Allameh Tabataba`i University
Economic Research Institute

Iranian Journal of

ECONOMIC RESEARCH

A Quarterly Journal of the Economic Research Institute

Allameh Tabataba`i University

Volume 28, Issue 96, Fall 2023

Iranian Journal of
ECONOMIC RESEARCH

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

Volume 28, Issue 96, Fall 2023

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

Editorial Board:

Hossein Abbasinejad
Professor,
University of Tehran

Ghahreman Abdoli
Professor,
University of Tehran

Javid Bahrami
***Associate* Professor,**
Allameh Tabataba`i University

Mohammad Bakhshoodeh
Professor,
University of Shiraz

Ali Asghar Banouei
Professor,
Allameh Tabataba`i University

Yadollah Dadgar
Professor,
Shahid Beheshti University

Karim Eslamloueyan
Professor,
University of Shiraz

Abdolrasoul Ghasemi
Associate Professor,
Allameh Tabataba`i University

Esfandiar Jahangard
Associate Professor,
Allameh Tabataba`i University

Gholam Reza Keshavarz Haddad
Associate Professor,
Sharif University of Technology

Abolghasem Mahdavi
Associate Professor,
University of Tehran

Saeed Moshiri
Professor,
University of Saskatchewan

Teimour Mohammadi
Professor,
Allameh Tabataba`i University

Mohsen Renani
Professor,
University of Isfahan

Abbas Shakeri
Professor,
Allameh Tabataba`i University

Abbas Valadkhani
Professor,
University of Swin Burne

All rights reserved for Allameh Tabataba`i University. Opinions expressed in this Journal do not necessarily reflect the views of the institute and the University.
Address: Economic Research Institute, Allameh Tabataba`i University, Shahid Beheshti Ave. Tehran, Iran. Postal Code: 1513615411, Tel: (9821) 88725400, 88703261. Fax: (9821) 88703263.
Website: ijer. atu. ac. ir, Email: ijer@atu. ac. ir
ISSN: 1726-0728

Statement of Policy

The *Iranian Journal of Economic Research* is a scientific publication on diverse issues in Economics focusing on research and scholarly studies on the Iranian economy and related topics. We intend to provide a forum for members of the academic community in Iran and abroad who are Interested in the Iranian economy and research activities in the field of Applied studies for Iranian economy.
Manuscripts are subject to anonymous reviews. More information about the Journal can be found at ijer. atu. ac. ir

Scientific Advisers

- Hamid Amadeh
- Hossein Amiri
- Arian Daneshmand
- Ali Faridzad
- Hasan Heidari
- Morteza Khorsandi
- Mohsen Mehrara
- Parisa Mohajeri
- Teimour Mohammadi
- Habib Morovat
- Yeganeh Mousavi Jahromi
- Hossein Raghfar
- Somayeh Shahhosseini
- Javad Taherpoor
- Reza Taleblou

Scientific Editor: Teimour Mohammadi
Literary Editor: Mahboobeh Geraee
Layout Designer: Javad Gianloo
English Editor: Parviz Rasouli

Contents:

Investigating the Role of Economic, Financial, and Political Risks on Carbon Emissions in Iran: Quantile-on-Quantile Regression (QQR) Approach 7
Seyyed Mohammad Ghaem Zabihi, Fatemeh Akbari and Narges Salehnia

Impact of Fiscal Measures on the Infection Rate of COVID–19 53
Mohammad Hossein Jafari, Amineh Mahmudzadeh and Masoud Nili

The Effects of Global Financial Crises on the Trade Patterns of Iran and its Partners: Pseudo Poisson MLE Method 87
Seyedeh Marveh Nasersadrabadi, Farhad Ghaffari, Teymour Mohammadi and Abbas Memarnejad

Investigating the Nonlinear Effect of Structural Labor Change on Carbon Dioxide Emissions in Iran's Provinces Using the Panel Quantile Model …..... 123
Leyla Jabari and Ali Asghar Salem

Measurement of Individual Time Preferences Using A Laboratory Approach 163
Mohammad Amin Zandi

A Comparative Evaluation of the Effect of Financial Frictions on the Transmission Mechanism of Monetary Policy with an Emphasis on the Endogeneity of Money on Iran's Economy 207
Hosein Samsami, Parviz Davoodi and Rana Abbasgholi Nezhad Asbaghi

Investigating Symmetrical and Asymmetrical Effects of Exchange Rate and Its Fluctuations on the Return of the Pharmaceutical Industry Stock Using Linear and Nonlinear ARDL Models 253
Gholamhossein Golarzi and Mahnaz Khorasani

Iranian Journal of Economic Research
Volume 28, Issue 96, Fall 2023, 7-52
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2023.75870.1219

ATU PRESS

Original Research
Received: 21/09/2023
Accepted: 13/12/2023
ISSN: 1726-0728
eISSN:2476-6445

Investigating the Role of Economic, Financial, and Political Risks on Carbon Emissions in Iran: Quantile-on-Quantile Regression (QQR) Approach

Seyyed Mohammad Ghaem Zabihi* Ph.D. Candidate in Economics, Department of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran

Fatemeh Akbari M.A. Student in Economics, Department of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran

Narges Salehnia Associate Professor, Department of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran

Abstract

The relationship between economic, financial, political risks and per capita carbon emission (CO_2) is considered as one of the major global challenges. The effect of these three factors on carbon emissions is very important. Therefore, the current research seeks to investigate the role of economic, financial, and political risk in reducing per capita carbon emissions (CO_2) by using the very new and fresh approach of quantile-on-quantile regression (QQR) modeling in the annual period from 1990 to 2018. The statistical relationship between the variables mentioned in Eviews12 and Matlab2022 software platform has been investigated for Iran. The results show that the economic risk variable in all quantiles (0.5 to 0.95) had a positive effect on carbon emissions per capita in all quantiles (0.5 to 0.95), and this positive relationship was relatively stronger in the quantiles (0.3 to 0.95), of the economic risk variable. the financial risk variable in all quantiles (0.5 to 0.95)

* Corresponding Author: smq.zabihi@mail.um.ac.ir

How to Cite: Zabihi, M. Gh., Akbari, F., Salehnia, N. (2023). Investigating the Role of Economic, Financial, and Political Risks on Carbon Emissions in Iran: Quantile-on-Quantile Regression (QQR) Approach. *Iranian Journal of Economic Research, 28 (96)*, 7- 52.

had a positive effect on carbon emissions per capita in all quantiles (0.5 to 0.95), and this positive relationship was relatively weak in all quantiles (0.5 to 0.95) of the financial risk variable, as well as Politics risk has a positive effect on carbon emissions per capita in all quantiles (0.5 to 0.95) and this positive relationship is relatively weak in all quantiles (0.5 to 0.95) of the Politics risk variable. Thus, the need to pay attention to Iran's economic, financial, and political stability to improve the environment's quality and reduce carbon emission (CO_2) is very important.

1. Introduction

The most significant global threat in the 21st century is climate change and global warming, primarily driven by carbon dioxide (CO_2) emissions (Akadiri et al., 2021; Oladipopo et al., 2021). The rapid development of modern industrial societies worldwide in recent years has led to a gradual rise in the consumption of fossil fuels, including coal, oil, and natural gas. The increased consumption has resulted in the substantial emission of CO_2 (Danish et al., 2019; Dong et al., 2018; Zhao et al., 2021). In recent years, there has been an enhanced awareness among governments and international organizations worldwide regarding the impact of climate change on the economy, society, and the environment (Gambier et al., 2022). The heightened awareness has prompted the adoption of environmental protection policies (Roncroni et al., 2021). However, the implementation of these policies requires significant expenditures. Consequently, the role of financial stability in addressing the risks associated with climate change and reducing greenhouse gas (GHG) emissions has gained increasing importance (Sun et al., 2022). Research indicates that a stable financial environment is conducive to stimulating production and investment, albeit with a potential increase in energy consumption and CO_2 emissions (Solimana et al., 2017).

Global warming and CO_2 emissions are closely intertwined with economic and political risks (Adoms et al., 2018). Global uncertainties have increased the volatility of economic and political policies on a global scale. Any form of uncertainty, be it social, political, economic,

or war-related, invariably impacts economic activities (Blatman & Miguel, 2010; Guidolin & La Ferrara, 2010). Economic (in)stability plays a crucial role in shaping the environment in which companies operate, influencing the decision-making processes of economic entities. Similarly, political instability can significantly impact investors' decision-making. Moreover, political risk is on the rise in nearly all countries, exerting pressure on military budgets at the expense of construction budgets. This situation leads to a reduction in overall production within the country, and the decreased production results in a further decline in energy consumption, and ultimately leading to a decrease in carbon emissions (Ahmad et al., 2022). Employing a novel methodology known as quantile-on-quantile regression (QQR), the present research aimed to explore the impact of economic, financial, and political risks on per capita carbon emissions in Iran during 1990–2018. Regarding the methodology and the specific focus, no similar research has been conducted in Iran. Therefore, the current study stands out for its innovation in terms of subject matter, methodology, and the targeted context, potentially yielding significant findings.

2. Materials and Methods

The QQR approach is a novel method for analyzing bivariate equations. Introduced by Sim and Zhu (2015), it combines ordinary regression and nonparametric estimation, providing more comprehensive insights compared to traditional estimation methods. QQR examines the intricate relationship between the lower and upper quantiles of the data series, which yields a more realistic analytical perspective than conventional methods (Yu et al., 2022). This study used the QQR approach to investigate the relationship between economic, financial, and political risks and per capita carbon emissions. In this line, the econometric model was formulated as in Equation (1):

$$Co_{2t} = F(ER_t . FR_t . PR_t . \varepsilon_t) \quad (1)$$

In Equation (1), CO_{2t} denotes per capita carbon emissions in year *t*. ER_t represents economic risk in year *t*. FR_t is financial risk in year *t*. PR_t indicates political risk in year *t*, and ε_t is a component of the model error.

Several methods were used to analyze the data, including the descriptive analysis, assessment of variable reliability, the diagnostic test (esp., the disruption components autocorrelation test), the correlation test, Johansen's co-accumulation, and finally the quantile-by-quantile model estimation.

3. Results and Discussion

Utilizing the innovative econometric approach of quantile-on-quantile regression (QQR), the research explored the statistical relationship between economic, financial, and political risk variables and per capita carbon emissions in Iran during 1990–2018. The findings revealed that the economic risk variable had a positive effect on carbon emissions per capita across all quantiles (0.5 to 0.95), with this positive relationship being relatively stronger in the 0.3–0.95 quantiles of the economic risk variable. Similarly, the financial risk variable had a positive effect on carbon emissions per capita in all quantiles (0.5 to 0.95), although this positive relationship is relatively weak across all quantiles of the financial risk variable. Likewise, political risk positively influenced carbon emissions per capita in all quantiles (0.5 to 0.95), with this positive relationship being relatively weak across all quantiles of the political risk variable. The research results align with the findings of Zhang and Chiu (2020), Abbasi and Riaz (2016), Mehmet et al. (2018), and Zaidi et al. (2019).

4. Conclusion

The present study aimed to examine the correlation between economic, financial, political risks, and per capita carbon emissions in Iran during 1990–2018. The findings emphasize the significance of maintaining economic, financial, and political stability in Iran as it is crucial for

enhancing the quality of the environment and mitigating carbon emissions.

Keywords: Economic Risk, Financial Risk, Political Risk, Carbon Emissions, Quantile-on-Quantile Regression

JEL Classification: C21, Q54, Q58, G18

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۶/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۹/۲۲ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵

پژوهش‌های اقتصادی ایران
دوره ۲۸، شماره ۹۶، پاییز ۱۴۰۲، ۷-۵۲
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2023.75870.1219

بررسی نقش ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی بر انتشار کربن در ایران: رهیافت رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل (QQR)

سیدمحمدقائم ذبیحی* دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران

فاطمه اکبری دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران

نرگس صالح‌نیا دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران

چکیده

ارتباط بین ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی با انتشار کربن (CO_2) به عنوان یکی از چالش‌های بزرگ جهانی موردتوجه است. لذا، تأثیر این سه عامل بر انتشار کربن بسیار حائز اهمیت است. بر این اساس، پژوهش حاضر به دنبال بررسی نقش ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی درکاهش سرانه انتشار کربن با بهره‌گیری از رویکرد بسیار جدید مدل‌سازی رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل (QQR) در بازه زمانی سالانه ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۸ است. رابطه آماری بین متغیرهای ذکرشده در بستر نرم‌افزارهای Eviews12 و Matlab2022 برای کشور ایران مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج به دست آمده، بیانگر آن است که متغیر ریسک اقتصادی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر مثبت بر سرانه انتشار کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است و این ارتباط مثبت در کوانتایل‌های (۰/۳ تا ۰/۹۵) متغیر ریسک اقتصادی و کوانتایل‌های (۰/۰۵ تا ۰/۴۵) سرانه انتشار کربن نسبتاً قوی‌تر بوده است؛ متغیر ریسک مالی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر مثبت بر سرانه انتشار کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است و این ارتباط مثبت در کوانتایل‌های (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) متغیر ریسک مالی و کوانتایل‌های (۰/۴ تا ۰/۵۵) سرانه انتشار کربن قوی‌تر بوده است؛ همچنین متغیر ریسک سیاسی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر مثبت بر سرانه انتشار کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است و این ارتباط مثبت در کوانتایل‌های (۰/۰۵ تا ۰/۳۵) متغیر ریسک سیاسی و کوانتایل‌های (۰/۴۵ تا ۰/۵۵) سرانه انتشار کربن قوی‌تر بوده است. بدین‌ترتیب، لزوم توجه به ثبات اقتصادی، مالی و سیاسی در کشور ایران برای بهبود کیفیت محیط‌زیست و کاهش انتشار کربن از اهمیت بسیار بالایی برخوردار است.

واژگان کلیدی: ریسک اقتصادی، ریسک مالی، ریسک سیاسی، انتشار کربن، رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل

طبقه‌بندی JEL: C21, Q54, Q58, G18

* نویسنده مسئول: smq.zabihi@mail.um.ac.ir

۱. مقدمه

بزرگ‌ترین تهدید جهانی در قرن بیست و یکم، تغییرات اقلیمی و گرمایش جهانی ناشی از انتشار کربن است (Oladipupo, et al., 2021؛ Akadiri, et al., 2021)؛ زیرا با توسعه سریع جوامع صنعتی مدرن در سرتاسر جهان طی سال‌های اخیر، مصرف انرژی‌های فسیلی (مانند زغال‌سنگ، نفت و گازطبیعی) بتدریج افزایش‌یافته و منجر به انتشار مقدار زیادی کربن شده است (Zhao, et al., 2021؛ Dong, et al., 2018؛ Danish, et al., 2019). با توجه به گزارش شرکت چند ملیتی نفت و گاز بریتانیا[1] (۲۰۲۱)، انتشار دی اکسید کربن در سراسر جهان طی چند دهه گذشته به‌طور پیوسته در حال افزایش بوده است. در واقع، انتشار دی اکسید کربن از ۲۵۷۱۵/۷ میلیون تن در سال ۲۰۰۳ به ۳۳۸۹۰/۸ میلیون تن در سال ۲۰۱۸ افزایش یافت که نشان‌دهنده نرخ رشد بالغ بر ۳۲ درصد است.

آگاهی دولت‌ها و سازمان‌های بین‌المللی در سرتاسر جهان نسبت به تأثیرات تغییرات اقلیمی بر اقتصاد، جامعه و محیط‌زیست در چند سال گذشته افزایش‌یافته (Gambhir, et al., 2022) که منجر به تصویب سیاست‌های حفظ محیط‌زیست شده است (Roncoroni, et al., 2021)، اما اجرای این سیاست‌ها مستلزم هزینه‌های زیادی است. بنابراین، نقش ثبات مالی در پرداختن به خطرات تغییرات اقلیمی و کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای[2] (GHG) به‌طور فزاینده‌ای اهمیت یافته است (Sun, et al., 2022). مطالعات نشان می‌دهند که یک محیط مالی پایدار و باثبات برای تحریک تولید و سرمایه‌گذاری مساعد است که در نتیجه آن، مصرف انرژی و انتشار کربن تا حدی افزایش می‌یابد (Sulemana, et al., 2017). از سوی دیگر، بی‌ثباتی مالی می‌تواند تمایل افراد را برای محیطی باکیفیت بالا افزایش دهد و درنتیجه انتشار CO_2 به‌طور مؤثری کاهش یابد (Sulemana, et al., 2017؛ Song, et al., 2021؛ Adom, et al., 2018).

از طرف دیگر، گرمایش جهانی و انتشار کربن با خطرات اقتصادی و سیاسی مرتبط است (Adams, et al., 2020). نااطمینانی‌های جهانی، نوسانات سیاست‌های اقتصادی و سیاسی را در سراسر جهان افزایش داده است. واضح است که هر نوع منبع عدم اطمینانی (اعم از اجتماعی، سیاسی، اقتصادی و یا جنگ) بر فعالیت‌های اقتصادی تأثیر خواهد داشت

---

1. British Multinational Oil and Gas Company
2. Greenhouse Gases (GHG)

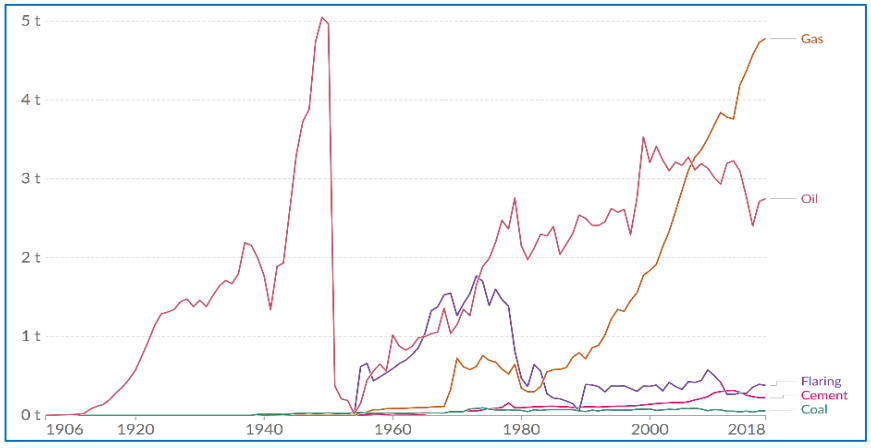
(Guidolin & LaFerrara, 2010 ؛Blattman & Miguel, 2010). ثبات اقتصادی بر جوی که شرکت‌ها در آن فعالیت می‌کنند، تأثیر می‌گذارد که به نوبه خود، بر تصمیم‌گیری واحدهای اقتصادی اثرگذار است. در این راستا، جیانگ و همکاران[1] (۲۰۱۹) ادعا کردند ثبات اقتصادی بر انتشار کربن از طریق سیاست مستقیم دولت تأثیر می‌گذارد که می‌تواند تخریب محیط‌زیست را افزایش یا کاهش دهد. به همین ترتیب، در کنار نقش ثبات مالی و اقتصادی بر انتشار کربن؛ بی‌ثباتی در شرایط سیاسی کشور هم می‌تواند بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران تأثیر بگذارد. اگر بی‌ثباتی سیاسی در یک منطقه افزایش یابد، سرمایه‌گذاران و تولیدکنندگان می‌توانند فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و تولیدی را به تعویق بیندازند که می‌تواند بر شرایط محیطی تأثیر بگذارد. در عین حال، ریسک سیاسی در کشورها در طول زمان تقریباً در حال افزایش است. کشورها با مشکلات جنگ، بحران‌های سیاسی و مالی مواجه هستند. این بحران‌ها مشکلات اقتصادی و زیست‌محیطی را ایجاد می‌کنند. ریسک سیاسی با کاهش بودجه‌های عمرانی، بودجه نظامی را افزایش می‌دهد، این وضعیت باعث کاهش تولید در کشور می‌شود، تولید کمتر باعث کاهش بیشتر مصرف انرژی و درنتیجه کاهش انتشار کربن می‌شود (Ahmed, et al., 2022).

ایران یکی از آسیب‌پذیرترین کشورهای خاورمیانه در برابر تغییرات اقلیمی است که مسئولیت مهمی نیز در قبال تغییرات آب‌وهوایی در سطح جهانی و منطقه‌ای دارد، زیرا رتبه اول در خاورمیانه و رتبه هشتم در سراسر جهان را به دلیل انتشار گازهای گلخانه‌ای با انتشار کربن سالانه نزدیک به ۶۱۷ تن دارد که عمدتاً ناشی از گازطبیعی و نفت است (نمودار (۱)).

با این وجود، روند سریع شهرنشینی کشور نیز به میزان قابل‌توجهی به افزایش سطوح آلودگی هوا و تشکیل جزایر گرمایی کمک کرده است، جایی‌که مناطق شهری دمای بالاتری نسبت به محیط اطراف خود دارند. همچنین ایران با کمبود شدید آب مواجه است.

1. Jiang, Y., et al.

نمودار ۱. انتشار سرانه CO_2 بر اساس نوع سوخت، ایران، ۱۹۰۶ تا ۲۰۱۸



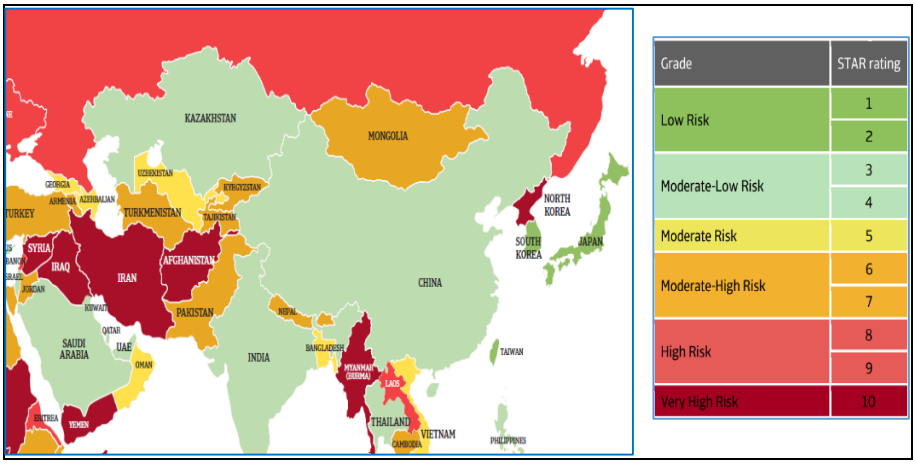
ماخذ: Our World in Data

ایران از نظر جغرافیایی در منطقه‌ای خشک با درجه حرارت بالا و بارش باران و برف نسبتاً کم قرار دارد. پراکندگی اقلیمی در ایران به شرح زیر است: ۳۵/۵ درصد فوق خشک، ۲۹/۲ درصد خشک، ۲۰/۱ درصد نیمه خشک، ۵ درصد مدیترانه‌ای و ۱۰ درصد مرطوب. اما علی‌رغم تشدید خطرات تغییرات آب و هوایی، تلاش‌های دولت برای گسترش سیاست‌های کاهش تغییرات اقلیمی در پایین‌ترین سطح است. در عین حال، تغییرات زیست‌محیطی، چالش‌های امنیتی قابل‌توجهی را برای ایران به همراه دارد و دولت با ناآرامی‌های ناشی از کمبود آب و سوءمدیریت مواجه است. اعتراض‌ها بویژه در مناطق خشک جنوب شرقی و بستر خشک‌شده رودخانه نمادین در شهر مرکزی اصفهان شکل گرفته است (Atlantic Council of United States, 2023).

همچنین مطالعات نشان می‌دهند اقتصاد ایران شکننده است و اولویت اصلی دولت، مسائل اقتصادی است. تحولات در سیاست‌های آب‌وهوا، ازجمله انرژی‌های تجدیدپذیر (به دلیل بروز موانع بزرگی ازجمله ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی) تا حدودی محدود بوده است. لازم به ذکر است که ایران یکی از معدود کشورهایی است که هنوز توافقنامه پاریس را امضا نکرده است، اما در مشارکت تعیین شده ملی خود در سال ۲۰۱۵ متعهد شد تا سال ۲۰۳۰ انتشار گازهای گلخانه‌ای (GHG) خود را به میزان ۴ درصد (بدون قید و شرط) یا ۱۲ درصد (مشروط) کم‌تر از حالت معمول (BAU) کاهش دهد. اگر چه انتظار می‌رفت

ایران به‌طور چشمگیری به هر دو هدف دست یابد، اما آشفتگی اقتصادی (بروز ریسک‌های متعدد اقتصادی، مالی و سیاسی) مانع از توان آن برای مقابله با تغییرات آب‌وهوایی شده است. از سوی دیگر، سرمایه‌گذاری در برخی زمینه‌ها همچون استقرار انرژی‌های تجدیدپذیر، در سال‌های اخیر به‌طور قابل‌توجهی کُند شده است، زیرا دولت بهبود وضعیت اقتصادی ایران را در اولویت قرار داده است. همچنین تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای ایران نیز متفاوت بوده است. درحالی‌که تولید و صادرات نفت، هر دو کاهش یافته است؛ اما بخشی از تولید به مصرف داخلی منحرف شده و انتشار کربن را افزایش داده است (Climate Action Tracker, 2023)[1]. بنابراین، بررسی دقیق تأثیر ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی بر انتشار کربن در جهان (بویژه ایران) برای درک چگونگی تأثیرگذاری این ریسک‌ها بر انتشار کربن بسیار حائز اهمیت است.

نمودار ۲. ریسک کشورهای منطقه آسیا و خاورمیانه (سال ۲۰۲۳ (Q2))



ماخذ: atradius.com

https://group.atradius.com/publications/trading-briefs/risk-map.html

نمودار (۲) یک نمای کلی از سطح ریسک مرتبط با کشورهای سراسر جهان را نیز ارائه می‌دهد. نقشه ریسک آترادیوس[2] از طیف وسیعی از منابع تهیه شده است و دارای سیستم

1. https://climateactiontracker.org/countries/iran/
2. Atradius

رتبه‌بندی ستاره‌ای[1] است. این سیستم توسط تیم تحقیقات اقتصادی آترادیوس برای ارزیابی ریسک کشورها، ازجمله ریسک‌های مختلف سیاسی و اقتصادی یا ناآرامی‌ها و درگیری‌های مدنی ابداع شده است.

شایان‌ذکر است که ایده این پژوهش، در بررسی نقش ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی بر سرانه انتشار کربن از نوآوری بسیار بالایی برخوردار است که با روش‌شناسی تازه‌ای با عنوان رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل[2] (QQR) به دنبال بررسی نتایج مربوط خواهد بود. تا زمان نگارش این پژوهش، هیچ مطالعه داخلی مبنی بر مطالعه نقش ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی بر سرانه انتشار کربن با استفاده از این روش‌شناسی یافت نشده است. بر این اساس، پژوهش حاضر دارای نوآوری‌هایی در زمینه موضوعی، تکنیکی و نیز جامعه مورد مطالعه است. ازاین‌رو، نتایج حاصل می‌توانند بسیار نوآور و حائز اهمیت باشند. بدین‌ترتیب، هدف پژوهش حاضر، ارائه یک ارزیابی دقیق از بررسی نقش ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی بر سرانه انتشار دی اکسید کربن در کشور ایران است. ازاین‌رو، در بخش دوم، ادبیات موضوع با تمرکز بر مبانی نظری و پیشینه پژوهش؛ در بخش سوم، روش‌شناسی مورداستفاده؛ در بخش چهارم، تحلیل نتایج به‌دست‌آمده از مدل‌سازی کوانتایل بر کوانتایل؛ و در نهایت در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه خواهند شد.

۲. مرور ادبیات و مبانی نظری

در این قسمت به مبانی نظری و نیز پیشینه پژوهش در قالب بخش‌های تفکیک شده پرداخته خواهد شد.

۲-۱. مبانی نظری

تغییرات اقلیمی به یکی از مهم‌ترین چالش‌های جهانی تبدیل شده است که بخش‌های مختلف اقتصاد را تحت‌تأثیر قرار داده است (Jobst & Pazarbasioglu, 2019). سرمایه‌گذاری‌های بزرگ در فناوری‌ها و زیرساخت‌های کم‌کربن برای مقابله با خطرات تغییرات اقلیمی موردنیاز است که می‌تواند بر ثبات اقتصادی تأثیر بگذارد (Wahab, et al., 2022). از سوی دیگر،

1. Star Rating System
2. Quantile-on-Quantile Regression

کاهش انتشـار گازهای گلخانه‌ای به معنـی کاهش میـزان دی‌اکسیدکـربن و سایـر گازهای گلخانه‌ای است که می‌تواند ثبات اقتصادی را تهدید کند (Kirikkaleli, et al., 2022). بدین ترتیب، سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران از ارتباط بین ثبات مالی، سیاسی و اقتصادی و کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای آگاهی دارند (Sadiq, et al., 2022). ثبات مالی به این معنی است که سیستم مالی می‌تواند کار خود را به‌خوبی و کارآمد انجام دهد (Yunzhao, 2022)، اما به دلیل تغییرات اقلیمی در معرض خطر است؛ سیل‌ها، خشکسالی‌ها و طوفان‌ها، همگی نمونه‌هایی از خطرات فیزیکی هستند که می‌توانند به دارایی‌های فیزیکی آسیب برسانند و فعالیت‌های اقتصادی را مختل کنند (Xu, et al., 2022). از سویی دیگر، برای کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای، باید ثبات مالی وجود داشته باشد (Ling, et al., 2022) و هزینه زیادی باید صرف فناوری‌ها و زیرساخت‌های کم‌کربن شود. بدین ترتیب، بخش مالی باید درگیر باشد تا بتواند هزینه موردنیاز این سرمایه‌گذاری‌ها را تأمین کند (Hassan, et al., 2021).

از سوی دیگر، قیمت‌گذاری کربن هم می‌تواند ثبات مالی را با دادن سیگنال قیمتی واضح به سرمایه‌گذاران بهبود بخشد و میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای (GHG) را کاهش دهد (Leal, et al., 2021؛ Sun, et al., 2022). درنتیجه، ثبات مالی نقش مهمی بر کیفیت محیط دارد (Lee, et al., 2013): اول، یک محیط مالی باثبات و دارای مؤسسات مالی قوی‌تر می‌تواند سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) بیش‌تری را جذب کند و رشد اقتصادی را ارتقا دهد که منجر به افزایش مصرف انرژی و درنتیجه انتشار کربن می‌شود (Shahbaz, et al., 2018). دوم، توسعه بازارهای مالی می‌تواند از طریق کاهش محدودیت‌های اعتباری برای شرکت‌هایی که پروژه‌های سرمایه‌گذاری آنها دوستدار محیط‌زیست نباشد، انتشار کربن را افزایش دهد (Boutabba, 2014). سوم، یک محیط مالی با پایداری و ثبات بالاتر می‌تواند افـزایش نـوآوری و پذیـرش فناوری سـبز را از طریق ارائه حمایت مالـی تشـویق کند، درنتیجه کارایی انرژی را بهبود بخشد و انتشار کربن را به طور قابل توجهی کاهش دهد (Adom, et al., 2018؛ Boutabba, 2014؛ Shahbaz, et al., 2018).

از سوی دیگر، در سال‌های اخیر برخی از محققان روی تأثیر ریسک مالی بر انتشار کربن متمرکز شـده‌اند، اما هنـوز به توافقی دست نیافته‌اند. به‌طـورمثال، ژانگ و چیـو[1] (۲۰۲۰)

1. Zhang, W. & Chiu, Y-B

از مجموعه‌داده‌های پانل ۱۱۱ کشور از سال ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۴ برای بررسی اثرات غیرخطی ریسک‌های جامع کشورها (یعنی ریسک مالی، ریسک اقتصادی و ریسک سیاسی) بر انتشار کربن استفاده کردند. نتایج نشان داده است که ریسک مالی می‌تواند بر انتشار کربن تأثیر مثبت داشته باشد که با یافته‌های عباسی و ریاض[1] (۲۰۱۶)، بالسیلار و همکاران[2] (۲۰۱۸) و زیدی و همکاران[3] (۲۰۱۹) انطباق دارد. همچنین مطالعاتی در مورد رابطه ثبات سیاسی و انتشار کربن انجام شده است، سو و همکاران[4] (۲۰۲۱) و کریکالی و همکاران[5] (۲۰۲۰) در مطالعات خود تأیید کردند که ثبات سیاسی سطح انتشار گازهای گلخانه‌ای را محدود می‌کند. به همین ترتیب، محمود و آلانزی[6] (۲۰۲۰) در مورد رابطه متقابل بین انتشار کربن و ثبات سیاسی نشان دادند که کاهش کربن با افزایش ثبات سیاسی تحریک می‌شود. پرسل[7] (۲۰۱۹) ادعا می‌کند که ناآرامی سیاسی می‌تواند توانایی دولت را برای اجرای طرح‌های کاهش آلودگی مختل کند؛ زیرا رژیم‌های ناپایدار، اغلب تحت‌تأثیر سازمان‌های لابی یا فشارهای بین‌المللی قرار می‌گیرند که آنها را از وضع قوانین زیست‌محیطی یا پذیرش فناوری‌های پاک باز می‌دارد. بدین ترتیب، ثبات سیاسی نیز نقش مهمی در کیفیت و کاهش تخریب محیط‌زیست دارد (Al-Mulali & Ozturk, 2015).

یک محیط اقتصادی باثبات می‌تواند سرمایه‌گذاری و تولید را تحریک کند و منجر به استفاده بیشتر از انرژی (یا سایر مواد آلاینده) و در نتیجه انتشار کربن شود. همچنین می‌تواند پیشرفت تکنولوژیکی را ارتقا دهد و موجب افزایش تقاضای مردم برای کیفیت محیطی بالاتر شود که به کاهش انتشار کربن کمک می‌کند (Sulemana, et al., 2017). ریسک‌های اقتصادی مانند تورم و رکود اقتصادی به طور کلی منجر به کاهش فعالیت‌های اقتصادی متعارف و کاهش مصرف انرژی و درنتیجه کاهش انتشار کربن می‌شود (Siddiqi, 2000). در عین حال، دولت‌ها برای اجرای سیاست‌های زیست‌محیطی با هزینه‌های مالی نسبتاً کم

1. Abbasi, F. & Riaz, K.
2. Balcilar, M., et al.
3. Zaidi,SAH., et al.
4. Su, ZW., et al.
5. Kirikkaleli, D., et al.
6. Mahmood, H. & Alanzi, A.
7. Purcel, A.

در طول ریسک‌های اقتصادی فرصت دارند و در نتیجه منافع زیست‌محیطی کوتاه‌مدت تولید می‌کنند (Bowen & Stern, 2010). با این حال، آنها انگیزه‌هایی برای تضعیف اجرای مقررات زیست‌محیطی دارند که ممکن است بر محیط‌زیست تأثیر منفی بگذارد (Lekakis & Kousis, 2013).

۲-۲. پیشینه پژوهش

طبق گزارش کمیسیون اروپا[1] (۲۰۱۵)، توافق پاریس اولین توافق چندجانبه مهم در مورد تغییرات آب‌وهوا در قرن بیست و یکم بود.[2] متن این توافقنامه شامل مقرراتی است که کشورهای توسعه یافته را ملزم می‌کند از سال ۲۰۲۰ سالانه ۱۰۰ میلیارد دلار به کشورهای درحال‌توسعه ارسال کنند. این توافق به کشورها در تعیین نحوه کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای انعطاف‌پذیری می‌دهد، اما نیاز به گزارش شفاف دارد.[3] همچنین توافقنامه و تصمیمات پاریس تأیید می‌کند که کشورهای توسعه یافته همچنان نقش‌های اصلی را در منابع مالی آب و هوا برای حمایت از فقیرترین و آسیب‌پذیرترین کشورها به عهده خواهند گرفت. این به آنها کمک می‌کند تا انتشار گازهای گلخانه‌ای خود را کاهش دهند و برای تأثیرات تغییرات آب‌وهوایی آینده آماده شوند.[4]

همانطور که در مطالعات اخیر مشاهده می‌شود (همچون مطالعه آکادیری و آدبایو[5] (۲۰۲۲) که ارتباط بین ریسک مالی و انتشار کربن را بررسی کردند، سو و همکاران (۲۰۲۱) که به بررسی تأثیر ریسک سیاسی بر انتشار کربن پرداختند و همچنین جان و همکاران[6] (۲۰۲۱) که رابطه ریسک مالی و انتشار کربن را بررسی نمودند)، ارتباط بین تغییرات آب و هوا و ریسک جامع کشوری (ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی)، علاقه جامعه علمی را برانگیخته است. کاپاسو و همکاران[7] (۲۰۲۰) رابطه احتمالی بین قرار گرفتن در معرض تغییرات اقلیمی و ریسک جامع کشوری را مطالعه کردند و نشان دادند که این رابطه پس از

1. Report of the European Commission
2. Questions and Answers on the Paris Agreement "Last Accessed 6/25/2016".
3. Gillis, New York Times, 11/25/2015.
4 Questions and Answers on the Paris Agreement
5. Akadiri, S. & Adebayo.T.S.
6. Jun, Z., et al.
7. Capasso, G., et al.

لازم‌الاجرا شدن توافقنامه پاریس، قوی‌تر شده است. آنها نتیجه می‌گیرند که خطرات آب‌وهوایی، ثبات واسطه‌های اعتباری و بازارهای اوراق قرضه را تهدید می‌کند. همچنین نشان داده شده است که انتشار کربن، هم ریسک حاکمیتی[1] (Chaudhry, et al., 2020) و هم ریسک شرکت‌ها[2] (Ilhan, et al., 2020) در بخش‌های پرانتشار را افزایش می‌دهد. نویسندگان دیگری مانند گوو و همکاران[3] (۲۰۲۰) نشان می‌دهند که ریسک جامع کشوری به طور منفی ارتباط بین نابرابری و انتشار گازهای گلخانه‌ای را در کشورهای کم درآمد و با درآمد بالا تعدیل می‌کند. با این حال، هیچ چارچوب جهانی وجود ندارد که تأثیر بالقوه‌ای را که ویژگی‌های اجتماعی- اقتصادی خاص هر کشور ممکن است بر تدوین سیاست‌هایی با هدف کاهش تغییرات آب‌وهوایی داشته باشد، توصیف کند.

بنابراین، موضوع تغییرات اقلیمی و گرمایش جهانی همچون زنگ خطری برای سیاست‌گذاران کشورها و سازمان‌های بین دولتی عمل کرده است و توجه را به تأثیر مخرب بر زندگی انسان و محیط‌زیست جلب می‌کند. ریسک‌های جامع کشورها (ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی) به عنوان عوامل اصلی این شرایط فاجعه‌بار شناخته شده‌اند. در همین راستا؛ مطالعات پیشین ارتباط بین ریسک‌های اقتصادی، مالی، سیاسی با انتشار کربن را مستند کرده‌اند. به طور مثال، آکادیری و آدبایو (۲۰۲۲) ارتباط بین ریسک مالی و انتشار کربن را با استفاده از مجموعه داده‌های فصلی از سال ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۹ برای کشورهای منتشرکننده کربن با رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل (QQR) و رویکرد رگرسیون کوانتایل (QR) بررسی کردند. یافته‌های تجربی از تکنیک QQR نشان می‌دهد: (۱) ریسک مالی انتشار کربن را در ایالات متحده آمریکا، روسیه، آلمان و کانادا کاهش می‌دهد. (۲) در چین، هند، ژاپن، برزیل و اندونزی، ریسک مالی انتشار کربن را افزایش می‌دهد. (۳) در کره جنوبی واکنش‌های متفاوتی یافته شده است. همچنین نتایج رگرسیون کوانتایل مرسوم نیز نتایج QQR را تأیید می‌کند. به همین ترتیب، خان و همکاران[4] (۲۰۲۲) رابطه بین انتشار کربن، عدم قطعیت اقتصادی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و انرژی‌های تجدیدپذیر را برای چهار

1. Sovereign Risk
2. The Risk of Companies in High-Emitting Sectors
3. Guo, Y., et al.
4. Khan, Y., et al.

اقتصاد آسیای شرقی (چین، ژاپن، کره جنوبی و سنگاپور) از سال ۱۹۹۷ تا ۲۰۲۰ با استفاده از تخمین‌های اقتصادسنجی نسل دوم برای تأیید وابستگی مقطعی، هم انباشتگی، و ایستایی در بین متغیرهای انتخاب شده، بررسی کردند. این مطالعه نشان داد که عدم قطعیت سیاست اقتصادی، تجارت و تولید ناخالص داخلی همبستگی مثبتی با انتشار کربن دارد. همچنین سو و همکاران (۲۰۲۱) تأثیر ریسک سیاسی را بر انتشار کربن در برزیل با استفاده از مجموعه داده‌های فصلی از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۸ و آزمون‌های هم انباشتگی بایر و هنک[1]، حداقل مربع معمولی پویا[2]، رگرسیون همبستگی متعارف[3] و آزمون‌های علیت دامنه فرکانس[4] بررسی کردند. آزمون هم‌انباشتگی، یک ارتباط بلندمدت را بین متغیرها نشان داد. علاوه بر این، نتایج حاصل از DOLS و CCR نشان داد که یک محیط سیاسی بهتر، باعث کاهش آلودگی محیط‌زیست می‌شود. همین‌طور، جان و همکاران (۲۰۲۱) رابطه ریسک مالی و انتشار کربن را با استفاده از مجموعه داده‌های پانل متوازن جهانی از ۶۲ کشور در دوره ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۸ بررسی کردند. نتایج نشان داد: (۱) افزایش ریسک مالی نه‌تنها انتشار کربن جهانی را به طور مستقیم کاهش می‌دهد، بلکه می‌تواند با ارتقای نوآوری‌های تکنولوژیکی، تأثیر غیرمستقیم در کاهش انتشار کربن داشته باشد. (۲) اثرات ریسک مالی و نوآوری‌های تکنولوژیکی بر انتشار کربن جهانی، ناهمگونی منطقه‌ای قابل توجهی را نشان می‌دهد و (۳) ریسک مالی و نوآوری فناوری، عدم تقارن را در چندک‌های مختلف نشان می‌دهد. به طور خاص، مطالعات داخلی همچون صوفی و همکاران (۱۴۰۲) به بررسی تأثیر نااطمینانی‌های اقتصادی بر انتشار کربن در منطقه خاورمیانه با استفاده از رهیافت خودرگرسیون توضیحی برای داده‌های پانل[5] و الگوی رگرسیون اثرات تصادفی جمعیت، رفاه و فناوری تعمیم‌یافته[6] طی دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۶ پرداختند. نتایج نشان داد که در بلندمدت، تأثیر تولید ناخالص داخلی سرانه و مجذور آن بر انتشار کربن به ترتیب مثبت و منفی بوده است. همچنین متغیرهای اندازه جمعیت، مصرف انرژی و نااطمینانی‌های اقتصادی بر انتشار کربن تأثیر مثبت

1. Bayer and Hanck Cointegration
2. Dynamic Ordinary Least Square (DOLS)
3. Canonical Correlation Regression (CCR)
4. Frequency-Domain Causality Tests
5. Panel ARDL
6. Stripat

و معنی‌داری داشته‌اند. همچنین سنجری و همکاران (۱۴۰۱) تأثیر نامتقارن نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و قیمت نفت را بر انتشار کربن در ایران، طی بازه زمانی ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۸ با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) بررسی کردند و نتایج نشان‌دهنده تأثیر نامتقارن نااطمینانی سیاست اقتصادی بر انتشار کربن بود؛ به‌طوری‌که تأثیر تغییرات مثبت متغیر نااطمینانی سیاست اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر انتشار کربن، مثبت و معنی‌دار بوده، درحالی‌که بین تغییرات منفی متغیر نااطمینانی سیاست اقتصادی با انتشار کربن در کوتاه‌مدت و بلندمدت، رابطه معنی‌داری وجود نداشته است.

بدین ترتیب، با مروری بر مطالعاتی که به بررسی عوامل مؤثر بر انتشار کربن پرداخته‌اند، تاکنون آثار رشد تولید ناخالص داخلی (Muhammad, 2019؛ Hanif, et al., 2019؛ Zubair, et al., 2020؛ Lorente, et al., 2018)، تجارت (Essandoh, et al., 2020؛ Wang & Zhang, 2020)، مصرف انرژی (Dogan, et al., 2020؛ Su, et al., 2021؛ Umar, et al., 2021)، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر (Ali, et al., 2020)، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (Essandoh, et al., 2020؛ Hanif, et al., 2019)، نوآوری (Ganda, 2019)، توسعه اقتصادی، نوآوری‌های تکنولوژیکی، اندازه جمعیت و ارتقاء ساختار صنعتی (Dong, et al., 2018؛ Tian, et al., 2019؛ Zhao, et al., 2020) و نیز تجزیه‌وتحلیل ویژگی‌های انتشار کربن و توزیع فضایی آن (Sun, et al., 2021) مورد بررسی قرار گرفته است. بر این اساس، هیچ مطالعه‌ای تا کنون اثرات ریسک تفکیک‌شده (یعنی ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی) بر انتشار کربن را در ایران بررسی نکرده است. بدین ترتیب، این مطالعه با بررسی روابط متقابل و استفاده از رویکرد رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل برجسته می‌شود. برخلاف رگرسیون کوانتایل معمولی، رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل امکان ارزیابی چندک‌های دومتغیر را برای اهداف مقایسه‌ای فراهم می‌کند. با اتخاذ این رویکرد، سیاست‌گذاران می‌توانند بینش‌های ارزشمندی برای توسعه تکنیک‌های ثبات ریسک به‌دست آورند. همچنین با مروری بر مطالعات پیشین می‌توان به این مهم دست‌یافت که از زمان تحقیقات مبتکرانه گروسمن و کروگر[1] (۱۹۹۱)، تأثیر ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی بر انتشار کربن به طور گسترده‌ای توسط محققان مورد بررسی قرار گرفته است.

