based approach toward the 2025 horizon. *Business Management*, 12(4): 838–864. <https://doi.org/10.22059/jibm.2019.283507.3541> (In Persian)
- Khalili, F., Falahati, A. & Soheili, K., (2023). Examining the structure of industry in Iran with an emphasis on regional coherence, balanced development, sustainable employment, and the general policies of the system. *Strategic and Macro Policies Quarterly*, 11(2): 1–36. <https://doi.org/10.30507/jmsp.2022.348261.2448> (In Persian)

- Lashgari, E., Shirvani, A. & Delvi, M. R., (2024). Futures studies of human resource sustainability in the steel industry: An analysis of facilitating sustainability development through ambidextrous learning strategy. *Human Resource Management Research*, 16(2): 43–91. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.20084528.1403.16.2.2.9> (In Persian)
- Laudati, D. & Pesaran, M. H., (2021). Identifying the effects of sanctions on the Iranian economy using newspaper coverage. *Journal of Applied Econometrics*, 38(3): 271-294. <https://doi.org/10.48550/ARXIV.2110.09400>
- Mahmoudi Sharif, M., Rahimian Asl, M. M. & Maleki, M. H., (2022). Foresight of Iran's oil industry supply chain with emphasis on internal factors. *Journal of Decision Making and Operations Research*, 7(2): 240–258. <https://doi.org/10.22105/dmor.2021.288357.1409> (In Persian)
- Naderi, N. & Khosravi, E., (2024). Future study of export development of entrepreneurial small and medium-sized businesses: A case study of food industry units in Kermanshah province industrial estates company. *Journal of Entrepreneurship and Agricultural Sustainable Development Studies*, 11(3): 1–18. <https://doi.org/10.22069/jead.2024.21979.1782> (In Persian)
- Oriol, L. E., Jorns, J., Channell, K. & Rood, R. B., (2024). Scenario planning for climate adaptation and management. *Frontiers in Climate*, 6: 1415070. <https://doi.org/10.3389/fclim.2024.1415070>
- Qoli Motlagh, M., Ghasemi, H., Mohammadhosseini, B., Masaeli, R. & Fazli, S., (2021). Future scenarios of the medical equipment industry in Iran. *Iranian Futures Studies Scientific Biannual*, 6(2): 79–109. <https://doi.org/10.30479/jfs.2022.16157.1331> (In Persian)
- Rajabzadeh, F. & Barzegar, G., (2023). Examining the moderating effect of management ability on the relationship between economic policy uncertainty and the comparability of financial statements. *Accounting and Social Interests Journal*, 13(4): 93–124. <https://doi.org/10.22051/jaasci.2023.44189.1789> (In Persian)
- Ramirez, R. & Wilkinson, A., (2016). *Strategic reframing: The Oxford scenario planning approach*. Oxford University Press.
- Sazegari, S., Davoodi, S. M. R. & Goli, A., (2024). Identifying and ranking the factors affecting green supply chain pricing: A case study of the home appliance industry. *Management Science and Decision Analysis*, 2 (1): 75–88. <https://doi.org/10.22105/msda.v2i1.105>

- Zhang, Y. & Li, X., (2024). Technological change and industrial resilience under uncertainty. *Economic Modelling*, 126: 106–118.
<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2024.106118>

Contents

Spatial Analysis of the Interrelationship between Environmental Efficiency and Income Inequality in Iranian Provinces: An Application of the Simultaneous Spatial Equation Model (SSEM)	9-41
Somayeh Azami, Fatemeh Hosseini	
Evaluating the Role of Pension Fund Imbalance in Inflation Persistence in Iran	43-73
Abolfazl Shahabadi, Mahdi Aminirad, Sima Shayegan Mehr	
Investigating the Effects of Pension Fund Deficit Shocks on Inflation, Exchange Rate and Economic Growth in Iran Using the DSGE Model	75-116
Hamideh Torabi, Bagher Adabi Firouzjaee	
Analysis of Profitability Gap in Iran's Banking System: Study of Large and Small Banks Duality Using Quantile Regression Approach	117-146
Vahid Shabani, Kambiz Hojabr Kiani, Seyed Shamseddin Hosseini, Marjan Damankeshideh	
The Effect of Real Exchange Rate on Economic Complexity With Emphasis on Structural Changes in Iran	147-181
Maryam Sayaf Dezfoli, Ebrahim Anvari, Ahmad Salahmanesh, Behroz Sadeghi Amroabadi	
Analysis of the Impact of Fiscal Illusion on Economic Well-Being in Iran with a Focus on the Role of Government Size	183-212
Shahryar Zaroki, Ahmadreza Ahmadi, Mahdiyeh Mohamad Hoseinzadeh	
Factors Affecting Red Meat Price Changes in Iran	213-238
Mazaher Janat Sadeghi, Hamed Najafi Alamdarlo	
Developing Consistent Scenarios for the Future of Iran's Industry: A Qualitative Analysis of Driving Forces and Uncertainties	239-268
Taher Jodari Raftgou, Yousef Mohammadzadeh, Samad Hekmati Farid, Hooshmand Bagheri	