---

1. Grossman, G.M. & Krueger, A.B.

مظفری و قبادی (۱۳۹۸) و همچنین اسلاملوییان و مهرعلیان (۱۳۹۴) نشان دادند که عوامل اقتصادی، مالی و سیاسی به یکدیگر مرتبط هستند. بدین ترتیب، ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی هم دارای ارتباط متقابل هستند. به طور مثال، با افزایش ریسک سیاسی، ریسک‌های اقتصادی و مالی در کشور بالا می‌رود. بدین ترتیب، باید از مدل‌هایی استفاده کرد که اثر هر سه متغیر را باهم بر سرانه انتشار کربن بررسی کند. چون ریسک‌های یک جامعه در زمینه‌های اقتصادی، مالی و سیاسی و تعاملات مربوط به این سه متغیر، بی‌شک بر سرانه انتشار کربن اثر خواهند داشت، اما هیچ مطالعه‌ای به هر یک نگاه مستقلی نداشته است.[۱] مهم‌ترین سؤال این است که اثر هر یک بر سرانه انتشار کربن چگونه است و کدامیک مؤثرتر هستند؟ بر این اساس، پژوهش حاضر به دنبال پرکردن شکاف‌های تجربی مربوط است و از مدل‌های تفکیک شده (رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل) برای هر متغیر استفاده کرده تا به صورت دقیق بررسی کند که در دوره زمانی موردمطالعه و در کشور ایران، در هرکوانتایل اثر این سه متغیر بر سرانه انتشار کربن چگونه بوده است و کدامیک اثرگذاری بیش‌تری بر سرانه انتشار کربن داشته‌اند. بدین ترتیب، این مطالعه اولین پژوهش تجربی است که این ارتباطات را با استفاده از داده‌های سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۸ برای کشور ایران بررسی می‌کند.[۲] همچنین، اندیشه و رسالت اصلی پژوهش حاضر بر این سؤال کلیدی استوار است که آیا ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی بر سرانه انتشارکربن تأثیرگذارند؟ در بخش بعدی به بیان روش‌شناسی پژوهش حاضر پرداخته خواهد شد.

---

۱. شایان‌ذکر است که با توجه به هدف پژوهش حاضر، اثرات متقابل این ریسک‌ها بر یکدیگر بررسی نشده است. ازاین‌رو، پیشنهاد می‌شود محققان در آینده، در مطالعات خود، این شکاف را پر کنند و نتایج حاصل را انتشار دهند.

۲. مطالعه حاضر جزء اولین مطالعات داخلی می‌باشد که از این مدل‌سازی نسبتاً جدید استفاده کرده است. ازاین‌رو، نتایج به‌دست‌آمده می‌تواند دید بهتری به سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اجتماعی کشور ایران بدهد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

رویکرد رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل (QQR) یک رویکرد جدید برای تحلیل معادلات دومتغیره است. این رویکرد اولین‌بار توسط سیم و ژو[1] (۲۰۱۵) ارائه شد که ترکیبی از رگرسیون معمولی[2] (QR) و تخمین ناپارامتریک[3] است و اطلاعات غنی‌تری را در مقایسه با روش‌های تخمین معمول ارائه می‌دهد. رگرسیون QQR می‌تواند در یک محیط نامتقارن عملکرد خوبی داشته باشد و یک رابطه جامع بین چندک‌های پایین و بالای سری داده‌ها را بررسی کند. بدین‌ترتیب، رگرسیون QQR در مقایسه با سایر روش‌های مرسوم، تصویری واقعی‌تر از تحلیل‌های مبتنی بر داده‌های سری زمانی ارائه می‌دهد (یو و همکاران[4]، ۲۰۲۲). همچنین رویکرد رگرسیون کوانتایل معمولی (QR) شکلی توسعه‌یافته از مدل رگرسیون کلاسیک[5] در نظر گرفته می‌شود؛ اما بسیار جامع‌تر است از این منظر که تأثیر یک متغیر مستقل را نه‌تنها بر مرکز متغیر وابسته، بلکه در انتهای آن نیز مورد سنجش قرار می‌دهد. اما رویکرد رگرسیون کوانتایل معمولی قادر به یافتن وابستگی کامل بین متغیرها نیست، اگرچه ناهمگونی را در رابطه در نظر می‌گیرد. همچنین روش‌های دیگر اقتصادسنجی ممکن است به توزیع‌های خاص محدود شده باشند و برای مدل‌سازی به فرضیات خاص نیاز داشته باشند که در بسیاری از موارد، دقت مدل را کاهش می‌دهد. به‌طور مثال، روش‌های پارامتریک ممکن است به فرضیاتی مانند توزیع نرمال اتکا کنند که شاید با واقعیت داده‌ها همخوانی نداشته باشد. بنابراین، رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل (QQR) به عنوان یک روش آماری مبتنی بر توزیع‌های تجربی، دقت بیشتری نسبت به روش‌های دیگر ارائه می‌دهد. علاوه بر این، همانطور که توسط کلیولند[6] (۱۹۷۹) و استون[7] (۱۹۷۷) پیشنهاد و اثبات شد، استفاده از تکنیک‌های رگرسیون سنتی منجر به کاهش ابعاد داده‌ها برای تسهیل مدل مبتنی بر شکل خطی می‌شود که در نهایت منجر به کاهش دقت پیش‌بینی‌ها می‌گردد. همچنین روش QQR

---

1. Sim, N. & Zhou, H.
2. Quantile Regression
3. Non-parametric Estimation
4. Yu, J., et al.
5. Classical Regression Model
6. Cleveland, W.S.
7. Stone, C.J.

امکان مقایسه بین چندک‌های پیش‌بینی‌کننده و متغیر مورد نظر را فراهم می‌آورد و در نتیجه توانایی پیش‌بینی قوی‌تری به دلیل در نظر گرفتن تنوع بین دو مؤلفه ایجاد می‌کند (Shahzad, et al., 2017).

بدین ترتیب، اگرچه اکثر مطالعات معمولاً از رگرسیون خطی و تکنیک رگرسیون چندک کونکر و باست[1] (۱۹۷۸) هنگام تخمین پویا بین دومتغیر استفاده می‌کنند، اما با گذشت زمان، تکنیک رگرسیون QQR هنگام تجزیه‌وتحلیل پویایی دم و روابط وابستگی متغیر با زمان، تبدیل به یک ابزار کارآمد شده است. بااین‌حال، یک محدودیت عمده تکنیک رگرسیون چندکی کونکر و باست، شکست آن در به دست آوردن مناسب رابطه وابستگی است، زیرا تنها توزیع شرطی متغیر معیار را تخمین می‌زند و نه متغیر مستقل را. بر این اساس، سیم و ژو این شکاف را با توسعه رویکرد رگرسیون QQR که ترکیبی از رگرسیون چندکی و تخمین ناپارامتریک است، پر می‌کنند و به این وسیله تغییرات در رابطه بین متغیرهای وابسته و مستقل در هر نقطه از توزیع شرطی آنها را به‌طور دقیق نشان می‌دهند. بنابراین، این روش پیشرفته برای تجزیه‌وتحلیل ارتباط بین سری‌های اقتصاد کلان خارج از میانگین داده‌ها بسیار توصیه می‌شود. ازاین‌رو، برای بررسی نقش چندک‌های سری توضیحی در چندک‌های متنوع سری توضیح داده شده، رگرسیون چندک استاندارد با رگرسیون خطی ترکیب می‌شود. این امر دقت نتایج تجربی را افزایش می‌دهد و مبنایی برای درک رابطه پنهان در میان مجموعه‌های تحت بررسی فراهم می‌کند. همچنین امکان ارزیابی تأثیر چندک‌های یک متغیر بر متغیر دیگر را نیز فراهم می‌کند. علاوه بر این، به تحلیلگران اجازه می‌دهد تا با حداقل خطا پیش‌بینی کنند. این روش نسبت به موارد پَرت و غیرعادی در داده‌های واقعی کارآمد است و به عنوان یک روش رگرسیون خطی محلی ناپارامتریک، می‌تواند توزیع شرطی را منعکس‌کند و جهش‌های ساختاری بالقوه را آشکار سازد. برخلاف روش OLS و روش رگرسیون معمولی، روش رگرسیون QQR می‌تواند به طور جامع تأثیر حاشیه‌ای خاص بین متغیرها را تحت هر چندک آزمایش کند (Duan, et al., 2021 ؛Ren, et al., 2019). همچنین هر چندک (کوانتایل) نشان‌دهنده یک بازه از توزیع متغیر مستقل و یا وابسته است. بدین ترتیب، با رویکرد مدل‌سازی کوانتایل بر کوانتایل می‌توان درک کرد که تأثیرات تفاوت‌های متغیرها در بازه‌های مختلف توزیع آنها چگونه است.

---

1. Koenker, R. & Bassett Jr, G.

در نهایت، در پژوهش حاضر از رویکرد رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل (QQR) برای بررسی رابطه جامع بین ریسک‌های اقتصادی، مالی، سیاسی و سرانه انتشارکربن استفاده شده است. این مدل، اصلاحی بر روی رگرسیون کوانتایل مرسوم است که بر تأثیر چندک‌های یک متغیر مستقل بر چندک‌های مختلف متغیر وابسته تمرکز دارد. بنابراین، رویکرد رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل (QQR)، به‌جای روش‌های سنتی مانند OLS و رویکرد رگرسیون معمولی، می‌تواند به درک رابطه اساسی و تجزیه‌وتحلیل‌های قوی‌تر کمک کند (Yu, et al., 2022). روش‌شناسی فوق که معمولاً به عنوان تعمیم رویکردهای رگرسیون چندک مرسوم شناخته می‌شود، امکان ارزیابی چندک‌های دومتغیر را برای اهداف مقایسه‌ای فراهم می‌کند. از آنجا که در مطالعه حاضر نیز ارتباط چندک‌های مربوط بر یکدیگر، از اهمیت بالایی برخوردار است، مدل‌سازی فوق بسیار رهگشا خواهد بود. این مدل‌سازی، بر مبنای مطالعات تجربی پیشین از جمله مطالعه وانگ و همکاران[1] (۲۰۲۳) است که اثبات می‌کند استفاده از این روش‌شناسی جدید و کارآمد در ادبیات مربوط از اهمیت بالایی بویژه در کارهای اخیر اقتصادسنجی برخوردار است. بدین ترتیب، مطابق رابطه (۱)، مدل را می‌توان با مدل زیر از رگرسیون چندک ناپارامتریک تشکیل داد:

$$Co_{2t} = \beta^{\theta}(ER_t) + \beta^{\theta}(FR_t) + \beta^{\theta}(PR_t) + \mu^{\theta}{}_t \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، CO_{2t} نشان‌دهنده سرانه انتشار دی‌اکسیدکربن[2] است. همچنین ER_t ریسک اقتصادی[3]، FR_t ریسک مالی[4] و PR_t ریسک سیاسی[5] هستند. θ نشان‌دهنده θ ام توزیع مشروط سرانه انتشار CO_2 است. μ^{θ} عبارت خطای کوانتایلی است و کمیک شرطی θ آن صفر است. از آنجا که در مورد ارتباط بین ER_t، FR_t، PR_t و CO_{2t} در فرایند مدل‌سازی دانش قبلی وجود ندارد، بنابراین $\beta^{\theta}(...)$ یک تابع ناشناخته فرض می‌شود. براین‌اساس، برای بررسی رابطه (۱)، از رگرسیون خطی برای ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی به‌صورت زیر استفاده می‌شود (رابطه (۲)):

$$\beta^{\theta}(ER_t) = \beta^{\theta}(ER^{\tau}) + \beta'^{\theta}(ER^{\tau})(ER_t - ER^{\tau}) \qquad (۲)$$

---

1. Wang, Y., et al.
2. Per Capita Carbon Emissions
3. Economic Risk
4. Financial Risk
5. Political Risk

$$\beta^{\theta}(FR_t) = \beta^{\theta}(FR^{\tau}) + \beta'^{\theta}(FR^{\tau})(FR_t - FR^{\tau})$$
$$\beta^{\theta}(PR_t) = \beta^{\theta}(PR^{\tau}) + \beta'^{\theta}(PR^{\tau})(PR_t - PR^{\tau})$$

در رابطه (۲)، β'^{θ} مشتق جزئی $\beta^{\theta}(ER_t)$، $\beta^{\theta}(FR_t)$ و $\beta^{\theta}(PR_t)$ را باتوجه‌به ER_t، FR_t و PR_t نشان می‌دهد که به‌عنوان اثر جزئی تعریف شده است. $\beta^{\theta}(ER^{\tau})$، $\beta^{\theta}(FR^{\tau})$، $\beta^{\theta}(PR^{\tau})$، $\beta'^{\theta}(ER^{\tau})$، $\beta'^{\theta}(FR^{\tau})$ و $\beta'^{\theta}(PR^{\tau})$ در رابطه ۲ توابعی از θ و τ هستند. بدین ترتیب، مطابق رابطه (۳)، شکل اصلاح شده رابطه (۳) به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\begin{aligned}\beta^{\theta}(ER_t) &= \beta_0^{\theta}(\theta,\tau) + \beta_1^{\theta}(\theta,\tau)(ER_t - ER^{\tau}) \\ \beta^{\theta}(FR_t) &= \beta_0^{\theta}(\theta,\tau) + \beta_1^{\theta}(\theta,\tau)(FR_t - FR^{\tau}) \\ \beta^{\theta}(PR_t) &= \beta_0^{\theta}(\theta,\tau) + \beta_1^{\theta}(\theta,\tau)(PR_t - PR^{\tau})\end{aligned} \qquad (۳)$$

حال با جایگزینی رابطه (۳) در رابطه (۱)، رابطه (۴) برای رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل بدین‌صورت به دست می‌آید:

$$\begin{aligned}Co_2 &= \beta_0(\theta,\tau) + \beta_1(\theta,\tau)(ER_t - ER^{\tau})/* + \varepsilon_t^{\theta} \\ Co_2 &= \beta_0(\theta,\tau) + \beta_1(\theta,\tau)(FR_t - FR^{\tau})/* + \varepsilon_t^{\theta} \\ Co_2 &= \beta_0(\theta,\tau) + \beta_1(\theta,\tau)(PR_t - PR^{\tau})/* + \varepsilon_t^{\theta}\end{aligned} \qquad (۴)$$

رابطه (۴)، شکل عملکردی تکنیک QQR را نشان می‌دهد. قسمت (*) کوانتایل مشروط Q را نشان می‌دهد. β_0 و β_1 پارامترهایی هستند که به‌صورت مضاعف در θ و τ نمایه می‌شوند و ارتباط کمّی بین ER، FR، PR و CO_2 را تعریف می‌کنند. مقادیر β_0 و β_1 ممکن است بسته به مقادیر چندک متغیرهای وابسته و مستقل متفاوت باشند (Yu, et al., 2022).

بدین ترتیب، به‌منظور بررسی نحوه اثرگذاری ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی بر سرانه انتشار کربن بر اساس ادبیات نظری مدل اقتصادسنجی به‌قرار رابطه (۵) تصریح شده است:

$$Co_{2t} = F(ER_t, FR_t, PR_t, \varepsilon_t) \qquad (۵)$$

در رابطه (۵)، CO_2 معرف سرانه انتشار کربن، ER معرف ریسک اقتصادی، FR معرف ریسک مالی، PR معرف ریسک سیاسی و ε جزء خطای مدل است. در جدول (۱) به تعریف متغیرهای مورداستفاده و نیز منبع هر کدام پرداخته شده است.

بر اساس جدول (۱) تشریح متغیرهای مورداستفاده در پژوهش حاضر به‌قرار ذیل است:

- **ریسک اقتصادی:** در مورد ارتباط بین انتشار کربن و ریسک اقتصادی اتفاق نظر وجود ندارد. برخی از مطالعات نشان داده‌اند که ریسک‌های اقتصادی به طور کلی منجر به کاهش فعالیت‌های اقتصادی متعارف و مصرف انرژی و درنتیجه کاهش انتشار کربن می‌شود (Siddiqi, 2000). در مقابل، برخی این نکته را نشان می‌دهند که عدم قطعیت سیاست اقتصادی همبستگی مثبتی با انتشار کربن دارد (Khan, et al., 2022)، زیرا دولت‌ها در این شرایط، انگیزه‌هایی برای تضعیف اجرای مقررات زیست‌محیطی دارند که ممکن است بر محیط‌زیست تأثیر منفی بگذارد (Lekakis & Kousis, 2013). از سوی دیگر، یک محیط اقتصادی باثبات می‌تواند سرمایه‌گذاری و تولید را تحریک کند و منجر به استفاده بیشتر از انرژی (یا سایر مواد آلاینده) و انتشار CO_2 شود. همچنین می‌تواند پیشرفت تکنولوژیکی را ارتقا دهد و تقاضای مردم برای کیفیت محیطی بالاتر را افزایش دهد که به کاهش انتشار کربن کمک می‌کند (Sulemana, et al., 2017).
- **ریسک مالی:** برای کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای، هزینه زیادی باید صرف فناوری‌ها و زیرساخت‌های کم‌کربن شود؛ بنابراین، بخش مالی باید درگیر باشد تا بتواند هزینه موردنیاز این سرمایه‌گذاری‌ها را تأمین کند (Hassan, et al., 2021)؛ از سوی دیگر، با در نظرگرفتن جنبه ریسک مالی، استحکام تنظیمات مالی می‌تواند باعث گسترش اقتصادی شود که به نوبه خود، تأثیر تکنولوژیکی و متناسبی بر مصرف انرژی و تخریب محیط‌زیست ناشی از آن دارد (Ahmed, et al., 2022). در مورد ارتباط بین آسیب‌های زیست‌محیطی و ریسک مالی، بین یافته‌های مطالعات اتفاق نظر وجود ندارد. به‌طور مثال، ژانگ و چیو (۲۰۲۰) به بررسی اثرات غیرخطی ریسک‌های جامع کشورها بر انتشار CO_2 می‌پردازند و نشان می‌دهند ریسک مالی می‌تواند تأثیر مثبت بر انتشار CO_2 داشته باشد که مطابق با یافته‌های عباسی و ریاض (۲۰۱۶)، بالسیلار و همکاران (۲۰۱۸) و زیدی و همکاران (۲۰۱۹) می‌باشد. درمقابل، با استفاده از رویکرد ARDL، ژائو و همکاران (۲۰۲۱) مطالعه‌ای را انجام دادند که نشان می‌دهد سطوح بالای ریسک مالی، سرمایه‌گذاران را دلسرد می‌کند و منجر به کاهش CO_2 به دلیل کاهش

جدول ۱. متغیرهای مورداستفاده در مدل معرفی شده

متغیر	نام اختصاری	نوع	انتظار از رابطه	منبع	توضیح
سرانه انتشار کربن	LCO_2	متغیر وابسته		بانک جهانی*	انتشار دی‌اکسیدکربن که عمدتاً محصول جانبی تولید و حاصل استفاده از انرژی است، بیشترین سهم گازهای گلخانه‌ای را به خود اختصاص می‌دهد. انتشار دی‌اکسیدکربن انسانی عمدتاً ناشی از احتراق سوخت‌های فسیلی است. سرانه انتشار نشان‌دهنده انتشار گازهای گلخانه‌ای یک فرد در یک کشور یا منطقه است و از مجموع گازهای گلخانه‌ای تقسیم بر جمعیت به‌دست می‌آیند. در جریان مطالعه حاضر از متغیر سرانه انتشار کربن لگاریتم‌گیری شده است؛ زیرا لگاریتم‌گیری موجب کاهش چولگی مثبت داده‌ها می‌شود، اثر داده‌های پرت را کم می‌کند و به برقراری فروض کلاسیک کمک می‌کند.
ریسک اقتصادی	ER	متغیر مستقل	+/−	راهنمای خطر بین المللی کشور**	ریسک اقتصادی به پتانسیل تغییرات نامطلوب در شرایط اقتصادی اشاره دارد که می‌تواند بر مشاغل، صنایع و اقتصاد تأثیر منفی بگذارد.
ریسک مالی	FR	متغیر مستقل	+/−	راهنمای خطر بین‌المللی کشور	ریسک مالی نوعی ریسک است که از یک رویداد ناشی می‌شود و تأثیر نامطلوبی بر وضعیت مالی افراد دارد. ریسک مالی امکان ازدست‌دادن پول در یک سرمایه‌گذاری است. برخی از ریسک‌های مالی متداول‌تر شامل ریسک اعتباری، ریسک نقدینگی و ریسک عملیاتی است.
ریسک سیاسی	PR	متغیر مستقل	+/−	راهنمای خطر بین‌المللی کشور	ریسک سیاسی ریسکی است که بر بازده سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد. این مهم می‌تواند ناشی از تغییر در دولت، نهادهای قانون‌گذاری یا کنترل نظامی باشد. ریسک سیاسی به‌عنوان ریسک ژئوپلیتیک نیز شناخته می‌شود.

*World bank
** The International Country Risk Guide (ICRG)

مصرف انرژی می‌شود. علاوه بر این، تحقیقات انجام شده توسط آدبایو و همکاران (۲۰۲۳) برای کشورهای منتخب ماینت[1] با یافته‌های ژائو و همکاران (۲۰۲۱) همسو می‌باشد.

- **ریسک سیاسی:** ریسک‌های سیاسی با استفاده از دوازده متغیر نهادی ارزیابی می‌شوند (Kirikkaleli, D. & Adebayo, T.S., 2023). ارتباط بین ریسک سیاسی و کیفیت محیطی، قوی است و درواقع می‌تواند پیچیده باشد (Vu & Huang, 2020). به‌طور مثال، نهادهای سیاسی ممکن است میزان تخریب محیط‌زیست را از طریق طراحی و اجرای سیاست‌های مناسب محدود کنند. بااین‌حال، ممکن است به عنوان جبران حمایت‌های سیاسی و اقتصادی گذشته با آلاینده‌ها سازش کنند (Helland & Whitford, 2003). اگرچه از دولت‌ها انتظار می‌رود اطمینان حاصل‌کنند کشورهایشان در مسیر تولید باقی می‌ماند که تعادلی بین دستاوردهای اقتصادی و تخریب محیط‌زیست ایجاد می‌کند، اما این امر اغلب در مواجهه با رفتار رانت‌جویانه دشوار است. همانطور که بیسواس و همکاران[2] (۲۰۱۲) و سکرافی و سغایر[3] (۲۰۱۸) بیان کرده‌اند، فساد یا عدم شفافیت، توانایی نهادهای عمومی را برای ارائه مؤثر نظارت و کنترل لازم برای تضمین حفاظت از محیط‌زیست محدود می‌کند. این می‌تواند بحث‌های نابسامان را در مورد رابطه خطر سیاسی- انتشار CO_2 ایجاد کند. ازاین‌رو، بررسی این تعامل برای سیاست‌گذاران ضروری است تا به تأثیر ریسک سیاسی بر تخریب محیط‌زیست، بویژه برای کشور ایران، توجه کنند؛ زیرا ریسک سیاسی دارای اثرات اقتصادی و اجتماعی است که بر تخریب محیط‌زیست تأثیر می‌گذارد. در این راستا، برخی از مطالعات اخیر نشان داده‌اند که محیط‌های سیاسی بهتر منجر به کاهش قابل توجه آلودگی محیط‌زیست می‌شوند (Zhang & Chiu, 2020 ؛Wand, et al., 2020 ؛Su, et al., 2021)، زیرا انتظار می‌رود ثبات سیاسی سطح ثروت را افزایش دهدکه به نوبه خود آگاهی مردم از انتشارات محیطی و تغییرات آب‌وهوایی را افزایش می‌دهد. این سناریو اغلب فشارهای سیاسی بر سیاستگذاران را برای دستیابی به یک محیط پایدار افزایش می‌دهد (Su, et al., 2021). بنابراین، کاهش ریسک سیاسی در یک کشور می‌تواند انتشار کربن را کاهش دهد، به این معنی که ریسک سیاسی احتمالاً عاملی حیاتی در بدتر شدن اکوسیستم‌ها و محیط‌زیست است. بااین‌حال، مطالعاتی مانند وو و هوانگ (۲۰۲۰) با این موضع مخالف هستند. همچنین پرسل (۲۰۱۹)

1. Mint Refers to Four Countries: Mexico, Indonesia, Negeria, and Turkey
2. Biswas, AK., et al.
3. Sekrafi, H. & Sghaier, A.

نشان می‌دهد که ناآرامی‌های سیاسی می‌تواند توانایی دولت را برای اجرای طرح‌های کاهش آلودگی مختل کند؛ زیرا رژیم‌های ناپایدار، اغلب تحت‌تأثیر سازمان‌های لابی یا فشارهای بین‌المللی قرار می‌گیرند که آنها را از وضع قوانین زیست‌محیطی یا پذیرش فناوری‌های پاک باز می‌دارد و درنتیجه انتشار کربن افزایش می‌یابد.

٤. تجزیه‌وتحلیل داده‌ها

به‌منظور بررسی ارتباط بین ریسک‌های اقتصادی، مالی، سیاسی با سرانه انتشار کربن در کشور ایران در بازه زمانی سالانه ۱۹۹۰ الی ۲۰۱۸ به بررسی آزمون توصیفی، بررسی مانایی متغیرها، بررسی توزیع نرمال متغیر وابسته و در انتها به تخمین مدل کوانتایل بر کوانتایل پرداخته شده است. نتایج به‌دست‌آمده در ادامه و به تفکیک توضیح داده شده است.

٤-١. نتایج آمار توصیفی و آزمون مانایی

بر اساس اطلاعات موجود در جدول (۲)، میانگین تمامی متغیرها از انحراف استاندارد آنها بیشتر است. این نشان می‌دهد که متغیرها دارای پراکندگی محدودی هستند. همچنین به دلیل در نظرگرفتن تنها یک کشور در پژوهش حاضر، تصمیم گرفته شد که نمودار مربوط به هر یک از متغیرها در این گزارش قرار نگیرد و تنها به گزارش آمار توصیفی آنها پرداخته شود.

جدول ۲. نتایج آمار توصیفی

نام متغیر	میانگین	میانه	بیشترین	کمترین	انحراف استاندارد
LCO_2	۰/۷۵۹	۰/۷۸۱	۰/۸۷۹	۰/۵۵۱	۰/۱۰۸
ER	۳۲/۷۱۱	۳٤/۳۷٥	۳۹/۷۹۲	۱۲/٤۱۷	٥/۷۱٤
FR	۳۹/۲٦٥	۳۹/۷۹۲	٤۸/۲۰۸	۱٥/۷٥۰	۸/۰۳۸
PR	٥۷/۱۷۸	٥۸/۸۳۳	٦۷/۹۱۷	۱۹/٦۲٥	۹/۳٦٦

ماخذ: یافته‌های پژوهش (خروجی نرم‌افزار Eviews, 12)

همچنین یکی از آزمون‌های مهم در مدل‌سازی اقتصادسنجی، بررسی مانایی (آزمون ریشه واحد) است. بدین ترتیب، در این بخش از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته[1] استفاده شده است. در جدول (۳) آزمون دیکی فولر برای متغیرهای مورد سنجش به تفکیک

1. Augmented Dicky Fuller (ADF)

درج شده است و برای مانایی برخی متغیرها بایستی تفاضل مرتبه اول گرفته می‌شد که این عملیات اجرا و ارزش احتمال و مقدار آماره T درج شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون مانایی

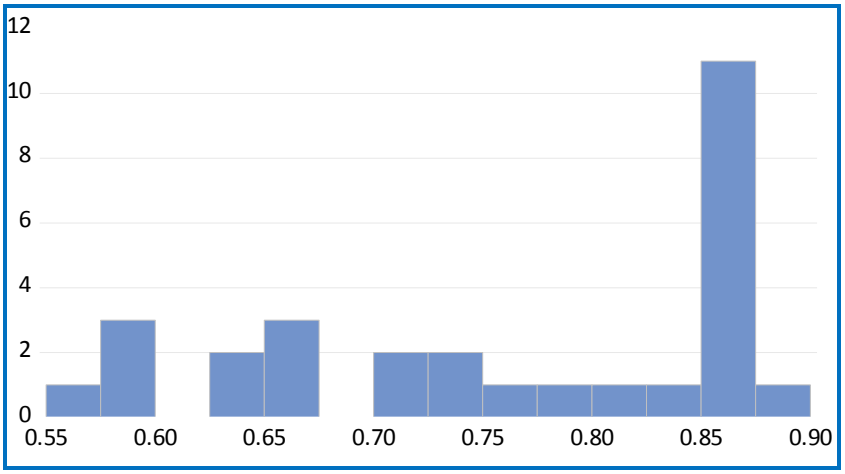
نام متغیر	مقدار آماره T قبل از تفاضل	ارزش احتمال قبل از تفاضل	مقدار آماره T بعد از تفاضل	ارزش احتمال بعد از تفاضل	درجه مانایی
LCO_2	- ۰/۳۶۰	۰/۹۸٤	- ٤/۳۸۲	۰/۰۰۱	I (1)
ER	- ۲/۳۱۸	۰/٤۱۱	- ٤/٥۱۸	۰/۰۰۷	I (1)
FR	- ۱/۸۲۳	۰/٦٦٦	- ٤/٤٤۰	۰/۰۰۸	I (1)
PR	- ۲/۷٥۷	۰/۸۰٦	- ٥/۳۸۳	۰/۰۱۲	I (1)

ماخذ: یافته‌های پژوهش (خروجی نرم‌افزار Eviews, 12)

در پژوهش حاضر از آماره آزمون جارک - برا[1] برای بررسی نرمال بودن متغیر وابسته (سرانه انتشار کربن) استفاده شده است. نتایج مبین آن است که متغیر سرانه انتشار کربن دارای توزیع نامتقارن است. توزیع نامتقارن متغیر وابسته منجر به انتخاب استراتژی ناپارامتریک برای بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرها می‌شود (Kong, et al., 2023؛ Tang, et al., 2022). بدین ترتیب، برای برآورد مدل، بهتر است از تکنیک رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل استفاده شود؛ زیرا این روش زمانی که توزیع متغیر وابسته نرمال نبوده؛ می‌تواند نتایج قابل‌اطمینان‌تری ارائه دهد؛ زیرا نسبت به موارد پَرت و غیرعادی در داده‌های واقعی کارآمد است و به عنوان یک روش رگرسیون خطی محلی ناپارامتریک، می‌تواند توزیع شرطی را منعکس کند و جهش‌های ساختاری بالقوه را آشکار سازد (نمودار (۳)).

1. Jarque-Bera

نمودار ۳. روند توزیع نرمال متغیر وابسته (سرانه انتشار کربن)



ماخذ: یافته‌های پژوهش (خروجی نرم‌افزار Eviews, 12)

حال که نتایج آزمون‌های توصیفی (آزمون‌های پیش از تخمین) به‌درستی تأیید و درج گشته است؛ در این بخش به تخمین مدل رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل در سه مدل مجزا پرداخته شده است:

مدل اول. سرانه انتشار کربن و ریسک اقتصادی،

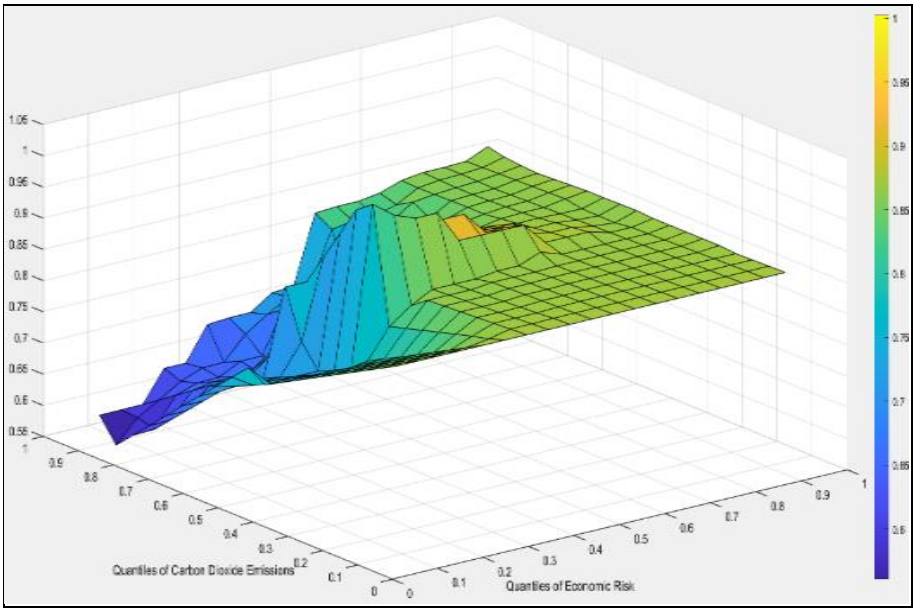
مدل دوم. سرانه انتشار کربن و ریسک مالی،

مدل سوم. سرانه انتشار کربن و ریسک سیاسی.

نتایج مدل اول در نمودار (۴) نشان داده شده است. این نتایج را می‌توان چنین تفسیر نمود: متغیر ریسک اقتصادی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر مثبت بر سرانه انتشار کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته و این ارتباط مثبت در کوانتایل‌های (۰/۳ تا ۰/۹۵) متغیر ریسک اقتصادی و کوانتایل‌های (۰/۰۵ تا ۰/۴۵) سرانه انتشار کربن نسبتاً قوی‌تر بوده است. بدین‌ترتیب، عدم قطعیت سیاست اقتصادی، همبستگی مثبتی با انتشار کربن دارد (Khan, et al., 2022) زیرا دولت‌ها در این شرایط، انگیزه‌هایی برای تضعیف اجرای مقررات زیست محیطی دارند که ممکن است بر محیط زیست تأثیر منفی بگذارد (Lekakis & Kousis, 2013). بنابراین، یک محیط اقتصادی باثبات می‌تواند پیشرفت

تکنولوژیکی را ارتقا و تقاضای مردم برای کیفیت محیطی بالاتر را افزایش دهد که به کاهش انتشار CO_2 کمک می‌کند (Sulemana, et al., 2017).

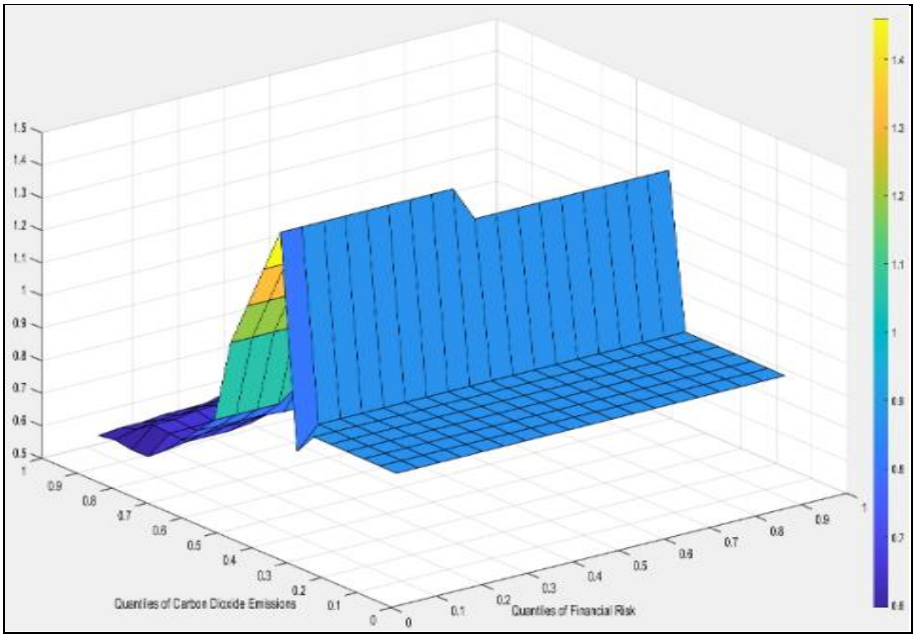
نمودار ٤. نتایج رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل (سرانه انتشار کربن و ریسک اقتصادی)



ماخذ: یافته‌های پژوهش (خروجی نرم‌افزار Matlab, 2022)

نتایج حاصل از تخمین مدل دوم مطابق نمودار (۵) به‌دست‌آمده است. این نتایج را می‌توان چنین تفسیر نمود: متغیر ریسک مالی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر مثبت بر سرانه انتشار کربن در تمام‌کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته و این ارتباط مثبت در کوانتایل‌های (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) متغیر ریسک مالی و کوانتایل‌های (۰/۴ تا ۰/۵۵) سرانه انتشار کربن قوی‌تر بوده است. بنابراین، ریسک مالی می‌تواند تأثیر مثبت بر انتشار CO_2 داشته باشد که مطابق با یافته‌های ژانگ و چیو (۲۰۲۰)، عباسی و ریاض (۲۰۱۶)، بالسیلار و همکاران (۲۰۱۸) و زیدی و همکاران (۲۰۱۹) می‌باشد. بدین ترتیب، نتایج، وجود محیط مالی باثبات را تشویق می‌کند؛ زیرا برای کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای، هزینه زیادی باید صرف فناوری‌ها و زیرساخت‌های کم‌کربن شود؛ درنتیجه، بخش مالی باید درگیر باشد تا بتواند هزینه موردنیاز این سرمایه‌گذاری‌ها را تأمین کند (Hassan, et al., 2021).

نمودار ۵. نتایج رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل (سرانه انتشار کربن و ریسک مالی)

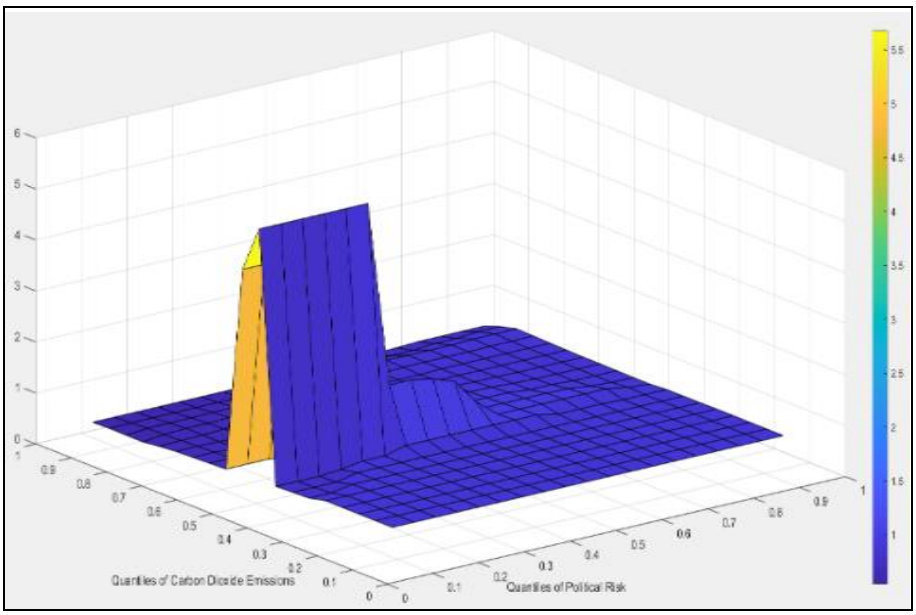


ماخذ: یافته‌های پژوهش (خروجی نرم‌افزار Matlab, 2022)

نتایج حاصل از تخمین مدل سوم مطابق نمودار (۶) به‌دست‌آمده است. این نتایج را می‌توان چنین تفسیر نمود: متغیر ریسک سیاسی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) بر سرانه انتشار کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر مثبت داشته است و این ارتباط مثبت درکوانتایل‌های (۰/۰۵ تا ۰/۳۵) متغیر ریسک سیاسی وکوانتایل‌های (۰/۴۵ تا ۰/۵۵) سرانه انتشار کربن قوی‌تر بوده است. بنابراین، ناآرامی‌های سیاسی می‌تواند توانایی دولت را برای اجرای طرح‌های کاهش آلودگی مختل کند؛ زیرا رژیم‌های ناپایدار، اغلب تحت‌تأثیر سازمان‌های لابی یا فشارهای بین‌المللی قرار می‌گیرندکه آنها را از وضع قوانین زیست‌محیطی یا پذیرش فناوری‌های پاک باز می‌دارد و لذا انتشار کربن افزایش می‌یابد (Purcel, 2019). بدین ترتیب، نتایج، وجود محیط سیاسی باثبات را تشویق می‌کند؛ زیرا، محیط‌های سیاسی بهتر منجر به کاهش قابل توجهی در آلودگی محیط‌زیست می‌شوند (Su, et al., 2021؛ Wand, et al., 2020؛ Zhang & Chiu, 2020)، زیرا انتظار می‌رود ثبات سیاسی سطح ثروت را افزایش دهدکه به نوبه خود، آگاهی مردم از انتشارات محیطی و تغییرات

آب‌وهوایی را افزایش می‌دهد. این سناریو اغلب فشارهای سیاسی بر سیاست‌گذاران را برای دستیابی به یک محیط پایدار افزایش می‌دهد (Su, et al., 2021). بنابراین، کاهش ریسک سیاسی در یک کشور می‌تواند انتشار کربن را کاهش دهد، به این معنی که ریسک سیاسی احتمالاً عاملی حیاتی در بدتر شدن اکوسیستم‌ها و محیط‌زیست است.

نمودار ٦. نتایج رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل (سرانه انتشار کربن و ریسک سیاسی)



ماخذ: یافته‌های پژوهش (خروجی نرم‌افزار Matlab, 2022)

۵. بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر به دنبال بررسی جامعی از نقش ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی در کاهش سرانه انتشار کربن است. ازاین‌رو، با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی تازه و جدید رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل (QQR)، رابطه آماری بین متغیرهای ریسک اقتصادی، مالی و سیاسی بر سرانه انتشار کربن بررسی شده است، زیرا رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل اطلاعات غنی‌تری را در مقایسه با روش‌های تخمین معمول ارائه می‌دهد. رگرسیون QQR می‌تواند در یک محیط نامتقارن عملکرد خوبی داشته باشد و یک رابطه جامع بین چندک‌های پایین و بالای سری داده‌ها را مورد بررسی قرار می‌دهد. بدین ترتیب، رگرسیون QQR

در مقایسه با سایر روش‌های مرسوم، تصویری واقعی‌تر از تحلیل‌های مبتنی بر داده‌های سری زمانی ارائه می‌دهد (Yu, et al., 2022). همچنین روش‌های دیگر اقتصادسنجی ممکن است به توزیع‌های خاص محدود شده باشند و برای مدل‌سازی به فرضیات خاصی نیاز داشته باشند که در بسیاری از موارد دقت مدل را کاهش می‌دهد. به طور مثال، روش‌های پارامتریک ممکن است به فرضیاتی مانند توزیع نرمال اتکا کنند که ممکن است با واقعیت داده‌ها همخوانی نداشته باشد. بنابراین، رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل (QQR) به عنوان یک روش آماری و مبتنی بر توزیع‌های تجربی، دقت بیشتری نسبت به روش‌های دیگر ارائه می‌دهد. همچنین امکان مقایسه بین چندک‌های پیش‌بینی‌کننده و متغیر مورد نظر را فراهم می‌آورد و درنتیجه توانایی پیش‌بینی قوی‌تری به دلیل افزایش در نظر گرفتن تنوع بین دو مؤلفه ایجاد می‌کند (Shahzad, et al., 2017). بر این اساس، این روش پیشرفته برای تجزیه و تحلیل ارتباط بین سری‌های اقتصاد کلان خارج از میانگین داده‌ها بسیار توصیه می‌شود. ازاین‌رو، برای بررسی نقش بین چندک‌های سری توضیحی در چندک‌های متنوع سری توضیح‌داده‌شده، رگرسیون چندک استاندارد با رگرسیون خطی ترکیب می‌شود. این امر، دقت نتایج تجربی را افزایش می‌دهد و مبنایی برای درک رابطه پنهان در میان مجموعه‌های تحت بررسی فراهم می‌کند. همچنین امکان ارزیابی تأثیر چندک‌های یک متغیر بر متغیر دیگر را نیز فراهم می‌کند. علاوه بر این، به تحلیلگران اجازه می‌دهد تا با حداقل خطا پیش‌بینی کنند. همچنین این روش نسبت به موارد پَرت و غیرعادی در داده‌های واقعی کارآمد است و به عنوان یک روش رگرسیون خطی محلی ناپارامتریک، می‌تواند توزیع شرطی را منعکس کند و جهش‌های ساختاری بالقوه را آشکار کند. همچنین هر چندک (کوانتایل) نشان‌دهنده یک بازه از توزیع متغیر مستقل و یا وابسته است. بدین ترتیب، با رویکرد مدل‌سازی کوانتایل بر کوانتایل می‌توان درک کرد که تأثیرات تفاوت‌های متغیرها در بازه‌های مختلف توزیع آنها چگونه است.

نتایج حاصل از مدل‌سازی کوانتایل بر کوانتایل نشان‌دهنده آن است که متغیر ریسک اقتصادی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر مثبت بر سرانه انتشار کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است و این ارتباط مثبت در کوانتایل‌های (۰/۳ تا ۰/۹۵) متغیر ریسک اقتصادی و کوانتایل‌های (۰/۰۵ تا ۰/۴۵) سرانه انتشار کربن نسبتاً قوی‌تر بوده است. متغیر

ریسک مالی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر مثبت بر سرانه انتشار کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است و این ارتباط مثبت در کوانتایل‌های (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) متغیر ریسک مالی و کوانتایل‌های (۰/۴ تا ۰/۵۵) سرانه انتشار کربن قوی‌تر بوده است. همچنین متغیر ریسک سیاسی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر مثبت بر سرانه انتشار کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است و این ارتباط مثبت در کوانتایل‌های (۰/۰۵ تا ۰/۳۵) متغیر ریسک سیاسی و کوانتایل‌های (۰/۴۵ تا ۰/۵۵) سرانه انتشار کربن قوی‌تر بوده است. این نشان می‌دهد که ریسک‌های ذکرشده در سطوح پایین و متوسط سرانه انتشار کربن برای محیط‌زیست مضر می‌باشند. بدین ترتیب، اثر مثبت ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی بر سرانه انتشار کربن در کوانتایل‌های پایین و متوسط نشان می‌دهد که ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی به تخریب محیط‌زیست در ایران منجر می‌شوند. با توجه به اینکه ریسک‌های ذکرشده عمدتاً در میان افراد با درآمد متوسط ایجاد می‌شود که می‌توانند از منابع انرژی تجدیدناپذیر (چه برای مصرف و چه برای فعالیت‌های تولیدی) استفاده کنند، بنابراین نتایج ذکرشده انتظار می‌رود. همچنین در کوانتایل‌های بالاتر سرانه انتشار کربن، ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی برای محیط‌زیست آنچنان نگران‌کننده نیستند، زیرا مردم در این سطح به سختی منابع انرژی را مصرف می‌کنند که به تخریب محیط‌زیست کمک می‌کند (Adebayo, et al., 2023). بدین ترتیب، نتایج به‌دست‌آمده در این پژوهش، مطابق با مطالعات خان و همکاران (۲۰۲۲)، لکاکیس و کوسیس (۲۰۱۳)، ژانگ و چیو (۲۰۲۰)، عباسی و ریاض (۲۰۱۶)، بالسیلار و همکاران (۲۰۱۸)، زیدی و همکاران (۲۰۱۹) و پرسل (۲۰۱۹)، می‌باشد. بنابراین، لزوم توجه به ثبات اقتصادی، مالی و سیاسی در کشور ایران برای بهبود کیفیت محیط‌زیست و کاهش سرانه انتشار کربن از اهمیت بالایی برخوردار بوده است.

بدین ترتیب، این مطالعه به طور خاص برای دولت و سیاست‌گذاران در کشور ایران برای چشم‌انداز و پویایی کشور در طراحی سیاست‌های اقتصادی، مالی و سیاسی در مورد امکان عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی، مالی و سیاسی و کاهش انتشار CO_2 اهمیت زیادی دارد. با درک این موضوع که ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی به طور قابل توجهی بر پیشرفت کیفیت زیست محیطی، اقدامات آب و هوایی و رشد پایدار تأثیر می‌گذارند، تدوین

استراتژی‌های مناسب برای افزایش مسئولیت‌پذیری نهادهای اقتصادی، مالی و سیاسی ضروری است. این به نوبه خود، فساد را کاهش می‌دهد و حاکمیت استراتژی‌های زیست‌محیطی را تقویت می‌کند. بنابراین، دولت ایران باید تلاش کند تا توسعه اقتصادی را تشویق و در عین حال ثبات در محیط اقتصادی را تضمین کند و در نهایت سطحی از ریسک را انجام دهد که در آن CO_2 کاهش یابد. همزمان با ارتقا ثبات اقتصادی، مالی و سیاسی؛ دولت باید سرمایه‌گذاری در فناوری‌های پایدار را برای افزایش بهره‌وری انرژی تقویت کند. علاوه بر این، باید افراد را برای صرفه‌جویی در انرژی تشویق کند، اما پیشنهاد می‌شود که دولت یا تصمیم‌گیرندگان در کشور ایران سیاست‌هایی را برای کاهش مصرف انرژی و افزایش سطح منابع انرژی پاک اعمال کنند که منجر به افزایش رفاه شود، اما قبل از اجرای هرگونه اقدامات زیست‌محیطی، برای دولت ایران ضروری است که تأثیر ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی را بر رابطه متقابل بین CO_2 و عوامل تعیین‌کننده آن ارزیابی کند. متعاقباً، دولت می‌تواند تصمیمات آگاهانه اتخاذ کند و پیامدهای نامطلوب احتمالی را کاهش دهد. سایر پیشنهادهای سیاستی پژوهش حاضر را نیز می‌توان این‌گونه ابراز داشت:

تنظیم سیاست‌های اقتصادی پایدار: دولت می‌تواند سیاست‌هایی را اجرا کند که به کاهش ریسک‌های اقتصادی کمک کنند؛ مانند تشویق به سرمایه‌گذاری در بخش‌های سبز و توسعه صنایع پایدار.

توسعه سیاست‌های مالی پایدار: دولت‌ها و نهادهای مالی می‌توانند سیاست‌هایی را اجرا کنند که به کاهش ریسک‌های مالی و تشویق به سرمایه‌گذاری پایدار کمک کند؛ مانند تشویق به استفاده از مکانیزم‌های مالی سبز و اعتبار سبز.

تقویت سیستم سیاسی پایدار: اصلاحات سیاسی و تقویت نظام حکمرانی می‌تواند ریسک‌های سیاسی را کاهش دهد که برای استقرار سیاست‌های محیط‌زیستی مؤثرتر و پایدارتر، اصلاحات سازمانی و تقویت نهادهای نظارتی ضروری هستند.

شایان‌ذکر است که یکی از محدودیت‌های پژوهش حاضر دسترسی به داده‌های بِروز است؛ بدین ترتیب پیشنهاد می‌گردد تا مطالعات آتی در صورت امکان با تهیه داده‌های مربوط از درگاه‌های بین‌المللی به تعمیم نتایج این مطالعه به سال‌های اخیر مبادرت ورزند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Seyyed Mohammad Ghaem Zabihi https://orcid.org/0000-0001-6677-3418
Fatemeh Akbari https://orcid.org/0009-0007-1142-4924
Narges Salehnia https://orcid.org/0000-0002-7505-5335

منابع

اسلاملوییان، کریم، مهرعلیان، سارا. (۱۳۹۴). تأثیر نااطمینانی مالی بر سیاست پولی، تورم و تولید در ایران: یک الگوی مربع- خطی- جهشی مارکف. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۰(۶۵)، ۱-۳۶.

سنجری کنارصندل، نرگس، الیاس پور، بهنام، بابکی، روح اله. (۱۴۰۱).تأثیر نامتقارن نااطمینانی سیاست اقتصادی و قیمت نفت بر انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۲۲ (۴) ،۲۳۳-۲۶۰.

علی صوفی، علی، حسینی، سید مهدی، دادرس مقدم، امیر. (۱۴۰۲). تأثیر نااطمینانی سیاست اقتصادی بر انتشار دی‌اکسیدکربن در خاورمیانه. *بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۱۰(۱)، ۱۷۹-۲۰۱.
https://doi.org/10.30465/ce.2022.39870.1747

مظفری شمسی، هاجر، قبادی، سارا. (۱۳۹۸). ارزیابی تأثیر عوامل سیاسی و اقتصادی بر فساد مالی، رشد اقتصادی و اندازه دولت در کشورهای منتخب تولیدکننده نفت: رویکرد داده‌های تابلویی سیستمی مبتنی‌بر گشتاورهای تعمیم‌یافته. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۴(۷۹)، ۱۷۷-۲۰۷.
https://doi.org/10.22054/ijer.2019.10891

References

Abbasi F, Riaz K., (2016). Co2 emissions and financial development in an emerging economy: an augmented VAR approach. *Energy Policy, 90:102–114*.
https://doi.org/10.1016/j.enpol.2015.12.017

Adams S, Adedoyin F, Olaniran E, Bekun FV., (2020). Energy consumption, economic policy uncertainty and carbon emissions; causality evidence from resource rich economies. *Economic Anal Polic, 68,179–190*.

Adebayo, T. S., Akadiri, S. S., Riti, J. S., & Tony Odu, A. (2023). Interaction among geopolitical risk, trade openness, economic growth, carbon emissions and Its implication on climate change in india. *Energy & Environment, 34(5), 1305-1326*.
https://doi.org/10.1177/0958305X221083236

Adebayo, T.S., Kartal, M.T., Aˇ ga, M., Al-Faryan, M.A.S., (2023). Role of country risks and renewable energy consumption on environmental quality: evidence from MINT countries. *J. Environ. Manag. 327, 116884.*
https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2022.116884

Adom PK, Kwakwa PA, Amankwaa A., (2018). The long-run effects of economic, demographic, and political indices on actual and potential CO2 emissions. *J Environ Manage, 218,516–526.*
https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2018.04. 090

Ahmad, M., Ahmed, Z., Gavurova, B., Ol´ah, J., (2022). Financial risk, renewable energy technology budgets, and environmental sustainability: is going green possible? *Front. Environ. Sci.10*. 909190.
https://www.frontiersin.org/articles/10.3389/fenvs.2022.909190

Ahmed, Z., Ahmad, M., Alvarado, R., Sinha, A., Shah, M. I., & Abbas, S., (2022). Towards environmental sustainability: Do financial risk and external conflicts matter? *Journal of Cleaner Production, 371, 133721*.
https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2022.133721

Akadiri, S. S., & Adebayo, T. S. (2022). The criticality of financial risk to environment sustainability in top carbon emitting countries. *Environ Sci Pollut Res 29, 84226–84242*.
https://doi.org/10.1007/s11356-022-21687-9

Akadiri, S.S., Rjoub, H., Adebayo, T.S., Oladipupo, S.D., Sharif, A., Adeshola, I., (2021). The role of economic complexity in the environmental Kuznets curve of MINT economies: evidence from method of moments quantile regression. *Environ. Sci. Pollut. Control Ser, 1 (5), 468–479.*

Ali, S., Dogan, E., Chen, F., Khan, Z., (2020). International Trade and Environmental Performance in Top Ten-emitters Countries: the Role of Eco-innovation and Renewable Energy Consumption. *Sustainable Development*, *2(29), 378-387*. https://doi.org/10.1002/sd.2153

Alisoofi, A., Hosseini, S. M., & Dadras Moghadam, A. (2023). Impact of economic policy uncertainty on CO2 emissions: evidence from Middle East countries. *Journal of Iranian Economic Issues*, *10(1), 179-201*. [In Persian] https://doi.org/10.30465/ce.2022.39870.1747

Al-Mulali, U., & Ozturk, I. (2015). The effect of energy consumption, urbanization, trade openness, industrial output, and the political stability on the environmental degradation in the MENA (Middle East and North African) region. Energy, 84, 382-389. https://doi.org/10.1016/j.energy.2015.03.004

Balsalobre-Lorente, D., Shahbaz, M., Roubaud, D., Farhani, S., (2018). How economic growth, renewable electricity and natural resources contribute to CO2 emissions? *Energy Pol*, *113, 356–367*.

Biswas AK, Farzanegan MR, Thum M (2012). Pollution, shadow economy and corruption: theory and evidence. *Ecol Econ 75(C),114–125*. https://doi.org/10.1016/j.ecole con.2012.01.007

Blattman, C. & Miguel, E., (2010). Civil War. *J Econ Lit*, *48(1), 3–57*.

Boutabba, M. A. (2014). The impact of financial development, income, energy and trade on carbon emissions: evidence from the Indian economy. *Economic Modelling*, *40, 33-41*. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.03.005

Bowen, A., & Stern, N. (2010). Environmental policy and the economic downturn. *Oxford Review of Economic Policy*, *26(2), 137-163*. https://doi.org/10.1093/oxrep/grq007

Capasso, G., Gianfrate, G., & Spinelli, M. (2020). Climate change and credit risk. *Journal of Cleaner Production*, *266, 121634*. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.121634

Chaudhry, S. M., Ahmed, R., Shafiullah, M., & Huynh, T. L. D. (2020). The impact of carbon emissions on country risk: Evidence from the G7 economies. *Journal of environmental management*, *265, 110533*. https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2020.110533

Cleveland, W.S., (1979). Robust locally weighted regression and smoothing scatterplots. *J. Am. Stat. Assoc*. *74, 829–836*.

Danish, Baloch, M.A., Mahmood, N., Zhang, J.W., (2019). Effect of natural resources, renewable energy and economic development on CO2 emissions in BRICS countries. Sci. *Total Environ, 678, 632–638.* https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2019.05.028

Dogan, E., Tzeremes, P. & Altinoz, B., (2020). Revisiting the nexus among carbon emissions, energy consumption and total factor productivity in African countries: new evidence from nonparametric quantile causality approach. *Heliyon, 6(3), e03566.*

Dong, K., Sun, R., Li, H. & Liao, H., (2018). Does natural gas consumption mitigate CO2 emissions: testing the environmental Kuznets curve hypothesis for 14 Asia-Pacific countries. *Renew. Sust. Energ. Rev, 94, 419–429.* https://doi.org/10.1016/j.rser.2018.06.026

Duan, K., Ren, X., Shi, Y., Mishra, T., Yan, C., (2021). The marginal impacts of energy prices on carbon price variations: evidence from a quantile-on-quantile approach. *Energy Econ, 95, 105131.*

Eslamloueyan, K., & Mehralian, S. (2016). The Impact of Financial Uncertainty on Monetary Policy, Inflation and Output in Iran: A Markov Jump-Linear-Quadratic (MJLQ) Approach. *Iranian Journal of Economic Research, 20(65), 1-36* [In Persian]

Essandoh, O.K., Islam, M., Kakinaka, M., (2020). Linking international trade and foreign direct investment to CO2 emissions: any differences between developed and developing countries? *Sci. Total Environ, 712, 136437.*

Ilhan, E., Sautner, Z., & Vilkov, G. (2020). Carbon tail risk. *The Review of Financial Studies*, *34*(3), 1540-1571. https://doi.org/10.2139/ssrn.3204420

Gambhir, A., George, M., McJeon, H., Arnell, NW., Bernie, D., Mittal, S., Monteith, S., (2022). Near-term transition and longer-term physical climate risks of greenhouse gas emissions pathways. *Nature Climate Change, 12(1), 88–96.*

Ganda, F., (2019). The impact of innovation and technology investments on carbon emissions in selected organisation for economic Co-operation and development countries. *J. Clean. Prod, 217, 469–483.*

Grossman, G.M. & Krueger, A.B., (1991). Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement. *National Bureau of Economic Research, NBER.* https://doi.org/10.3386/w3914

Guidolin, M., & La Ferrara, E., (2010). The economic effects of violent conflict: Evidence from asset market reactions. *Journal of Peace Research, 47(6), 671–684*.
https://doi.org/10.1177/0022343310381853

Guo, Y., You, W., & Lee, C. C. (2020). Co2 emissions, income inequality, and country risk: some international evidence. *Environmental Science and Pollution Research, 1-21*.
https://doi.org/10.1007/s11356-020-09501-w

Hanif, I., Raza, S.M.F., Gago-de-Santos, P. & Abbas, Q., (2019). Fossil fuels, foreign direct investment, and economic growth have triggered CO2 emissions in emerging Asian economies: some empirical evidence. *Energy, 171, 493–501*.

Hassan, T., Song, H. & Kirikkaleli, D., (2021). International trade and consumption-based carbon emissions: evaluating the role of composite risk for RCEP economies. *Environ Sci Pollut Res, 1, 1–21*.

Helland E, Whitford AB (2003). Pollution incidence and political jurisdiction: evidence from the TRI. *J Environ Econ Manag, 46(3),403–424*.
https://doi.org/10.1016/ S0095- 0696(03)00033-0

Jiang, Y., Zhou, Z & Liu, C., (2019). Does economic policy uncertainty matter for carbon emission? Evidence from US sector level data. *Environ Sci Pollut Res, 26(24),24380–24394*.

Jobst, AA. & Pazarbasioglu, C., (2019). Greater transparency and better policy for climate finance. Jobst, *Andreas A. and C. Pazarbasioglu, 85–99*.

Khan, Y., Hassan, T., Kirikkaleli, D., Xiuqin, Z., & Shukai, C. (2022). The impact of economic policy uncertainty on carbon emissions: Evaluating the role of foreign capital investment and renewable energy in East Asian economies. *Environmental Science and Pollution Research, 1-19*.
https://doi.org/10.1007/s11356-021-17000-9

Kirikkaleli, D., Adebayo, T.S., (2023). Political risk and environmental quality in Brazil: role of green finance and green innovation. *Int. J. Finance Econ, 5 (9)*.
https://doi.org/10.1002/ijfe.2732

Kirikkaleli, D., Adebayo, T.S., Khan, Z., Ali, S., (2020). Does globalization matter for ecological footprint in Turkey? Evidence from dual adjustment approach. *Environ. Sci. Pollut. Control Ser, 28(11),1–9*.

Kirikkaleli, D., Güngör, H., & Adebayo, T. S., (2022). Consumption- based carbon emissions, renewable energy consumption, financial development and economic growth in Chile. *Business Strategy and the Environment, 31(3), 1123-1137*.

Koenker, R., Bassett Jr., G., (1978). Regression quantiles. Econometrica: *J. Econom. Soc. 33–50*.

Kong, Y., Dong, C., & Zhang, Y. (2023). Quantile on Quantile Analysis of Natural resources-growth and geopolitical risk trilemma. *Resources Policy*, *85*, *103935*.
https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103935

Leal, P. H., Marques, A. C., & Shahbaz, M. (2021). The role of globalisation, de jure and de facto, on environmental performance: evidence from developing and developed countries. Environment, Development and Sustainability, *23*, 7412-7431.
https://doi.org/10.1007/s10668-020-00923-7

Lee, C. C., Chiu, Y. B., & Chang, C. H. (2013). Insurance demand and country risks: A nonlinear panel data analysis. *Journal of International Money and Finance*, *36*, *68-85*.
https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2013.03.009

Lekakis, J. N., & Kousis, M. (2013). Economic crisis, Troika and the environment in Greece. *South European Society and Politics, 18(3), 305-331*.
https://doi.org/10.1080/13608746.2013.799731

Ling, G., Razzaq, A., Guo, Y. et al., (2022). Asymmetric and time-varying linkages between carbon emissions, globalization, natural resources and financial development in China. *Environ Dev Sustain, 24, 6702–6730*.
https://doi.org/10.1007/s10668-021-01724-2

Mahmood, H., & Alanzi, A. A., (2020). Rule of Law and Environment Nexus in Saudi Arabia. *International Journal of Energy Economics and Policy, 10(5), 7–12*.
https://www.econjournals.com/index.php/ijeep/article/view/9349

Mehmet, Balcilar., Ozdemir, ZA., Shahbaz, M. & Gunes, S., (2018). Does inflation cause gold market price changes? Evidence on the G7 countries from the tests of nonparametric quantile causality in mean and variance. *Appl Econ, 50(17),1891–1909*.
https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1380290

Mozafari Shamsi, H., & Qobadi, S. (2018). Evaluating the impact of political and economic factors on corruption, economic growth and government size in selected oil producing countries: a systematic panel data approach based on generalized moments. *Iran Economic Research, 24(79), 177-207*. [In Persian] https://sid.ir/paper/364281/fa

Muhammad, B., (2019). Energy consumption, CO2 emissions and economic growth in developed, emerging and Middle East and North Africa countries. *Energy, 179, 232–245*.

Oladipupo, S.D., Adeshola, I., Rjoub, H., Adebayo, T.S., (2021). Wavelet analysis of impact of renewable energy consumption and technological innovation on CO2 emissions: evidence from Portugal. *Environ. Sci. Pollut. Res*.

Purcel, A.A., (2019). Does political stability hinder pollution? Evidence from developing states. *Econ. Res. Guardian, 9(2), 75–98*.

Ren, X., Lu, Z., Cheng, C., Shi, Y., Shen, J., (2019). On dynamic linkages of the state natural gas markets in the USA: evidence from an empirical spatio-temporal network quantile analysis. *Energy Econ 80, 234–252*.

Roncoroni, A., Battiston, S., Escobar-Farfán, L. O. L., & Martinez-Jaramillo, S., (2021). Climate risk and financial stability in the network of banks and investment funds. *Journal of Financial Stability, 54, 100870*. https://doi.org/10.1016/j.jfs.2021.100870

Sadiq, M., Lin, C.-Y., Wang, K.-T., Trung, L. M., Duong, K. D., & Ngo, T. Q., (2022). Commodity dynamism in the COVID-19 crisis: Are gold, oil, and stock commodity prices, symmetrical? *Resources Policy, 79, 103033*. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.103033

Sanjari Konarsandal, N., Elyaspour, B., & Babaki, R. (2022). The Asymmetric Effects of Economic Policy Uncertainty and Oil Price on Carbon Dioxide Emissions in Iran. *The Economic Research, 22(4), 233-260*. [In Persian] http://ecor.modares.ac.ir/article-18-61568-fa.html

Sekrafi H, Sghaier A (2018). Examining the relationship between corruption, economic growth, environmental degradation, and energy consumption: a panel analysis in MENA region. *J Knowl Econ 9(3),963–979*. https://doi.org/10.1007/s13132-016-0384-6

Shahbaz, M., Nasir, M. A., & Roubaud, D. (2018). Environmental degradation in France: the effects of FDI, financial development, and energy innovations. *Energy Economics*, *74*, *843-857*. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.07.020

Shahzad, S.J.H., Kumar, R.R., Zakaria, M., Hurr, M., (2017). Carbon emission, energy consumption, trade openness and financial development in Pakistan: a revisit. *Renew. Sustain. Energy Rev*. *70*, *185–192*.

Siddiqi, T. A. (2000). The Asian financial crisis—Is it good for the global environment?. *Global Environmental Change*, *10(1)*, *1-7*. https://doi.org/10.1016/S0959-3780(00)00003-0

Sim, N., & Zhou, H. (2015). Oil prices, US stock return, and the dependence between their quantiles. Journal of Banking & Finance, *55*, 1-8. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2015.01.013

Song, C-Q., Chang, C-P. & Gong Q., (2021). Economic growth, corruption, and financial development: global evidence. *Econ Model*, *94,822830*. https://doi.org/10.1016/j.econm od.2020.02.022

Stone, C.J., (1977). Consistent nonparametric regression. *Ann. Stat*. *595–620*.

Su ZW, Umar M, Kirikkaleli D, Adebayo TS (2021). Role of political risk to achieve carbon neutrality: evidence from Brazil. *Journal of Environmental Management*, 2021,*113463*, https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2021.113463

Sulemana, I., James, H.S. & Rikoon, J.S., (2017). Environmental Kuznets Curves for air pollution in African and developed countries: exploring turning point incomes and the role of democracy. *J. Env. Econ. Policy*, *6*, 134–152. https://doi.org/10.1080/21606544.2016.1231635

Sun, L., Fang, S., Iqbal, S. & et al., (2022). Financial stability role on climate risks, and climate change mitigation: Implications for green economic recovery. *Environ Sci Pollut Res*, *29*, *33063–33074*. https://doi.org/10.1007/s11356-021-17439-w

Sun, L., Liu, W., Li, Z., Cai, B., Fujii, M., Luo, X., Le, Y. & et al., (2021). Spatial and structural characteristics of CO2 emissions in East Asian megacities and its indication for low-carbon city development. *Appl Energy*, *284,116400*. https://doi.org/10.1016/j.apene rgy.2020.116400

Tang, S., Ma, Y., & Altuntaş , M. (2022). Natural resources volatility, political risk and economic performance: Evidence from quantile-on-quantile regression. *Resources Policy*, *78, 102842*. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102842

Tian, X., Bai, F., Jia, J., Liu, Y., Shi, F., (2019). Realizing low-carbon development in a developing and industrializing region: impacts of industrial structure change on CO2 emissions in southwest China. *J. Environ. Manage*, *233, 728–738*. https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2018.11.078

Umar, M., Ji, X., Kirikkaleli, D., Alola, A.A., (2021). The imperativeness of environmental quality in the United States transportation sector amidst biomass-fossil energy consumption and growth. *J. Clean. Prod. 285, 124863*. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.124863

Vu T.V., Huang, DC. (2020). Economic development, globalization, political risk and CO2 emission: the case of Vietnam. *J Asian Financ Econ Bus 7(12),21–31*.

Wahab, S., Imran, M., Safi, A. et al., (2022). Role of financial stability, technological innovation, and renewable energy in achieving sustainable development goals in BRICS countries. *Environ Sci Pollut Res, 29, 48827–48838*. https://doi.org/10.1007/s11356-022-18810-1

Wand S, Jammazi R., Aloui C., Ahmad P., Sharif, A. (2020). On the nonlinear effects of energy consumption, economic growth, and tourism on carbon footprints in the USA. *Environ Sci Pollut Res,28(16), 20128–20139*.

Wang, Q., Zhang, F. (2020). The effects of trade openness on decoupling carbon emissions from economic growth–Evidence from 182 countries. *J. Clean. Prod, 279, 123838*.

Wang, Y., Adebayo, T. S., Ai, F., Quddus, A., Umar, M., & Shamansurova, Z. (2023). Can Finland serve as a model for other developed countries? Assessing the significance of energy efficiency, renewable energy, and country risk. *Journal of Cleaner Production*, *428, 139306*. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2023.139306

Xu, G., Dong, H., Xu, Z., & Bhattarai, N., (2022). China can reach carbon neutrality before 2050 by improving economic development quality. *Energy*, *243, 123087*. https://doi.org/10.1016/j.energy.2021.123087

Yu, J., Tang, Y. M., Chau, K. Y., Nazar, R., Ali, S., & Iqbal, W. (2022). Role of solar-based renewable energy in mitigating CO2 emissions: evidence from quantile-on-quantile estimation. *Renewable Energy, 182, 216-226.* https://doi.org/10.1016/j.renene.2021.10.002

Yunzhao, L., (2022). Modelling the role of eco innovation, renewable energy, and environmental taxes in carbon emissions reduction in E−7 economies: Evidence from advance panel estimations. *Renewable Energy, 190, 309-318.* https://doi.org/10.1016/j.renene.2022.03.119

Zaidi, SAH., Zafar, MW., Shahbaz, M. & Hou, F., (2019). Dynamic linkages between globalization, financial development and carbon emissions: evidence from Asia Pacific Economic Cooperation countries. *J Clean Prod, 228, 533–543.* https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.04.210

Zhang, W. & Chiu, Y-B., (2020). Do country risks influence carbon dioxide emissions? A non-linear perspective. *Energy, 206, 118048.* https://doi.org/10.1016/j.energy.2020.118048

Zhao, J., Dong, C., Dong, X., Jiang, Q., (2020). Coordinated development of industrial structure and energy structure in China: its measurement and impact on CO2 emissions. *Clim. Res, 81, 29–42.* https://doi.org/10.3354/cr01607

Zhao, J., Jiang, Q., Dong, X., Dong, K., (2021). Assessing energy poverty and its effect on CO2 emissions: the case of China. *Energ. Econ, 105191.* https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105191

Zhao, J., Shahbaz, M., Dong, X., & Dong, K. (2021). How does financial risk affect global CO2 emissions? The role of technological innovation. *Technological Forecasting and Social Change, 168, 120751.* https://doi.org/10.1016/j.techfore.2021.120751

Zhao, J., Shahbaz, M., Dong, X., Dong, K., (2021). How does financial risk affect global CO2 emissions? The role of technological innovation. *Technol. Forecast. Soc. Change 168, 120751.* https://doi.org/10.1016/j.techfore.2021.120751

Zubair, A. O., Abdul Samad, A.-R., & Dankumo, A. M., (2020). Does gross domestic income, trade integration, FDI inflows, GDP, and capital reduces CO2 emissions? An empirical evidence from Nigeria. *Current Research in Environmental Sustainability, 2, 100009.* https://doi.org/10.1016/j.crsust.2020.100009

https://group.atradius.com/publications/trading-briefs/risk-map.html.

https://ourworldindata.org/grapher/per-capita-co2-fuel.

https://www.atlanticcouncil.org/

https://www.bp.com/

استناد به این مقاله: ذبیحی، سید محمد قائم، اکبری، فاطمه، صالح‌نیا، نرگس. (۱۴۰۲). بررسی نقش ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی بر انتشار کربن در ایران: رهیافت رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل (QQR)، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۸ (۹۶)، ۷-۵۲.

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

Iranian Journal of Economic Research
Volume 28, Issue 96, Fall 2023, 53-85
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2023.73642.1186

ATU PRESS

Original Research Received: 01/05/2023 Accepted: 02/10/2023 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

Impact of Fiscal Measures on the Infection Rate of COVID–19

Mohammad Hossein Jafari M.A., Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran

Amineh Mahmudzadeh* Assistant Professor, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran

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

Abstract

This paper examines the potential of government fiscal support in mitigating the consequences of shocks, particularly in relation to the infection rate of contagious diseases. The focus is on the emergence of Covid-19 and the various interventions implemented by governments to combat it. The study utilizes a cross-country analysis, using a dataset that includes government fiscal measures, infection rates, and selected institutional and economic metrics from different countries. To isolate the effects of vaccinations, the analysis is specifically focused on the year 2020. The findings indicate that a one percentage point increase in the ratio of direct government spending to GDP corresponds to an approximate 0.08 percentage point reduction in the confirmed infection rate. Given the average infection rate of 1.6 percent in 2020, this translates to a significant 5 percent decrease in infection rates. Additionally, the study reveals that the effectiveness of fiscal support measures is influenced by the institutional quality of the countries. Higher

* Corresponding Author: mahmoodzadeh@sharif.edu

How to Cite: Jafari, M. H., Mahmudzadeh, A., Nili, M. (2023). Impact of Fiscal Measures on the Infection Rate of COVID–19. *Iranian Journal of Economic Research, 28 (96)*, 53-85.

institutional quality is associated with greater effectiveness of fiscal support measures in reducing the infection rate. Furthermore, the study highlights that the impact of government spending on reducing the infection rate is enhanced when accompanied by the implementation of governmental rules.

1. Introduction

With the outbreak of the COVID–19 pandemic, countries faced with a widespread shock that precipitated health–economic crises. In an effort to curb the spread of the disease, governments implemented quarantine measures while concurrently endeavoring to aid vulnerable households and businesses, aligning citizens with restrictive policies. It is essential to note that government responses extended beyond financial support; a comprehensive set of policies was enacted to address the outbreak and its ramifications. In this respect, the present research aimed to study the impact of fiscal measures on the prevalence of COVID–19.

The study investigated the hypothesis that government financial support may contribute to diminishing the prevalence of COVID–19. Should this hypothesis prove valid by drawing from the lessons learned during the COVID–19-induced shock, we can advocate for a more widespread application of fiscal policy tools in similar circumstances. This recommendation may extend beyond the conventional goal of stabilizing the macroeconomy, encompassing a proactive approach towards reducing infection rates. Yet a significant portion of the existing literature refers to the limited role of fiscal policies in stabilizing economy.

The significance of this study lies in its quantitative assessment of the impact of monetary and fiscal policies, along with the identification of institutional factors that influence the scale and composition of supportive policies. This information can help policymakers to make necessary institutional changes, enabling a more adept response to potential future shocks.

In line with the hypothesis testing, the research also investigated the impact of certain fiscal support measures adopted by governments on reducing the infection rate of COVID–19.

2. Materials and Methods

Due to the absence of the necessary database for testing the research hypothesis, the researchers constructed a suitable database by amalgamating and refining data sourced from various databases, including research centers specializing in infectious diseases, the World Bank, and other international statistical institutions. The study used a cross-country panel analysis to measure the impact of fiscal policies while controlling for influential variables.

3. Results and Discussion

The study showed that the overall direct government expenditures aimed at combating the outbreak of COVID–19 had a significantly negative relationship with the confirmed infection rate. This finding demonstrates a satisfactory level of stability in relation to changes in the control variables.

Furthermore, the study employed the rule of law index to measure the impact of institutional quality on the effectiveness of expenditures. The index did not show a direct correlation with the infection rate. However, the significance of the coefficient associated with the product of the rule of law and government direct expenditures suggests that enhancing institutional quality can increase the effectiveness of expenditures in reducing the infection rate.

The analysis of the expenditures indirectly linked to health revealed that a one-percentage-point increase in the ratio of such expenditures to GDP led to a 0.13 percentage-point decrease in the confirmed infection rate. Given the average 1.6% infection rate in 2020, this translates to a 5% decrease in the infection rate.

The research results indicate that support provided through grants to small businesses, aids to tenants, income support for households, and expenditures resulting from reductions in various tax bases or similar measures proved successful in aligning businesses and households with quarantine policies. Moreover, these measures demonstrated a relatively acceptable ability to reduce the infection rate. Considering

the average ratio of 3.4% of these expenditures to GDP of countries, it can be asserted that with an approximately 30% increase in support (equivalent to a one-percentage-point increase in this ratio), the average infection rate has decreased by 5%, hence a decrease in the mortality rate.

4. Conclusion

The research results indicate that fiscal policies, beyond their role in stabilizing the macroeconomy, remain a potent tool in the hands of policymakers. Appropriately employed, these policies have the potential to mitigate the adverse effects of severe shocks, such as the outbreak of a disease. Specifically, the research highlights the effectiveness of fiscal support policies adopted during the COVID–19 outbreak in aligning households and businesses with imposed restrictions. There was evident reduction in the infection rate, even when controlling for other influential variables. Furthermore, the study underscored the impact of institutional quality, measured by the rule of law index, on the effectiveness of government fiscal support. It suggests that fiscal support measures carried out within a robust institutional framework demonstrate greater effectiveness. Conversely, in contexts characterized by weak institutions, the effectiveness of fiscal support is diminished.

Keywords: Fiscal Expenditure, Institutional Quality, Budgetary Institutions, COVID–19, Infection Rate

JEL Classification: C21, E60, E62

مقاله پژوهشی

پژوهش‌های اقتصادی ایران
دوره ۲۸، شماره ۹۶، پاییز ۱۴۰۲، ۵۳-۸۵
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2023.73642.1186

اثر اقدامات مالی دولت‌ها بر نرخ ابتلا به کووید-۱۹

محمدحسین جعفری | کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران

امینه محمودزاده* | استادیار اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران

مسعود نیلی | دانشیار اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۲/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۷/۱۰
eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

چکیده

آیا اقدام دولت‌ها در حمایت مالی از خانوارها و کسب‌وکارها می‌تواند پیامد تکانه‌ها و به صورت خاص نرخ ابتلا به بیماری‌های واگیردار را تخفیف دهد؟ شیوع کووید-۱۹ و تنوع مداخله دولت‌ها برای مهار این بیماری، بستر آزمایشی مناسبی برای پاسخ به این سوال فراهم کرده است. در پژوهش حاضر، اثر هزینه‌کردهای مستقیم دولت‌ها و اجزای آن بر نرخ ابتلا بررسی شده است. این بررسی به شیوه مقطعی و با استفاده از بانک داده‌ای شامل اقدامات مالی دولت‌ها، نرخ ابتلا و ویژگی‌های منتخب اقتصادی و نهادی کشورها انجام شده است. به منظور حذف اثر واکسیناسیون، تمرکز این مطالعه بر اقدامات مالی و نرخ ابتلا در سال ۲۰۲۰ میلادی است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد یک واحد درصد افزایش در نسبت هزینه‌کرد مستقیم دولت‌ها به تولید ناخالص داخلی با کاهش تقریبا ۰/۰۸ واحد درصدی نرخ ابتلای تایید شده همراه بوده است که با توجه به متوسط نرخ ابتلا ۱/۶ درصدی در سال ۲۰۲۰، کاهش ۵ درصدی نرخ ابتلا را نشان می‌دهد. همچنین با استفاده از شاخص‌های نماینده کیفیت نهادی، نشان داده شده در کشورهای با کیفیت نهادی بالاتر، اقدامات حمایتی موفق‌تر بوده‌اند. علاوه بر این، با قوی‌تر شدن حاکمیت قانون درکشورها، هزینه‌های دولت در کاهش نرخ ابتلا اثرگذارتر بوده است.

کلیدواژه‌ها: مخارج دولت، کیفیت نهادی، نهادهای بودجه‌ای، بیماری فراگیر کووید۱۹، نرخ ابتلا
طبقه‌بندی JEL: C21, E60, E62

* نویسنده مسئول: mahmoodzadeh@sharif.edu

۱. مقدمه

در آغاز سال ۲۰۲۰ با شیوع کووید-۱۹، تکانه‌ای فراگیر به کشورهای مختلف وارد آمد که به بحران‌های بهداشتی-اقتصادی در بسیاری از کشورها منجر شد. تعلل برخی دولت‌ها در اعمال قرنطینه و انجام اقدامات حمایتی مناسب (به علت ناشناختگی بیماری و تصور کافی بودن مراقبت‌های فردی) زمینه فراگیری بیشتر بیماری را فراهم کرد. قدرت سرایت بالای بیماری، سیاست‌گذاران را به این جمع‌بندی رساند که در صورت عدم اعمال محدودیت‌های جدی مبنی بر تعطیلی یا کاهش فعالیت کسب‌وکارها، بخش بزرگی از جامعه به بیماری مبتلا می‌شوند که پیامدهایی به مراتب پرهزینه‌تر از افت تولید ناشی از محدودیت موقت فعالیت‌ها به دنبال دارد. این در حالی بود که در آن مقطع، اقدامات محدودکننده نیز هزینه‌های اقتصادی زیادی ایجاد می‌کرد.

در صورتی‌که دولت‌ها به موازات اعمال محدودیت، حمایت لازم را از خانوارها و بنگاه‌های آسیب‌پذیر انجام نمی‌دادند، عموم مردم همراهی لازم را با سیاست‌های قرنطینه‌ای نمی‌داشتند؛ رفتاری که آسیب‌های پردامنه و شدیدتری را برای جامعه به دنبال می‌داشت. از این رو، غالب دولت‌ها تلاش کردند تا بسته به ظرفیت مالی خود از طریق حمایت گسترده از خانوارها و بنگاه‌ها، پیامدهای اقتصادی و غیراقتصادی این تکانه فراگیر را از طریق همراه‌سازی آحاد جامعه با سیاست‌های قرنطینه‌ای کاهش دهند. واکنش دولت‌ها محدود به حمایت‌های مالی نبوده و بسته‌ای از سیاست‌ها جهت مقابله با پیامدهای شیوع بیماری در پیش گرفته شد. تمرکز پژوهش حاضر بر اثر سیاست‌های مالی بر میزان شیوع بیماری است.

در این پژوهش، این فرضیه مورد بررسی قرار گرفته که آیا حمایت‌های مالی صورت‌گرفته توانسته در کاهش میزان شیوع بیماری کرونا نقش داشته باشد؟ در صورت قبول این فرضیه، مستند به تجربه تکانه ناشی از شیوع کووید-۱۹، می‌توان استفاده گسترده‌تر از ابزار سیاست‌های مالی را در صورت تکرار شرایط مشابه، نه تنها به هدف ثبات‌بخشی به اقتصاد کلان، بلکه برای کاهش نرخ ابتلا به بیماری نیز توصیه کرد. این در حالی است که بخش بزرگی از ادبیات موضوع، نقش سیاست‌های مالی را در ثبات‌سازی اقتصاد محدود می‌داند (Blanchard & Summers, 2019).

اهمیت این مطالعه از آن رو است که ارزیابی کمی میزان اثرگذاری سیاست‌های پولی و مالی و شناسایی عوامل نهادی تاثیرگذار بر اندازه و ترکیب سیاست‌های حمایتی، می‌تواند سیاست‌گذاران را جهت انجام تغییرات نهادی لازم برای پاسخ مناسب نسبت به تکانه‌های احتمالی آتی تجهیز کند.

در راستای ارزیابی فرضیه بیان شده، میزان اثرگذاری آن دسته از اقدامات حمایتی مالی دولت‌ها که شکل هزینه‌کردهای مستقیم داشته برکاهش نرخ ابتلا به بیماری کرونا بررسی شده است. همچنین در این پژوهش، به منظور سنجش اثر کیفیت نهادی بر میزان موفقیت سیاست‌های حمایتی مالی، وابستگی شدت اثرگذاری سیاست‌های حمایتی به شاخص حاکمیت قانون آزمون شده است. علاوه بر آن، اثرکیفیت نهادهای بودجه‌ای به‌عنوان کانال تدوین، نظارت و اجرای سیاست‌های مالی بررسی شده است. به منظور در اختیار داشتن شاخصی از کیفیت نهادهای بودجه‌ای از ارزیابی‌های انجام شده بر اساس PEFA[1] (چارچوب هزینه‌کرد عمومی و پاسخگویی مالی) به عنوان جامع‌ترین ابزار معرفی شده جهت ارزیابی فرآیندهای حاکم بر مدیریت مالیه عمومی، استفاده شده است. با این حال، این بخش از مطالعه به علت تعداد کمتر داده‌های در دسترس در یک نمونه محدودتر از کشورها انجام شده است.

بانک اطلاعاتی لازم برای بررسی این فرضیه، موجود نبود. از این رو، نویسندگان از ترکیب و پالایش داده‌های موجود در چند پایگاه اطلاعاتی شامل مراکز تحقیقاتی در حوزه شیوع بیماری‌های واگیر، بانک جهانی و سایر نهادهای آماری بین‌المللی، بانک داده مناسب را تشکیل داده‌اند. این پایگاه اطلاعاتی در بخش داده تشریح شده و قابلیت استفاده در تحقیقات تکمیلی را نیز دارد.

در این پژوهش با انجام یک تحلیل مقطعی بین کشوری نشان داده شده که رابطه‌ای معنادار و منفی میان مجموع هزینه‌هایی که دولت‌ها به صورت مستقیم صرف مقابله با کرونا و پیامدهای آن کرده‌اند و نرخ ابتلای به بیماری وجود داشته است. همچنین در کشورهای با کیفیت نهادی بالاتر، هزینه‌های صورت‌گرفته کارایی بالاتری در کاهش نرخ ابتلا داشته‌اند.

---

1. Public Expenditure and Financial Accountability

۲. مبانی نظری

سوال مهمی که ادبیات موضوع با آن مواجه است قدرت اثرگذاری سیاست‌های مالی برای خنثی کردن اثر شوک بر جامعه است. این پژوهش با تکیه بر پیامدهای تکانه برون‌زای کووید-۱۹ تلاش می‌کند شواهدی از اثرگذاری سیاست مالی بیابد. بسیاری از اقتصاددانان تا پیش از وقوع بحران سال ۲۰۰۸ و برای چند دهه نسبت به تاثیرگذاری قابل‌ملاحظه سیاست‌های مالی به خصوص در تقابل با سیاست‌های پولی، تردیدهای جدی داشته‌اند. با وقوع بحران مالی و با توجه به محدود شدن فضای سیاست‌گذاری پولی در پی کاهش نرخ بهره و در نتیجه نقش مهم سیاست‌های مالی در ثبات‌بخشی به اقتصاد، رویکرد بسیاری از اقتصاددانان نسبت به ظرفیت سیاست‌های مالی تغییر کرد. در زمان حاضر و با درس‌آموزی از پیامدهای بحران ۲۰۰۸، حضور سیاست‌های مالی در جعبه ابزار سیاست‌گذاری به رسمیت شناخته شده (Blanchard & Summers, 2019) ، اما بحران شیوع کرونا فرصت دوباره‌ای فراهم کرد تا نقش سیاست‌های مالی در مقابله با پیامدهای بیماری در راستای ایجاد ثبات بررسی شود.

جمع‌بندی امروز ادبیات نظری نشان از نقش سیاست‌های مالی در ایجاد ثبات اقتصادی دارد؛ با در نظر گرفتن تکانه برون‌زای کرونا که در مقالات متعددی پیامدهای اقتصادی و غیراقتصادی آن به بحث گذاشته شده، تلاش شده ارزیابی شود که سیاست‌ها چگونه این پیامدها را تحت تاثیر قرار داده‌اند. مرور ادبیات موضوع آن‌چنان که در بخش بعد پوشش داده شده، نشان می‌دهد در مجموع فعالیت‌های پژوهشی انجام شده کمتر به تاثیر سیاست‌های مالی برپیامدهای غیراقتصادی -که البته خود با یک واسطه، پیامدهای اقتصادی نیز به دنبال داشته- پرداخته شده و به عنوان شکاف ادبیات مورد توجه پژوهش حاضر قرار گرفته است.

همچنین با توجه به اینکه ادبیات مطولی حول نقش نهادها در شدت اثرگذاری سیاست‌ها وجود دارد، این فرضیه نیز قابل آزمون است که کیفیت نهادی تا چه اندازه بستر مناسبی برای سیاست‌های حمایتی ایجاد کرده و آیا به طور خاص نهادهای بودجه‌ای به‌عنوان مسیر تدوین، اجرا و نظارت بر سیاست‌های مالی اثر حاشیه‌ای قابل توجهی داشته‌اند.

بر این اساس، پیشینه این پژوهش در سه خط ادبیات موضوع قابل رصد است:

۱- اثر سیاست مالی بر ثبات،

۲- اثر کیفیت نهادی بر سیاست مالی

۳- اثر سیاست‌های حاکمیت بر پیامدهای شیوع کووید-۱۹.

با توجه به اعمال سیاست‌های مالی از مسیر بودجه دولت و اهمیت فرآیندهای مرتبط با آن بر اثرگذاری این نوع از سیاست‌ها، می‌توان انتظار داشت که شدت اثرگذاری اقدامات مالی از کیفیت نهادهای بودجه‌ای تاثیر بپذیرد و در کشورهای با نهادهای بودجه‌ای کیفی‌تر، حمایت‌های انجام شده اصابت بیشتری به هدف داشته باشند.

نقطه اتصال این فرضیه با ادبیات اقتصادی را آن دسته از مقالات مشابه با آلسینا و پروتی[1] (۱۹۹۹) می‌توان دانست که به نقش ثبات‌ساز کیفیت نهادهای بودجه‌ای از مسیر قاعده‌گذاری برای هزینه‌کردها و ایجاد بدهی می‌پردازند. یا در مطالعاتی همچون پژوهش آلسینا و همکاران[2] (۱۹۹۹) که نشان داده شده متغیرهای اقتصادی به تنهایی قادر به توضیح تفاوت‌های بین کشوری نیستند و لازم است متغیرهای نهادی نیز در نظر گرفته شوند. نویسندگان نشان داده‌اند نتیجه‌بخشی سیاست‌های مالی در گروی وجود قواعد رویه‌ای[3] مناسبی است که مبنای عمل نهادهای بودجه‌ای قرار گیرند.