Applied Economics Studies, Iran (AESI)

Vol. 15, No. 58, 2026

P. ISSN: 2322-2530

E. ISSN: 2322-472X

Owner & Publisher: **Bu-Ali Sina University**

In collaboration with: **Scientific Association of Regional**

Development Economy

Responsible Manager: **Ali Akbar Gholizadeh**

Editor-in-Chief: **Mohammad Hassan Fotros**

Executive Director: **Ismaeil Torkamani**

Internal manager and expert: **Khalil-ollah Beik-Mohammadi**

English editor: **Azar Sarmadijuo**

Logo designer: **Hamidreza Chaterbahr**



Editorial Board (in alphabetical order)

Mohsen Bahmanioskoei (Professor, Department of Economics, University of Wisconsin, USA)

Mohammad Hashem Pesaran (Professor, Department of Economics, Cambridge University, England)

Mohammad Reza Farzanegan (Professor, Department of Economics, Philips Marburg University, Germany)

Amir Kia (Professor, Department of Economics, University of Utah, USA)

Esfandiar Masoumi (Professor, Department of Economics, Emory College, USA)

Abdul Karim Zulkafli (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, National University of Malaysia)

Seyed Aziz Arman (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran)

Mossaieb Pahlavani (Associate Professor, Faculty of Economics, University of Sistan and Baluchistan Zahedan, Sistan and Baluchestan, Iran)

Saeid Rasekhi (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Mazandaran University, Mazandaran, Iran)

Mohammad Alizadeh (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Lorestan University, Lorestan, Iran)

Saeid Isazadeh (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)

Ali Hossein Samadi (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran)

Mohammad Hassan Fotros (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)

Mohammad Ghorbani (Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)

Mohammad Reza Lotfalipour (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)

Mohammad Ali Motfekrazad (Professor, Economic Development Department, Faculty of Economic and Social Sciences, Tabriz University, Tabriz, Iran)

Nader Mehregan (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)

Mahmood Houshmand (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)

Journal Homepage: <https://aes.basu.ac.ir/>

Email: aesi@basu.ac.ir

Address: Pajohesh Sq., Shahid Mostafa Ahmadi Roshan Boulvar, Bu-Ali Sina University, Central Building, Office of Scientific Journals, Hamedan, Iran. Tel: +98-81 - 31401455

© Copyright © 2026 The Authors. Published by Bu-Ali Sina University.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

© The Author(s)





In the Name of GOD



Bu-Ali Sina
University

Quarterly Journal of
Applied Economics Studies, Iran



Scientific Association of Regional
Development Economics

ISSN (P.): 2322-2530

(E.): 2322-472X

58

|| Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran || (AESI)

|| Vol. 15 || No. 58 || 2026 ||

- ▶ **Spatial Analysis of the Interrelationship between Environmental Efficiency and ...**
Somayeh Azami, Fatemeh Hosseini **9-41**
- ▶ **Evaluating the Role of Pension Fund Imbalance in Inflation Persistence in Iran**
Abolfazl Shahabadi, Mahdi Aminirad, Sima Shayegan Mehr **43-73**
- ▶ **Investigating the Effects of Pension Fund Deficit Shocks on Inflation, Exchange ...**
Hamideh Torabi, Bagher Adabi Firouzjaee **75-116**
- ▶ **Analysis of Profitability Gap in Iran's Banking System: Study of Large and Small ...**
Vahid Shabani, Kambiz Hojabr Kiani, Seyed Shamseddin Hosseini ... **117-146**
- ▶ **The Effect of Real Exchange Rate on Economic Complexity With Emphasis on ...**
Maryam Sayaf Dezfoli, Ebrahim Anvari, Ahmad Salahmanesh ... **147-181**
- ▶ **Analysis of the Impact of Fiscal Illusion on Economic Well-Being in Iran with ...**
Shahryar Zaroki, Ahmadreza Ahmadi, Mahdiyeh Mohamad Hoseinzadeh **183-212**
- ▶ **Factors Affecting Red Meat Price Changes in Iran**
Mazaher Janat Sadeghi, Hamed Najafi Alamdarlo **213-238**
- ▶ **Developing Consistent Scenarios for the Future of Iran's Industry: A Qualitative ...**
Taher Jodari Rastgou, Yousef Mohammadzadeh, Samad Hekmati Farid ... **239-268**