مطالعات انجام شده درحوزه نهادهای بودجه‌ای محدود به مورد اشاره شده نیستند و در مطالعاتی تجربی دیگری مانند هالربرگ و همکاران[4] (۲۰۰۹)، فابریزیو و مودی[5] (۲۰۰۶) و یا مولاس و همکاران[6] (۲۰۰۹)، پروتی و کنتوپلاس[7] (۲۰۰۲)، فلیک و اسکارتینی[8] (۲۰۰۵) و پراکاش و کابزون[9] (۲۰۰۸) که کشورهای مختلفی را مطالعه کرده‌اند، اثرات کیفیت نهادهای بودجه‌ای بررسی شده است. برای مثال، در مطالعه فلیک و اسکارتینی (۲۰۰۵) نشان داده شده فرآیندهای بودجه‌ای مقید به قواعد مالی با اعمال محدودیت برای کسری

---

1. Alesina, A. F. & Perotti, R.
2. Alesina, A. F., et al.
3. Procedural rules
4. Hallerberg, M., et al.
5. Fabrizio, S. & Mody, A.
6. Mulas-Granados, C., et al.
7. Perotti, R. & Kontopoulos, Y.
8. Filc, G., & Scartascini, C.
9. Cabezon, E., & Prakash, T.

بودجه، ممانعت از ایجاد بدهی توسط نهادهای محلی و نامتمرکز و برخورداری از چارچوب مالیه میان‌مدت به پیامدهای مالی بهتر منجر شده‌اند.

بر این اساس انتظار می‌رود دولت‌های برخوردار از یک سیستم مدیریت مالیه عمومی کارآمد در مقابل وقوع تکانه پیش‌بینی‌نشده‌ای مانند کرونا واکنش مناسب‌تری از خود نشان داده باشند. بنابراین، بررسی تاثیر کیفیت نهادهای بودجه‌ای بر کاهش تاثیرپذیری از شیوع بیماری، از دیگر مواردی بوده که با توجه به اهمیت آن و پرداخت کمتر ادبیات به این موضوع در پژوهش حاضر مورد بررسی قرار گرفته است.

نزدیک‌ترین مطالعه به فرضیه مطرح‌شده در ارتباط با نقش نهادهای بودجه‌ای، مقاله الگین و همکاران[1] (۲۰۲۱) بوده‌که در آن، نقش نهاد پولی در تعیین نوع سیاست‌های حمایتی بررسی شده است. در این پژوهش، تلاش شده تا با استفاده از نتایج ارزیابی PEFA – به عنوان شاخصی از کیفیت نهادهای بودجه‌ای– نقش نهادهای بودجه‌ای در تاثیرگذاری اقدامات مالی ارزیابی شود. در پژوهش حاضر از روشی مشابه مقاله کارابولات و همکاران[2] (۲۰۲۱) برای بررسی تجربی اثر اقدامات مالی، کیفیت نهادها به طور عام و کیفیت نهادهای بودجه‌ای به طور خاص در کاهش نرخ ابتلا به کووید-۱۹ استفاده شده است.

۳. پیشینه پژوهش: اثر سیاست‌ها و نهادها بر پیامدهای کووید-۱۹

مجموع مقالات منتشر شده مرتبط با موضوع ارتباط دوسویه اقتصاد و شیوع کووید در سه دسته اصلی از یکدیگر قابل تفکیک هستند؛ در دسته اول مقالاتی قرار می‌گیرند که به بررسی ابعاد مختلف پیامدهای اقتصادی شیوع بیماری پرداخته‌اند. این دسته از مقالات که ارتباط کمتری با موضوع پژوهش حاضر داشته و از این رو به اختصار به آن‌ها اشاره می‌شود، پیامدهای اقتصادی بیماری را بر بازارهای مختلف داخلی و جهانی مثل بازار سهام در مقالاتی چون رودری و همکاران (۱۴۰۰) و توپکو و گولال[3] (۲۰۲۰) و یا بازار ارز در مطالعاتی مانند وقفی و همکاران (۱۳۹۹) و ایک[4] (۲۰۲۰) یا بازار مسکن در پژوهش‌های امجدی و همکاران (۱۴۰۱) و باس[5] (۲۰۲۲) بررسی کرده‌اند.

---

1. Elgin, C., et al.
2. Karabulut, G., et al.
3. Topcu, M. & Gulal, O. S.
4. Njindan Iyke, B.
5. Bas, M.

در دسته دوم از مقالات، اثرات انواع اقداماتی که دولت‌ها و یا بانک‌های مرکزی جهت مقابله با آثار شیوع کووید در چارچوب سیاست‌های مالی و یا پولی انجام داده‌اند با رویکردهای نظری و یا تجربی مطالعه شده است. در بیشتر این دسته از مقالات، تمرکز بر بررسی پیامدهای اقتصادی سیاست‌ها بوده و بیشتر با رویکردی نظری با استفاده از مدل‌های مختلف اقتصادی، برآوردی از میزان موفقیت سیاست‌های مالی و یا پولی در تعدیل آثار اقتصادی شیوع کرونا ارائه شده است.

به عنوان اولین نمونه از مقالاتی که با رویکرد بیشتر نظری، اثرات اقتصادی سیاست‌های حمایتی را بررسی کرده‌اند، می‌توان به مطالعه کاسترو[1] (۲۰۲۱) اشاره کرد. در این مقاله تلاش شده تا با استفاده از یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)[2] اثرگذاری انواع سیاست‌های مالی دولت آمریکا (مانند کاهش مالیات بر حقوق، گسترش بیمه‌های بیکاری، افزایش خریدهای دولتی و پرداخت‌های غیرمشروط) ارزیابی شود. در این مقاله نشان داده شده با افزایش مزایای بیمه بیکاری (با وجود هزینه‌های اجرای پایین‌تر و اثرات توزیعی مشابه نسبت به پرداخت‌های غیر مشروط) بخش‌های متاثر از بحران بیشتر منتفع شده و با تسهیل دسترسی بنگاه‌ها به نقدینگی، اشتغال در میان‌مدت تثبیت شده است.

چودیک و همکاران[3] (۲۰۲۱) با استفاده از یک مدل VAR[4]، اثرات اقتصاد کلان اقدامات مالی دولت‌ها را در واکنش به همه‌گیری کرونا بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان از نقش موثر سیاست‌های اتخاذشده دارد؛ به طوری که با فرض ثبات سایر شرایط، کشورهای با اقدامات مالی گسترده‌تر، اثرات رکودی کمتری را متحمل شده‌اند. از دیگر یافته‌های این مقاله هم‌راستا با مقاله گورینچاس و همکاران[5] (۲۰۲۱)، ارائه شواهدی از بهره‌مندی دیگر کشورها از اقدامات مالی داخلی در پی اثرات سرریز و کاهش نوسان در بازارهای مالی بوده است.

لانگ و همکاران[6] (۲۰۲۱) با استفاده از یک مدل پنل، اثرات ثابت از داده‌های ماهانه ۳۸ کشور از ژانویه ۲۰۲۰ تا ژوئن ۲۰۲۱، میزان اثرگذاری اقدامات بانک‌های مرکزی

---

1. Faria-e-Castro, M.
2. Dynamic Stochastic General Equilibrium
3. Chudik, A., et al.
4. Vector autoregression
5. Gourinchas, P. O., et al.
6. Long, H., et al.

در کاهش آثار تکانه منفی ناشی از شیـوع کووید، بررسی کرده‌اند. نتایـج این مطالعه نشان می‌دهد واکنش بانک‌های مرکزی تنها باعث کند شدن روند فزاینده تورم شده، اما بر نرخ بیکاری تاثیری نداشته است.

در مطالعه دب و همکاران[1] (۲۰۲۱) اثر سیاست‌های مالی در دوره همه‌گیری بیماری بررسی شده است. این مطالعه نشان می‌دهد سیاست‌های مالی اعلام شده منجر به تحریک فعالیت‌های اقتصادی، افزایش ثبات و کاهش بیکاری شده‌اند، هر چند که شدت اثرگذاری آن‌ها بسته به نوع اقدام و دیگر ویژگی‌های کشوری متفاوت بوده است.

در دسته سوم از مقالات، تمرکز بر شناسایی تجربی تاثیر وضعیت نهادی (برای مثال استقلال بانک مرکزی) بر شدت به‌کارگیری هر یک از انواع سیاست‌های حمایتی (پولی، مالی و زیرمجموعه‌های آن‌ها) و تاثیر آن بر شدت آسیب وارد آمده به سلامت جامعه بر اساس شاخص‌هایی مثل نرخ ابتلا و یا مرگ‌ومیر بوده است تا برآوردی از تاثیر ساختار نهادی جامعه بر انتخاب نوع سیاست‌های حمایتی و به دنبال آن آسیبی که در حوزه سلامت به کشورها وارد آمده است، ارائه شود. در این پژوهش با بهره‌گیری از مقالاتی که شرح آن‌ها در ادامه خواهد آمد، تلاش شده تا به صورت هم‌زمان اثرات انواع اقدامات مالی دولت‌ها و کیفیت نهادی (به طور خاص نهادهای بودجه‌ای) بر اثرگذاری حمایت‌های مالی صورت گرفته بر کاهش نرخ ابتلا به بیماری سنجیده شود.

در مقالاتی مثل الگین و همکاران[2] (۲۰۲۱)، نقش استقلال بانک مرکزی در اتخاذ نوع سیاست‌های حمایتی در قالب مالی یا پولی بررسی شده است. نتایج این مطالعه بین کشوری نشان می‌دهد با کنترل دیگر متغیرهای تاثیرگذار در کشورهایی که بانک‌های مرکزی از استقلال بیشتری برخوردار بوده، سهم سیاست‌های مالی از مجموع اقدامات حمایتی انجام‌شده بیشتر بوده است. در حقیقت کشورهای با بانک مرکزی مستقل با احتیاط بیشتری از ابزارهای سیاست پولی استفاده کرده و تمایل بیشتری به استفاده از سیاست‌های حمایتی مالی داشته‌اند.

همچنین در کارابولات و همکاران[3] (۲۰۲۱) تاثیر نوع نظام حاکم بر کشورها از نظر سطح دموکراسی بر شیوع کرونا و میزان مرگ و میر ناشی از آن بررسی شده است. نتایج

---

1. Deb, P., et al
2. Elgin, C., et al.
3. Karabulut, G., et al.

این مطالعه نشان می‌دهد کشورهای دموکراتیک‌تر با اینکه نرخ ابتلای بالاتری داشته‌اند، اما نرخ مرگ و میر کمتری را تجربه کرده‌اند. به نظر می‌رسد دولت‌های دموکراتیک در کوتاه‌مدت به جهت پاسداشت آزادی‌های عمومی و وجود رویه‌های حکمرانی واکنش ضعیف‌تری نشان داده، اما در بلندمدت، موفق به کاهش نرخ مرگ و میر شده‌اند. در این مقاله به سازوکارهای دیگری مثل عدم شفافیت، سانسور حقایق، فساد، فقدان جامعه مدنی و نابرابری بیشتر در جوامع غیردموکراتیک به عنوان ریشه‌های احتمالی این تفاوت اشاره شده است.

همان‌طور که مشاهده می‌شود در مطالعاتی که تاکنون انجام گرفته، به ابعاد مختلف اثرگذاری مستقیم اقدامات مالی بر میزان آسیب وارد آمده به سلامت جامعه کمتر پرداخته شده است و جای خالی بررسی تجربی آن در ادبیات موضوع احساس می‌شود. انتظار می‌رود دولت‌هایی که حمایت‌های مالی بیشتری از خانوارها و بنگاه‌های آسیب‌دیده به‌عمل آورده‌اند، از طریق سازوکارهای مختلفی مثل همراه ساختن آحاد مردم با سیاست‌های قرنطینه‌ای و در نتیجه محدودتر کردن تعاملات اجتماعی، موفق به کاهش بیشتر نرخ ابتلا به بیماری شده باشند. همچنین ممکن است هزینه‌های صرف شده جهت بهبود زیرساخت‌های بهداشتی به کاهش میزان آسیب وارده منتج شده باشد.

٤. تصریح مدل

از فرم ارائه شده در رابطه (۱) به‌عنوان تصریح اصلی در پژوهش حاضر استفاده شده است.

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 Fiscalmeasures_i + \sum_{k=2}^{n} \beta_k X_{K_i} + u_i \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، y_i نرخ ابتلا (نسبت مبتلایان تاییدشده به کل جمعیت) کشور i در سال ۲۰۲۰، $Fiscalmeasures_i$ نشان‌دهنده شدت اقدام مالی مورد مطالعه در کشور i به‌صورت نسبت هزینه‌های انجام شده به تولید ناخالص داخلی و X_{K_i}ها برداری از خصوصیات هر کشور است که نیاز به کنترل آن‌ها در رگرسیون وجود دارد.

همچنین از تصریح دیگری به صورت رابطه (۲) برای سنجش این فرضیه که آیا با بهبود کیفیت نهادی کشورها (متبلور در حاکمیت قانون) اثرگذاری اقدامات مالی افزایش پیدا

می‌کند، استفاده شده است. معناداری منفی β_n به عنوان ضریب متغیر حاصل‌ضرب اقدام مالی و حاکمیت قانون نشان خواهد داد که در کشورهای با کیفیت نهادی بالاتر، کارایی حمایت‌های صورت گرفته در کاهش نرخ ابتلا بیشتر بوده است.

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 Fiscalmeasures_i + \sum_{k=2}^{n-2} \beta_k X_{K_i} + \beta_{n-1} Ruleoflaw_i + \beta_n Fiscalmeasures_i . Ruleoflaw_i + u_i \quad (۲)$$

از تصریح دیگری نیز به صورت رابطه (۳) برای ارزیابی اثر کیفیت نهادهای بودجه‌ای به عنوان کانال تدوین، نظارت و اجرای سیاست‌های مالی برکارآیی اقدامات حمایتی بر اساس این فرضیه که کشورهای برخوردار از نهادهای بودجه‌ای با کیفیت‌تر، مدیریت بهتری بر منابع مالی داشته‌اند، استفاده شده است. در این تصریح برای کمی کردن کیفیت نهادهای بودجه‌ای از نتایج ارزیابی مدیریت مالیه عمومی کشورها بر اساس چارچوب PEFA[1] استفاده شده است.

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 Fiscalmeasures_i + \sum_{k=2}^{n-2} \beta_k X_{K_i} + \beta_{n-1} PEFA_i + \beta_n Fiscalmeasures_i . PEFA_i + u_i \quad (۳)$$

به‌منظور شناسایی اثر سیاست مالی بر نرخ ابتلا، ملاحظاتی در نظر گرفته شده‌اند که عبارت‌اند از:

- از تفاوت رفتار میان کشورها در تکانه برون‌زای شیوع کووید-۱۹ برای شناسایی استفاده شده است. این تکانه غیرقابل پیش‌بینی به صورت همزمان سیاست مالی و نرخ ابتلا را متاثر کرده است با این حال شدت واکنش کشورها همسان نبوده است. در نتیجه می‌توان از تفاوت‌های مقطعی برای شناسایی استفاده کرد.

1. Public Expenditure and Financial Accountability

- با توجه به آغاز واکسیناسیون به صورت تقریبی از ابتدای سال ۲۰۲۱ و انجام ناهمگن واکسیناسیون در کشورهای مختلف در این پژوهش تنها بر آمار ابتلا در سال ۲۰۲۰ تمرکز شده تا بتوان مستقل از دامنه واکسیناسیون و اثرگذاری آن به ارزیابی اثر حمایت‌های مالی صورت گرفته برکاهش نرخ ابتلا پرداخت.

- با توجه به آنکه افزایش نرخ ابتلا، انگیزه برای افزایش مخارج دولت را تشدید می‌کرده است، نگران علیت معکوس نیستیم. رابطه منفی معنادار میان سیاست مالی و نرخ ابتلا می‌تواند نشان‌دهنده اثرگذاری این سیاست باشد.

- بی‌توجهی به زمان اندازه‌گیری متغیرها می‌تواند رگرسیون را با مشکل درون‌زایی از جنس بایاس هم‌زمانی روبه‌رو سازد؛ برای مثال، اگر در اندازه‌گیری مجموع اقدامات مالی به صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی از مقدار تولید در سال ۲۰۲۰ استفاده شود، این متغیر خود تحت تاثیر تکانه ناشی از شیوع بیماری است و به علت وجود مشکل درون‌زایی هرگونه نتیجه‌گیری از دقت لازم برخوردار نخواهد بود. به منظور حل این مشکل از مقدار تولید در سال ۲۰۱۹ برای نسبی‌سازی اقدامات مالی استفاده شده است.

- فرض شناسایی علّی این است که پس از کنترل متغیرهای بیان شده، اقدامات مالی با سایر عوامل متغیر موثر بر نرخ ابتلا همبستگی نداشته باشد. یعنی سازگاری هر برآوردگری از β_1 بر اساس معادله بالا نیازمند برقراری شرط $[u_i|Fiscalmeasures_i] = 0$ است که از طریق افزودن متغیرهای کنترلی تامین می‌شود. ویژگی‌های کنترلی کشورها شامل سرانه تولید ناخالص داخلی در سال ۲۰۱۹ و مجذور آن، شاخص حاکمیت قانون، شاخص اعمال قرنطینه، نسبت جمعیت سالمند، نسبت هزینه‌های بهداشتی به تولید ناخالص داخلی، سرانه پزشکی، دما، شاخص دموکراسی و فاصله از چین هستند.

لزوم کنترل سرانه تولید ناخالص داخلی و مجذور آن به این واقعیت برمی‌گردد که میان کشورها به علل مختلفی که بیشتر از تفاوت در سطح درآمد سرانه تاثیر پذیرفته و شواهد نیز موید آن است در نرخ ابتلا به کرونا تفاوت وجود دارد. همین طور در کشورهای با درآمد سرانه بالاتر، دولت‌ها اقدامات حمایتی مالی گسترده‌تری (نسبت به تولید ناخالص داخلی همان کشور) انجام داده‌اندکه نشان از همبستگی هم‌زمان اقدامات مالی و نرخ ابتلا با سرانه تولید ناخالص داخلی دارد.

سازوکارهای مختلفی را می‌توان به‌عنوان علل احتمالی ارتباط‌های مشاهده شده برشمرد؛ از یک سو، کشورهای با سطح درآمد سرانه بالاتر اغلب تبادلات بین‌المللی بیشتری داشته‌اند که احتمال گسترش بیماری را افزایش می‌دهد و یا از منظر تعداد مبتلایان شناسایی‌شده با توجه به ظرفیت انجام تست‌های گسترده‌تر، انتظار می‌رود آمار ابتلای تایید شده بیشتری ثبت شده باشد. از سوی دیگر، از مسیر کیفیت بالاتر نهادها و زیرساخت‌ها در کشورهای با درآمد سرانه بالا و ظرفیت بیشتر در مقابله با شیوع بیماری، انتظار می‌رود نرخ ابتلا در این کشورها کمتر بوده باشد.

علاوه بر این، رابطه درآمد سرانه و میزان ابتلا می‌تواند غیرخطی باشد. سنجش همبستگی میان اقدامات مالی و نرخ ابتلا با درآمد سرانه و مجذور آن، نشان از یک رابطه درجه دوم منفی مطابق جدول (۱) دارد؛ به این صورت که در درآمدهای سرانه کم با افزایش درآمد سرانه، متغیر وابسته تا آستانه‌ای افزایش و پس از آن کاهش پیدا می‌کند. بنابراین، با یک ارتباط سهمی‌گون مواجه بوده و نیاز به کنترل مجذور درآمد سرانه در تصریح‌ها وجود دارد.

جدول ۱. ارتباط میان درآمد سرانه با نرخ ابتلا و هزینه‌کرد مستقیم دولت‌ها

عنوان	نرخ ابتلا			هزینه کرد مستقیم دولت‌ها		
	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)	(٦)
سرانه تولید ناخالص داخلی	۰/۰۳۵ ***		۰/۰۷۷ ***	۰/۰۷۸ ***		۰/۱٦۹ ***
مجذور سرانه تولید ناخالص داخلی		۰/۰۰۰۱ ***	-۰/۰۰۰۳ ***		۰/۰۰۰۸ ***	-۰/۰۰۱ ***
ضریب تعیین	۰/۱٦۰	۰/۰٤۱	۰/۲۳۷	۰/۱۷٤	۰/۱۰۲	۰/۲۱
تعداد کشورها	۱۸۱	۱۸۱	۱۸۱	۱۷۲	۱۷۲	۱۷۲

- تولید ناخالص داخلی ۲۰۱۹ بر اساس قیمت‌های ثابت و با واحد هزار دلار منظور شده است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

لزوم کنترل شاخص شدت اعمال سیاست‌های قرنطینه‌ای نیز از این واقعیت ناشی می‌شود که کشورها به شیوه مشابه و یا شدت یکسانی اقدام به مقابله با شیوع کرونا نکرده

و سطوح مختلفی از قرنطینه را اعمال کردند، بنابراین، لازم است از شاخصی به منظور کنترل تفاوت کشورها در شدت اعمال سیاست‌های قرنطینه‌ای استفاده شود.

نسبت جمعیت سالمند نیز دیگر متغیری بوده که کنترل آن برای جلوگیری از درون‌زایی ضروری به نظر می‌رسد، زیرا طبق انتظار هر چه جامعه سالمندتر باشد، میزان آسیب‌پذیری آن از نظر میزان شیوع و مرگ‌ومیر افزایش پیدا می‌کند.

نسبت هزینه‌های بهداشتی به تولید ناخالص داخلی نیز به تصریح‌ها اضافه شده تا تفاوت کشورها در زیرساخت‌های بهداشتی و درمانی کنترل شود. منظور از هزینه‌های بهداشتی شامل تمام مخارج انجام شده برای ارائه خدمات بهداشتی و کمک‌های اضطراری در حوزه سلامت بجز تامین آب آشامیدنی بهداشتی است. همچنین با استفاده از تعداد پزشک سرانه، بُعد دیگری از امکانات بهداشتی و درمانی که بیشتر صورت نرم‌افزاری دارد، کنترل می‌شود.

از دما نیز به عنوان متغیری که مطالعات اولیه اثرگذاری آن را نشان داده، استفاده شده است. همچنین فاصله از چین به عنوان کشور مبدا بیماری، لحاظ شده است، چراکه انتظار می‌رود کشورهای با فاصله بیشتر از چین، کمتر در معرض شیوع بیماری قرار گرفته باشند.

شاخص حاکمیت قانون نیز به منظور کنترل کیفیت نهادی کشورها در تصریح قید شده، چراکه با وجود همبستگی بالای آن با درآمد سرانه، درآمد، پوشش کاملی از وضعیت کیفیت نهادی ایجاد نکرده و نیاز به کنترل جداگانه آن وجود دارد.

شاخص دموکراسی نیز به عنوان متغیر کنترلی استفاده شده تا سازوکارهای سیاسی و اطلاع‌رسانی تاثیرگذار که در مطالعات مشابه اثر آن‌ها به تایید رسیده، لحاظ شود.

در جدول (۲) ضرایب تصریح‌هایی با متغیر وابسته نرخ ابتلا و متغیرهای کنترلی به‌عنوان تک متغیر مستقل گزارش شده است.

تمام متغیرهای بیان شده به غیر از فاصله از چین، ارتباط معنادار با نرخ ابتلا دارند. علامت برخی از ضرایب مثل نسبت جمعیت سالمند طبق انتظار بوده، اما ضرایبی مثل هزینه‌های بهداشتی و سرانه پزشکی مشابه شاخص اعمال قرنطینه که در بالا توضیح داده شد، رابطه‌ای مثبت را نشان می‌دهند که می‌تواند ناشی از انجام آزمون‌های گسترده‌تر و شناسایی بیشتر مبتلایان در کشورهایی با زیرساخت‌های بهداشتی بهتر باشد به صورتی که متغیرهای توضیحی مرتبط با بهداشت و درمان نتوانسته‌اند این ابعاد را پوشش دهند.

جدول ۲. ارتباط میان متغیرهای کنترلی و نرخ ابتلا

عنوان	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)	(٦)	(۷)	(۸)
شاخص حاکمیت قانون	۰/۹۷۷ ***							
شاخص اعمال قرنطینه		۰/۰۲٤۲ *						
نسبت جمعیت سالمند			۰/۱٥۸ ***					
نسبت هزینه‌های بهداشتی به GDP				۰/۲٤۸ ***				
سرانه پزشکی					٦/۰٥۱ ***			
دما						−۰/۱۱٥ ***		
شاخص دموکراسی							۰/۰۷٤ ***	
فاصله از چین								−۱٦/۸
ضریب تعیین	۰/۲۲۸	۰/۰۲۱	۰/۳۰۰	۰/۱۰۹	۰/۳۲۳	۰/۲٦۲	۰/۱۹٥	۰/۰۰۱
تعداد کشورها	۱۷٦	۱۷۲	۱۷۹	۱۷۹	۱۸۲	۱٦٥	۱٦٤	۱۸۰

– متغیر وابسته در تمام تصریح‌ها نرخ ابتلا است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵. داده‌های پژوهش

برای ایجاد بانک اطلاعاتی لازم که دربر گیرنده انواع اقدامات مالی دولت‌ها، اطلاعات مرتبط با شدت شیوع بیماری و ویژگی‌های مختلف کشورها باشد از ترکیب و پالایش داده‌های موجود در بانک‌های اطلاعاتی متنوعی استفاده شده است.

برای داده‌های مرتبط با اقدامات مالیه دولت‌ها در مقابله با تکانه کرونا از داده‌های بانک جهانی استفاده شده است. بانک جهانی اقدامات مالی دولت‌ها را در دو دسته اقدامات بالای خط و حمایت‌های نقدینگی[1] از یکدیگر تفکیک کرده است. منظور از اقدامات بالای خط آن دسته از حمایت‌ها بوده که اثرآن از مسیر افزایش هزینه‌ها و یا کاهش درآمدهای دولت به طور مستقیم در بودجه عمومی دیده می‌شود، اما حمایت‌های

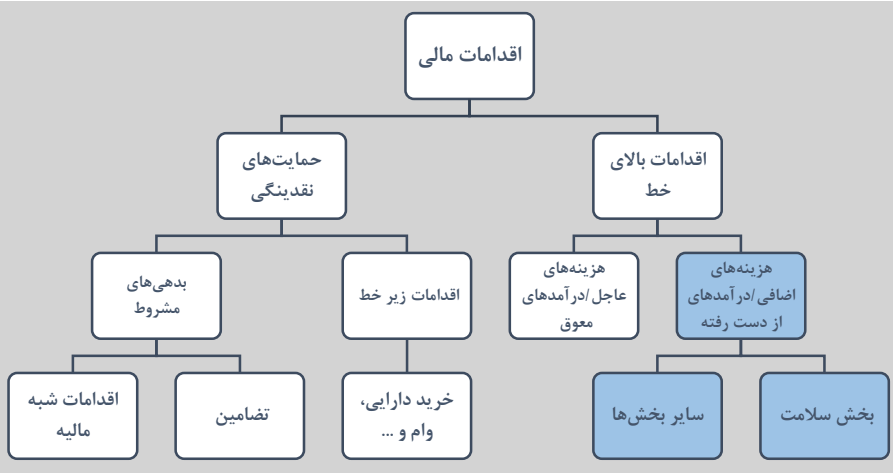
1. Liquidity supports

نقدینگی اشاره به تضامین و تعهداتی دارد که دولت‌ها جهت تسهیل فعالیت کسب‌وکارها و حمایت خانوارها بر عهده گرفته‌اند.

اقدامات بالای خط که محل توجه پژوهش حاضر قرار دارد خود به دو دسته هزینه‌های اضافی/ درآمدهای از دست رفته[1] و هزینه‌های عاجل/ درآمدهای معوق[2] تفکیک می‌شود؛ بخش اول به آن دسته از هزینه‌های جدیدی اطلاق می‌شود که صرف تحقیقات پزشکی و یا تقویت زیرساخت‌های بهداشتی، حمایت‌های درآمدی از خانوارها و بنگاه‌های آسیب‌دیده شده‌اند و یا درآمدهایی که به علت کاهش نرخ‌های مالیاتی و یا اعطای معافیت‌ها از دسترس دولت‌ها خارج شده‌اند. بخش دوم نیز به آن دسته از هزینه‌ها و درآمدهای از پیش برنامه‌ریزی‌شده اشاره دارد که شیوع بیماری به ترتیب باعث تسریع در هزینه‌کرد یا تعویق در تحقق آن‌ها شده است. در شکل (۱) تقسیم‌بندی ارائه شده از سوی بانک جهانی برای انواع اقدامات حمایتی مالی دولت‌ها نشان داده شده است.

در پژوهش حاضر میزان اثرگذاری اقدامات حمایتی دولت‌ها در بخش اول از اقدامات بالای خط که به اختصار از این پس هزینه‌کردهای مستقیم خوانده می‌شود و زیر بخش‌های آن (هزینه‌کردهای مستقیم با ارتباط مستقیم و یا غیرمستقیم با سلامت) بر کاهش نرخ ابتلا

شکل ۱. تقسیم‌بندی اقدامات حمایتی مالی بر شیوع کرونا



ماخذ: بانک جهانی

1. Additional spending/foregone revenues
2. Accelerated spending/deferred revenue

به بیماری کووید-۱۹ بررسی شده است. تمرکز بررسی بر این بخش از اقدامات حمایتی مالی دولت‌ها به علت وجود تعداد مشاهدات کافی و همچنین ارتباط مستقیم با سوال پژوهش نسبت به سایر اجزای اقدامات مالی بوده است. منظور از هزینه‌های به‌طور مستقیم مرتبط با امور سلامت آن دسته از هزینه‌ها است که صرف بهبود زیرساخت‌های بهداشتی مثل وسایل تست بیماری، تجهیزات حفاظت فردی، تخت‌های ایزوله، تخت‌های ICU، دستگاه‌های تنفس مصنوعی و یا افزایش بودجه بیمارستان‌ها، کاهش تعرفه واردات داروها و سایر اقلام لازم جهت مقابله با بیماری شده‌اند.

همچنین هزینه‌هایی که صرف مواردی مثل کمک‌های بلاعوض به مشاغل کوچک، کمک به مستاجران، حمایت‌های درآمدی از خانوارها و هزینه‌های ناشی از کاهش انواع پایه‌های مالیاتی و یا سایر موارد مشابه شده‌اند در دسته هزینه‌های با ارتباط غیرمستقیم با امور سلامت قرار می‌گیرند که انتظار می‌رود بر وضعیت سلامت جامعه در دوره شیوع بیماری تاثیرگذار بوده باشند. در جدول (۳) آمار توصیفی انواع اقدامات مالیه دولت‌ها در سال ۲۰۲۰ بر حسب نسبت از تولید ناخالص داخلی کشورها نشان داده شده است.

جدول ۳. آمار توصیفی نسبت انواع اقدامات مالیه دولت‌ها به تولید ناخالص داخلی

اقدامات مالیه و اجزای آن	تعداد مشاهده	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف استاندارد
۱,۱) هزینه‌های اضافی/ درآمدهای از دست‌رفته	۱۷۲	٤/۱	۲/۹	۱۸/۷	۰/۰۱	۳/۷
۱/۱/۱) بخش سلامت	۱۵۹	۰/۸	۰/۵	۵	۰	۰/۹
۱/۱/۲) سایر بخش‌ها	۱۵۹	۳/٤	۲/۳	۱۷/٦	-۰/۰٦	۳/۳
مجموع اقدامات مالیه	۵۵	۱۱/٦	۱۰/۰	٤۷/۷	۱/۳	۸/۹
۱) اقدامات بالای خط	٦۹	٦/۲	٤/۸	۲۵/۲	۰/۰٤	۵
۲) حمایت‌های نقدینگی	۱۰۸	٤/۲	۲/۵	۳۳/۰	۰	۵/۹
۱/۲) هزینه‌های تعجیل‌شده/ درآمدهای معوق	٦۹	۱/۷	۰/٦	۱۳/۹	۰	۲/۷
۲/۱) اقدامات زیرخط	۸۱	۰/۸	۰/٦	٤/۳	۰	۰/۹۳
۲/۲) بدهی‌های مشروط	۷۹	٤/۲	۲	۳۲/۸	۰	٦
۲/۲/۱) تضامین	۷۹	۳/٦	۱/۹	۳۲/۸	۰	۵/۳
۲/۲/۲) اقدامات شبه مالیه	۳٤	۲/۹	۱/۰	۲٦/٤	۰	٦

ماخذ: یافته‌های پژوهش

مجموعه دیگری از داده‌ها، داده‌های مرتبط با میزان ابتلای به کرونا، مرگ و میر ناشی از آن و همچنین اقدامات محدودکننده و یا حمایتی دولت‌ها با تواتر روزانه است که توسط مرکزی در دانشگاه آکسفورد گردآوری و انتشار پیدا کرده است. در جدول (۴)، آمار توصیفی از نرخ ابتلا، مرگ‌ومیر و میانگین شاخص اعمال قرنطینه در سال ۲۰۲۰ ارائه شده است.

جدول٤ . آمار توصیفی متغیرهای مرتبط با کرونا

متغیرهای مرتبط با کرونا	تعداد مشاهده	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف استاندارد
درصد نرخ ابتلا	۱۸٦	۱/٦	۰/۷	۱۰/۵	۰	۲
درصد نرخ مرگ‌ومیر	۱۷۳	۰/۰۳	۰/۰۰۹	۰/۲۸	۰	۰/۰٤
شاخص قرنطینه	۱۸٦	٤۹/۹	۵۱/۵	۷۱/۹	۰	۱۲/۳

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول (۵) نیز آمار توصیفی برخی از متغیرهای کنترلی و منبع آن‌ها بیان شده است.

جدول۵ . آمار توصیفی متغیرهای کنترلی

متغیرهای کنترلی	تعداد مشاهده	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف استاندارد	منبع
نسبت جمعیت سالمند	۱۸٤	۹/۰	٦/۸	۲۸/۰	۱/۱۵	٦/٤	بانک جهانی
شاخص‌حاکمیت قانون	۱۷۸	-۰/۰۸	-۰/۲۵	۲/۰۲	-۲/۳۵	۰/۹۹	gu.se
GDP سرانه به قیمت ثابت (هزار دلار)	۱۹۸	۱٦/۰۷	٦/۳۲	۱۸۳/۲٤	۰/۲۷	۲۳/۷۲	بانک جهانی
نسبت هزینه‌های بهداشتی به GDP	۱۸۰	٦/٤۲	٦/۲۵	۱۷/۵۵	۱/۵۹	۲/۷	بانک جهانی
سرانه پزشکی	۱۸۳	۰/۲۰	۰/۱٦	۰/۸٤	۰/۰۰۲	۰/۱۸	بانک جهانی
دما	۱٦۷	۱۸/۱	۲۱/٦	۲۸/۲	-۷/۱	۸/٤	statpedia.com
شاخص دموکراسی	۱٦٦	۱۹/۳۵	۱۹/٤۵	٤۷/۷۲	۰	۱۲/۰۲	v-dem.net
فاصله از چین	۱۹۷	۸۵۹٦	۷۸٤۳	۱۹٦٤۰	۱	٤۰۳۵	geodatos.net

ماخذ: یافته‌های پژوهش

٦. یافته‌های پژوهش

در جدول (۶) اثرات برآورد شده مجموع هزینه‌کردهای مستقیم دولت‌ها بر نرخ ابتلا گزارش شده است. متغیر وابسته در تمامی رگرسیون‌ها نرخ ابتلای تاییدشده است. تمامی تصریح‌ها شامل متغیرهای کنترلی سرانه تولید ناخالص داخلی و مجذور آن، نسبت جمعیت سالمند، شاخص حاکمیت قانون و شاخص شدت اعمال سیاست‌های قرنطینه‌ای هستند. به تناسب متغیرهای کنترلی دیگری مثل نسبت هزینه‌های بهداشتی به تولید ناخالص داخلی، سرانه پزشکی، دما، شاخص دموکراسی و فاصله از چین به تصریح‌ها اضافه شده تا میزان ثبات در معناداری ضریب هزینه‌کردهای مستقیم دولت‌ها با تغییر متغیرهای کنترلی سنجش شود.

بر اساس تصریح‌های نشان داده شده در جدول (۶) مجموع هزینه‌کردهای مستقیم دولت‌ها برای مقابله با شیوع بیماری کووید-۱۹ در صورت کنترل سایر متغیرهای تاثیرگذار، رابطه‌ای معنادار و منفی با نرخ ابتلای تایید شده داشته و این نتیجه نسبت به تغییر متغیرهای کنترلی ثبات قابل قبولی را نشان می‌دهد.

مطابق نتایج ارائه شده در جدول (۶) یک واحد درصد افزایش در نسبت هزینه‌کردهای مستقیم دولت‌ها به تولید ناخالص داخلی با کاهش تقریبا ۰/۰۸ واحد درصدی نرخ ابتلای تایید شده همراه شده است. این در حالی است که متوسط نرخ ابتلا در سال ۲۰۲۰ حدود ۱/۶ درصد بوده؛ یعنی در صورت ثابت بودن سایر شرایط با یک واحد درصد افزایش در نسبت حمایت‌های مالی مستقیم به تولید ناخالص داخلی، شاهد افت ۵ درصدی نرخ ابتلا می‌بودیم.

با وجود انتظار اولیه مبنی بر ارتباط منفی میان شدت قرنطینه و نرخ ابتلا، شاهد ارتباطی مثبت میان این دو متغیر حتی در حضور سایر متغیرهای تاثیرگذار هستیم. این ارتباط مثبت را باید ناشی از سازوکار علیت معکوس دانست با این توضیح که کشورهای با ابتلای فراگیرتر، اقدام به سیاست‌های قرنطینه‌ای سخت‌گیرانه‌تری کرده‌اند و یا در مورد ارتباط مثبت متغیر کنترلی سرانه پزشکی و نرخ ابتلا می‌توان آن را ناشی از سازوکار شناسایی بیشتر مبتلایان در کشورهایی دانست که بسترهای سلامت قوی‌تری دارند.

جدول ٦. اثرات هزینه‌کردهای مستقیم دولت‌ها بر نرخ ابتلا

عنوان	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)
هزینه‌کردهای مستقیم دولت‌ها	۰/۰۷۳*	−۰/۰۷۹*	−۰/۰۸۰*	−۰/۰۷۸*	−۰/۰۳٦
	(۰/۰۳۹)	(۰/۰٤۲)	(۰/۰٤۱)	(۰/۰٤۱)	(۰/۰٤۸)
سرانه تولید ناخالص داخلی ۲۰۱۹	۰/٤۸۳	−۱/۹۲	−۲/۱۹	−۱/۹۲	−۰/۷۷٤
	(۲/۲۰)	(۲/۷۲)	(۲/۸٥)	(۲/۸۸)	(۲/۹٤)
مجذور سرانه تولید ناخالص ۲۰۱۹	۲/۲۰۷	۳/۳۹۷	٤/٤۹۰*	٤/٤٦۹	۳/۳۸۱
	(۲/٦۷)	(۲/۷۳)	(۲/۸٤)	(۲/۸٦)	(۲/۸۹)
شاخص حاکمیت قانون	۰/۱۸۰	۰/۲٦۰	۰/۰۹۳	۰/۰۸۸	۰/۲٦٦
	(۰/۲٦۹)	(۰/۲۸۳)	(۰/۲۹٥)	(۰/۲۹۷)	(۰/۳۱۳)
شاخص اعمال قرنطینه	۰/۰۳۸***	۰/۰۳۲***	۰/۰۳۰***	۰/۰۲۹***	۰/۰۳۰***
	(۰/۰۱۰)	(۰/۰۱۰)	(۰/۰۱۰)	(۰/۰۱۰)	(۰/۰۱۰)
نسبت جمعیت سالمند	۰/۱۳۳***	۰/۰٦۷**	۰/۰۷۷*	۰/۰۸۱**	۰/۰۸۸**
	(۰/۰۲٦)	(۰/۰۳۳)	(۰/۰٤۰)	(۰/۰٤۰)	(۰/۰٤۰)
نسبت هزینه‌های بهداشتی به تولید ناخالص داخلی		۰/۰۸٦	۰/۰۷۲	۰/۰٤۸	۰/۰٤۹
		(۰/۰٥٥)	(۰/۰٥۸)	(۰/۰٦٤)	(۰/۰٦۳)
سرانه پزشکی		۳/۱۲۸***	۳/۱٤۰***	۳/۰۱۸**	۲/٥۷۰**
		(۱/۱٤۷)	(۱/۱۹٥)	(۱/۲۰۸)	(۱/۲۲۸)
دما			۰/۰۰۲	−۰/۰۰٥	−۰/۰۰٥
			(۰/۰۲۰)	(۰/۰۲۲)	(۰/۰۲۲)
شاخص دموکراسی			۰/۰۱٤	۰/۰۱۱	۰/۰۰۷
			(۰/۰۱٤)	(۰/۰۱٥)	(۰/۰۱٥)
فاصله از چین				۳۳/٤	٤۱/۳
				(۳٦/۸)	(۳٦/۸)
حاصل‌ضرب هزینه‌کردهای مستقیم دولت‌ها در شاخص حاکمیت قانون					−۰/۰٥۸*
					(۰/۰۳٤)
ثابت رگرسیون	−۱/٤۲۰**	−۱/٤٥٥**	−۱/٦۹۳*	−۱/٥۹٦*	−۱/۷۸۹**
	(۰/٥۹۲)	(۰/٦٥٥)	(۰/۸۷۳)	(۰/۸۸۷)	(۰/۸۸۸)
ضریب تعیین	۰/٤٤۳	۰/٤۸۰	۰/٥۲٤	۰/٥۲٥	۰/٥۳۷
تعداد کشورها	۱٤٦	۱٤٤	۱۳۱	۱۳۰	۱۳۰

- واحد مشاهدات کشور است.
- متغیر وابسته درصد نسبت ابتلای تایید شده به کل جمعیت کشورها است.
- جملات خطای استاندارد پایدار داخل پرانتزها گزارش شده‌اند.
- *** $p < ۰/۰۱$، ** $p < ۰/۰٥$ و * $p < ۰/۱$

ماخذ: یافته‌های پژوهش

برای متغیر پزشک سرانه به منظور اطمینان بیشتر از پایداری نتایج از ۳ حالت مختلف آخرین داده در دسترس و مقدار متوسط و میانه در سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۹ استفاده شد که نتایج پایدار بوده و از نظر معناداری تمامی ضرایب تغییری مشاهده نشد. همچنین در صورت استفاده از سرانه تخت‌های بیمارستانی به جای پزشک سرانه، نتایج مربوط به ضرایب اصلی تغییری نداشته است؛ هر چند که برخلاف پزشک سرانه، سرانه تخت‌های بیمارستانی خود رابطه معناداری را با نرخ ابتلا نشان نمی‌دهند.

در مورد شاخص دموکراسی با وجود آنکه در پژوهش کارابولات و همکاران (۲۰۲۱) ارتباط مستقیمی میان نرخ ابتلا و سطح دموکراسی شناسایی شده است، مطالعه حاضر ارتباط معناداری میان این دو متغیر نشان نمی‌دهد. به نظر می‌رسد دلیل اصلی این تفاوت لحاظ نشدن اقدامات مالی دولت‌ها به منظور مقابله با پیامدهای کرونا در مطالعه کارابولات باشد که نشان‌دهنده اهمیت این متغیر است.

همان‌طور که در جدول (۶) مشاهده می‌شود به منظور سنجش نقش کیفیت نهادی در میزان اثرگذاری هزینه‌های انجام گرفته از شاخص حاکمیت قانون استفاده شده است. با وجود آنکه این شاخص ارتباطی به صورت مستقیم با نرخ ابتلا نشان نمی‌دهد، اما با توجه به معنادار شدن ضریب مربوط به حاصل‌ضرب حاکمیت قانون در هزینه‌کردهای مستقیم دولت‌ها، می‌توان استنباط کرد که با بهبود کیفیت نهادی، کارآمدی هزینه‌های انجام شده در کاهش نرخ ابتلا افزایش پیدا کرده است.

اثرات برآورد شده مجموع هزینه‌های مستقیم با ارتباط غیرمستقیم با امور سلامت در جدول (۷) گزارش شده است. متغیر وابسته و متغیرهای کنترلی مشابه قبل هستند. هزینه‌های قرار گرفته در این دسته که سهم غالب را مطابق جدول (۳) از کل هزینه‌کردهای مستقیم دارند، رابطه‌ای معنادار، منفی و باثبات با نرخ ابتلای تایید شده نشان می‌دهند که از نظر میزان معناداری قوی‌تر از نتایج مربوط به مجموع هزینه‌کردهای مستقیم است.

مطابق نتایج می‌توان گفت که یک واحد درصد افزایش در نسبت هزینه‌های با ارتباط غیرمستقیم با سلامت به تولید ناخالص داخلی با کاهش ۰/۱۳ واحد درصدی نرخ ابتلای تایید شده همراه شده که با توجه به متوسط ۱/۶ درصدی نرخ ابتلا در سال ۲۰۲۰، می‌توان گفت همراه با هر یک واحد درصد افزایش در نسبت این نوع از هزینه‌ها به تولید ناخالص

جدول ۷. رابطه هزینه‌کردهای با ارتباط غیرمستقیم با سلامت با نرخ ابتلا

عنوان	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)
هزینه‌کردهای مستقیم دولت‌ها با ارتباط غیرمستقیم با امور سلامتی	-۰/۱۲۳**	-۰/۱۳۰***	-۰/۱۲۸**	-۰/۱۳۰**	-۰/۰۷۲
	(۰/۰٤۹)	(۰/۰٤۹)	(۰/۰٥۰)	(۰/۰٥۰)	(۰/۰٦۷)
سرانه تولید ناخالص داخلی ۲۰۱۹	-۰/۱۹۰	-۲/٦٦	-۳/۸۳	-۳/٤۸	-۲/۳٦
	(۲/۹۳)	(۲/۹۷)	(۳/۱٤)	(۳/۱٤)	(۳/۲٥)
مجذور سرانه تولید ناخالص ۲۰۱۹	۲/٥٥	٤/٤٤	٦/۲۱**	٥/۹٥*	٥/۱۲
	(۲/۹٦)	(۲/۹٥)	(۳/۰۸)	(۳/۰۸)	(۳/۱٤)
شاخص حاکمیت قانون	۰/۲۹۱	۰/۳۹۳	۰/۲۲۰	۰/۲۱٤	۰/۳۲۸
	(۰/۲۸٦)	(۰/۲۹۲)	(۰/۳۰۷)	(۰/۳۰٦)	(۰/۳۱۸)
شاخص اعمال قرنطینه	۰/۰۳۷***	۰/۰۳۱***	۰/۰۲۹***	۰/۰۲۷**	۰/۰۲٥**
	(۰/۰۱۰)	(۰/۰۱۰)	(۰/۰۱۰)	(۰/۰۱۰)	(۰/۰۱۰)
نسبت جمعیت سالمند	۰/۱٤۳***	۰/۰۷۲*	۰/۰۹۲**	۰/۰۹۹**	۰/۱۰۱**
	(۰/۰۲۹)	(۰/۰۳٦)	(۰/۰٤۲)	(۰/۰٤۲)	(۰/۰٤۲)
نسبت هزینه‌های بهداشتی به تولید ناخالص داخلی		۰/۰۹۰	۰/۰۸۳	۰/۰٤۷	۰/۰٤٦
		(۰/۰٥۷)	(۰/۰٦۰)	(۰/۰٦٥)	(۰/۰٦٤)
سرانه پزشکی		۳/۳۱۲***	۳/۲۸۱***	۳/۱۰۷**	۲/۷۷۹**
		(۱/۱۹٤)	(۱/۲۳٦)	(۱/۲۳۹)	(۱/۲٦۰)
دما			-۰/۰۰۳	-۰/۰۱۲	-۰/۰۱۰
			(۰/۰۲۱)	(۰/۰۲۳)	(۰/۰۲۳)
شاخص دموکراسی			۰/۰۱٤	۰/۰۰۹	۰/۰۰۷
			(۰/۰۱٦)	(۰/۰۱٦)	(۰/۰۱٦)
فاصله از چین				٦۰/٤	٦۲/٥
				(۳۹/۰)	(۳۸/۹)
حاصلضرب هزینه‌کردهای مستقیم دولت‌ها با ارتباط غیرمستقیم با امور سلامتی در شاخص حاکمیت قانون					-۰/۰٥۹
					(۰/۰٤٥)
ثابت رگرسیون	-۱/۲۹۰**	-۱/۳۳۲*	-۱/٦٥٥*	-۱/٥۱۰*	-۱/٥۸٦*
	(۰/٦۱٤)	(۰/٦۷۹)	(۰/۸۹٥)	(۰/۹۰۲)	(۰/۹۰۱)
ضریب تعیین	۰/٤٦٥	۰/٥۰٦	۰/٥٥٤	۰/٥٦۲	۰/٥٦۹
تعداد کشورها	۱۳۳	۱۳۲	۱۱۹	۱۱۸	۱۱۸

- واحد مشاهدات کشور است.
- متغیر وابسته درصد نسبت ابتلای تایید شده به کل جمعیت کشورها است.
- جملات خطای استاندارد پایدار داخل پرانتزها گزارش شده‌اند.
- *** $p < ۰/۰۱$، ** $p < ۰/۰٥$ و * $p < ۰/۱$

ماخذ: یافته‌های پژوهش

داخلی، متوسط نرخ ابتلا ۸ درصد کاهش یافته که قوی‌تر از اثر مجموع هزینه‌کردهای مستقیم است.

در جدول (۸)، اثرات برآورد شده دسته سوم از هزینه‌ها برکاهش نرخ ابتلا گزارش شده است. متغیر وابسته و متغیرهای کنترلی مشابه قبل هستند. همان‌طور که مشاهده می‌شود در ستون (۱) ضریب معنادار شده، اما با واردکردن متغیرهای کنترلی بیشتر در ستون‌های (۲) تا (۴)، ضریب مربوط به هزینه‌کردهای به طور مستقیم مرتبط با امور سلامت، معناداری‌اش را از دست می‌دهد. در ستون (۵) نیز با اضافه شدن حاصل‌ضرب این نوع از هزینه‌ها در شاخص حاکمیت قانون، ضریب متغیر مورد مطالعه با علامت مثبت معنادار شده است. به نظر می‌رسد این مشاهده با سازوکار احتمالی علیت معکوس مشابه تفسیر ارائه شده برای شاخص قرنطینه و یا سرانه پزشکی قابل تبیین باشد؛ به این صورت که چون کشورهایی که با شیوع گسترده‌تری روبه‌رو بوده‌اند، اقدام به هزینه‌کرد بیشتر به صورت مستقیم در امور مرتبط با سلامت کرده‌اند. در نهایت با کنترل سایر متغیرهای تاثیرگذار، ارتباط مثبتی میان میزان این نوع از هزینه‌های حمایتی و نرخ ابتلا مشاهده می‌شود.[۱]

با توجه به فقدان نمونه مشابهی در میان مقالات مروری که در آن اثر مستقیم اقدامات مالی بر کاهش نرخ ابتلا ارزیابی شده باشد، امکان مقایسه نتایج کمّی به دست آمده با نتایج پژوهش‌های مشابه وجود ندارد. برآیند نتایج نشان می‌دهد که حمایت‌های به عمل آمده در قالب کمک‌های بلاعوض به مشاغل کوچک، کمک به مستاجران، حمایت‌های درآمدی از خانوارها و هزینه‌های ناشی از کاهش انواع پایه‌های مالیاتی و یا سایر موارد مشابه در همراه ساختن کسب‌وکارها و خانوارها با سیاست‌های قرنطینه‌ای موفق بوده و توانسته به میزان به نسبت قابل قبولی، باعث کاهش نرخ ابتلا شود. با توجه به متوسط تقریبا ۳/۴ درصدی نسبت این نوع از هزینه‌ها به تولید ناخالص داخلی کشورها می‌توان گفت در صورت افزایش تقریبا ۳۰ درصدی حمایت‌ها (افزایش یک واحد درصد این نسبت)، متوسط نرخ ابتلا ۸ درصد کم شده و به دنبال آن نرخ مرگ و میر نیز کاهش می‌یافت.

---

۱. در صورتی که از متغیر هزینه‌کردهای مستقیم مرتبط با امور سلامت به منظور حذف علیت معکوس در تصریح با متغیر اصلی هزینه‌کردهای مستقیم به عنوان متغیر مستقل استفاده شود، معناداری ضریب هزینه‌کردهای مستقیم به شدت افزایش پیدا می‌کند. این مشاهده گواهی از ادعای بیان شده و نشانه‌ای از پایداری نتیجه به دست آمده در مورد ارتباط هزینه‌های صورت گرفته با کاهش نرخ ابتلا است.

جدول ۸. رابطه هزینه‌کردهای مرتبط با سلامت با نرخ ابتلا

عنوان	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)
هزینه‌کردهای مستقیم دولت‌ها مستقیما مرتبط با امور سلامتی	۰/۳۰۷*	۰/۲۵۳	۰/۲۹۳	۰/۳۰۱	۰/۳۲۲*
	(۰/۱۷٤)	(۰/۱۷۷)	(۰/۱۸۵)	(۰/۱۸۵)	(۰/۱۹۱)
سرانه تولید ناخالص داخلی ۲۰۱۹	−۲/۰٦	−٤/۲۸	−٥/۲۸*	−٤/۹٦	−٤/۷٦
	(۲/۹۳)	(۳/۰۰)	(۳/۱۷)	(۳/۱۸)	(۳/۲۲)
مجذور سرانه تولید ناخالص ۲۰۱۹	٤,٤	٦/۱۲**	۷/۸٤**	۷/٦۱**	۷/۳۸**
	(۲/۹۷)	(۲/۹۸)	(۳/۱۲)	(۳/۱۲)	(۳/۱۷)
شاخص حاکمیت قانون	۰/۱۹۹	۰/۲۹۸	۰/۱٤۷	۰/۱۳۹	۰/۲۰۱
	(۰/۲۸۷)	(۰/۲۹٥)	(۰/۳۱۰)	(۰/۳۱۰)	(۰/۳۳۸)
شاخص اعمال قرنطینه	۰/۰٤۰***	۰/۰۳۳***	۰/۰۳۲***	۰/۰۲۹***	۰/۰۳۱***
	(۰/۰۱۰)	(۰/۰۱۱)	(۰/۰۱۱)	(۰/۰۱۱)	(۰/۰۱۱)
نسبت جمعیت سالمند	۰/۱۳٦***	۰/۰٦۹*	۰/۰۸۲*	۰/۰۸۸**	۰/۰۹۰**
	(۰/۰۳۰)	(۰/۰۳۷)	(۰/۰٤۲)	(۰/۰٤۲)	(۰/۰٤۳)
نسبت هزینه‌های بهداشتی به تولید ناخالص داخلی		۰/۰۳٥	۰/۰۱۰	−۰/۰۲٦	−۰/۰۲۷
		(۰/۰٥۹)	(۰/۰٦۲)	(۰/۰٦۷)	(۰/۰٦۷)
سرانه پزشکی		۳/٤٦۸***	۳/٤۲۹***	۳/۲٥۸**	۳/۲۰٥**
		(۱/۲۱٦)	(۱/۲٥٥)	(۱/۲٥۹)	(۱/۲٦۸)
دما			۰/۰۰۸	−۰/۰۰٦	−۰/۰۰٥
			(۰/۰۲۲)	(۰/۰۲٤)	(۰/۰۲٤)
شاخص دموکراسی			۰/۰۲۲	۰/۰۱۸	۰/۰۱٦
			(۰/۰۱٦)	(۰/۰۱٦)	(۰/۰۱٦)
فاصله از چین				٥۹/٦	٥۹/۷
				(۳۹/۷)	(۳۹/۹)
حاصلضرب هزینه‌کردهای مستقیم دولت‌ها مستقیما مرتبط با امور سلامتی در شاخص حاکمیت قانون					−۰/۰۷۳
					(۰/۱٥۸)
ثابت رگرسیون	−۱/۸٦۰***	−۱/٥٥۲**	−۲/۰۰۷**	−۱/۸۸۱**	−۱/۹٦۲**
	(۰/٦۳۷)	(۰/۷۰۰)	(۰/۹۲۱)	(۰/۹۲۹)	(۰/۹٤۸)
ضریب تعیین	۰/٤٥۳	۰/٤۸٦	۰/٥۳۹	۰/٥٤٦	۰/٥٤۷
تعداد کشورها	۱۳۳	۱۳۲	۱۱۹	۱۱۸	۱۱۸

- واحد مشاهدات کشور است.
- متغیر وابسته درصد نسبت ابتلای تایید شده به کل جمعیت کشورها است.
- جملات خطای استاندارد پایدار داخل پرانتزها گزارش شده‌اند.
- *** $p < ۰/۰۱$، ** $p < ۰/۰٥$ و * $p < ۰/۱$

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همچنین همان طور که در بخش تصریح مدل اشاره شد به منظور سنجش نقش کیفیت نهادهای بودجه‌ای بر اثرگذاری هزینه‌کرد دولت‌ها در جهت مقابله با شیوع کرونا در ستون‌های (۱) و (۲) و همین‌طور (۳) و (۴) از جدول ۹، میان تصریح‌هایی با حضور متغیر نمایندگی‌کننده کیفیت نهادهای بودجه‌ای که میانگین نمرات محورهای هفت‌گانه در ارزیابی PEFA است و تصریح‌های بدون حضور این متغیر البته با محدود کردن تعداد نمونه به مشاهدات دارای نتایج ارزیابی PEFA مقایسه‌ای صورت گرفته است.

همان‌طور که در جدول (۹) مشاهده می‌شود در نمونه محدود شده که شامل کشورهای بیشتر با درآمد کم است، ارتباط معناداری میان هزینه‌های مستقیم دولت‌ها با نرخ ابتلا مشاهده نمی‌شود؛ مشاهده‌ای که در حضور شاخص کیفیت نهادهای بودجه‌ای و با متغیرهای کنترلی مختلف نیز تکرار شده است. همچنین در تصریح ستون (۵) از این جدول ضریب مربوط به حاصل‌ضرب هزینه‌کردهای مستقیم دولت‌ها در میانگین نمرات محورهای PEFA معنادار نشده است. می‌توان گفت در ستون (۵) از جدول (۶) نیز نتیجه‌ای هم‌خوان با جدول (۹) مشاهده شد که مجموع هزینه‌های صورت گرفته در صورتی اثرگذار بودند که وضعیت کیفیت نهادی از حدی بالاتر بوده وگرنه اثر معناداری مشاهده نمی‌شود. مقایسه نتایج ستون (۳) از جدول (۹) با ستون (۴) از جدول (۶) که تفاوت میان این دو محدود شدن نمونه مورد بررسی در جدول (۹) است، نشان می‌دهد علاوه بر بی‌معنا شدن ضریب مربوط به اقدامات مالی، معناداری شاخص قرنطینه و سرانه پزشکی نیز از دست رفته و به جای آن‌ها در تصریح جدید ضرایب مربوط به درآمد سرانه و مجذور آن معنادار شده است. مشاهده‌ای که نشان می‌دهد آنچه بیشترین توضیح‌دهندگی را از شرایط نرخ ابتلا در کشورهای به نسبت ضعیف‌تر دارد، درآمد سرانه در آن کشورها است.

توجه به این نکته ضروری است که تصریح ارائه شده در رابطه (۳) برای تمامی محورهای هفت‌گانه PEFA[1] تکرار شده که در مورد همگی آن‌ها ارتباط معناداری مشاهده نشد. به علت وجود بایاس در نمونه کشورهایی که نتایج ارزیابی مالیه عمومی آن‌ها در دسترس است، این نتیجه به کل کشورها قابل تعمیم نیست و تنها می‌توان گفت

---

۱. محورهای هفت‌گانه PEFA شامل قابلیت اطمینان بودجه، شفافیت مالیه عمومی، مدیریت دارایی‌ها و بدهی‌ها، بودجه‌ریزی و راهبردهای مالیه، پیش‌بینی پذیری و کنترل در اجرای بودجه، حسابداری و گزارش‌دهی و رسیدگی و حسابرسی است.

جدول ۹. رابطه هزینه‌کردهای مستقیم دولت‌ها بر نرخ ابتلا با در نظرگرفتن کیفیت نهادهای بودجه‌ای

عنوان	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)
هزینه‌کردهای مستقیم دولت‌ها	-۰/۰٦٤	-۰/۰٦٥	-۰/۰٥٥	-۰/۰٥٥	۰/۲۷۰
	(۰/۰٤۹)	(۰/۰٥۰)	(۰/۰٥۲)	(۰/۰٥۳)	(۰/۲۷٤)
سرانه تولید ناخالص داخلی ۲۰۱۹	۷/٥۲*	۷/٤۱*	۱۰/۲*	۱۰/۱*	۱۰/۷**
	(٤/۳۰)	(٤/۳٤)	(٥/۲۳)	(٥/۳۲)	(٥/۳۳)
مجذور سرانه تولید ناخالص ۲۰۱۹	-۱٤/۷***	-۱٤/٦***	-۱۸/۲***	-۱۸/۱***	-۱۸/۹***
	(٥/۳٤)	(٥/۳۹)	(٦/٦۱)	(٦/۷٥)	(٦/۷٥)
شاخص حاکمیت قانون	۰/۱۱۰	۰/۰۸۱	۰/۰٤۷	۰/۰۳۹	۰/۰۰۰۳
	(۰/۲٤۲)	(۰/۲٥۷)	(۰/۲٦۷)	(۰/۲۸۷)	(۰/۲۸۸)
شاخص اعمال قرنطینه	۰/۰۲۰**	۰/۰۱۹**	۰/۰۱٤	۰/۰۱٤	۰/۰۱٤
	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۰۹)	(۰/۰۰۹)	(۰/۰۰۹)
نسبت جمعیت سالمند	۰/۱۲۲***	۰/۱۲۱***	۰/۰۹۳*	۰/۰۹۲*	۰/۰۹۹*
	(۰/۰٤٤)	(۰/۰٤٥)	(۰/۰٥۲)	(۰/۰٥۲)	(۰/۰٥۳)
نسبت هزینه‌های بهداشتی به تولید ناخالص داخلی	۰/۱۱۹**	۰/۱۱٦**	۰/۰۷٥	۰/۰۷٤	۰/۰۷۳
	(۰/۰٤۹)	(۰/۰٥۰)	(۰/۰٥۷)	(۰/۰٥۸)	(۰/۰٥۸)
سرانه پزشکی	۲/۷۳۸**	۲/۷٦٦**	۲/٥٦۳	۲/٥۸۲	۲/۳۱۷
	(۱/۲۹٥)	(۱/۳۰٥)	(۱/٥۸۹)	(۱/٦۲۰)	(۱/٦۲۸)
دما			-۰/۰۲۳	-۰/۰۲۳	-۰/۰۲۸
			(۰/۰۲٦)	(۰/۰۲٦)	(۰/۰۲۷)
شاخص دموکراسی			۰/۰۱٦	۰/۰۱٦	۰/۰۱۸
			(۰/۰۱٦)	(۰/۰۱٦)	(۰/۰۱٦)
فاصله از چین			۳۳/۹	۳۳/۹	۳٤/۲
			(۳٦/۱)	(۳٦/٤)	(۳٦/۲)
میانگین نمرات محورهای PEFA		۰/۰۳٦		۰/۰۰۹	۰/۱۷۸
		(۰/۱۰۸)		(۰/۱۱۷)	(۰/۱۸۲)
حاصل‌ضرب هزینه‌کردهای مستقیم دولت‌ها در میانگین نمرات محورهای PEFA					-۰/۰٥۸
					(۰/۰٤۸)
ثابت رگرسیون	-۱/۷۰۲***	-۱/۸۷٥**	-۱/۱۷۳	-۱/۲۲٦	-۲/۱۱۸
	(۰/٥۸۲)	(۰/۷۷٤)	(۰/۹۲۱)	(۱/۱٤٤)	(۱/۳٥۷)
ضریب تعیین	۰/٥۸۱	۰/٥۸۲	۰/٦۱۰	۰/٦۱۰	۰/٦۱۹
تعداد کشورها	۸٤	۸٤	۷٦	۷٦	۷٦

- واحد مشاهدات کشور است.
- متغیر وابسته درصد نسبت ابتلای تایید شده به کل جمعیت کشورها است.
- جملات خطای استاندارد پایدار داخل پرانتزها گزارش شده‌اند.
- *** $p < ۰/۰۱$، ** $p < ۰/۰٥$ و * $p < ۰/۱$

ماخذ: یافته‌های پژوهش

که در مورد مجموعه کشورهایی که مورد ارزیابی PEFA قرار گرفته و البته این نتایج انتشار پیدا کرده که بیشتر کشورهایی با سطح توسعه‌یافتگی پایین هستند، شاهدی از تاثیرگذاری اقدامات مالی و نهادهای بودجه‌ای بر کاهش نرخ ابتلا به بیماری مشاهده نشد.

۷. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

نتایج بررسی‌های انجام‌شده نشان داد سیاست‌های مالی علاوه بر نقشی که در ثبات بخشی اقتصاد کلان می‌توانند ایفا کنند در شرایطی که تکانه‌های شدیدی مثل شیوع گسترده یک بیماری به جوامع وارد می‌شود، همچنان ابزاری قوی در دست سیاست‌گذاران هستند که می‌توانند با به‌کار بستن صحیح آن، اثرات سوء تکانه وارد آمده را کاهش دهند. در این مطالعه نشان داده شدکه سیاست‌های حمایتی مالی انجام شده در دوره شیوع کووید-۱۹ با همراه ساختن خانوارها و کسب‌وکارها در رعایت محدودیت‌های اعمالی موفق عمل کرده و شواهدی از کاهش نرخ ابتلا با کنترل سایر متغیرهای تاثیرگذار وجود دارد. همچنین نشان داده شد کیفیت نهادی در قالب شاخص حاکمیت قانون در کارآمدی هر چه بیشتر حمایت‌های مالی دولت‌ها نقش داشته و اگر حمایت مالی در بستری از نهادهای ضعیف انجام گیرد از اثرگذاری آن کاسته خواهد شد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Mohammad Hossein Jafari https://orcid.org/0009-0005-7558-7007
Amineh Mahmudzadeh https://orcid.org/0000-0002-1651-6429
Masoud Nili https://orcid.org/0000-0003-3775-0529

منابع

امجدی، محمدحسین، شکیبایی، علیرضا، جلایی، سید عبدالمجید. (۱۴۰۱). تاثیر نرخ ارز، نااطمینانی نرخ ارز و پاندمی کووید ۱۹ بر قیمت مسکن (مطالعه موردی: شهر تهران)، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷(۹۲)، ۲۴۱-۲۱۳.
https://doi.org.10.22054.ijer.2021.59405.955

رودری، سهیل و همایونی فر، مسعود. (۱۴۰۰) برر سی تاثیر شیوع ویروس کرونا بربازار سهام ایران با لحاظ تغییرات رژیم، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۷۸ (۲۰)، ۱۹۸-۲۲۹.
https://doi.org.10.22054.ijer.2020.51202.851

وقفی ُید، حسام، شهبازبگیان، امیر، نوربخش حسینی، زینب.(۱۳۹۹). تحلیل تاثیر بحران کرونا برنرخ ارز و طلا در اقتصاد ایران. مجله اقتصادی (دوماهنامه بررسی مسائل و سیاستهای اقتصادی). ۲۰ (۵ و ۶) ،۳۹-۶۱.
https://ejip.ir.article-1-1154-fa.html

References

Alesina, A., Hausmann, R., Hommes, R., & Stein, E. (1999). Budget institutions and fiscal performance in Latin America. *Journal of development Economics*, *59*(2), 253-273.
https://doi.org.10.1016.S0304-3878(99)00012-7

Alesina, A. F., & Perotti, R. (1999). Budget deficits and budget institutions. In Fiscal institutions and fiscal performance (pp. 13-36). *University of Chicago Press.*
http://www.nber.org.chapters.c8021

Amjadi, M. & Shakibaei, A. & Jalaei, A.(2022). The impact of exchange rate, exchange rate uncertainty, and COVID-19 pandemic on housing prices: A case study of Tehran. *Iranian Journal of Economic Research*, *27*(92), 213-241. [In Persian]
https://doi.org.10.22054.ijer.2021.59405.955

Bas, M. (2022). The impact of the COVID-19 pandemic on the residential real estate market on the example of Szczecin, Poland. *Procedia Computer Science*, *207*, 2048-2058.
https://doi.org.10.1016.j.procs.2022.09.264

Blanchard, O., & Summers, L. H. (Eds.). (2019). Evolution or revolution?: rethinking macroeconomic policy after the Great Recession. *Mit Press.*
https://doi.org.10.7551.mitpress.11734.001.0001

Cabezon, E., & Prakash, T. (2008). Public financial management and fiscal outcomes in sub-Saharan African heavily-indebted poor countries. *IMF Working Papers*, *2008*(217). https://www.imf.org.external.pubs.ft.wp.2008.wp08217.pdf

Chudik, A., Mohaddes, K., & Raissi, M. (2021). Covid-19 fiscal support and its effectiveness. *Economics Letters*, *205*, 109939. https://doi.org.10.1016.j.econlet.2021.109939

Deb, P., Furceri, D., Ostry, J. D., Tawk, N., & Yang, N. (2021). The effects of fiscal measures during COVID-19. https://B2n.ir.d75400

Elgin, C., Yalaman, A., Yasar, S., & Basbug, G. (2021). Economic policy responses to the COVID-19 pandemic: The role of central bank independence. *Economics Letters*, *204*, 109874. https://doi.org.10.1016.j.econlet.2021.109874

Fabrizio, S., & Mody, A. (2006). Can budget institutions counteract political indiscipline?. *Economic Policy*, *21*(48), 690-739. https://www.jstor.org.stable.3874045

Faria-e-Castro, M. (2021). Fiscal policy during a pandemic. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *125*, 104088. https://doi.org.10.1016.j.jedc.2021.104088

Filc, G., & Scartascini, C. (2004). Budget institutions and fiscal outcomes: ten years of inquiry on fiscal matters at the Research Department. *In presentation at the Research Department 10th Year Anniversary Conference. Office of Evaluation and Oversight. Inter-American Development Bank.* https://www.imf.org.external.pubs.ft.wp.2010.wp1080.pdf

Gourinchas, P. O., Kalemli-Özcan, Ş ., Penciakova, V., & Sander, N. (2021). Fiscal Policy in the Age of COVID: Does it 'Get in all of the Cracks?' (No. w29293). *National Bureau of Economic Research.* https://www.nber.org.papers.w29293

Hallerberg, M., & Wolff, G. B. (2008). Fiscal institutions, fiscal policy and sovereign risk premia in EMU. *Public Choice*, *136*, 379-396. https://www.jstor.org.stable.40270766

Karabulut, G., Zimmermann, K. F., Bilgin, M. H., & Doker, A. C. (2021). Democracy and COVID-19 outcomes. *Economics letters*, *203*, *109840*. https://doi.org.10.1016.j.econlet.2021.109840

Long, H., Chang, C. P., Jegajeevan, S., & Tang, K. (2022). Can Central Bank mitigate the effects of the COVID-19 pandemic on the macroeconomy?. *Emerging Markets Finance and Trade*, *58*(9), 2652-2669. https://doi.org.10.1080.1540496X.2021.2007880

Mulas-Granados, C., Onrubia, J., & Salinas-Jimenez, J. (2009). Do Budget Institutions Matter?: Fiscal Consolidation in the New EU Member States. *Eastern European Economics*, *47*(1), 60-91. https://www.jstor.org.stable.27740105

Njindan Iyke, B. (2020). The disease outbreak channel of exchange rate return predictability: Evidence from COVID-19. *Emerging Markets Finance and Trade*, *56*(*10*), 2277-2297. https://doi.org.10.1080.1540496X.2020.1784718

Perotti, R., & Kontopoulos, Y. (2002). Fragmented fiscal policy. *Journal of public economics*, *86*(2), 191-222. https://doi.org.10.1016.S0047-2727(01)00146-3

Roudari, S. Homayunifar, M. (2021). Investigating the impact of COVID-19 spread on the Iranian stock market using regime-switching models. *Iranian Journal of Economic Research*, *78*(20), 198-229. [In Persian] https://doi.org.10.22054.ijer.2020.51202.851

Topcu, M., & Gulal, O. S. (2020). The impact of COVID-19 on emerging stock markets. *Finance research letters*, *36*, 101691. https://doi.org.10.1016.j.frl.2020.101691

Vaghfi, H. Shabazbagian, A. Nourbakhsh, Z. (2020). Analysis of the impact of the Corona crisis on the exchange rate and gold in Iran's economy. *Economic magazine (bimonthly review of economic issues and policies). 20* (5.6), 39-61. [In Persian] https://ejip.ir.article-1-1154-fa.html

استناد به این مقاله: جعفری، محمد حسین، محمودزاده، امینه، نیلی، مسعود. (۱۴۰۲). اثر اقدامات مالی دولت‌ها بر نرخ ابتلا به کووید-۱۹، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، *۲۸ (۹۶)*، ۵۳-۸۵.

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

Iranian Journal of Economic Research
Volume 28, Issue 96, Fall 2023, 87-121
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2021.61543.999

ATU PRESS

Original Research
Received: 10/06/2021
Accepted: 07/09/2021
ISSN: 1726-0728
eISSN:2476-6445

The Effects of Global Financial Crises on the Trade Patterns of Iran and its Partners: Pseudo Poisson MLE Method

Seyedeh Marveh Nasersadrabadi — Ph.D. Student in Economics, Department of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

Farhad Ghaffari* — Associate Professor, Department of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

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

Abbas Memarnejad — Assistant Professor, Department of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

Abstract

The negative consequences of financial crises require the attention of economic policymakers and decision making centers.Therefore, considering the importance of the subject, the present study has investigated the effects of global financial crises on the trade patterns of Iran and its partners during the years 1995-2018.The variables have been estimated in the framework of the gravity model using the pseudo poisson maximum likelihood method.The findings show that the Asian financial crisis (1997) has an effective role in reducing the volume of trade but this result is the opposite in relation to the

---

* This paper is extracted from Ph.D. dissertation at Islamic Azad University, Science and Research Branch of Tehran.

Corresponding Author: ghaffari@srbiau.ac.ir

How to Cite: Nasersadrabadi, S.M., Ghaffari, F., Mohammadi, T., Memarnejad, A. (2023). The Effects of Global Financial Crises on the Trade Patterns of Iran and its Partners: Pseudo Poisson MLE Method. *Iranian Journal of Economic Research, 28 (96)*, 87-121.

American financial crisis (2007); Because instead of a threat, it has become an opportunity for the movement of business flows. In this situation, it seems that the difference in the intensity and type of impact of financial crises on trade patterns can be affected by the nature of the crisis or the region where the crisis started.

1. Introduction

Countries consistently grapple with economic and financial turmoil, which at specific junctures, can escalate into full-fledged financial crises (Moshiri & Nadali, 2013). These crises manifest as conditions where a significant number of financial institutions suddenly experience a substantial decline in the nominal value of their financial assets (Bonis et al., 1998). Given the historical recurrence of financial crises worldwide, it becomes imperative for economic policymakers and decision making centers to address and mitigate their adverse effects. This necessity stems from the detrimental impact that financial crises have on the real sector of economy (Kord-Zangeneh et al., 2019). Compounding the issue is the transnational nature of these crises, as they may transfer from one country to another. The transmission of financial crises occurs through various channels, including trade flows, foreign direct investment, commercial loans and financial aid (Massa & Velde, 2008). Among these channels, trade relations emerge as crucial communication pathways on a global scale, playing a pivotal role in influencing the performance of diverse economic sectors affected by financial crises.

Hence, understanding international trade patterns holds greater significance than any other phenomenon in the economy, particularly in times of crisis. Furthermore, drawing insights from the experiences of other nations aids in understanding how trade flows unfold in countries that have recently weathered financial crises (Santana-Gallego & Perez-Rodriguez, 2018). Financial crises impact on the trade in two ways. First, they exert a negative influence on trade by disrupting the trade balance. Then crises transfer from one affected country to another through interconnected trade links. Consequently, the extent to

which different countries engage with the global economy dictates the degree to which they are affected by the repercussions of a financial crisis.

As countries are interlinked through trade flows, in the event of a shock impacting one economy, it has the potential to extend to the entire network, indirectly influencing trade relations between countries. This connection is particularly crucial because a financial crisis can transfer to other economic sectors through fluctuations in exchange rate variables, exports, imports and changes in international commodity prices (Brave & Butters, 2011).

2. Materials and Methods

The gravity model, proposed by Tinbergen (1966) to explain bilateral trade flows, is distinctive for its emphasis on reflecting international relations. In the field of international trade studies, traditional challenges arise in estimating the gravity model. Specifically, when employing the ordinary least squares method for estimating the gravity model, there is a tendency to exclude zero statistical observations. This limitation stems from the conventional method's inability to compute a logarithm for the trade variable when trade between countries is not realized in certain years. Consequently, the omission of statistical observations in such instances renders it impossible to generate a zero logarithm. Moreover, when the model is estimated using the non-linear least squares method, there is a potential issue with the heterogeneity of variance, which can compromise the accuracy of interpretations based on the coefficients. Recognizing this challenge, Santos-Silva and Tenreyro (2006) introduced the Poisson pseudo maximum likelihood method to address the estimation of such models. A noteworthy aspect of this method is the non-elimination of zero statistical observations, ensuring unbiased and reliable estimation of variable coefficients. This is achieved by assigning equal weight to all statistical observations. Therefore, the method not only increases the number of statistical observations but also enhances the efficiency of the estimator.

The main estimation approach revolves around the Poisson pseudo maximum likelihood method, as explained by theoretical foundations and existing literature that detail the connection between financial crises and international trade. This approach draws inspiration from the works of Santos-Silva and Tenreyro (2006) as well as of Santana-Gallego and Perez-Rodriguez (2018). In this respect, the research model was delineated following the model proposed by Glick and Rose (2016), as shown in Equation (1).

$$LnT_{ijt} = \beta_1 + \sum CRI_{ijt} + \lambda_{it} + \lambda_{jt} + \lambda_{ij} + e_{ijt} \quad (1)$$

The present study aimed to investigate trade patterns by examining the volume of bilateral trade (total export and import) between Iran and its twenty trading partners. The analysis used annual data spanning from 1995 to 2018. The study developed the proposed model, leveraging the flexibility inherent in the gravity model as well as incorporating variables such as the logarithm of the Linder economic similarity index, the logarithm of Iran's and its trading partners' populations, the logarithm of the nominal exchange rate, the logarithm of geographical distance and financial crises. This comprehensive formulation is defined as the generalized gravity model expressed in Equation (2).

$$\begin{aligned} T_{ijt} = \beta_1 + \beta_2 LnLIN_{ijt} + \beta_3 LnPOP_{it} + \beta_4 LnPOP_{jt} \\ + \beta_5 LnER_{ijt} + \beta_6 LnDIS_{ijt} \\ + \sum CRI_{ijt} + \lambda_{it} + \lambda_{jt} + \lambda_{ij} + e_{ijt} \end{aligned} \quad (2)$$

3. Results and Discussion

Diagnostic tests are imperative before model estimation. Initially, the Chow test was employed to determine the suitable regression method. Subsequently, the Hausman test was used to decide between the methods of fixed effects or random effects.

Table 1. Diagnostic tests

Test	Statistics	Probability	Result
Chow	23.04	0.000	Null Hypothesis Rejected
Hausman	437.51	0.000	Null Hypothesis Rejected

Source: Research findings

The results outlined in Table 1 demonstrate the rejection of the null hypothesis in both the Chow and Hausman tests. To control the multilateral resistance to trade, the study estimated the coefficients of the variables by considering the country's annual fixed effects. The process was conducted within the framework of the gravity model, employing the Poisson pseudo maximum likelihood method (see below).

Table 2. Model estimation results

Variables	Coefficients	Standard deviation	Probability
CRIijt 1997	-0.179	0.000	***0.000
CRIijt 2007	0.135	0.000	***0.000
LnLINijt	-32.358	0.184	***0.000
LnPOPit	3.005	5.915	***0.000
LnPOPjt	0.111	0.100	***0.000
LnERijt	0.017	0.000	***0.000
LnDISijt	-0.400	0.000	***0.000
C	-52.430	0.113	***0.000
Number of obs = 240 R-Squared = 0.81 Pseudo Log Likelihood = -171.405			

*** Indicates the significance of the coefficients at the level of 1 percent.
Source: Research findings

The results provided in Table 2 reveal that global financial crises exerted a significant impact on the trade volume, yet the nature of their influence on trade patterns varies. Specifically, the findings indicated that the Asian financial crisis of 1997 played a substantial role in reducing the trade volume, while the outcome was opposite in the case of the American financial crisis of 2007.

The negative coefficient in the logarithm of the Linder economic similarity index indicates that the volume of trade increases as the per capita income difference decreases. Consequently, the countries with similar tastes or demand structures become the optimal markets for a country's export goods.

Conversely, the positive coefficient in the logarithm of the population of Iran and its trading partners signifies that an increase in population correlated with a rise in the trade volume. This association can be attributed to the utilization of a larger labor force, inherent in higher population figures, which positively affects the production of goods. The outcome is manifested in an increase in the trade volume.

The positive coefficient in the logarithm of the nominal exchange rate indicates an increase in trade volume corresponding to an increase in this variable. This pattern emerges because foreign goods become more expensive compared to domestic ones. Consequently, both domestic and foreign consumers are inclined to substitute Iranian goods with foreign alternatives. Conversely, the negative coefficient in the logarithm of geographical distance reveals that this variable exerted a negative impact on the trade volume. In other words, the greater the distance between countries, the higher the transportation costs. As a result, distant markets become less attractive for establishing trade relations.

4. Conclusion

The present study examined the effects of global financial crises on the trade patterns of Iran in relation its key trading partners. In this respect, the research used annual data from the studied countries during 1995–

2018, then the coefficients of the variables were estimated within the framework of the gravity model as well as the Poisson pseudo maximum likelihood method.
According to the findings, the examined countries experience the repercussions of financial crises, yet the magnitude and nature of their impact differ based on the specific characteristics of each crisis. In this context, the Asian financial crisis of 1997 played a significant role in reducing the trade volume in the countries under consideration, while the outcome was opposite in the case of the American financial crisis of 2007. Moreover, the positive coefficients of the variables specifically the logarithm of the Linder economic similarity index, the logarithm of the nominal exchange rate and the logarithm of the population of Iran and its trading partners underscore their favorable impact on the trade volume aligned with the increased trade flows in the countries. Given the negative coefficient in the logarithm of geographical distance, it is anticipated that trade with countries farther away from Iran will be comparatively lower. In fact, the majority of Iran's trade relations are established with neighboring countries. In light of these findings, it is recommended to implement trade policies that support export-oriented domestic production in the country. This approach, in addition to generating foreign currency income, can serve as a mitigating factor against the adverse effects of financial crises.

Keywords: Financial Crisis, Trade Patterns, Gravity Model, Poisson Pseudo Maximum Likelihood

JEL Classification: G01, F10, C50

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۳/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۱۶

eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

پژوهش‌های اقتصادی ایران

دوره ۲۸، شماره ۹۶، پاییز ۱۴۰۲، ۸۷-۱۲۱

ijer.atu.ac.ir

DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2021.61543.999

اثرات بحران‌های مالی جهانی بر الگوهای تجاری ایران و شرکای آن: روش شبه MLE پوآسون

سیده مروه ناصرصدرآبادی — دانشجوی دکتری اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

فرهاد غفاری* — دانشیار، گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

تیمور محمدی — استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

عباس معمارنژاد — استادیار، گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

چکیده

پیامدهای منفی بحران‌های مالی لزوم توجه سیاست‌گذاران اقتصادی و مراکز تصمیم‌ساز را برمی‌انگیزد. از این رو، با توجه به اهمیت موضوع مطالعه حاضر به بررسی بحران‌های مالی جهانی و تحلیل آثار آن بر الگوهای تجاری در کشور ایران و شرکای تجاری طی سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۹۵ پرداخته است. متغیرها در چارچوب مدل جاذبه و با استفاده از روش شبه حداکثر درست‌نمایی توزیع پوآسون برآورد شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد بحران مالی آسیا (۱۹۹۷) نقش موثری در کاهش حجم تجارت دارد اما این نتیجه در ارتباط با بحران مالی آمریکا (۲۰۰۷) برعکس است؛ چرا که به جای تهدید، به فرصتی مناسب در راستای تحرک جریان‌های تجاری تبدیل شده است. در این شرایط، به نظر می‌رسد تفاوت در شدت و نوع تاثیرگذاری بحران‌های مالی بر الگوهای تجاری می‌تواند متاثر از ماهیت بحران یا منطقه‌ای باشد که بحران از آنجا آغاز شده است.

کلید واژه‌ها: بحران مالی، الگوهای تجاری، مدل جاذبه، شبه حداکثر درست‌نمایی توزیع پوآسون

طبقه‌بندی JEL: G01, F10, C50

---

* مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رشته اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران است.

نویسنده مسئول: ghaffari@srbiau.ac.ir

۱. مقدمه

بحران‌های مالی مجموعه شرایطی هستندکه طی وقوع آن‌ها تعداد زیادی از نهادهای مالی به طور ناگهانی بخش بزرگی از ارزش اسمی دارایی‌های مالی خود را از دست می‌دهند (Bonis, et al., 1998). بحران بانکی[1]، بحران بدهی[2]، بحران تراز پرداخت‌ها[3] و بحران ارزی[4] مترادف با مفهوم بحران مالی تعریف می‌شوند (نیلی، ۱۳۸۴). از آنجا که وقوع بحران‌های مالی پدیده‌ای جدید در جهان نیست؛ از این رو، کنترل پیامدهای منفی آن لزوم توجه سیاست‌گذاران اقتصادی و مراکز تصمیم‌ساز را برمی‌انگیزد. این موضوع از آن جهت طرح مسئله است که بحران‌های مالی بر عملکرد بخش واقعی اقتصاد تاثیر منفی دارند. در این زمینه، به هر میزان کشورها از لحاظ اقتصادی به یکدیگر وابسته‌تر باشند، تاثیرپذیری آن‌ها از یکدیگر بیشتر خواهد بود (کرد زنگنه و همکاران، ۱۳۹۹). عاملی که بحران‌های مالی را ناخوشایندتر می‌کند، انتقال آن از یک کشور به سایر کشورها است. انتقال بحران‌های مالی می‌تواند از طریق جریان‌های تجاری، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، وام‌های تجاری و کمک‌های مالی صورت گیرد (Massa & Velde, 2008). در این رابطه، بیشتر تاکید بر کانال‌های ارتباطی صادرات کالا و خدمات است؛ چرا که کشورهایی که صرفا متکی به صادرات کالا و خدمات هستند، ممکن است در تقابل با کاهش قیمت کالاهای صادراتی و به تبع آن کاهش درآمدهای ارزی حاصل از آن باشند که نتیجه آن به صورت کسری قابل ملاحظه در تراز پرداخت‌ها منعکس می‌شود (صادقی و حسن‌زاده، ۱۳۹۰).

صاحب‌نظران اقتصادی معتقد هستند روابط تجاری ایران در زمینه پیوند با اقتصاد جهانی با تناقض آشکاری مواجه است. در واقع، وضعیت مبهمی در خصوص جایگاه کشور ایران از نظر نوع برقراری مراودات تجاری و میزان تاثیرپذیری آن از اقتصاد جهانی وجود دارد؛ چرا که کشور ایران علاوه بر آن که وابسته به سایر کشورهاست در حاشیه اقتصاد جهانی نیز قرار دارد.

---

1. Banking Crisis
2. Debt Crisis
3. Balance of Payments Crisis
4. Currency Crisis

بررسی‌ها نشان داده در سال ۲۰۱۷ میزان صادرات و واردات کشور ایران به ترتیب حدود ۱۰۴ و ۹۷ میلیارد دلار بوده است که اگر مجموع آن بر تولید ناخالص داخلی که به میزان ۴۳۹ میلیارد دلار است؛ تقسیم شود، رقم ۴۶٪ به‌دست می‌آید. در این شرایط، می‌توان انتظار داشت هم‌زمان با وقوع بحران مالی، صادرات و واردات کشور کمتر تحت تاثیر قرار گیرد اما بحران مالی و رکود اقتصادی ناشی از آن، منجر به کاهش تقاضای جهانی در ارتباط با کالاهایی مانند نفت، مواد اولیه و محصولات صادراتی شده است. علاوه بر این، اقتصاد ایران تک محصولی و وابسته به صادرات نفت است؛ از این رو، کالاهای ساخته شده و صنعتی جایگاهی در بازارهای مالی ندارند. در نتیجه این میزان از مراودات تجاری، دلالت بر پیوند ضعیف کشور ایران با اقتصاد جهانی دارد(World Bank, 2017).

جریان‌های تجاری یکی از مهم‌ترین کانال‌های ارتباطی در جهان است که بحران‌های مالی از طریق آن بر عملکرد سایر بخش‌های اقتصادی تاثیرگذار هستند. بنابراین، شناخت الگوهای تجارت بین‌الملل بیشتر از هر پدیده دیگری در اقتصاد و طی مدت زمان وقوع بحران مالی حائز اهمیت است. علاوه بر آن، استفاده از تجربه سایر کشورها به درک این موضوع کمک خواهد کرد که چگونه جریان‌های تجاری در کشورهایی که به تازگی بحران‌های مالی را پشت‌سر گذاشتند، محقق می‌شود (Santana-Gallego & Perez-Rodriguez, 2018). با وجود آن‌که اقتصاد ایران از طریق کانال تجارت -به‌ویژه صادرات نفت- با سایر کشورها در ارتباط است اما می‌تواند تا اندازه‌ای به سمت این گرداب (بحران مالی) سوق داده شود؛ به طوری که موج تلاطم بحران به سایر بخش‌ها سرایت نماید و کل اقتصاد را تحت تاثیر قرار دهد. به این منظور، مطالعه حاضر به بررسی مباحثی می‌پردازد که وقوع بحران‌های مالی جهانی چه آثاری بر الگوهای تجاری در کشور ایران و شرکای تجاری دارند. در این راستا، متغیرها در چارچوب مدل جاذبه[1] و با استفاده از روش شبه حداکثر درست‌نمایی توزیع پوآسون[2] طی سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۹۵ برآورد شده است.

ساختار مطالعه حاضر به این ترتیب تدوین شده است که در ادامه مبانی نظری مورد بررسی قرار می‌گیرد. بخش سوم مروری بر پیشینه پژوهش از منظر مطالعات خارجی و

1. Gravity Model
2. Poisson Pseudo Maximum Likelihood (PPML)

داخلی دارد. بخش چهارم به بررسی بحران‌های مالی و متغیرهای کلان اقتصادی اختصاص یافته است. بخش پنجم ضمن معرفی روش‌شناسی پژوهش به برآورد مدل و تحلیل نتایج پرداخته است. در پایان، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری کلی از مهم‌ترین یافته‌های پژوهش ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری

کشورها همواره با تلاطم‌های اقتصادی و مالی مواجه هستند. این تلاطم‌ها در برهه‌های زمانی مشخص به بحران‌های مالی تبدیل می‌شوند. در واقع، بحران مالی فروپاشی بازارهای مالی است؛ شرایطی که در آن بازارهای مالی قادر نیستند وجوه را به اشخاصی انتقال دهند که از فرصت بهره‌وری بالاتر در سرمایه‌گذاری بهره‌مند باشند. از این رو، بحران مالی که نتیجه عملکرد نامطلوب بازارهای مالی است به انقباض شدید در فعالیت‌های اقتصادی منجر می‌شود (مشیری و نادعلی، ۱۳۹۲).

با فروپاشی سیستم برتون وودز[1] (۱۹۷۱) اقتصاد جهانی با بحران‌های مالی متعددی مواجه شده است. در این زمینه می‌توان به بحران‌های مالی آسیا (۱۹۹۷) و آمریکا (۲۰۰۷) اشاره کرد. بحران مالی آسیا که ابتدا در کشور تایلند به وقوع پیوست به علت ضعف نهادهای نظارتی، شکنندگی شدید در بازارهای مالی، عدم تعادل در ساختارهای اقتصادی و تحرک بیش از حد سرمایه‌گذاری در بخش غیرمولد به‌وجود آمده بود. در این شرایط، بیشتر کشورهای آسیای جنوب شرقی شاهد سقوط ارزش پول، افزایش بدهی و کاهش ارزش معاملات در بازار سهام بودند. پس از آن، بحران مالی سال ۲۰۰۷ به وقوع پیوست. این بحران از کشور آمریکا آغاز شد، سپس دامنه آن گسترش یافت و به بحران مالی جهانی تبدیل شد. پس از وقوع این بحران، اغلب کشورها زیان‌های غیرقابل جبرانی را متحمل شدند و به تبع آن، اقتصاد جهانی تحت تاثیر پیامدهای منفی آن قرار گرفت. بحران‌های مالی مشکلاتی مانند نرخ تورم بالا، کاهش تولید، افزایش نرخ بیکاری و کاهش قدرت خرید در کشور محل وقوع بحران ایجاد می‌کنند؛ مشخصه مشترک آن‌ها تلاطم بالا و انتقال به سایر کشورها است.

---

1. Bretton Woods System

به طور کلی می‌توان گفت، لزوم توجه درخصوص نحوه انتقال بحران‌های مالی به سایر کشورها حائز اهمیت است؛ چرا که مسئله اصلی آن است که بحران‌های مالی جهانی از چه مسیرهایی می‌توانند اقتصاد کشورهای مورد بررسی را تحت تاثیر قرار دهند. نائوده[1] (۲۰۰۹) کانال‌های تاثیرگذاری را به سه گروه طبقه‌بندی کرده است:

۱- ناتوانی بانک‌ها در پرداخت وام ۲- کاهش درآمدهای صادراتی ۳- کاهش جریان‌های مالی. کانال اول به علت محدویت‌های اعمال شده در ارتباط با بحران‌های مالی جهانی به‌وجود می‌آید که تاثیر به نسبت محدودی دارد. کانال دوم در کشورهای صادرکننده کالا و مواد خام موثر خواهد بود. کشورهایی که به منظور تسریع در توسعه اقتصادی به جریان‌های مالی خارجی وابسته هستند از طریق کانال سوم متاثر می‌شوند. بنابراین، می‌توان گفت بحران مالی یک پدیده آسیب‌زای اقتصادی است که تحلیل آثار آن بر متغیرهای کلان اقتصادی همواره مورد بررسی است. در این راستا، تجارت و فرآیندهای مرتبط با آن یکی از مهم‌ترین متغیرهایی هستند که تحت تاثیر پیامدهای بحران مالی قرار می‌گیرند.

بحران‌های مالی به دو روش بر الگوهای تجاری اثرگذار هستند. ابتدا با برهم زدن وضعیت تعادل تجاری تاثیر منفی بر تجارت دارند، سپس از طریق پیوندهای تجاری از یک کشور آسیب دیده به سایر کشورها منتقل می‌شوند. از این رو، بستگی به نوع تعاملی که کشورهای مختلف با اقتصاد جهانی دارند، تحت تاثیر پیامدهای بحران مالی قرار می‌گیرند. به عبارت دیگر، کشورهایی که بازارهای مالی آن‌ها با یکدیگر در ارتباط هستند به صورت مستقیم (از طریق بازارهای مالی) و کشورهایی که تعامل کمتری با بازارهای مالی جهانی دارند به صورت غیرمستقیم (از طریق تجارت) متاثر از بحران هستند. توجه به این موضوع ضروری است که تجارت می‌تواند از طریق تغییر در میزان صادرات و واردات بر تولید داخلی و از طریق درآمدهای ارزی بر عملکرد دولت اثرگذار باشد. بدیهی است با کاهش درآمدهای ارزی، مشکلات تراز پرداخت‌های کشور افزایش خواهد یافت؛ چرا که تداوم در رکود جهانی و همچنین کاهش شاخص قیمت کالاهای وارداتی، منجر به افزایش تقاضا در ارتباط با واردات کالا می‌شود. علاوه بر این، با فرض کنترل حجم واردات، ارزش دلاری کالاهای وارداتی به علت پایین آمدن هزینه واردات

1. Naude, W.

کاهش می‌یابد. بنابراین، پس از وقوع بحران، میزان صادرات به علت پایین آمدن شدید تقاضا در بازارهای صادراتی کاهش خواهد یافت، در نتیجه کشورها با کاهش درآمدهای ارزی و به تبع آن تاثیر منفی بر تراز پرداخت‌ها مواجه خواهند شد (شفیعی و صبوری دیلمی، ۱۳۸۸). ذکر این نکته ضروری است از آنجا که کشورها به واسطه جریان‌های تجاری با یکدیگر در ارتباط هستند در این شرایط اگر شوکی به یک اقتصاد وارد شود، ممکن است به کل شبکه گسترش یابد و به صورت غیرمستقیم بر روابط تجاری بین کشورها اثرگذار باشد؛ چرا که بحران مالی می‌تواند از طریق تغییر در متغیرهای نرخ ارز، صادرات، واردات و با تاثیرگذاری بر قیمت کالاها در سطح بین‌الملل به سایر بخش‌های اقتصادی منتقل شود (Brave & Butters, 2011).

بر اساس آنچه مطرح شد، می‌توان گفت نحوه برقراری مراودات تجاری کشورها با یکدیگر به منظور تبیین جایگاه بین‌المللی حائز اهمیت است. بنابراین، بایسته است کشور ایران نسبت به کنترل پیامدهای منفی ناشی از وقوع بحران‌های مالی اقدام نماید تا بتواند با تحول‌های اقتصادی هم راستا باشد.

۳. پیشینه پژوهش

علت وقوع بحران‌های مالی و بررسی آثار آن بر متغیرهای کلان اقتصادی همواره مورد توجه سیاست‌گذاران اقتصادی است. مروری بر مطالعات تجربی نشان داده است این ارتباط از طریق کانال‌های متعدد در کشورهای مختلف بررسی شده است. بخشی از این مطالعات بر مبنای تحلیل‌های آماری هستند که در این زمینه از روش‌های مختلف اقتصادسنجی استفاده شده است که در ادامه به مهم‌ترین آن‌ها اشاره خواهد شد.

بابکی و همکاران[1] (۲۰۱۲) با استفاده از روش میانگین‌گیری بیزی به بررسی علت وقوع هم‌زمان بحران‌های بانکی، ارزی و بدهی در کشورهای توسعه‌یافته طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۷۰ پرداختند. یافته‌ها نشان داده است بحران‌های بانکی و بدهی با یکدیگر مرتبط بوده و عموما مقدم بر بحران ارزی هستند اما وضعیت معکوس این رابطه صادق نیست.

1. Babecky, M., et al.

جینگ[1] (۲۰۱۵) با استفاده از مدل لاجیت[2] و کاربرد شاخص فشار بازار پول[3] بحران‌های بانکی و ارزی منتخبی از ۹۴ کشور را طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۸۰ بررسی کرد. یافته‌ها نشان داده است رابطه علیت دوطرفه بین بحران‌های بانکی و ارزی وجود دارد. همچنین وقفه تورم و بدهی کوتاه‌مدت دولت، اثر مثبت بر بحران‌های بانکی و ارزی دارد.

آری و سرگیبوزان[4] (۲۰۱۶) با استفاده از مدل لاجیت ارتباط بین بحران‌های بانکی و ارزی در کشور ترکیه را طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۰ بررسی کردند. یافته‌ها نشان داده است بحران ارزی به علت افزایش بدهی خارجی، کسری بودجه دولت و شوک‌های خارجی به‌وجود آمده است اما بحران بانکی به علت عرضه بیش از اندازه پول ایجاد شده است.

مور و میرزایی[5] (۲۰۱۶) تاثیر بحران مالی جهانی بر رشد صنعت در منتخبی از ۸۲ کشور را طی سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۰۰ بررسی کردند. یافته‌ها نشان داده است شاخص‌های عملکرد صنعت پس از بحران افت شدید داشته و این تاثیر در صنایع به صورت ناهمگن اتفاق افتاده است. به عبارت دیگر، بحران در صنایعی که متکی به تامین مالی خارجی هستند، اثرات منفی بیشتری نشان داده است اما کشورهای کم درآمد و با درآمد متوسط به پایین، کمتر تحت تاثیر بحران قرار گرفتند.

گیل پرجا و همکاران[6] (۲۰۱۶) با استفاده از مدل جاذبه به بررسی تاثیر بحران بانکی بر تجارت در منتخبی از ۱۳۹ کشور طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۷۵ پرداختند. یافته‌ها نشان داده است بحران بانکی تاثیر منفی بر حجم تجارت در کشورهای با درآمد متوسط داشته اما این نتیجه در ارتباط با کشورهای کم درآمد و همچنین با درآمدهای بالا، برعکس است.

آرورا وکالسی[7] (۲۰۱۷) تاثیر بحران مالی بر تولید ناخالص داخلی را طی سال‌های ۲۰۱۳-۲۰۰۰ بررسی کردند. یافته‌ها نشان داده است صادرات تاثیر چشم‌گیری در رشد اقتصادی کشورهای عضو بریکس نسبت به هند دارد. علاوه بر این، تاثیر صادرات بر رشد

---

1. Jing, Zh.
2. Lojit Model
3. Money Market Pressure Index
4. Ari, A. & Cergibozan, R.
5. Moore, T. & Mirzaei, A.
6. Gil-Pareja, S., et al.
7. Arora, A. & Kalsie, A.

اقتصادی آمریکا هنگامی که هند به صورت جداگانه یا به عنوان بخشی از بلوک اقتصادی کشورهای عضو بریکس مورد بررسی قرار می‌گیرد، نتایج متفاوتی نشان داده است.

روزانته[1] (۲۰۱۸) با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری[2] تاثیر بحران مالی و شوک‌های کلان اقتصادی بر ترازنامه دولت را در منتخبی از ۲۷ کشور طی سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۹۹ بررسی کرده است. یافته‌ها موید تاثیر منفی بحران‌های مالی بر ارزش دارایی‌های مالی دولت هستند.

ایجفینگر و کاراتاس[3] (۲۰۲۰) با استفاده از مدل‌های باینری لاجیت و پروبیت دومتغیره[4] به بررسی ارتباط بین بحران‌های بانکی و ارزی در منتخبی از کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۸۵ پرداختند. یافته‌ها نشان داده است بحران بانکی مقدم بر بحران ارزی است. به عبارت دیگر، بحران ارزی به صورت غیرمستقیم و از طریق شوک‌های خارجی و بازارهای مالی بر احتمال وقوع بحران بانکی اثرگذار است.

زارعی و کمیجانی (۱۳۹۴) با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ[5] به شناسایی و پیش‌بینی بحران‌های بانکی کشور ایران طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۶۹ پرداختند. یافته‌ها نشان داده است نرخ رشد متغیرهای تولید ناخالص داخلی حقیقی، قیمت مسکن، نرخ ارز حقیقی، تسهیلات اعطایی به بخش غیردولتی و میانگین نرخ بهره حقیقی به عنوان مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار در احتمال وقوع بحران بانکی در کشور ایران مطرح هستند.

نصرالهی و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از مدل لاجیت به بررسی سیستم هشدار دهنده زودهنگام بحران ارزی طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۷ پرداختند. بررسی‌ها نشان داده است سیستم طراحی شده، عوامل موثر در احتمال وقوع بحران ارزی در اقتصاد ایران را تبیین کرده است. یافته‌ها موید آن است که بحران ارزی به علت عدم تعادل در بخش‌های مالی، عمومی و موازنه خارجی ایجاد شده است.

---

1. Ruzzante, M.
2. Vector Autoregressive Model
3. Eijffinger, S.C.W. & Karatas, B.
4. Binary Lojit & Bivariate Probit Models
5. Markov Switching Method

یزدانی و اسماعیلی (۱۳۹۶) با استفاده از روش سیستم معادلات هم‌زمان[1] تاثیر نشر بحران‌های مالی بر جریان‌های تجاری در کشورهای نوظهور را طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۰ بررسی کردند. یافته‌ها نشان داده است جریان‌های تجاری منجر به تسریع در نشر بحران‌های مالی و بحران‌های مالی موجب کاهش جریان‌های تجاری در کشورهای مورد بررسی شده است.

ابونوری و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از مدل لاجیت و کاربرد شاخص فشار بازار پول اصلاح شده به بررسی عوامل موثر در احتمال وقوع بحران بانکی در ۱۵۸ کشور منتخب طی سال‌های ۲۰۱۵-۱۹۹۸ پرداختند. یافته‌ها نشان داده است متغیرهای نسبت هزینه به درآمد سیستم بانکی، نسبت اعتبار داخلی به بخش خصوصی و نرخ تورم یکی از مهم‌ترین عوامل تاثیرگذار در احتمال وقوع بحران بانکی در کشورهای مورد بررسی هستند.

بیانی و محمدی (۱۳۹۸) با استفاده از روش میانگین‌گیری بیزی[2] به بررسی عوامل موثر در احتمال وقوع بحران‌های مالی طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۷۰ پرداختند. یافته‌ها نشان داده است بحران مالی در اقتصاد ایران معضلی چند بعدی دارد؛ چرا که متغیرهای مرتبط با سیاست‌های پولی، مالی و ارزی بر آن اثرگذار هستند.

محمودی‌نیا (۱۳۹۸) سیاست‌های پولی بانک مرکزی و تاثیر آن در احتمال وقوع بحران‌های بانکی در اقتصاد ایران را بررسی کرده است. برآورد با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ و کاربرد شاخص فشار بازار پول طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۵۲ انجام شده است. یافته‌ها نشان داده است سیاست‌های پولی بانک مرکزی، افزایش اعتبار و خلق نقدینگی نقشی موثر در احتمال وقوع بحران بانکی و حرکت نقدینگی به سمت فعالیت‌های نامولد داشته است.

عسگریان و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از مدل‌های لاجیت دوگانه و چندگانه[3] به بررسی احتمال وقوع بحران بانکی در منتخبی از ۳۷ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۹۴ پرداختند. یافته‌ها موید تاثیر مثبت متغیرهای نرخ تورم، نرخ بهره و تاثیر منفی متغیرهای رشد اقتصادی، تولید سرانه و جریان سرمایه در احتمال وقوع بحران بانکی هستند.

---

1. System of Simultaneous Equations Method
2. Bayesian Averagin Method
3. Double & Multiple Lojit Models

صادقی عمروآبادی و محمودی‌نیا (۱۳۹۹) با استفاده از مدل لاجیت به بررسی ارتباط بین بحران‌های بانکی، بدهی و ارزی در کشور ایران طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۵۹ پرداختند. یافته‌ها نشان داده است بحران‌های سه‌گانه بر یکدیگر اثرگذار هستند. به عبارت دیگر، تاثیر بحران‌های بانکی و ارزی بر بحران بدهی و همچنین تاثیر بحران‌های بانکی و بدهی بر بحران ارزی مثبت است.

مروری بر مهم‌ترین نتایج مطالعات تجربی نشان داده است در ارتباط با بحران‌های مالی پژوهش‌های متعددی در کشورهای مختلف انجام شده است. در این راستا، تعدادی متغیر معرفی شده است اما ترکیب متغیرها در مطالعات مختلف، متفاوت است. از این رو، پژوهش حاضر از چند جنبه با سایر مطالعات مرتبط با این حوزه متمایز است:

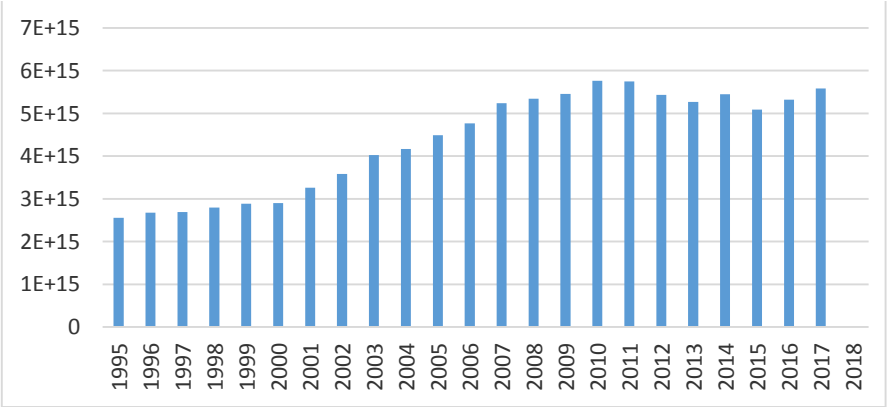
تفاوت اول در زمینه ماهیت متغیرها است؛ به طوری که از ترکیب هم‌زمان بحران‌های مالی جهانی در مدل جاذبه استفاده شده است. به عبارت دیگر، به جای تمرکز بر یک بخش از بحران مالی، تلاش شده است به بررسی آثار بحران‌های مالی آسیا (۱۹۹۷) و آمریکا (۲۰۰۷) بر الگوهای تجاری پرداخته شود. ذکر این نکته حائز اهمیت است اگر فقط ارتباط یک نوع بحران مالی بر تجارت بررسی شود، ممکن است اثرات متفاوت یا متضاد متغیرها قابل تشخیص نباشد؛ در حالی که استفاده هم‌زمان از بحران‌های مالی جهانی مطابق با آنچه در مطالعه حاضر انجام شده، منجر به تفسیردقیق‌تر ضرایب شده است. علاوه بر این، در اکثر مطالعات پیشین تنها به بررسی بحران‌های بانکی، ارزی و بدهی پرداخته است اما به تاثیر بحران‌های مالی جهانی بر الگوهای تجاری با استفاده از متغیرهای توضیحی مدل جاذبه از منظری که در مطالعه حاضر مدنظر بوده، کمتر توجه شده است.

تفاوت دوم درخصوص روش اقتصادسنجی استفاده شده در سایر مطالعات مرتبط با حوزه بحران‌های مالی است که به طورکلی برآوردگرهای مارکوف سوئیچینگ، رگرسیون لاجیت و مدل تعادل عمومی هستند اما در مطالعه حاضر از روش شبه حداکثر درست‌نمایی توزیع پوآسون استفاده شده است؛ چرا که یکی از مهم‌ترین کاربردهای استفاده از این روش، کمک به رفع مشکلات سنتی مربوط به برآورد مدل جاذبه است. بنابراین، در راستای برطرف کردن خلاء موجود در ادبیات موضوع، ضرورت انجام مطالعه حاضر مشخص می‌شود.

٤. بحران‌های مالی و متغیرهای کلان اقتصادی

بررسی پیامدهای منفی بحران‌های مالی بر عملکرد بخش واقعی اقتصاد یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های سیاست‌گذاران اقتصادی است. با توجه به این که علت وقوع بحران‌های مالی حائز اهمیت است؛ از این رو، منجر به توسعه روش‌هایی شده است که در این زمینه به شناسایی شاخص‌های پیش‌بینی‌کننده بحران‌های مالی کمک می‌کند. بنابراین، در این بخش تلاش شده است بحران‌های مالی و آثار آن بر مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی در چارچوب نتایج منعکس شده در نمودارهای (۱)، (۲) و (۳) بررسی شود.

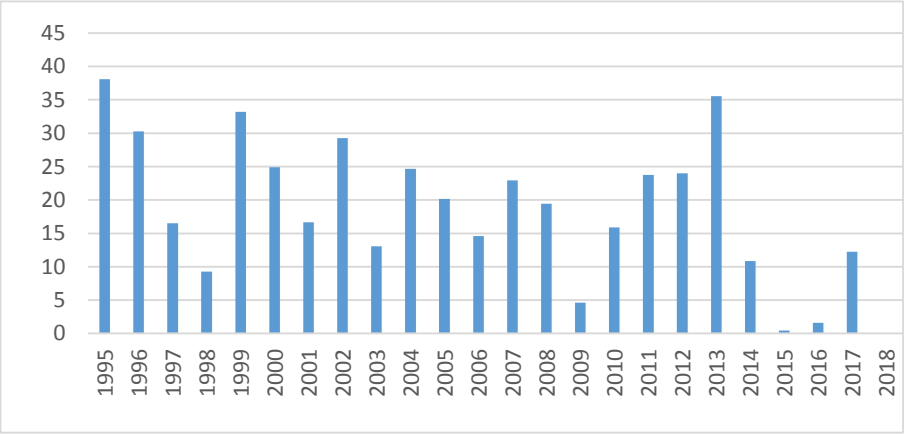
نمودار ۱. نرخ رشد بدهی



ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج ارائه شده در نمودار (۱) تاثیر بحران‌های مالی بر نرخ رشد بدهی در اقتصاد ایران را نشان می‌دهد. بر این اساس، پس از وقوع بحران مالی آسیا طی سال‌های ۱۹۹۹-۱۹۹۷ میزان نرخ رشد بدهی تقریبا در یک سطح قرار داشته و تغییر آشکاری مبنی بر افزایش یا کاهش در روند آن نسبت به سال‌های قبل از وقوع بحران مشاهده نشده است اما همزمان با وقوع بحران مالی آمریکا طی سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۰۷ و حتی پس از آن، میزان افزایش در نرخ رشد بدهی با روند صعودی همراه بوده است. بنابراین، می‌توان گفت بحران مالی آمریکا نسبت به بحران مالی آسیا، تاثیر بیشتری در افزایش نرخ رشد بدهی در اقتصاد ایران طی دوره مورد بررسی داشته است.

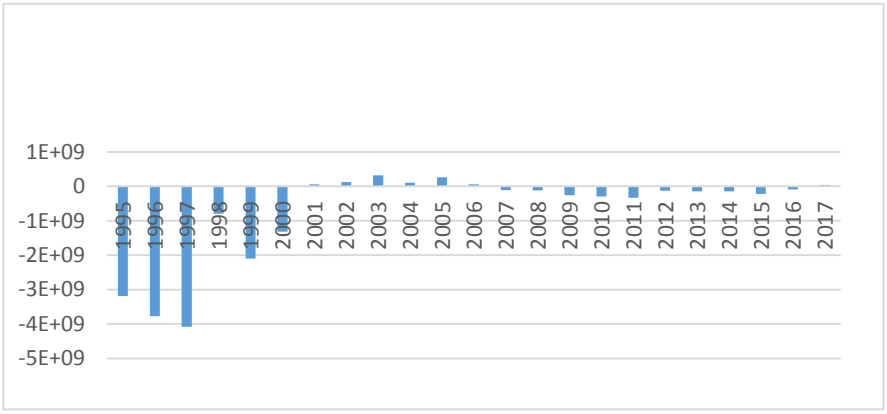
نمودار ۲. نرخ تورم



ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج ارائه شده در نمودار (۲) تاثیر بحران‌های مالی بر نرخ تورم را نشان می‌دهد. لازم به توضیح است اقتصاد ایران طی سال‌های مختلف با نوسان‌های متعددی به لحاظ افزایش و کاهش در میزان نرخ تورم که متاثر از بحران‌های مالی بوده، مواجه شده است. این تغییرات در مقایسه با سال‌های ابتدایی و انتهایی منتهی به بحران‌های مالی، موید آن است که نرخ تورم در اقتصاد ایران معضلی چند بعدی دارد؛ چرا که پس از وقوع بحران مالی آسیا طی سال‌های ۱۹۹۹-۱۹۹۷ نرخ تورم روند صعودی داشته اما پس از وقوع بحران مالی آمریکا طی سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۰۷ روند آن نزولی شده است.

نمودار ۳. خالص جریان‌های مالی دوطرفه



ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج ارائه شده در نمودار (۳) تاثیر بحران‌های مالی بر خالص جریان‌های مالی دوطرفه در اقتصاد ایران را نشان می‌دهد. در این رابطه، تاثیر بحران مالی آسیا (۱۹۹۷) نسبت به بحران مالی آمریکا (۲۰۰۷) در کاهش خالص جریان‌های مالی دوطرفه بیشتر است. به عبارت دیگر، میزان خالص جریان‌های مالی دوطرفه در اقتصاد ایران که متاثر از بحران مالی آسیا است طی سال‌های ۱۹۹۹-۱۹۹۷ منفی بوده و مقدار آن نسبت به بحران مالی آمریکا به طور مشخص پایین‌تر از خط قرار گرفته است.

با توجه به نتایج منعکس شده در نمودارهای (۱)، (۲) و (۳) می‌توان گفت، کشور ایران بیشترین میزان آسیب‌پذیری را هنگام وقوع بحران مالی آسیا (۱۹۹۷) از ناحیه افزایش نرخ تورم و کاهش خالص جریان‌های مالی دوطرفه متحمل شده است. علت تاثیر کمتر پیامدهای منفی بحران مالی آمریکا (۲۰۰۷) بر اقتصاد ایران نسبت به بحران مالی آسیا (۱۹۹۷) نشان‌دهنده مهار سریع بحران است؛ چرا که کشورهای غربی با مداخله سریع، اقدامات موثری مبنی بر کاهش انتقال اثرات منفی بحران به سایر کشورها انجام دادند.

۵. روش‌شناسی پژوهش

در این بخش ابتدا به معرفی مدل جاذبه می‌پردازیم و در ادامه، علت استفاده از روش شبه حداکثر درست‌نمایی توزیع پوآسون ارائه می‌شود.

مدل جاذبه اولین بار توسط تین‌برگن[1] (۱۹۶۶) به منظور تبیین جریان‌های تجاری متقابل استفاده شده است؛ چرا که یکی از مهم‌ترین مشخصه‌های مدل جاذبه، انعکاس روابط بین‌الملل است. از آنجا که اقتصاد جهانی همواره شاهد جریان‌های تجاری بین کشورها است، از این رو، ارتباط‌های دوطرفه استفاده از ابزاری نظام‌مند را لازم کرده است. در واقع، درک شهودی بسیاری از روابط اجتماعی و اقتصادی تا حدودی مشکل است، در نتیجه از قوانین علوم طبیعی برای توضیح این روابط استفاده می‌شود (Deardorff, 1998). مدل جاذبه یکی از این الگوها بوده که با استفاده از نظریه جاذبه نیوتن از فیزیک به حوزه مطالعات انسانی منتقل شده است. پژوهشگران ابتدا از این قانون برای آزمون پدیده اجتماعی مهاجرت که ویژگی آن انتقال یا جریان بین دو یا بیش از دو منبع است، استفاده کردند اما بعدها این معادله در مباحث اقتصادی وارد شده است.

معادله اولیه مدل جاذبه به صورت رابطه (۱) تصریح شده است که به تبیین روابط بین متغیرها پرداخته است. رابطه (۱) نشان می‌دهد در صورت ثبات سایر شرایط، مقدار نیرویی که دو جسم فیزیکی بر یکدیگر وارد می‌کنند با تولید ناخالص داخلی ارتباط مستقیم و با فاصله جغرافیایی بین دو کشور ارتباط معکوس دارد.

$$T_{ij} = \alpha_0 Y_i^{\alpha 1} Y_j^{\alpha 2} D_{ij}^{\alpha 3} \qquad (۱)$$

با اضافه کردن جزء خطای تصادفی به رابطه (۱) مدل جاذبه به صورت رابطه (۲) تصریح می‌شود.

$$T_{ij} = \alpha_0 Y_i^{\alpha 1} Y_j^{\alpha 2} D_{ij}^{\alpha 3} \eta_{ij} \qquad (۲)$$

---

1. Tinbergen, J.

به منظور تسهیل در برآورد ضرایب متغیرها، رابطه (۲) با استفاده از روش لگاریتم‌گیری به صورت رابطه خطی (۳) تصریح می‌شود.

$$LnT_{ij} = Ln\alpha_0 + \alpha_1 LnY_i + \alpha_2 LnY_j + \alpha_3 LnD_{ij} + Ln\eta_{ij} \qquad (۳)$$

در مطالعات مرتبط با حوزه تجارت بین‌الملل با مشکلات سنتی مربوط به برآورد مدل جاذبه مواجه هستیم. در این رابطه، می‌توان گفت اگر مدل جاذبه با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی[1] برآورد شود، منجر به حذف مشاهدات آماری صفر خواهد شد؛ چرا که یکی از محدودیت‌های استفاده از روش سنتی این است که چنانچه در بعضی از سال‌ها امکان تحقق تجارت بین کشورها وجود نداشته باشد و در واقع، مشاهدات آماری صفر برای تجارت ایجاد شود، در این شرایط نمی‌توان از متغیر تجارت به علت حذف مشاهدات آماری صفر لگاریتم گرفت. علاوه بر این، اگر مدل با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی[2] برآورد شود، ممکن است با مشکل ناهمسانی واریانس[3] مواجه شویم. در نتیجه تفسیرهایی که بر مبنای این ضرایب انجام می‌شود، دقیق نخواهد بود. بر این اساس، سانتوس سیلوا و تنریرو[4] (۲۰۰۶) روش شبه حداکثر درست‌نمایی توزیع پوآسون را برای برآورد این نوع الگوها معرفی کردند. یکی از ویژگی‌های حائز اهمیت این روش، عدم حذف مشاهدات آماری صفر و برآورد ضرایب متغیرها بدون تورش و قابل اطمینان به علت دادن وزن یکسان به تمام مشاهدات آماری است. از این رو، استفاده از آن منجر به افزایش تعداد مشاهدات آماری و کارایی برآوردگر می‌شود. همان‌طور که به آن اشاره شد، روش مورد اشاره دربردارنده مشاهدات آماری صفر است. به این مفهوم که حتی در صورت عدم تحقق تجارت بین کشورها در بعضی از سال‌ها، در این شرایط امکان لگاریتم‌گیری برای متغیرها وجود دارد؛ چرا که هنگام استفاده از این روش، مشاهدات آماری صفر با لگاریتم‌گیری حذف نمی‌شوند. در این رابطه، سانتوس سیلوا و تنریرو (۲۰۰۶) پیشنهاد

1. Ordinary Least Squares (OLS)
2. Nonlinear Least Squrres (NLS)
3. Heterogeneity of Variance
4. Santos-Silva, J.M.C. & Tenreyro, S.

دادند متغیر وابسته (تجارت) به صورت خطی و از واحد سطح[1] آن و متغیرهای مستقل به‌صورت لگاریتمی در مدل تصریح شوند.

با توجه به آنچه مطرح شد، در مطالعه حاضر چارچوب اصلی به منظور برآورد مدل بر مبنای روش شبه حداکثر درست‌نمایی توزیع پوآسون است که با توجه به مبانی نظری و ادبیات موضوع مبنی بر تاثیر بحران‌های مالی بر تجارت بین‌الملل تبیین شده است. روش مذکور برگرفته از مطالعات سانتوس سیلوا و تنریرو (۲۰۰۶) و سانتانا گالگو و پرز رودریجوز[2] (۲۰۱۸) بوده که در این زمینه، مدل پژوهش با استفاده از الگوی گلیک و رز[3] (۲۰۱۶) به صورت رابطه (۴) تصریح شده است.

$$LnT_{ijt} = \beta_1 + \sum CRI_{ijt} + \lambda_{it} + \lambda_{jt} + \lambda_{ij} + e_{ijt} \qquad (۴)$$

به منظور بررسی بحران‌های مالی جهانی و آثار آن بر الگوهای تجاری از حجم تجارت متقابل (مجموع صادرات و واردات) بین کشور ایران و بیست شریک تجاری آن استفاده شده است.[4] در راستای تشخیص درجه اهمیت و نحوه تاثیرگذاری هر یک از متغیرها بر جریان‌های تجاری، الگوی پیشنهاد شده با توجه به انعطاف‌پذیری مدل جاذبه، بسط یافته و با استفاده از متغیرهای لگاریتم شاخص مشابهت اقتصادی لیندر[5]، لگاریتم جمعیت کشور ایران و شرکای تجاری، لگاریتم نرخ ارز اسمی و لگاریتم فاصله جغرافیایی تحت عنوان مدل جاذبه تعمیم‌یافته به صورت رابطه (۵) تصریح شده است.

---

1. Level
2. Santana-Gallego, M. & Perez-Rodriguez, J. V.
3. Glick, R. & Rose, A. k.

۴. شرکای تجاری ایران کشورهای چین، امارات متحده عربی، کره جنوبی، هند، سوئیس، ترکیه، آلمان، ایتالیا، تایلند، فرانسه، پاکستان، هلند، سنگاپور، انگلیس، ژاپن، عمان، روسیه، برزیل، اسپانیا و مالزی هستند که بر اساس بیشترین میزان از حجم مبادلات تجاری و امکان دسترسی به اطلاعات مورد نیاز انتخاب شدند. در نمونه اولیه کشورهای افغانستان و عراق به‌عنوان شرکای تجاری ایران مدنظر بودند اما به علت عدم‌کفایت آماری از مدل حذف شدند؛ چرا که با توجه به تحریم‌های اقتصادی، بیشترین میزان از حجم تجارت ایران با کشورهای مورد اشاره به سال‌های اخیر و در واقع بعد از سال ۲۰۱۸ مربوط می شود. از آنجا که دوره زمانی پژوهش مربوط به سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۹۵ ا ست؛ از این رو، بخش عمده حجم تجارت ایران با کشورهای نامبرده خارج از محدوده زمانی پژوهش است.

5. Linder Economic Similarity Index

$$T_{ijt} = \beta_1 + \beta_2 LnLIN_{ijt} + \beta_3 LnPOP_{it} + \beta_4 LnPOP_{jt} + \beta_5 LnER_{ijt} + \beta_6 LnDIS_{ijt} + \sum CRI_{ijt} + \lambda_{it} + \lambda_{jt} + \lambda_{ij} + e_{ijt} \quad (۵)$$

توجه به این موضوع ضروری است در مطالعه حاضر متغیرها بر اساس داده‌های سالانه کشور ایران و شرکای تجای طی دوره ۲۰۱۸-۱۹۹۵ تعیین شده است که در ادامه به معرفی هر یک از آن‌ها به شرح جدول (۱) می‌پردازیم.

جدول ۱. متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	تعریف	منبع
تجارت بین‌الملل	T_{ijt}	مجموع صادرات و واردات کشورها بر حسب میلیارد دلار	World Bank
لگاریتم شاخص مشابهت اقتصادی لیندر	$LnLIN_{ijt}$	مجذور تفاضل تولید ناخالص داخلی سرانه دوکشور i,j برحسب قیمت ثابت سال ۲۰۱۱	World Bank
لگاریتم جمعیت کشور ایران	$LnPOP_{it}$	جمعیت کشور i بر حسب میلیون نفر	World Bank
لگاریتم جمعیت شرکای تجاری	$LnPOP_{jt}$	جمعیت کشور j بر حسب میلیون نفر	World Bank
لگاریتم نرخ ارز اسمی	$LnER_{ijt}$	نرخ ارز اسمی کشورها بر حسب میانگین دوره به دلار	World Bank
لگاریتم فاصله جغرافیایی	$LnDIS_{ijt}$	مسافت بین پایتخت کشور ایران از هر یک از شرکای تجاری بر حسب کیلومتر	CEPII
بحران‌های مالی جهانی	$\sum CRI_{ijt}$	مجموعه‌ای از متغیرهای دامی بحران مالی بر حسب طبقه‌بندی اعداد صفر و یک	Laeven and Valencia

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵-۱. برآورد مدل و تحلیل نتایج

با توجه به هدف مطالعه حاضر مبنی بر بررسی بحران‌های مالی جهانی و تحلیل آثار آن بر الگوهای تجاری، لازم است قبل از برآورد مدل، آزمون‌های تشخیصی انجام شود. برای این منظور، ابتدا از آزمون چاو[1] برای انتخاب بین هر یک از روش‌های رگرسیونی

1. Chow Test

داده‌های ترکیبی[1] یا داده‌های تابلویی[2] استفاده می‌شود. فرض صفر آزمون چاو مبتنی بر همگن بودن مقاطع و برابری عرض از مبدا و فرض مقابل موید غیرهمگن بودن مقاطع و نابرابری عرض از مبدا است. چنانچه فرض صفر در این آزمون پذیرفته شود، از روش داده‌های ترکیبی و در غیر این صورت از روش داده‌های تابلویی استفاده خواهد شد. در مرحله بعد با استفاده از آزمون هاسمن[3] درخصوص انتخاب بین روش اثرات ثابت[4] یا اثرات تصادفی[5] تصمیم‌گیری می‌شود. چنانچه فرض صفر در این آزمون پذیرفته شود از روش اثرات تصادفی و در غیر این صورت از روش اثرات ثابت استفاده خواهد شد.

جدول ۲. آزمون‌های تشخیصی

آزمون	آماره	احتمال	نتیجه
چاو	۲۳/۰٤	۰/۰۰۰	داده‌های تابلویی
هاسمن	٤۳۷/۵۱	۰/۰۰۰	اثرات ثابت

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج ارائه شده در جدول (۲) حاکی از رد فرض صفر در هر دو آزمون چاو و هاسمن است. در ادامه، به بررسی بحران‌های مالی جهانی و تحلیل آثار آن بر الگوهای تجاری در کشور ایران و شرکای تجاری آن طی سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۹۵ می‌پردازیم. همچنین به منظورکنترل مقاومت چند جانبه در برابر تجارت[6]، ضرایب متغیرها با لحاظ قید اثرات ثابت سالانه کشور[7] برآورد می‌شود. این ارتباط در چارچوب مدل جاذبه و با استفاده از روش شبه حداکثر درست‌نمایی توزیع پوآسون انجام شده است.[8] در ادامه به تحلیل نتایج جدول(۳) می‌پردازیم.

---

1. Pooling Data
2. Panel Data
3. Hausman Test
4. Fixed Effects
5. Random Effects
6. Control for Multilateral Resistance to Trade (CMRT)
7. Country Year Fixed Effects (CYFE)

۸. با توجه به رویه معمول سایر پژوهش‌ها که لازم است قبل از انجام برآورد مدل، ابتدا آزمون ریشه واحد برای متغیرها انجام شود، در مطالعه حاضر انجام آزمون ریشه واحد موضوعیت ندارد؛ چرا که ممکن است جریان‌های تجاری در بعضی از سال‌ها در کشورهای مورد بررسی (بر اساس موارد ذکر شده که قبلا به آن اشاره شد) محقق نشود. در نتیجه روند مشترک بین متغیرها به علت عدم وجود داده‌های آماری پیوسته، قابل احصاء نیست. لازم به توضیح است یکی از شرایط اولیه به منظور انجام آزمون ریشه واحد، تحقق شرایط ذکر شده است.

نتایج ارائه شده در جدول (۳) موید آن است که بحران‌های مالی جهانی تاثیر معنی‌دار بر حجم تجارت دارند اما نوع تاثیرگذاری هر یک از آن‌ها بر الگوهای تجاری متفاوت است. به عبارت دیگر، با توجه به علامت منفی ضریب بحران مالی آسیا (۱۹۹۷) می‌توان گفت با وقوع این بحران، حجم تجارت به میزان ۱۷۹٪ کاهش یافته است اما علامت مثبت ضریب بحران مالی آمریکا (۲۰۰۷) نشان داده است بحران مورد بحث، منجر به افزایش حجم تجارت به میزان ۱۳۵٪ شده است. در واقع، یافته‌ها نشان داده است بحران مالی آسیا (۱۹۹۷) نقش موثری در کاهش حجم تجارت داشته اما این نتیجه در ارتباط با بحران مالی آمریکا (۲۰۰۷) برعکس است؛ چرا که به جای تهدید، به فرصتی مناسب در راستای تحرک جریان‌های تجاری در کشورهای مورد بررسی تبدیل شده است. بنابراین، در این شرایط به نظر می‌رسد، تفاوت در شدت و نوع تاثیرگذاری بحران‌های مالی بر الگوهای تجاری می‌تواند متاثر از ماهیت بحران یا منطقه‌ای باشد که بحران از آنجا آغاز شده است.

جدول ۳. نتایج برآورد مدل

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	احتمال
$CRI_{ijt\ 1997}$	-۰/۱۷۹	۰/۰۰۰	***۰/۰۰۰
$CRI_{ijt\ 2007}$	۰/۱۳۵	۰/۰۰۰	***۰/۰۰۰
$LnLIN_{ijt}$	-۳۲/۳۵۸	۰/۱۸٤	***۰/۰۰۰
$LnPOP_{it}$	۳/۰۰۵	۵/۹۱۵	***۰/۰۰۰
$LnPOP_{jt}$	۰/۱۱۱	۰/۱۰۰	***۰/۰۰۰
$LnER_{ijt}$	۰/۰۱۷	۰/۰۰۰	***۰/۰۰۰
$LnDIS_{ijt}$	-۰/٤۰۰	۰/۰۰۰	***۰/۰۰۰
C	-۵۲/٤۳۰	۰/۱۱۳	***۰/۰۰۰
R-Squared = ۰/۸۱ Pseudo Log Likelihood = -۱۷۱/۴۰۵ Number of obs = ۲۴۰			

***معنی‌داری ضرایب متغیرها در سطح ۱ درصد

ماخذ: یافته‌های پژوهش

علامت منفی ضریب لگاریتم شاخص مشابهت اقتصادی لیندر نشان داده است با کاهش اختلاف درآمد سرانه، حجم تجارت به میزان ۳۲/۳۵۸ افزایش یافته است. به عبارت دیگر، تشابه بیشتر دو کشور در میزان کالاهای تقاضا شده، نشان‌دهنده پتانسیل تجاری

بزرگ‌تر خواهد بود. بر این اساس، بهترین بازار برای کالاهای صادراتی یک کشور ممالکی هستند که از سلیقه مشابه یا ساختار تقاضای یکسان بهره‌مند باشند. از این رو، هر چقدر ساختار تقاضای دو کشور مشابهت بیشتری با یکدیگر داشته باشد، تجارت بالقوه بین آن‌ها شدت بیشتری خواهد داشت.

علامت مثبت ضریب لگاریتم جمعیت کشور ایران و شرکای تجاری نشان داده است با افزایش جمعیت، حجم تجارت در کشور ایران و شرکای تجاری به ترتیب به میزان ۳/۰۰۵ و ۰/۱۱۱ بیشتر شده است. متغیر جمعیت، نماینده اندازه اقتصاد در کشورها است؛ به طوری که با بهره‌مند شدن از مزیت صرفه اقتصادی ناشی از مقیاس، کالاهای تولید شده با قیمت کمتری در بازارهای جهانی عرضه می‌شوند. از این رو، کشورهای مورد بررسی تمایل بیشتری به مراودات تجاری دارند؛ چرا که استفاده بیشتر از نیروی کار با ویژگی جمعیت بالاتر، می‌تواند بر میزان کالاهای تولید شده اثر مثبت داشته باشد که نتیجه آن به صورت افزایش حجم تجارت منعکس می‌شود.

علامت مثبت ضریب لگاریتم نرخ ارز اسمی نشان داده است با افزایش این متغیر حجم تجارت به میزان ۰/۰۱۷ افزایش یافته است؛ چرا که کالاهای خارجی نسبت به داخلی گران‌تر شده، در نتیجه مصرف‌کنندگان داخلی و خارجی کالای ایرانی را جایگزین کالای خارجی خواهند کرد. در این شرایط، حجم تجارت (مجموع صادرات و واردات) به علت آن که افزایش صادرات بیشتر از کاهش واردات بوده، افزایش یافته است. از آنجا که انتظار داریم کشش قیمتی عرضه صادرات بزرگ‌تر از کشش قیمتی تقاضای واردات باشد؛ از این رو، با افزایش نرخ ارز امکان افزایش توان تولید برای کالاهای داخلی فراهم خواهد شد. علاوه بر این، بر اساس شرط مارشال- لرنر[1] اگر مجموع قدر مطلق کشش قیمتی عرضه صادرات و تقاضای واردات نسبت به نرخ ارز بزرگ‌تر از واحد باشد، افزایش نرخ ارز می‌تواند منجر به بهبود تراز تجاری شود.

علامت منفی ضریب لگاریتم فاصله جغرافیایی نشان داده است این متغیر به میزان ۰/۴۰۰ تاثیر منفی بر حجم تجارت دارد. به عبارت دیگر، به هر میزان فاصله کشورها از یکدیگر بیشتر باشد، هزینه حمل و نقل نیز بیشتر می‌شود. در نتیجه بازارهای دوردست

1. Marshal-Lerner

جذابیت کمتری برای مراودات تجاری دارند؛ چرا که متغیر فاصله عامل مهمی در الگوهای جغرافیایی تجارت محسوب می‌شود که خود متاثر از ماهیت کالا و نوع وسیله ارتباطی است. بنابراین، در صورت برابری سایر شرایط، کشورهای نزدیک‌تر به علت کاهش هزینه مبادلات بین‌المللی کالاها، در اولویت مراودات تجاری قرار دارند.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف مطالعه حاضر تمرکز بر علت وقوع بحران‌های مالی جهانی و بررسی آثار آن بر الگوهای تجاری کشور ایران در ارتباط با مهم‌ترین شرکای تجاری است. در این راستا، برآورد ضرایب متغیرها در چارچوب مدل جاذبه و با استفاده از روش شبه حداکثر درست‌نمایی توزیع پوآسون طی سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۹۵ انجام شده است.

یافته‌ها موید آن است که کشورهای مورد بررسی متاثر از پیامدهای بحران‌های مالی هستند اما شدت و نوع تاثیرپذیری هر یک از آن‌ها بر اساس ماهیت بحران‌های مالی، متفاوت است. در این زمینه، بحران مالی آسیا (۱۹۹۷) نقش موثری درکاهش حجم تجارت درکشورهای مورد بررسی داشته است اما این نتیجه در ارتباط با بحران مالی آمریکا (۲۰۰۷) برعکس است. پایین بودن میانگین سهم این‌کشورها از بازارهای مالی جهانی این تصور را ایجاد می‌کند که معضلات ناشی از بحران مالی آمریکا (۲۰۰۷) تاثیر اندکی بر اقتصاد کشورهای مورد بررسی دارد؛ چرا که بازارهای مالی این کشورها به علت عدم ادغام یا عدم تعامل با بازارهای مالی بین‌المللی، به نسبت کمتر از این بحران تاثیر گرفته است. به عبارت دیگر، این‌کشورها تحت تاثیر تحول‌های اقتصادی و به تبع آن پیامدهای بحران مالی قرار گرفتند اما به علت موقعیت خاص آن‌ها در اقتصاد جهانی، بحران مالی آمریکا (۲۰۰۷) به جای تهدید، به فرصتی مناسب در راستای تحرک جریان‌های تجاری تبدیل شده است. علاوه بر این، ممکن است مکانیسم تاثیرپذیری بازارهای مالی آن‌ها متفاوت باشد؛ به طوری‌که با یک وقفه زمانی، اثرات آن درکشورها منعکس شود. در این رابطه، می‌توان گفت کشورهای مورد بررسی کمترین میزان آسیب را از ناحیه بحران مالی آمریکا (۲۰۰۷) متحمل شدند اما ارتباط اقتصادی کشور ایران با سایر کشورها که از طریق کانال تجارت

و فرآیندهای مرتبط با آن انجام می‌شود در بلندمدت می‌تواند به انتقال پیامدهای منفی بحران مالی به داخل کشور منجر شود.

این موضوع باید مدنظر قرار گیرد که بحران مالی آسیا (۱۹۹۷) یک دفعه اتفاق نیفتاده است و بدون شک سیاست‌های اقتصادی گذشته کشورهای درگیر، در بروز آن سهیم هستند. با توجه به آن که سهم بیشتری از تعامل‌های اقتصادی کشورهای مورد بررسی با کشورهای همسایه و به طور خاص کشورهای شرق آسیا که مهم‌ترین شرکای تجاری ایران را تشکیل می‌دهند، انجام شده است؛ در این شرایط پیامدهای منفی بحران مالی آسیا (۱۹۹۷) به صورت افزایش قیمت و هزینه تبادل کالا و به تبع آن کاهش حجم تجارت منعکس می‌شود. بنابراین، شناخت مقدمات شکل‌گیری بحران‌های مالی می‌تواند برای سایر کشورها تجارب ارزنده‌ای به لحاظ کنترل پیامدهای منفی بحران مالی یا پیش‌بینی وقوع آن درآینده داشته باشد.

سایر یافته‌ها نشان داده است علامت ضرایب متغیرهای لگاریتم شاخص مشابهت اقتصادی لیندر، لگاریتم نرخ ارز اسمی و لگاریتم جمعیت کشور ایران و شرکای تجاری موید تاثیر مثبت آن‌ها بر حجم تجارت در راستای تحرک جریان‌های تجاری در کشورهای مورد بررسی هستند. همچنین با توجه به علامت منفی ضریب لگاریتم فاصله جغرافیایی می‌توان انتظار داشت تجارت با کشورهایی که فاصله بیشتری با ایران دارند، کمتر انجام شود. به عبارت دیگر، بخش عمده مراودات تجاری ایران با کشورهای همسایه محقق می‌شود.

بر اساس یافته‌های مطالعه حاضر، پیشنهاد قابل طرح آن است که سیاست‌های تجاری با هدف حمایت از صادرات محور بودن تولیدات داخلی اتخاذ شود تا جهت نیل به این منظور، کشور ایران بتواند علاوه بر تامین درآمدهای ارزی به عنوان یک اهرم تعدیل‌کننده در برابر پیامدهای منفی بحران‌های مالی اقدام نماید. بنابراین، برای رسیدن به این هدف لازم است کاهش وابستگی بودجه دولت به درآمدهای نفتی کشور در اولویت باشد؛ چرا که کاهش قیمت جهانی نفت که می‌تواند متاثر از وقوع بحران مالی باشد، ممکن است در شرایط خاص، دولت را در معرض کسری بودجه قرار دهد. از آنجا که رویکرد دولت برای جبران کسری بودجه، استقراض از نظام بانکی کشور است؛ از این رو، این معضل می‌تواند در قالب افزایش نرخ تورم، منجر به تشدید مشکلات اقتصادی شود.

درک این مباحث به منظور حفظ موقعیت اقتصادی کشور ایران در مجامع بین‌المللی حائز اهمیت است.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Seyedeh Marveh Nasersadrabadi https://orcid.org/0000-0002-2558-858X

Farhad Ghaffari https://orcid.org/0000-0002-9945-5720

Teymour Mohammadi https://orcid.org/0000-0003-4394-774X

Abbas Memarnejad https://orcid.org/0000-0002-5006-2993

منابع

ابونوری، اسمعیل، مهرگان، نادر و صفری، نفیسه. (۱۳۹۷). شناسایی عوامل موثر بر احتمال وقوع بحران‌های سیستم بانکی کشورهای منتخب جهان با استفاده از مدل پانل لاجیت، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۶ (۸۸)*، ۷- ۳۸.

بیانی، عذرا و محمدی، تیمور. (۱۳۹۸). عوامل موثر بر بحران‌های مالی در اقتصاد ایران: رویکرد میانگین گیری بیزی، *فصلنامه اقتصاد مقداری، ۱۶ (۲)*، ۱۴۵-۱۸۰. https://doi.org/10.22055/jqe.2019.28208.2017

زارعی، ژاله و کمیجانی، اکبر. (۱۳۹۴). شناسایی و پیش‌بینی بحران‌های بانکی در ایران، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، ۹ (۱)*، ۱-۲۳.

شفیعی، سعیده و صبوری دیلمی، محمدحسن. (۱۳۸۸). بررسی میزان اثرپذیری متغیرهای کلان اقتصاد ایران از بحران مالی جهانی، *فصلنامه بررسی‌های بازرگانی،۷ (۳۹)*، ۲-۱۶.

صادقی، حسین و حسن‌زاده، محمد. (۱۳۹۰). بررسی اثرات احتمالی بحران مالی جهانی بر درآمد خانوارهای شهری و روستایی ایران: رهیافت مدل تعادل عمومی قابل محاسبه، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی، ۴۶ (۲)*، ۷۹-۱۰۲.

صادقی عمروآبادی، بهروز و محمودی‌نیا، داود. (۱۳۹۹). وقوع هم‌زمان بحران‌های بانکی، بدهی و ارزی (بحران‌های سه‌گانه) در اقتصاد ایران و عوامل تعیین‌کننده آن طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۹، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۱۰ (۳۹)*، ۱۸۷-۲۴۰.
https://doi.org/10.29252/jemr.10.39.187

عسگریان، محمدرضا، دائی کریم‌زاده، سعید و شریفی رنانی، حسین. (۱۳۹۹). *پیش‌بینی احتمال وقوع بحران‌های بانکی سیستماتیک در کشورهای منتخب در حال توسعه (رویکردی از مدل لاجیت چندگانه)*، *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۷ (۴)*، ۱۱۷-۱۳۸.
https://doi.org/10.22034/ECOJ.2021.42605.2760

کرد زنگنه، ناهید، آرمن، سید عزیز و منتظر حجت، امیرحسین. (۱۳۹۹). بررسی و مقایسه تاثیر بحران مالی جهانی بر اقتصاد ایران و ترکیه با استفاده از کاربرد روش (DSGE)، *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۹ (۳۵)*، ۱۷۷-۲۱۷.
https://doi.org/10.22084/aes.2020.20761.2998

محمودی‌نیا، داود. (۱۳۹۸). سیاست‌های پولی بانک مرکزی و نقش آن در بروز بحران‌های بانکی اقتصاد ایران در چارچوب شاخص تعدیل شده فشار بازار پول، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۷ (۸۹)*، ۶۱-۹۷.

مشیری، سعید و نادعلی، محمد. (۱۳۹۲). شناسایی عوامل موثر در بروز بحران بانکی در اقتصاد ایران، *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، ۱۳ (۴۸)*، ۱-۲۷.

نصرالهی، محمد، یاوری، کاظم، نجارزاده، رضا و مهرگان، نادر. (۱۳۹۶). طراحی یک سیستم هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی در ایران: رویکرد رگرسیون لجستیک، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی، ۵۲ (۱)*، ۱۸۷-۲۱۴.
https://doi.org/10.22059/JTE.2017.59617

نیلی، فرهاد. (۱۳۸۴). مقدمه‌ای بر ثبات مالی، *فصلنامه روند، ۶ (۴۵)*، ۲۵-۵۵.

یزدانی، مهدی و اسماعیلی، علی. (۱۳۹۶). تعامل جریان‌های تجاری و نشر بحران‌های مالی در کشورهای نوظهور: رویکرد معادلات هم‌زمان با متغیر وابسته گسسته در داده‌های تابلویی، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۲ (۷۰)، ۱۳۳-۱۷۳.
https://doi.org/10.22054/ijer.2017.7968

References

Abounouri, E., Mehregan, N., & Safari, N. (2018). Identifying factors affecting the probability of banking system crises in selected countries of the world using logit panel model, *Economic Researches & Policies Quarterly, 26 (88)*, 7-38. [In Persian]

Ari, A., & Cergibozan, R. (2016). The twin crises: Determinants of banking & currency crises in the turkish economy, *Emerging Markets Finance & Trade, 52 (1)*, 123–135. https://doi.org/10.1080/1540496X.2016.1105683

Asgarian, M., Daei-Karimzadeh, S., & Sharifi-Renani, H. (2021). Forecasting the possibility of systemic banking crises in selected developing countries (multiple logit model approach), *Applied Theories of Economics Quarterly, 7 (4)*, 117-138. [In Persian] https://doi.org/10.22034/ECOJ.2021.42605.2760

Arora, A., & Kalsie, A. (2017). Impact of US financial crisis on GDP of BRICS economies: an analysis using panel data approach, *Global Business Review*, *19* (2), 1-16. https://doi.org/10.1177/0972150917713509

Bayani, O., & Mohammadi, T. (2019). Factors affecting financial crises in Iran's economy: the bayesian averaging approach, *Quantitative Economics Quarterly*, *16 (2)*, 145-180. [In Persian] https://doi.org/10.22055/jqe.2019.28208.2017

Babecky, J., Havranek, T., Mateju, J., Rusnak, M., Smidkova, K., & Vasicek, B. (2012). Banking, debt & currency crises early warning indicators for developed countries, *working paper series*, No 1485, 1-43.

Bonis, R.D., Giustiniani, A., & Gomel, G. (1998). Crises & bail outs of banks & countries: interconnections, analogies, differences, available at ssrn: https://ssrn.com, 1-52.

Brave, S.A., & Butters, R.A. (2011). Monitoring financial stability: a financial conditions index approach, *Economic Perspectives*, *35 (1)*, 22-43.

Deardorff, A.D. (1998). Determinants of bilateral trade: does gravity work in a neoclassical world*?* the regionalization of the world economy, publisher: university of chicago press volume isbn: 0-226-25995-1, 6-31.

Eijffinger, S.C.W., & Karatas, B. (2020). Together or apart? the relationship between currency & banking crises, *Journal of Banking & Finance*, *119 (C)*,1-27. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2019.105631

Glick, R., & Rose, A.k. (2016). Currency unions & trade: a post-emu reassessment, *European Economic Review*, *87 (C)*, 78-91. https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2016.03.010

Gil-Pareja, S., Llorca-Vivero, R., & Martinez-Serrano, J.A. (2016). Does the degree of development matter in the impact of banking crises on international trade? *Review of Development Economics*, *21(3*), 829-848. https://doi.org/10.1111/rode.12284

Jing, ZH. (2015). On the relation between currency & banking crises in developing countries1980-2010, *The North American Journal of Economics & Finance*, *34 (C)*, 267-291. https://doi.org/10.1016/j.najef.2015.09.016

Kord-Zangeneh, N., Armen, S.A., & Montazer-Hojat, A.H. (2019). Investigating & comparing the impact of the global financial crisis on the economy of iran & turkey using the DSGE method, *Iranian Applied Economic Studies Quarterly*, *9 (35*), 177-217. [In Persian] https://doi.org/10.22084/aes.2020.20761.2998

Laeven, L., & Valencia, F. (2018). Systemic banking crises revisited, *IMF working paper*, WP/18/206,1-47.

Massa, I., & Velde, D.W. (2008). The global financial crisis: will successful african countries be affected?, *Overseas Development Institute*,1-29.

Mahmoudinia, D. (2019). Monetary policies of the central bank & its role in the occurrence of banking crises in iran's economy in the framework of the adjusted index of money market pressure, *Researches & Economic Policies Quarterly*, *27 (89)*, 61-97. [In Persian]

Moshiri, S., & Nadali, M. (2013). Identifying the effective factors in the banking crisis in iran's economy, *Economic Researches Quarterly*, *13 (48)*, 1-27. [In Persian]

Moore, T., & Mirzaei, A. (2016). The impact of the global financial crisis on industry growth, *The Manchester School*, *84 (2)*, 159-180. https://doi.org/10.1111/manc.12090

Naude, W. (2009). The financial crisis of 2008 & the developing countries, *Wider Discussion Paper*, No. 2009/01,1-20.

Nasrollahi, M., Yavari, K., Najarzadeh, R., & Mehregan, N. (2017). Designing an early warning system of currency crises in iran: logistic regression approach, *Economic Researches Quarterly*, *52 (1)*, 187-214. [In Persian] https://doi.org/10.22059/JTE.2017.59617

Nili, F. (2005). An introduction to financial stability, *Trend Quarterly*, *6 (45)*, 25-55. [In Persian]

Ruzzante, M. (2018). Financial crises, macroeconomic shocks & the government balance sheet: a panel analysis, *IMF working papers*, WP/18/93, 1-55.

Santana-Gallego, M., & Perez-Rodriguez, J.V. (2018). International trade, exchange rate regimes & financial crises, *North American Journal of Economics & Finance, 47 (C)*, 1-29. https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.11.009

Santos-Silva, J.M.C., & Tenreyro, S. (2006). The log of gravity, *The Review of Economics & Statistics, 88 (4)*, 641-658. https://doi.org/10.1162/rest.88.4.641

Sadeghi, H., & Hasanzadeh, M. (2011). Investigating the possible effects of the global financial crisis on the income of urban & rural households in iran: a calculable general equilibrium model approach, *Economic Researches Quarterly*, *46 (2)*, 79-102. [In Persian]

Sadeghi-Amroabadi, B., & Mahmoudinia, D. (2020). The simultaneous occurrence of banking, debt & currency crises (triple crises) in iran's economy & its determining factors during the period of 1359-1396, *Economic Modeling Researches Quarterly*, *10 (39)*, 187-240. [In Persian] https://doi.org/10.29252/jemr.10.39.187

Shafiee, S., & Sabouri-Deylami, M.H. (2010). Investigating the effectiveness of iran's macroeconomic variables from the global financial crisis, *Business Review Quarterly*, *7 (39)*, 2-16. [In Persian]

Tinbergen, J. (1966). Shaping the world economy: suggestions for an international economic policy, *The Economic Journal*, 76 (301), 92-95.

Yazdani, M., & Esmaeili, A. (2017). The interaction of trade flows & the spread of financial crises in emerging countries: simultaneous equations approach with discrete dependent variable in panel data, *Iranian Economic Researches Quarterly*, *22 (70)*, 133-173. [In Persian] https://doi.org/10.22054/ijer.2017.7968

Zarei, Zh., & Komeyjani, A. (2015). Identifying & predicting banking crises in iran, *Economic Modeling Quarterly*, 9 (1), 1-23. [In Persian]

https://www.worldbank.org

https://www.cepii.fr

استناد به این مقاله: ناصرصدرآبادی، سیده مروه، غفاری، فرهاد، محمدی، تیمور، معمارنژاد، عباس. (۱۴۰۲). اثرات بحران‌های مالی جهانی بر الگوهای تجاری ایران و شرکای آن: روش شبه MLE پوآسون، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، *۲۸ (۹۶)*، ۸۷-۱۲۱.

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

Iranian Journal of Economic Research
Volume 28, Issue 96, Fall 2023, 123-162
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2022.64527.1051

ATU PRESS

Original Research
Received: 30/10/2021
Accepted: 01/02/2022
ISSN: 1726-0728
eISSN:2476-6445

Investigating the Nonlinear Effect of Structural Labor Change on Carbon Dioxide Emissions in Iran's Provinces Using the Panel Quantile Model

Leyla Jabari — M.A. in Economics, Allameh Tabataba`i University, Tehran, Iran

Ali Asghar Salem * — Associate Professor of Economics, Allameh Tabataba`i University, Tehran, Iran

Abstract

Climate change, caused by the increase in the emission of carbon dioxide and other greenhouse gases, is one of the critical issues that mankind has faced and has created significant risks for both humans and the environment. In recent decades, many researchers have studied the factors that cause and affect carbon dioxide and their control. Among the factors affecting the emission of carbon dioxide, we can mention the structural labor change, which can play an important role in increasing the emission of carbon dioxide through the increase of industrial activities and economic growth. Therefore, in the present study, the effect of structural labor change on carbon dioxide emissions in Iran's provinces was investigated using the Quantile regression with non-additive fixed effects presented by Powell (2016). The results show that increasing labor transfer from the agricultural sector to other economic sectors, including services and industry, increases carbon dioxide emissions. Additionally, indirectly, the structural labor change index has a positive and significant effect on carbon dioxide emissions in Iran's provinces. The study also confirmed an inverse N relationship between carbon dioxide emissions and economic growth. The coefficients obtained for income inequality are negative and significant, while those for per capita energy consumption, industrialization, and urbanization are positive and significant.

*Corresponding Author: salem207@yahoo.com

How to Cite: Jabari, L., Salem, A. A. (2023). Investigating the Nonlinear Effect of Structural Labor Change on Carbon Dioxide Emissions in Iran's Provinces Using the Panel Quantile Model. *Iranian Journal of Economic Research, 28 (96),* 123-162.

1. Introduction

Since the early 1990s, the emission of carbon dioxide and other greenhouse gases has increased in most countries, aligning with economic growth. This has given rise to numerous challenges for humanity, inflicting detrimental effects on ecosystems across various parts of the world. The increase in carbon dioxide emissions over the past two decades has prompted researchers to delve into the factors influencing such emissions and their control. One significant factor influencing carbon dioxide emissions is the transfer of labor from the agricultural sector to other sectors. This transition is recognized as a hallmark of economic development, commonly referred to as a structural labor change in the field of development economics. Though most economic theories view the labor transfer as an indicator of socio-economic progress, this phenomenon also has disadvantages that can result in abnormal consequences affecting culture, the environment, society, and economy. Shao et al. (2021) and Yang et al. (2021) highlight it as a pivotal factor influencing carbon dioxide emissions and environmental degradation. Understanding the impact of this phenomenon on carbon dioxide emissions is crucial for formulating policies aimed at regulating the emitted carbon dioxide levels. In Iran, the transfer of labor from the agricultural sector to other economic sectors has risen, driven by diverse motives and concurrent with the expansion of urbanization and industrialization. This shift may entail numerous environmental challenges. Long-term statistics reveal that since 1956, the agricultural sector has lost its superiority, while the industrial and service sectors have experienced an increase in the number of workers. The disparity between the industry and services sectors compared to agriculture has widened (Mohinizadeh et al., 2019). However, in Iran, the impact of structural labor change on carbon dioxide emissions has not received significant scholarly attention. In this respect, the present research aimed to explore the nonlinear effects of structural labor change across 31 provinces in Iran during 2010–2020. The study first calculated the carbon dioxide emissions in each

province. Subsequently, the analysis focused on the impact of structural labor change, particularly the transfer of labor from the agricultural sector to other economic sectors, on carbon dioxide emissions in the provinces.

2. Materials and Methods

The study adopted the experimental model proposed by Liu et al. (2019) and Yang et al. (2021), utilizing the subform presented in Equation (1).

$$\begin{aligned} lnCO_{2\,i,t} = {} & \beta_0 + \beta_1 lnGDP_{i,t} + \beta_2 ln^2 GDP_{i,t} + \beta_3 ln^3 GDP_{i,t} \\ & + \beta_4 ln\ Ratioagr_{i,t} + \beta_5 lnGini_{i,t} + \beta_6 lnUrb_{i,t} \\ & + \beta_7 lnIndst_{i,t} + \beta_8 lnEC_{i,t} \\ & + \beta_9 ln(Ratioagr \times GDP)_{i,t} + \alpha_i + \eta_t + u_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

Equation (1) defines the following variables: lnCO_2 represents the logarithm of carbon dioxide emissions per capita; lnGDP signifies the logarithm of real GDP; ln^2GDP denotes the square of the logarithm of real GDP; ln^3GDP represents the cube of the logarithm of real GDP; lnRatioagr indicates the logarithm of structural labor change; lnGini is the logarithm of income inequality; lnUrb denotes the logarithm of urbanization; lnIndst is the logarithm of industrialization; and lnEC stands for the logarithm of energy consumption. Furthermore, lnRatioagr×GDP represents the logarithm of the interaction term between structural labor change and real GDP. This variable was incorporated into the model due to the indirect impact of structural labor change on carbon dioxide emissions. In addition to the variable of structural labor change, the study examined the effect of other explanatory variables on carbon dioxide emissions. These variables are summarized in Table 1.

Table 1. Introduction of explanatory variables

Variable	Description	Source
Structural labor change	The ratio represents the percentage of the working labor force in the agricultural sector compared to the total working population. A higher percentage indicates less change in the employment structure, while a lower percentage signifies more pronounced structural changes in the labor force.	Statistical Center of Iran
Energy consumption	Total energy consumption per capita, encompassing natural gas, kerosene, fuel oil, and gasoline (thousand liters).	Energy balance
Industrialization	The ratio of the added value of the industrial sector to the GDP (million rials)	Statistical Center of Iran
Economic growth	Real GDP (million rials).	Ministry of Economic Affairs and Finance
Income inequality	Gini coefficient of total consumption expenditure of urban and rural households in each province, weighted by population (percentage)	Statistical Center of Iran
Urbanization	The ratio of the urban population in each province to the total population of the province (percentage)	Statistical Center of Iran

3. Results and Discussion

Focusing on the transfer of labor from rural and agricultural areas to urban and industrial or service centers, the present study investigated the impact of this labor transfer on carbon dioxide emissions across 31 provinces in Iran during 2010–2020. First, the carbon dioxide emissions for each province were calculated. Then, the study introduced a model based on quantile regression with nonadditive fixed effects at varying quantile levels. The primary rationale behind employing this regression technique was to offer a detailed and comprehensive analysis of the model's response variable. This approach allows for intervention not

only at the center of gravity of data but also at all levels of the distribution particularly the extremes avoiding the issues associated with assumptions such as ordinary regression, heterogeneity of variance, and the potential impact of outlier data on coefficient estimations. Consequently, the panel quantiles were used to estimate the regression model, and the results are presented in Tables 2 and 3.

Table Table 2. Estimation results ation results

(τ) / variables	50	40	30	20	10
lnGDP	-48.59***	-30.69***	29.14***	-24.32***	-24.46***
ln^2GDP	3.13***	1.94***	1.84***	1.52***	1.56***
ln^3GDP	-0.067***	-0.041***	-0.039***	-0.032***	-0.033***
Ratioagri	-0.622***	-0.592***	-0.508***	-0.758***	-0.525***
lnGini	-0.161	-0.068***	-0.120***	-0.117***	-0.202***
lnUrb	0.052	0.722***	0.996***	1.089***	0.918***
lnIndst	0.143***	0.123***	0.096***	0.103***	0.076***
lnEC	0.614***	0.684***	0.646***	0.662***	0.719***
lnRatioagr × GDP	0.038***	0.046***	0.044***	0.059***	0.042***

Source: Research results

Tble Table 3. Estimation results ation results

(τ) / variables	90	80	70	60
lnGDP	-154.60***	-73.48***	-41.63***	-46.65***
ln2GDP	9.99***	4.73***	2.96***	30.9***
ln^3GDP	-0.214***	-0.101***	-0.058***	-0.068***
Ratioagri	-1.99**	-0.221***	0.007	0.612
lnGini	-0.144	-0.257***	-0.017	-0.046***
lnUrb	0.340***	0.036	0.184***	0.396***
lnIndst	0.106***	0.130***	0.135***	0.128***
lnEC	0.645***	0.724***	0.671***	0.586***
lnRatioagr × GDP	0.126**	0.015**	0.0007	-0.039

Note: ***, ** and * represent the significance level of 1, 5 and 10%, respectively.
Source: Research results

Increasing the proportion of the working population in the agricultural sector relative to other sectors or minimizing changes in the labor structure, except between the 60th and 70th percentiles, leads to a reduction in carbon dioxide emissions. As a result, the structural labor

change exerts a direct and significant impact on the levels of carbon dioxide emissions across Iran's provinces. As changes in the labor structure intensify, the agricultural sector might resort to machinery to compensate for the workforce reduction, maintaining production and moving towards capitalization that, in turn, amplify energy consumption and carbon dioxide emissions. Furthermore, the transition from rural areas and agricultural hubs to urban and industrial centers can increase income, thereby contributing to an increase in carbon dioxide emissions. The study also examined the indirect impact of structural labor change on carbon dioxide emissions through the economic growth channel. According to the estimation results, the coefficient for the interaction term of structural labor change and economic growth is positive and statistically significant in all quantiles, except the 60th and 70th percentiles. As noted by Yang et al. (2021), the increased transfer of labor from the agricultural sector to other sectors, particularly industry, during the course of economic development can indirectly boost economic growth and carbon dioxide emissions. The labor transfer increases as the scale and GDP rise, and there is an expansion in fossil fuel consumption accompanying economic growth, leading to a subsequent increase in carbon dioxide emissions in the provinces of Iran. The study validated two direct and indirect effects of structural labor change on carbon dioxide emissions in Iran's provinces. In both scenarios, structural labor change contributed to an increase in carbon dioxide emissions. The first effect stems from the increasing use of machinery to compensate for the labor force depleted from the agricultural sector, leading to increased energy consumption and subsequent carbon dioxide emissions. The second effect can be explained with an eye to the increased economic growth and GDP resulting from the structural labor change, as discussed in the Lewis model.

4. Conclusion

The study examined both the direct and indirect effects of structural labor change, in conjunction with other socio-economic variables, using a nonlinear method. The data was gathered from 31 provinces of Iran spanning from 2010–2020, and the study used a quantile regression with nonadditive fixed effects. The variable denoting labor transfer from the agricultural sector to other sectors was used as the ratio of the working population in the agricultural sector to the total working population, serving as the index for structural labor change. The findings revealed that structural labor change has a direct effect on carbon dioxide emissions. Furthermore, concerning indirect effects, it can be affirmed that the index has a positive and significant effect on the dependent variable through the indirect channel of economic growth. Considering the positive effect of labor transfer and its negative impact on carbon dioxide emissions and environmental degradation, it is recommended to adopt measures to control and regulate the labor transfer. Specifically, strategies should be devised to increase the income of workers in the agricultural sector, aiming to establish an equitable wage balance relative to other sectors. Moreover, provincial authorities should prioritize initiatives that increase the real added value in agriculture, with a focus on expanding industries associated with agricultural production, such as transformative and complementary sectors.

Keywords: Carbon Dioxide Emission, Labor Transfer, Structural Labor Change, Quantile Regression with Nonadditive Fixed Effects

JEL Classification: O150 ،Q540،J0 ،C4

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۸/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۱/۱۲

eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

پژوهش‌های اقتصادی ایران

دوره ۲۸، شماره ۹۶، پاییز ۱۴۰۲، ۱۲۳-۱۶۲

ijer.atu.ac.ir

DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2022.64527.1051

بررسی اثر غیرخطی تغییر ساختار اشتغال بر انتشار دی‌اکسید کربن در استان‌های ایران با استفاده از مدل پنل کوانتایل

لیلا جباری کارشناس ارشد رشته اقتصاد نظری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

علی‌اصغر سالم* دانشیار گروه اقتصاد نظری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

تغییرات آب‌وهوایی ناشی از افزایش انتشار دی‌اکسید کربن و سایر گازهای گلخانه‌ای، یکی از مسائل حیاتی است که بشر با آن مواجه شده و خطرات قابل توجهی هم برای انسان و هم محیط‌زیست به وجود آورده است و در دهه‌های اخیر، این موضوع که چگونه انتشار دی‌اکسید کربن کاهش یابد، به یک مسئله جدی تبدیل شده است؛ به‌طوری‌که بسیاری از محققان را به مطالعه عوامل ایجادکننده و موثر بر دی‌اکسید کربن و کنترل آن‌ها سوق داده است. از عوامل موثر بر انتشار دی‌اکسید کربن می‌توان به تغییر ساختار اشتغال اشاره کرد که می‌تواند نقش مهمی در افزایش انتشار دی‌اکسید کربن از طریق افزایش فعالیت‌های صنعتی و رشد اقتصادی داشته باشد و کنترل آن می‌تواند اهمیت زیادی در کاهش میزان دی‌اکسید کربن منتشر شده داشته باشد. بنابراین، در مطالعه حاضر تاثیر تغییر ساختار اشتغال بر انتشار دی‌اکسید کربن در استان‌های ایران با استفاده از مدل رگرسیون پنل کوانتایل با اثرات ثابت غیرجمع‌پذیر که توسط پاول (۲۰۱۶) ارائه شده، طی بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۸ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج مطالعه نشان می‌دهد افزایش تغییر ساختار اشتغال؛ یعنی افزایش انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی به سایر بخش‌های اقتصادی از جمله خدمات و صنعت، انتشار دی‌اکسید کربن را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، به طور غیرمستقیم شاخص تغییر ساختار اشتغال، اثر مثبت و معناداری بر انتشار دی‌اکسید کربن در استان‌های ایران دارد. همچنین، رابطه N معکوس میان انتشار دی‌اکسید کربن و رشد اقتصادی در این مطالعه تایید شد و ضرایب به دست آمده برای نابرابری درآمد، منفی و معنادار و برای سرانه مصرف انرژی، صنعتی شدن و شهرنشینی مثبت و معنادار است.

کلیدواژه‌ها: انتشار دی‌اکسید کربن ، انتقال نیروی‌کار، تغییر ساختار اشتغال، پنل کوانتایل با اثرات ثابت

طبقه‌بندی JEL: C4 ،J0،Q540 ،O150

* نویسنده مسئول: salem207@yahoo.com

۱. مقدمه

از توجه بشر به اهمیت محیط زیست در زندگی وی سال‌های زیادی می‌گذرد، اما دهه‌های آخر قرن بیستم میلادی را می‌توان زمان اوج طرح مسائل محیط‌زیستی معرفی کرد (لعل خضری و کریمی پتانلار، ۱۳۹۸). از اوایل دهه ۱۹۹۰، انتشار دی اکسید کربن و سایر گازهای گلخانه‌ای در بیشتر کشورها همزمان با رشد اقتصادی افزایش یافته و مشکلات بسیاری را برای بشر به وجود آورده است؛ به‌طوری‌که افزایش آلاینده‌های هوا از جمله دی‌اکسید کربن و پدید آمدن اثرگلخانه‌ای، میانگین دمای هوا را افزایش داده و اثرات مخرب بسیاری بر اکوسیستم کشورهای مختلف وارد کرده است و از همه مهم‌تر، لایه‌های محافظ زمین در برابر اشعه‌های خطرناک خورشید را از بین برده و حیات طبیعی انسان و بسیاری از موجودات را به خطر انداخته است (Yoro & Daramola, 2020) و همین تبعات ناشی از افزایش میزان دی اکسید کربن منتشر شده در دو دهه اخیر محققان را به تلاش برای بررسی عوامل موثر بر انتشار دی اکسید کربن و کنترل آن‌ها سوق داده و این مسئله مورد توجه بسیاری از اقتصادانان قرارگرفته است.

یکی از مسائل قابل توجه در سال‌های اخیر، مسئله تغییر ساختار اشتغال در قالب انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی به سایر بخش‌ها و حفظ محیط‌زیست در جریان رشد اقتصادی کشورها است. انتقال نیروی کار شاغل میان بخش‌های کشاورزی و سایر بخش‌های عمده اقتصادی، یکی از شاخص‌های کلیدی در اقتصاد هر کشور است که متناسب با درجه توسعه‌یافتگی آن کشور تغییر می‌یابد و در مباحث اقتصاد توسعه با مفهوم تغییر ساختار اشتغال بیان می‌شود (صمصامی و اردیزی، ۱۳۹۹). به عبارت دیگر، جابه‌جایی نیروی کار میان بخش‌های کشاورزی و غیرکشاورزی یکی از مشخصه‌های تغییر ساختار اشتغال محسوب می‌شود که در بسیاری از نظریات رشد و توسعه اقتصادی از آن به عنوان یکی از نشانه‌های توسعه اقتصادی در کشورها یاد می‌شود.

مهاجرت نیروی کار از مناطق روستایی و قطب‌های تولید کشاورزی به شهرها و مناطق تولید صنعتی و خدماتی، پدیده‌ای است‌که در فرآیند صنعتی شدن‌کشورها با اهداف گوناگون مانند کسب درآمد بیشتر، دستیابی به امکانات بهتر در زندگی و... ظاهرشده و تحولات اقتصادی- اجتماعی بسیاری را نیز با خود همراه ساخته است. با اینکه اکثر نظریات

اقتصاد، توسعه این امر را از نشانه‌های توسعه اقتصادی- اجتماعی در کشورهای در حال توسعه برمی‌شمارند، اما این پدیده علاوه بر داشتن مزایای فراوان، معایبی نیز دارد. در بسیاری از کشورهای در حال توسعه و توسعه نیافته، این مسئله در زمره مسائل اقتصادی- اجتماعی مهمی به شمار می‌آید که گاه تبعات نابهنجاری بر پیکره اجتماع، فرهنگ، محیط‌زیست و اقتصاد این کشورها وارد کرده است (علی‌پور و همکاران، ۱۳۹۷) که از جمله این تبعات می‌توان به افزایش آلودگی محیط‌زیست اشاره کرد.

مطالعات بسیاری از جمله یانگ و همکاران[1] (۲۰۲۱) و شائو و همکاران[2] (۲۰۲۱) تغییرات ساختار اشتغال را عامل مهمی در تخریب محیط‌زیست معرفی می‌کنند که ابتدا از طریق رشد اقتصادی و دوم با تعدیل ساختار صنعت و افزایش مصرف انرژی می‌تواند انتشار دی اکسید کربن و آلودگی محیط‌زیست را افزایش‌دهد. با توجه به رابطه میان تغییر ساختار اشتغال و انتشار دی اکسید کربن می‌توان بیان کرد که کاهش انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی به سایر بخش‌ها به‌ویژه صنعت تا حدودی می‌تواند باعث کاهش فشارهای زیست‌محیطی ناشی از انتشار دی اکسید کربن شود، چراکه این امر می‌تواند به علت کاهش عرضه نیروی کار در بخش صنعت، هزینه‌های تولید را در این بخش افزایش داده و توسعه صنایع‌انرژی‌بر را محدود کند؛ بنابراین، مطالعه در زمینه تاثیر احتمالی تغییر ساختار اشتغال بر انتشار دی اکسید کربن مهم بوده و توجه به چگونگی و میزان اثرگذاری آن بر انتشار دی اکسید کربن و در نهایت پیامدهای آن در اجرای سیاست‌های حفظ کیفیت محیط‌زیست امری ضروری است.

در ایران نیز همزمان با گسترش شهرنشینی و صنعتی‌شدن، جابه‌جایی نیروی کار ازبخش کشاورزی به سایر بخش‌های اقتصادی با انگیزه‌های مختلف افزایش یافته است که می‌تواند مشکلات زیست‌محیطی فراوانی را با خود به همراه داشته باشد؛ به طوری که بررسی آمار بلندمدت نشان می‌دهدکه از سال ۱۳۳۵ و با گذشت زمان، بخش‌کشاورزی برتری خود را از دست داده و سهم شاغلان بخش کشاورزی کاهش و سهم شاغلان بخش صنعت و خدمات افزایش یافته است و دو بخش صنعت و خدمات نسبت به بخش کشاورزی وسیع‌تر شده‌اند (مهینی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۹). با این وجود، در ایران تاکنون به مقوله اثر ساختار

1. Yang, C., et al.
2. Shao, S., et al.

اشتغال بر انتشار دی اکسید کربن توجه علمی چندانی نشده است. بنابراین، مطالعه پیش‌رو با هدف بررسی اثر غیرخطی تغییرات ساختار اشتغال در قالب انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی به سایر بخش‌های اقتصادی در ۳۱ استان ایران انجام می‌شود که در راستای این هدف، ابتدا میزان انتشار دی اکسید کربن در استان‌های کشور محاسبه و سپس نقش متغیر تغییر ساختار اشتغال در کنار متغیرهای توضیحی دیگری مانند شهرنشینی، مصرف انرژی، رشد اقتصادی، نابرابری درآمد، ساختار صنعت بر انتشار دی اکسید کربن در استان‌های کشور طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۸ مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲. مبانی نظری

در سال‌های اخیر توسعه پایدار توجه بسیاری از محققان و سیاستگذاران را به خود جلب کرده و به یک هدف مهم برای بسیاری از اقتصادها تبدیل شده است. بدون شک، دستیابی به این هدف بزرگ، مستلزم تثبیت یا کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای از جمله دی اکسید کربن است (Fernández, et al., 2017). با این حال، در سال‌های گذشته انتشار دی اکسید کربن به صورت گسترده افزایش یافته و اثرات منفی گوناگونی را بر محیط‌زیست و سلامت انسان بر جای گذاشته است. در به وجود آمدن چنین شرایطی، عوامل بسیاری مانند شهرنشینی، رشد اقتصادی، تغییر ساختار اشتغال، صنعتی شدن، نابرابری درآمد، مصرف انرژی و... نقش دارند که شناخت این عوامل و تعیین سهم آن‌ها از انتشار دی اکسید کربن، می‌تواند در مواجهه با این معظل زیست‌محیطی کمک‌کننده باشد.

در دهه‌های اخیر ادبیات فراوانی در زمینه عوامل تعیین‌کننده بر انتشار دی اکسید کربن صورت گرفته که در ادامه ادبیات موجود در خصوص این عوامل اثرگذار به ویژه تغییر ساختار اشتغال و نابرابری درآمد، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲-۱. تغییر در ساختار اشتغال و کیفیت محیط‌زیست

بر اساس مبانی نظری موجود، تغییر ساختار اشتغال به دو صورت مستقیم و غیرمستقیم انتشار دی اکسید کربن و کیفیت محیط‌زیست اثر می‌گذارد که در ادامه، این دو مکانیسم اثرگذاری تغییر ساختار اشتغال بر انتشار دی اکسید کربن تبیین می‌شود.

۲-۱-۱. اثر مستقیم انتقال نیروی کار بر کیفیت محیط‌زیست

بررسی مبانی نظری درباره اثر مستقیم انتقال نیروی کار بر کیفیت محیط‌زیست نشان می‌دهد که رابطه مستقیم میان انتقال نیروی کار به ندرت مورد بررسی قرار گرفته است و در سال‌های اخیر مطالعات بسیار اندکی اثر مستقیم این متغیر را بر کیفیت محیط‌زیست مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. نتایج این دسته از مطالعات حاکی از آن است که تغییرات ساختاری اشتغال به‌ویژه انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی به بخش صنعت، می‌تواند انتشار دی اکسید کربن و آلودگی کشاورزی (خاک، هوا و آب) افزایش دهد؛ چراکه کمبود نیروی کار ناشی از انتقال نیروی کار به شهرها و یا بخش صنعتی، منجر به حذف روش‌های تولید سنتی و شیوه‌های کاربر در بخش کشاورزی شده و کشاورزان برای حفظ تولید قبلی خویش معمولا از شیوه‌های جدید تولید که بیشتر سرمایه‌بر هستند تا کاربر، استفاده می‌کنند. بنابراین، در شیوه‌های جدید تولید از نهاده‌های سرمایه‌ای مانند ماشین‌آلات که با سوخت‌های فسیلی کار می‌کنند، بیشتر استفاده شده که همین تغییر در شیوه تولید، آلودگی و انتشار دی اکسید کربن کشاورزی را در جوامع افزایش می‌دهد (Shao, S., et al., 2021). انتقال نیروی کار از روستاها و قطب‌های کشاورزی به شهرها و قطب‌های صنعتی منجر به تغییرات اساسی در ساختار اقتصادی- اجتماعی روستاها می‌شود که این تغییرات به نوبه خود بر محیط بوم‌شناختی روستاها، انتشار دی اکسید کربن و توسعه اقتصادی کشورها اثر می‌گذارد؛ چراکه در نهایت حاصل دسترنج کارگرانی که از بخش کشاورزی خارج و به بخش صنعت و شهرها منتقل شده‌اند، صرف سرمایه‌گذاری و مصرف در روستاها می‌شود. انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی به صنعت، نیروی کار را قادر می‌کند تا درآمد خود را افزایش دهد و وجوه ارسالی کارگران مهاجر به روستاها می‌تواند ساختار سرمایه‌گذاری را در روستاها تغییر داده، محدودیت مالی و سرمایه‌ای که کشاورزان روستایی با آن روبه‌رو هستند را از بین برده و به امرارمعاش خانوارهای ساکن روستا کمک کند. به طور خاص، وجوه ارسالی می‌تواند محدودیت مالی را کاهش داده و سرمایه‌گذاری خانوارهای روستایی را بر ماشین‌آلات کشاورزی را افزایش و فعالیت آنان را ارتقا دهد. هنگامی‌که کشاورزان وجوه ارسالی از سوی کارگران مهاجر از بخش کشاورزی به صنعت را دریافت می‌کنند، ممکن است تکنیک‌های تولیدی جدیدی را به‌کار گیرند که بازدهی کشاورزی را از طریق به‌کارگیری ماشین‌آلات جدید کشاورزی

ارتقا داده و انتشار دی اکسیدکربن و آلودگی محیط‌زیست را افزایش دهند. علاوه بر این، انتقال نیروی‌کار از بخش کشاورزی که معمولا در آن دستمزدها پایین است به بخش صنعت که عایدی‌های نیروی کار بیشتر است، درآمد افراد را افزایش و در پی آن مصرف انرژی را نیز افزایش می‌دهد و کیفیت محیط‌زیست را از طریق انتشار دی اکسید کربن و سایر گازهای گلخانه‌ای تضعیف کند.

۲-۱-۲. اثر غیرمستقیم انتقال نیروی کار بر کیفیت محیط‌زیست

برای بررسی اثر غیرمستقیم انتقال نیروی کار بر کیفیت محیط‌زیست، برخی محققان از دیدگاه توسعه اقتصادی و نیروی‌کار، توسعه اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست و ساختار صنعت و کیفیت محیط‌زیست استفاده می‌کنند. در خصوص انتقال نیروی کار در توسعه اقتصادی می‌توان به مدل دوبخشی لوئیس[1] (۱۹۵۸) در این زمینه اشاره کرد که رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه را در قالب انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی به بخش صنعتی توضیح می‌دهد. لوئیس فرض می‌کند تنها دو بخش سنتی (کشاورزی) و بخش صنعتی (سرمایه‌داری) در اقتصاد وجود دارد. همچنین بخش سنتی با مازاد نیروی کار فراوانی روبه‌رو بوده و عرضه نیروی کار بدون مهارت از بخش کشاورزی به بخش صنعتی نامحدود است. زمانی که بخش صنعت رشد می‌یابد، نیروی کار مازاد را از بخش کشاورزی جذب می‌کند. از آنجایی‌که زمین در بخش کشاورزی محدود است، تولید نهایی نیروی کار مازاد در این بخش صفر در نظر گرفته می‌شود در نتیجه عملا این نیروی کار مازاد اثری در جریان تولید بخش کشاورزی ندارند و این مازاد نیروی کار می‌تواند به بخش صنعت منتقل شود بدون آنکه اثری در تولید بخش سنتی ایجاد شود. در این الگو، درنهایت انتقال نیروی کار مازاد از بخش کشاورزی به بخش صنعت و گسترش تولیدات صنعتی بدون کاهش تولیدات بخش کشاورزی، منجر به افزایش تولیدات کل اقتصاد و رشد اقتصادی می‌شود.

وانگ و همکاران[2] (۲۰۲۰) به پیروی از لوئیس (۱۹۵۸) در مطالعاتی به توسعه مدل دو بخشی پرداخته‌اند؛ در بسیاری از این مطالعات نتیجه گرفته می‌شود که انتقال نیروی کار

---

1. Lewis, W. A.
2. Wang, X., et al.

بین بخش‌های مختلف، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، در سال‌های اخیر، برخی از مطالعات به بررسی تاثیر انتقال نیروی کار بین صنایع مختلف پرداخته و اثر مثبت انتقال نیروی کار بین صنایع مختلف را بر ساختار صنعت و صنعتی شدن مورد تایید قرار داده‌اند. به عنوان نمونه، ویلیامسون[1] (۱۹۹۸) ادعا می‌کند که انتقال جمعیت اروپا در یک و نیم قرن گذشته، توسعه اقتصادی و صنعتی شدن را در این منطقه از طریق تغییرات ساختاری نیروی کار، ایجاد کرده است(Zhang, et al., 2018).

مطالعات نشان می‌دهند،کشورهای در حال توسعه‌ای که دارای ساختار اقتصادی دوگانه هستند و مازاد نیروی کار در بخش کشاورزی در روستاها وجود دارد، توسعه صنعتی با اتکا بر همین مازاد نیروی کار، اتفاق می‌افتد.

طبق نظر وانگ[2] (۱۹۹۰) درحالی‌که این نیروی کار توسط بخش صنعت جذب می‌شود، بخش صنعت گسترش‌یافته و درنتیجه، به دلیل افزایش مقیاس تولید به‌ویژه تولیدات صنعتی انرژی‌بر و عدم به‌روزرسانی فناوری و استفاده از فناوری‌های دوستدار محیط‌زیست، تخریب محیط‌زیست با شدت بیشتری انجام می‌شود. در این مکانیزم افزایش آلودگی ناشی از مهاجرت نیروی کار کشاورزی از روستاها به شهرها و اشتغال آنان در بخش صنعتی است (Wang, et al., 2021).

در ادامه بر اساس مطالعه یانگ و همکاران (۲۰۲۱) به مدل‌سازی اثر تغییر در ساختار اشتغال انتشار دی اکسید کربن در قالب مدل نئوکلاسیکی سولو[3] پرداخته می‌شود. در ابتدا فرض می‌شود که اقتصاد دارای دو بخش کشاورزی و غیرکشاورزی است که بخش اول با اندیس A و بخش دوم با اندیس I نشان داده می‌شود و هر کدام دارای توابع تولیدی به شکل کاب- داگلاس است که طبق فروض اصلی الگوی رشد اقتصادی سولو می‌توان فرم فشرده تابع تولید برای هر دو بخش و معادله پویایی (حرکت) سرمایه را برای اقتصاد به ترتیب به شکل روابط (۱) و (۲) به دست آورد.

---

1. Williamson
2. Wang, X.
3. Solo, R.M.

$$y_I = \rho k_I^{\beta}$$
$$y_A = \tau(1-\rho)k_A^{\alpha} \quad , \quad 0 < \tau = \kappa^{1-\alpha} < 1 \qquad (۱)$$

$$\frac{\dot{k}}{k} = \lambda(1-\theta)\gamma^{\beta}\left(\frac{k}{\rho}\right)^{1-\beta} - (\delta\gamma + n + g_B) \qquad (۲)$$

در رابطه (۱) و (۲)، k سرمایه به ازای نیروی کار موثر، ρ نسبت نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی و g_B نرخ رشد تکنولوژی است. همچنین فرض می‌شود که فقط از تولیدات غیرکشاورزی می‌توان برای انباشت سرمایه استفاده کرد و λ نیز نرخ سرمایه‌گذاری در تولیدات غیرکشاورزی است که به‌صورت نسبت $\frac{S}{S+\eta}$[۱] تعریف می‌شود. n نیز نرخ رشد جمعیت و δ نرخ استهلاک سرمایه است. همچنین θ واحد از محصولات غیرکشاورزی برای کاهش آلودگی سرمایه‌گذاری می‌شود. حرکت سرمایه در این مدل مشابه با مدل سولو است با این تفاوت که نسبت نیروی کاری که در بخش غیرکشاورزی مشغول هستند بر حجم سرمایه اثر می‌گذارند. بنابراین، در آغاز فرآیند رشد اقتصادی، جمعیت شاغل در بخش کشاورزی بالا بوده و در نتیجه ρ کوچک بوده و کارگران بخش غیرکشاورزی درآمد بیشتری نسبت به همتایان خود در بخش کشاورزی دریافت می‌کنند؛ از این رو، این میزان تفاوت در دستمزد انگیزه‌ای برای کارگران بخش کشاورزی ایجاد می‌کند تا بخش کشاورزی را ترک کنند و در بخش غیرکشاورزی مشغول کار شوند و حتی سرعت انتقال نیروی کار بین دو بخش نیز به تفاوت دستمزد بخش کشاورزی و غیرکشاورزی بستگی خواهد داشت. به‌طور دقیق‌تر داریم $\frac{\dot{\rho}}{\rho} = f(w_I, w_A)$ که در آن w_I دستمزد در بخش غیرکشاورزی و w_A نیز دستمزد در بخش کشاورزی و $f'(\bullet) > 0$ و $f''(\bullet) < 0$ است. در اینجا شکل خاصی برای تابع $f(\bullet)$، مشابه با تمپل[۲] و وومن[۳] (۲۰۰۶) استفاده می‌شود؛ این معادله انتخابی به صورت رابطه (۳) است.

---

۱. فرض شده است که S نرخ پس‌انداز و η نیز نسبتی از تولیدات کشاورزی است که مصرف می‌شود.

2. Temple
3. Wö ßmann

$$\frac{\dot{\rho}}{\rho} = \Phi\left(\frac{w_I - w_A}{w_A}\right) = \Phi\left(m\frac{1-p}{p} - 1\right) \ , \Phi > 0 \qquad (۳)$$

در رابطه (۳)، $m = \frac{\alpha}{1-\alpha}\frac{1-\beta}{\beta}\frac{\gamma}{1-\gamma}$ مقداری ثابت و مثبت است؛ بنابراین پارامتر Φ سرعت تعدیل در تعادل بلندمدت است. در نتیجه، چارچوب گذار اقتصادی تعریف می‌شود. با انتقال نیروی کار بین دو بخش، ρ طبق رابطه (۳) افزایش یافته و طبق رابطه (۲) حجم سرمایه اضافه می‌شود؛ در این صورت می‌توان نشان داده اقتصاد به وضعیت پایدار خود رسیده که در آن k و ρ را با جایگذاری $\frac{\dot{k}}{k} = 0$ و $\frac{\dot{\rho}}{\rho} = 0$ به ترتیب در روابط (۲) و (۳) به صورت رابطه (۴) محاسبه کرد.

$$\bar{k} = \left[\frac{\delta\gamma + n + g_B}{\lambda(1-\theta)\gamma^{\beta}}\right]$$
$$\bar{\rho} = \frac{m}{1+m} \qquad (۴)$$

با گذار اقتصادی و در کنار آن تغییر در ساختار اشتغال، روند آلودگی متحول می‌شود. بر اساس داده‌های آماری میزان انتشار دی اکسید کربن در بخش کشاورزی نسبت به بخش غیرکشاورزی بسیارکم و تقریبا برابر یک درصد است؛ به طوری که گاهی اوقات نادیده گرفته می‌شود. از این رو، براک و تیلور[1] (۲۰۱۰) معتقدند که دی اکسید کربن در فرآیند تولید محصولات در بخش غیرکشاورزی منتشر شده و متناسب با سطح تولید در این بخش است؛ یعنی $E = \Omega Y_I a(\theta)$ که در آن E کل دی اکسید کربن منتشرشده، Ω شدت انتشار دی اکسید کربن در تولید و $a(\theta)$ تابعی از تولیدات غیرکشاورزی است که صرف کاهش آلودگی می‌شود و نسبت به آلودگی نزولی است. علاوه بر این، نرخ رشد Ω مقدار ثابت و منفی (برابر با $-g_A$) در نظر گرفته می‌شود. در نتیجه، نرخ رشد سرانه انتشار دی اکسید کربن به شکل رابطه (۵) خواهد بود.

---

1. Brock ,W.A. & Taylor,M.S.

$$g_{\tilde{e}} = -g_A + \frac{\dot{\tilde{y}}_I}{\tilde{y}_I} = g_B - g_A + \frac{\dot{y}_I}{\dot{y}_I} = g_B - g_A + \beta\left(\frac{\dot{k}}{k} - \frac{\dot{\rho}}{\rho}\right) + \frac{\dot{\rho}}{\rho} =$$

$$g_B - g_A + \beta\left[(1-\theta)\lambda\gamma^{\beta}\left(\frac{k}{\rho}\right)^{\beta-1} - (\delta\gamma + n + g_B) + (1-\beta)\frac{\dot{\rho}}{\rho}\right] \quad (۵)$$

در رابطه (۵)، $\tilde{e}$ نشان‌دهنده انتشار آلودگی به ازای هر کارگر است. نرخ رشد آلودگی نیز برابر است با $g_E = g_{\tilde{e}} + n$. رابطه (۵) انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی با درآمد کم و آلودگی بسیار ناچیز به بخش غیرکشاورزی با درآمد و آلودگی بیشتر را یکی از منابع انتشار دی اکسید کربن معرفی می‌کند و طبق آن می‌توان بیان کرد که اگر نسبت جمعیت شاغل در بخش غیرکشاورزی افزایش یابد و سایر شرایط ثابت باقی بماند، انتشار دی اکسید کربن کل و سرانه افزایش می‌یابد. علاوه بر این، هنگامی‌که $g_B + n < g_A$ باشد، منحنی کوزنتس زیست‌محیطی به شکل N یا U معکوس است و میزان $\frac{\dot{\rho}}{\rho}$ ممکن است بر نرخ رشد انتشار دی اکسید کربن سرانه و شکل منحنی یادشده، تاثیر بگذارد.

۲-۲. اثر رشد اقتصادی و صنعتی شدن بر کیفیت محیط‌زیست

رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین فرآیندهای شناخته شده است که اثرات زیست‌محیطی فروانی بر محیط زیست می‌تواند داشته باشد که این مبحث بر اساس منحنی کوزنتس زیست‌محیطی قابل تفسیر است. رشد اقتصادی از یک طرف، استفاده از انرژی را افزایش داده و سبب افزایش انتشار آلاینده‌ها می‌شود که در تخریب محیط‌زیست موثرند و از طرف دیگر، تنها راه برای حفظ محیط‌زیست شناخته می‌شود. درمجموع برای تبیین اثر رشد اقتصادی بر محیط‌زیست، می‌توان به سه اثر مقیاسی، ترکیب و اثر تکنولوژی اشاره کرد که این سه اثر به اختصار در ادامه شرح داده می‌شود.

- اثر مقیاسی: طبق این اثر گسترش سطح تولید در سطح ثابت از تکنولوژی و ثبات نهاده‌ها، منجر به تخریب محیط‌زیست می‌شود.

- اثر ترکیب نهاده‌ها: با افزایش نسبت نهاده‌های مضر برای محیط‌زیست، اثر تخریبی رشد اقتصادی بر محیط‌زیست افزایش می‌یابد که این اثر به اثر ساختاری نیز معروف است.

- اثر فناوری: پیشرفت فناوری منجر به کاهش ضایعات تولید و کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن در محیط‌زیست می‌شود.

اثر رشد اقتصادی بر تخریب محیط‌زیست به کنش بین سه اثر یادشده بستگی دارد؛ گاهی رشد اقتصادی به علت غلبه اثر مقیاس بر دو اثر دیگر، انتشار دی اکسید کربن را افزایش می دهد و گاهی نیز به دلیل غلبه اثر فناوری بر دو اثر ترکیب و مقیاس، انتشار دی اکسید کربن را کاهش می دهد. (لعل خضری و کریمی پتانلار، ۱۳۹۸). علاوه بر این، مطالعات بسیاری در مورد تاثیر صنعتی شدن برکیفیت محیط زیست در کشورهای در حال توسعه صورت گرفته که نشان می‌دهند گسترش صنایع سنگین منجر به افزایش مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن می‌شوند. برای نمونه شیمادا و همکاران[1] (۲۰۰۷) و یانگ و لیو[2] (۲۰۱۵) دریافتند که گسترش صنایع، بیشترین سهم را در توضیح انتشار دی اکسید کربن در ژاپن دارند (Yang, et al., 2021).

۲-۳. نابرابری درآمد و کیفیت محیط‌زیست

پس از آنکه بویس[3] (۱۹۹۴) در قالب نظریه اقتصاد سیاسی به بررسی اثر نابرابری درآمد بر انتشار دی اکسید کربن و کیفیت محیط زیست پرداخت، مطالعات اقتصادی بسیاری به منظور تجزیه و تحلیل اثرات زیست‌محیطی نابرابری درآمد، انجام شده است. با این‌حال، همه مطالعات به نتیجه واحدی در این خصوص دست نیافته و نتایج متفاوتی در خصوص رابطه میان نابرابری درآمد و انتشار دی اکسید کربن ارائه کرده‌اند؛ در برخی از مطالعات به این نتیجه دست یافته‌اند که نابرابری درآمد می‌تواند انتشار دی اکسید کربن را افزایش دهد و در برخی از مطالعات دیگر، اثر معکوس نابرابری درآمد بر انتشار دی اکسید کربن مورد تایید قرارگرفته است (Liu, et al., 2019).

به طور کلی، می‌توان دو رویکرد مهم درباره اثرگذاری نابرابری درآمد بر انتشار دی اکسیدکربن را در قالب سه نظریه اصلی در این زمینه بازگو کرد که عبارتند از: (۱) توضیحات اقتصاد سیاسی که توسط بویس (۱۹۹۴) ارائه شده است. (۲) نظریاتی که

1. Shimada, et al.
2. Yang, C. & Liu, C.
3. Bois, D.

توسط وبلن[1] (۲۰۰۹) و بولز و پارک[2] (۲۰۰۵) ارائه شده است.(۳) رفتار اقتصادی خانوار که توسط راوالین و همکاران[3] (۲۰۰۰) بیان شده است. در دو نظریه ابتدایی، رویکرد اول درخصوص اثر نابرابری درآمد بر انتشار دی‌اکسیدکربن مورد تایید قرار می‌گیرد و در نظریه سوم هر دو رویکرد درباره اثرات زیست‌محیطی نابرابری درآمد، مطرح می‌شود.

در نظریه اول، بویس (۱۹۹۴) بیان می‌کند که تقاضای فزاینده برای محیط‌زیست زمانی به وجود می‌آید که درآمد افزایش یابد؛ بنابراین، در کشورهایی که سطح نابرابری درآمد بالاست، بی‌توجهی به استانداردهای زیست‌محیطی و توجه به دغدغه‌های اجتماعی-اقتصادی، سطح آلاینده‌ها را افزایش می‌دهد (Dewi & Kusumawardani, 2020).

در نظریه دوم، نابرابری درآمد از طریق افزایش ساعات کار و در نتیجه افزایش مصرف انرژی و سایر محصولات آلاینده، انتشار دی اکسیدکربن را افزایش دهد (Liobikienė, G.,2020).

در نظریه سوم، سطح مصرف افراد به عنوان عامل اساسی اثرگذار بر میل نهایی بر انتشار معرفی می‌شود و اینکه نابرابری چه اثری بر کیفیت محیط‌زیست می‌گذارد به نسبت میل نهایی به انتشار افراد کم‌درآمد و افراد با درآمد بالا بستگی دارد. اگر این نسبت بزرگ‌تر از یک باشد، افزایش نابرابری به کاهش انتشار دی اکسید کربن کمک می‌کند.

هائو و همکاران[4] (۲۰۱۶)، بلوچ و همکاران[5] (۲۰۱۸) نشان دادند که میل نهایی به انتشار دی اکسید کربن در فقرا بیشتر از ثروتمندان است؛ چراکه آنان توانایی خرید محصولات دوستدار محیط‌زیست را به دلیل بالا بودن قیمت این محصولات ندارند؛ از این رو، افزایش نابرابری درآمد به دلیل بزرگ بودن نسبت میل نهایی افراد کم‌درآمد به ثروتمندان به انتشار دی اکسید کربن کمک می‌کند (Chen, et al., 2020). علاوه بر این، برخی از افراد در قالب این نظریه به این نتیجه می‌رسند که افزایش نابرابری، انتشار دی اکسید کربن را افزایش می‌دهد. آنان معتقدند به‌جای میل نهایی به انتشار باید سطح مصرف افراد با درآمد بالا و افراد کم‌درآمد، مقایسه شود که نتایج حاکی از وجود رابطه مثبت بین نابرابری درآمد و انتشار دی اکسید کربن است (Liobikienė , G.,2020).

---

1. Veblen, T.
2. Bowles,S., & Park, Y.
3. Ravallion, M., et al.
4. Hao,Y., et al.
5. Baloch, B., et al.

۲-٤. شهرنشینی و کیفیت محیط‌زیست

شهرنشینی یک پدیده اجتماعی است که می‌تواند سطح درآمد، بهداشت، امکانات آموزشی و بهداشتی را افزایش دهد، با این حال اثرات مختلفی بر محیط‌زیست دارد که این اثرات را می‌توان در قالب سه نظریه مطرح‌شده در جدول (۱) دسته‌بندی و تفسیر کرد.

جدول ۱. سازوکار اثرگذاری شهرنشینی بر کیفیت محیط‌زیست

نظریه	سازوکار اثرگذاری	دی اکسید کربن
نظریه گذار زیست‌محیطی	افزایش شهرنشینی ← توسعه زیرساخت‌ها افزایش حمل‌ونقل و مصرف انرژی	افزایش انتشار دی اکسید کربن
نظریه نوسازی اکولوژیکی	شهرنشینی در مراحل اولیه توسعه ← افزایش حمل‌ونقل و زیرساخت‌ها و مصرف انرژی	افزایش انتشار دی اکسید کربن
	شهرنشینی در مراحل بعدی توسعه ← استفاده ازساختار انرژی پیشرفته، اعمال قوانین زیست‌محیطی توسط دولت،گسترش آگاهی‌های عمومی و استفاده از فناوری‌هایی با مصرف پایین انرژی	کاهش انتشار دی اکسید کربن
نظریه تراکم شهری	تراکم بالای شهری ← دسترسی عادلانه به کالاها، خدمات و امکانات ← مقیاس اقتصاد	کاهش انتشار دی اکسید کربن

ماخذ: Muhammad, et al., 2020

۳. پیشینه پژوهش

مروری بر ادبیات موضوع حکایت ازآن دارد که مطالعات مرتبط با موضوع تحقیق را می‌توان در دو گروه دسته‌بندی کرد؛ بخش اول از مطالعات که به بررسی اثر تغییر ساختار اشتغال بر انتشار دی اکسید کربن پرداخته‌اند که از این گروه می‌توان به مطالعات یانگ و همکاران (۲۰۲۱) که با استفاده از داده‌های ترکیبی به بررسی نقش تغییر ساختار اشتغال بر انتشار دی‌اکسیدکربن در ۲۹ استان چین طی بازه زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۵ پرداختند، اشاره کرد. آنان با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[1] به تجزیه و تحلیل اثر تغییر ساختار اشتغال بر انتشار دی اکسید کربن پرداختند. نتایج مطالعات آنان نشان می‌دهد که افزایش نسبت نیروی کار شاغل در بخش غیرکشاورزی، انتشار دی اکسید کربن را در استان‌های چین افزایش می‌دهد. همچنین تولید ناخالص داخلی تاثیر غیرخطی به شکل N معکوس بر انتشار

1. Generalized Method of Moments

دی اکسید کربن دارد. علاوه بر این، صنعتی شدن، افزایش درجه باز بودن تجاری و شهرنشینی بر آلودگی محیط‌زیست می‌افزاید.

شائو و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از داده‌های سطح خانوار به بررسی اثر زیست‌محیطی تغییر ساختار اشتغال در سال ۲۰۱۴ پرداختند. برای این منظورآنان با استفاده از یک نمونه ۵۴۷تایی از خانوار ۲۹ استان چین و به‌کارگیری مدل پروبیت[1] اثر انتقال نیروی کار روستاها بر آلودگی کشاورزی، صنعتی و خانگی در روستاهای چین را مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنان نشان می‌دهد که با افزایش مهاجرت نیروی کار به خارج از روستاها، احتمال آلودگی کشاورزی و صنعتی افزایش و احتمال آلودگی خانگی کاهش می‌یابد. همچنین افزایش خالص ورود نیروی کار احتمال آلودگی صنعتی را افزایش داده، اما تاثیر معناداری بر دو نوع آلودگی دیگر ندارد. علاوه بر این، با افزایش جمعیت روستاها، احتمال هر سه نوع آلودگی افزایش می‌یابد.

بخش دوم مطالعات که بخش عمده مطالعات در این زمینه را نیز تشکیل می‌دهد، نقش سایر عوامل در انتشار دی اکسید کربن را مورد مطالعه قرار داده‌اند که از این مطالعات می‌توان به مطالعات جنا و همکاران[2] (۲۰۲۱) اشاره کرد. ایشان با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توضیحی برای داده‌های پانلی[3] به بررسی اثر هفت متغیر رشد اقتصادی، مصرف انرژی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، جمعیت، تراکم جمعیت، نیروی کار و درجه باز بودن تجاری بر انتشار ر در هفت‌کشور نوظهور آسیایی طی سال‌های ۱۹۹۷-۱۹۹۱ پرداختند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که افزایش رشد اقتصادی، مصرف انرژی، جمعیت و تراکم جمعیت اثر مثبت و معناداری بر انتشار دی اکسید کربن دارند. همچنین افزایش میزان سرمایه‌گذاری خارجی نیز رابطه معکوسی با انتشار دی اکسید کربن در کشورهای یاد شده دارد.

دیوی و کوساماوردانی[4] (۲۰۲۰) به بررسی اثر نابرابری درآمد، شهرنشینی، تولید ناخالص داخلی و نرخ وابستگی[5] درکشور اندونزی طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۷۵ با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری با وقفه‌های توضیحی پرداخته و به این نتیجه رسیدند که

---

1. Probit Model
2. Jena, P. K., et al.
3. Panel Atuo-Regressive Distribution Lag Estimation
4. Dewi, A. K. & Kusumawardani, D.

۵. نسبت جمعیت بالای ۱۵ سال و پایین ۶۴ سال به کل جمعیت

نابرابری درآمد، شهرنشینی و نرخ وابستگی اثر منفی و معناداری بر انتشار دی اکسیدکربن درکشور اندونزی دارد. همچنین میان تولید ناخالص داخلی سرانه و انتشار دی اکسیدکربن نیز رابطه غیرخطی به شکل U معکوس وجود دارد.

لیو و همکاران (۲۰۱۹) با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توضیحی برای داده‌های پانلی اثر نابرابری درآمد و دیگر متغیرهای توضیحی[1] بر انتشار دی‌اکسیدکربن را در کشور ایالات متحده آمریکا طی بازه زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۷ مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند، سپس به منظور بررسی استحکام مدل از مدل رگرسیون کوانتایل با اثرات ثابت[2] استفاده کردند. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که تاثیر نابرابری درآمد بر انتشار دی‌اکسیدکربن منفی است. همچنین مصرف انرژی منجر به افزایش انتشار دی اکسید کربن می‌شود. درباره متغیر تولید ناخالص داخلی در بلندمدت فرضیه کوزنتس زیست‌محیطی معتبر خواهد بود. درنهایت ساختار صنعت نیز تاثیر مثبت و معناداری بر متغیر وابسته دارد.

عارفیان و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از مدل پنل‌ور[3] به تجزیه و تحلیل نقش انرژی‌های تجدیدپذیر، انرژی‌های تجدیدناپذیر و رشد اقتصادی بر انتشار دی اکسید کربن در کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی طی بازه زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۰ پرداختند. نتایج مطالعه آنان نشان می‌دهد که انرژی‌های تجدیدناپذیر تاثیر مثبت و معناداری بر انتشار دی اکسید کربن دارد. همچنین رشد اقتصادی، انرژی‌های تجدیدپذیر، آزادسازی تجاری و توسعه مالی به بهبود شرایط زیست‌محیطی و کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن کمک می‌کند.

رفیعی و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از داده‌های سری زمانی و در قالب مدل خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توضیحی به شناسایی عوامل اجتماعی- اقتصادی اثرگذار بر انتشار دی اکسید کربن در ایران طی بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۷ پرداختند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که افزایش مصرف انرژی، شامل نسبت ارزش‌افزوده بخش کشاورزی به صنعت در بلندمدت، تاثیر مثبتی بر تخریب محیط‌زیست دارند. همچنین شهرنشینی درکوتاه‌مدت و متغیر مجازی کنفرانس ریو در بلندمدت اثر مثبتی بر متغیر وابسته مدل دارند. علاوه بر این، نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به صنعت معنادار نیست.

---

۱. تولید ناخالص داخلی، مربع تولید ناخالص داخلی، ساختار صنعت و مصرف انرژی

2. Quantile Regression With Fixed Effects

3. Panel VAR

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۵) طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۷ با استفاده از داده‌های سری زمانی و به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توضیحی به بررسی اثر نابرابری درآمد بر کیفیت محیط‌زیست در ایران پرداختند. نتایج بررسی‌های آنان نشان می‌دهد که بهبود توزیع درآمد، گسترش شهرنشینی و مصرف انرژی اثر مثبت و معنادار بر انتشار دی اکسید کربن دارد؛ این در حالی است که درآمد سرانه هیچ اثری بر کیفیت محیط‌زیست ندارد.

تمیزی (۱۳۹۴) به شناسایی عوامل موثر بر انتشار دی اکسید کربن در ۵۵ کشور در حال توسعه با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی بیزینی طی بازه زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۲ پرداخت و به این نتیجه دست یافت که رابطه U معکوس بین رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن وجود داشته و فرضیه کوزنتس در کشورهای موردبررسی تایید می‌شود. همچنین مصرف انرژی، مصرف برق، صنعتی شدن اثر مثبتی بر انتشار دی اکسید کربن دارد و در مقابل نرخ باسوادی و نابرابری درآمد اثر منفی بر متغیر وابسته مورد مطالعه دارند. بررسی مطالعات انجام شده، نشان می‌دهد که تاکنون در ایران مطالعه‌ای در خصوص اثر تغییر ساختار اشتغال بر کیفیت محیط‌زیست صورت نگرفته است. علاوه بر این، سایر مطالعات اولا به‌صورت پنلی کار نکرده و ثانیا، ناهمگونی استان‌ها را ندیده و رابطه غیرخطی این دو متغیر را بررسی نکرده‌اند؛ از این رو، در مطالعه پیش‌رو با به‌کارگیری روش پنل کوانتایل با اثرات ثابت جمع‌ناپذیر[1] به بررسی اثر غیرخطی این متغیر بر کیفیت محیط‌زیست در کشور پرداخته می‌شود. علاوه بر این، این مطالعه در سطح استان‌های ایران انجام شده؛ چراکه توجه به ناهمگنی میان استان‌ها در بررسی و تجزیه و تحلیل ساختار کل اشتغال و تغییرات ایجاد شده در آن و چگونگی اثرگذاری این تغییرات بر انتشار دی اکسید کربن در سطح هر استان در جهت برنامه‌ریزی‌های متعادل در زمینه کنترل انتشار دی اکسید کربن در استان‌ها و در نهایت سطح کشور ضروری به نظر می‌رسد.

٤. روش پژوهش

٤-١. معرفی متغیرها و مدل پژوهش

با توجه به مبانی نظری موجود و براساس الگوی تجربی لیو و همکاران (۲۰۱۹) و یانگ و همکاران (۲۰۲۱) در مطالعه حاضر جهت بررسی اثر غیرخطی تغییر ساختار اشتغال بر انتشار

1. Quantile Regression with Non-additive Fixed Effect

دی اکسید کربن در ۳۱ استان ایران طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۸ از فرم تبعی ارائه شده در رابطه (۶) استفاده می‌شود.

$$\begin{aligned} lnCO_{2_{i,t}} = \beta_0 &+ \beta_1 lnGDP_{i,t} + \beta_2 ln^2 GDP_{i,t} \\ &+ \beta_3 ln^3 GDP_{i,t} + \beta_4 ln\, Ratioagr_{i,t} \\ &+ \beta_5 lnGini_{i,t} + \beta_6 lnUrb_{i,t} \\ &+ \beta_7 lnIndst_{i,t} + \beta_8 lnEC_{i,t} \\ &+ \beta_9 ln(Ratioagr \times GDP)_{i,t} + \alpha_i + \eta_t \\ &+ u_{i,t} \end{aligned} \qquad (۶)$$

در رابطه (۶)، $\ln CO_2$ لگاریتم انتشار دی اکسید کربن سرانه، lnGDP لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی، $\ln^2 gdp$ مجذور لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی، $\ln^3 gdp$ مکعب لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی، ln Ratioagr لگاریتم تغییر ساختار اشتغال، lnGini لگاریتم نابرابری درآمد، lnUrb لگاریتم شهرنشینی، lnIndst لگاریتم صنعتی‌شدن و lnEC لگاریتم مصرف انرژی خواهد بود. پیشتر در بخش مبانی نظری، به اثر غیرمستقیم تغییر ساختار اشتغال بر انتشار دی اکسید کربن و کیفیت محیط‌زیست از طریق رشد اقتصادی اشاره شد؛ بنابراین، lnRatioagr × GDP لگاریتم متغیر تقاطعی تغییر ساختار اشتغال و تولید ناخالص داخلی حقیقی است که با توجه به اثر غیرمستقیم تغییر ساختار اشتغال بر انتشار دی اکسید کربن، لازم بود به مدل اضافه شود.

مطابق با مطالعات چنگ و همکاران[1] (۲۰۲۰) و گزارشات وزارت نفت درخصوص نحوه محاسبه انتشار گازهای گلخانه‌ای طی دوره زمانی مورد بررسی در مطالعه، میزان انتشار دی اکسید کربن به عنوان متغیر وابسته مدل در قالب رابطه (۷) برای ۳۱ استان کشور محاسبه شد.

$$CO_2 = \sum_{i=1}^{n} EC_j \times k_j \times LHV_j \qquad (۷)$$

در رابطه (۷)، CO_2 میزان انتشار دی‌اکسیدکربن بر حسب تن، EC میزان مصرف از سوخت jام برحسب استاندارد متر مکعب برای سوخت‌های گازی و لیتر برای سوخت‌های مایع، k ضریب انتشار دی اکسید کربن سوخت jام برحسب تن به ازای هر گیگا ژول، LHV

1. Cheng, Y., et al.

ارزش حرارتی خالص سوخت j ام بر حسب گیگا ژول به ازای استاندارد متر مکعب برای سوخت‌های گازی و گیگا ژول به‌ازای هر لیتر برای سوخت‌های مایع و j انواع سوخت‌های مصرف‌شده[1] است. متغیر انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی به بخش غیرکشاورزی برای تغییر ساختار اشتغال استفاده شده که به صورت نسبت جمعیت شاغل در بخش کشاورزی به کل جمعیت شاغل تعریف شده است، علاوه بر متغیر تغییر ساختار اشتغال به عنوان متغیر توضیحی اصلی، تاثیر متغیرهای توضیحی دیگری نیز بر انتشار دی اکسید کربن مورد بررسی قرار گرفته است که این متغیرها به صورت خلاصه در جدول (۲) معرفی شده‌اند.

جدول ۲. معرفی متغیرهای توضیحی

متغیر	توضیحات	پایه آماری
تغییر ساختار اشتغال	نسبت جمعیت نیروی‌کار شاغل در بخش کشاورزی به کل جمعیت شاغل (درصد)، هرچه این سهم افزایش یابد تغییر کمتری در ساختار اشتغال رخ داده و هر چه کاهش یابد تغییرات ساختاری بیشتری در اشتغال رخ می‌دهد	داده‌های نیروی کار مرکز آمار ایران
مصرف انرژی	سرانه مجموع مصارف انرژی‌که شامل‌گاز طبیعی، نفت‌گاز، نفت کوره، نفت سفید و بنزین می‌شود (هزارلیتر)	ترازنامه انرژی
صنعتی شدن	نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی (میلیون ریال)	مرکز آمار ایران
رشد اقتصادی	تولید ناخالص داخلی حقیقی (میلیون ریال)	معاونت اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی کشور
نابرابری درآمد	ضریب جینی کل مخارج مصرفی خانوارهای* شهری و روستایی هر استان براساس وزن جمعیتی (درصد)	ریزداده‌های طرح درآمد- هزینه خانوار مرکز آمار ایران
شهرنشینی	نسبت جمعیت شهرنشین هر استان به کل جمعیت استان (درصد)	داده‌های جمعیتی مرکز آمار ایران

* به دلیل کم‌اظهاری درآمدهای خانوار و درنتیجه غیرقابل اتکا بودن آن‌ها در استفاده‌های علمی، از کل مخارج ناخالص خانوار به‌عنوان جایگزین درآمد برای محاسبه شاخص نابرابری و میانگین درآمدها استفاده‌شده و ازآنجایی‌که تعداد نمونه‌های دریافت‌شده توسط مرکز آمار ایران از بخش شهری و روستایی متناسب با کل جمعیت این مناطق نیست، لذا این مرکز برای هر کدام از خانوارهای نمونه، وزنی متناسب با جمعیت مناطق اختصاص داده است که می‌توان با استفاده از این وزن‌ها و با استفاده از رابطه $G = 1 - \sum_{i=1}^{n}(w_{i+1}y_{i+1} + w_i y_i)(x_{i+1} - x_i)$، نابرابری درآمد کل را برای هر استان، شامل کل مناطق شهری و روستایی محاسبه نمود.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۱. گاز طبیعی، نفت‌گاز، بنزین، نفت سفید و نفت کوره

٤-۲. روش برآورد مدل اقتصادی

از زمانی که رگرسیون کوانتایل نخستین بار توسط کونکر و باست[1] (۱۹۷۸) معرفی شد، این روش مورد توجه بسیاری از اقتصادانان قرار گرفته و در مطالعات تجربی فراوانی استفاده شده است. انگیزه اصلی به‌کارگیری رگرسیون‌های کوانتایل این است که با نگاهی دقیق در بررسی متغیر پاسخ، مدلی ارائه شود که امکان دخالت متغیرهای مستقل، نه تنها در مرکز ثقل داده‌ها، بلکه در نقاط مختلف توزیع بویژه در نقاط ابتدایی و انتهایی توزیع فراهم آورد، بدون آنکه با محدودیت‌های رگرسیون معمولی و واریانس ناهمسانی مواجه شویم. اساس این روش بر تابع چندک شرطی استوار است که در آن مجموع قدرمطلق باقیمانده‌های موزون حداقل می‌شود. برخلاف رگرسیون‌های معمولی که از حداقل کردن مربع باقیمانده‌های انحرافات الگو و روش حداقل مربعات معمولی[2] برای برآورد پارامترها استفاده می‌شود در رگرسیون‌های کوانتایل از حداقل‌سازی مجموع قدرمطلق باقیمانده‌های موزون برای برآورد پارامترهای مدل استفاده می‌شود که به آن روش حداقل قدرمطلق انحرافات[3] گفته می‌شود.

روش رگرسیون‌های کوانتایل نسبت به روش حداقل مربعات معمولی مزایایی دارد؛ اول اینکه برخلاف حداقل مربعات معمولی، روش حداقل قدرمطلق انحرافات نسبت به داده‌های پرت و دور افتاده مقاوم است و این داده‌ها نمی‌توانند بر برآوردهای آن اثر بگذارند، دوم اینکه نسبت به نرمال نبودن توزیع مقاوم است (کاظم‌زاده و همکاران، ۱۳۹۸). علاوه بر این، در بسیاری از مطالعات تجربی پژوهشگران با توجه به موضوع و هدف مطالعه از مدل داده‌های پانلی در بررسی‌های خویش استفاده می‌کنند تا ناهمگنی‌های فردی مشاهده نشده را در نظر گیرند. در روش پانل دیتا به محقق اجازه داده می‌شود تا ارتباط بین متغیرها و حتی واحدهای انفرادی (مقاطع) را در طول زمان در نظر گیرند. همچنین در روش یاد شده، محدودیت یکسان بودن اثرات فردی وجود نداشته و در نتیجه، دچار اریب ناهمگنی ناشی از یکسان بودن این اثرات نمی‌شود.

روش داده‌های ترکیبی این امکان را دارد که تمام متغیرهای مستقل غیرقابل مشاهده‌ای که در طول زمان ثابت هستند و حذف آن‌ها به دلیل همبستگی با سایر متغیرهای مستقل قابل مشاهده، نتایج اریب‌دار و ناسازگاری را می‌دهند، در قالب مدل اثرات ثابت در نظر

---

1. Koenker, R. & Bassett, G.
2. Ordinary Least Squares(OLS)
3. Least Absolute Deviations (LAD)

بگیرند. از این رو، مدل‌های پانل دیتا می‌توانند اثرات ثابت فردی را به دست آورند. البته بسیاری از مدل‌های رگرسیونی از به دست آوردن اثرات ثابت فردی عاجز هستند و این ایرادی است که به بسیاری از مدل‌های رگرسیونی از جمله رگرسیون کوانتایل وارد می‌شود. بنابراین، با محبوبیت دو مدل رگرسیون‌های کوانتایل و مدل اثرات ثابت در سال‌های اخیر، مطالعات گسترده‌ای به بررسی استفاده همزمان این دو روش پرداخته‌اند که ماحصل این مطالعات معرفی مدل پنل کوانتایل با اثرات ثابت جمع‌پذیر است. رگرسیون کوانتایل با اثرات ثابت جمع‌پذیر، مشکلات رگرسیون‌های کوانتایل را با در نظر گرفتن اثرات ثابت برای کنترل برخی از متغیرهای غیرقابل مشاهده، برطرف می‌کند و فرم کلی آن به صورت رابطه (۸) خواهد بود.

$$y_{i,t} = \alpha_i + D'_{i,t}\beta(U_{i,t}) \qquad (۸)$$

در رابطه (۸)، $\acute{D}_{i,t}$ بردار متغیرهای توضیحی برای مقطع iام در زمان $t = 1,2,\ldots,T$، β بردار پارامترهای مجهول است. U_{it} غیرقابل مشاهده بوده و دارای توزیع بین صفر و یک است $\langle U_{i,t} \sim U(0,1) \rangle$.

برآوردگرهای روش پنل کوانتایل با اثرات ثابت جمع‌پذیر به جای تخمین توزیع $(y_{i,t}|D_{i.t})$، توزیع $(y_{i,t} - \alpha_i|D_{i.t})$ را تخمین می‌زنند که این مسئله ممکن است در مطالعات تجربی نامطلوب باشد و برآورد را با تورش مواجه کند؛ زیرا مشاهدات بالای توزیع $y_{i,t} - \alpha_i$ ممکن است، پایین توزیع $y_{i,t}$ قرار گیرد که در این صورت مدل پنل کوانتایل با اثرات ثابت جمع‌پذیر نمی‌تواند اطلاعات درستی در مورد اثر متغیر توضیحی بر توزیع متغیر وابسته ارائه کند؛ بنابراین، با توجه به ایرادات وارد بر رگرسیون‌های کوانتایل و رگرسیون‌های پانل کوانتایل با اثرات ثابت فردی جمع‌پذیر از رگرسیون‌های پانل کوانتایل با اثرات ثابت غیرجمع‌پذیر[1] به‌منظور رفع این ایرادات یادشده ارائه شدند که از یک‌سو، اثرات ثابت را در نظر می‌گیرند و از سوی دیگر، ایرادات مربوط به پانل کوانتایل با اثرات ثابت جمع‌پذیر را برطرف می‌کنند (Powell, D., 2016). در مطالعه حاضر، از روش رگرسیون کوانتایل با اثرات ثابت غیر جمع‌پذیر برای تخمین مدل‌های پژوهش استفاده می‌شود. برآوردگرهای رگرسیون‌های پانل کوانتایل با اثرات ثابت غیرجمع‌پذیر،

1. Quantile Regression with Non-additive Fixed Effects

برآوردهای سازگاری برای Tهای کوچک ارائه می‌دهد و از جمله برآوردگرهای پنل کوانتایل است که متغیرهای ابزاری کمتری نیز به‌کار می‌برد. فرم کلی رگرسیون‌های پانل کوانتایل با اثرات ثابت غیرجمع‌پذیر به شکل رابطه (۹) نشان داده می‌شود.

$$y_{i,t} = D'_{i,t}\beta(U^*_{i,t}), \qquad U^*_{i,t} \sim (0,1) \tag{۹}$$

در رابطه (۹)، $D'_{i,t}$ مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی، β بردار پارامترهای مجهول و $U^*_{i,t}$ یک تابع مجهول است که شامل اثرات فردی ثابت و جمله اخلال قابل مشاهده می‌شود؛ یعنی $U^*_{i,t} = f(\alpha_i, U_{i,t})$ که در آن $U_{i,t}$ دارای توزیعی بین صفر و یک است. تابع کوانتایل برای رابطه (۵) به‌صورت رابطه (۱۰) است.

$$Q_y(\tau \mid D_{i,t}) = D'_{i,t}\beta(\tau)) = \tau \,,\ \tau \in (0,1) \tag{۱۰}$$

در رابطه (۱۰)، $D'_{i,t}\beta(\tau)$ تابع اکیدا صعودی از $\tau \in (0,1)$ بوده و به منظور برآورد پارامترها در این مدل از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده شده و برآوردگر $\widehat{B}$ برای پارامتر B به‌صورت رابطه (۱۱) خواهد شد.

$$\widehat{B_{(\tau)}} = \underset{b\in\beta}{\operatorname{argmin}}\ \hat{g}(b)'\hat{A}\,\hat{g}(b) \tag{۱۱}$$

در رابطه (۱۱)، $\hat{A}$ ماتریس مشخصی است که با روش دومرحله‌ای GMM برآورد می‌شود(Powell, D. ,2016).

۵. برآورد مدل و تفسیر نتایج

هدف مقاله حاضر بررسی اثر تغییر ساختار اشتغال در قالب انتقال نیروی کار از روستاها و قطب‌های کشاورزی به شهرها و قطب‌های صنعتی و خدمات در ۳۱ استان کشور بود. برای این منظور، ابتدا میزان دی اکسید کربن منتشر شده برای هر استان طی سال‌های مورد بررسی، محاسبه شده و مدل معرفی شده با استفاده از پنل کوانتایل با اثرات ثابت در سطح کوانتایل‌های مختلف (۱۰، ۲۰، ۳۰، ۴۰، ۵۰، ۶۰، ۷۰، ۸۰ و ۹۰) برآورد شد. انگیزه اصلی به‌کارگیری این رگرسیون آن است که با نگاهی دقیق و جامع در ارزیابی متغیر پاسخ مدلی

ارائه شود تا امکان دخالت نه تنها در مرکز ثقل داده‌ها، بلکه در تمام سطوح توزیع به ویژه ابتدا و انتهای توزیع فراهم شود بدون آنکه محقق با مشکلات ناشی مفروضات رگرسیون معمولی، ناهمسانی واریانس و حضور تاثیرگذار داده‌های دور افتاده در برآورد ضرایب روبه‌رو شود. بنابراین مدل رگرسیونی با پنل کوانتایل تخمین زده شد که در ادامه نتایج حاصل از برآورد در قالب جدول (۳) و(۴) ارائه می‌شود.

جدول ۳. نتایج برآورد مدل اقتصادسنجی (متغیر وابسته: میزان انتشار دی اکسید کربن)

متغیرها / (τ)	۱۰	۲۰	۳۰	۴۰	۵۰
lnGDP	−۲۴/۴۶***	−۲۴/۳۲***	۲۹/۱۴***	−۳۰/۶۹***	−۴۸/۵۹***
$\ln^2$GDP	۱/۵۶***	۱/۵۲***	۱/۸۴***	۱/۹۴***	۳/۱۳***
$\ln^3$GDP	−۰/۰۳۳***	−۰/۰۳۲***	−۰/۰۳۹***	−۰/۰۴۱***	−۰/۰۶۷***
ratioagri	−۰/۵۳۵***	−۰/۷۵۸***	−۰/۵۰۸***	−۰/۵۹۲***	−۰/۶۲۲***
lnGini	−۰/۲۰۲***	−۰/۱۱۷***	−۰/۱۲۰***	−۰/۰۶۸**	−۰/۱۶۱
lnUrb	۰/۹۱۸***	۱/۰۹۸***	۰/۹۹۶***	۰/۷۲۲***	۰/۰۵۲
lnIndst	۰/۰۷۶***	۰/۱۰۳***	۰/۰۹۶***	۰/۱۲۳***	۰/۱۴۳***
lnEC	۰/۷۱۹***	۰/۶۶۲***	۰/۶۴۶***	۰/۶۸۴***	۰/۶۱۴***
lnRatioagr × GDP	۰/۰۴۲***	۰/۰۵۹***	۰/۰۴۴***	۰/۰۴۶***	۰/۰۳۸***

***، ** و * به ترتیب سطح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نمایش می‌دهند.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴. ادامه نتایج برآورد مدل اقتصادسنجی (متغیر وابسته: میزان انتشار دی اکسید کربن)

متغیرها / (τ)	۶۰	۷۰	۸۰	۹۰
lnGDP	−۴۶/۶۵***	−۴۱/۶۳***	−۷۳/۴۸***	−۱۵۴/۶۰***
$\ln^2$GDP	۳/۰۹***	۲/۹۶***	۴/۷۳***	۹/۹۹***
$\ln^3$GDP	−۰/۰۶۸***	−۰/۰۵۸***	−۰/۱۰۱***	−۰/۲۱۴***
ratioagri	۰/۶۱۲	۰/۰۰۷	−۰/۲۲۱***	−۱/۹۹**
lnGini	−۰/۰۴۶**	−۰/۰۱۷	−۰/۲۵۷***	−۰/۱۴۴
lnUrb	۰/۳۹۶***	۰/۱۸۴***	۰/۰۳۶	۰/۳۴۰***
lnIndst	۰/۱۲۸***	۰/۱۳۵***	۰/۱۳۰***	۰/۱۰۶***
lnEC	۰/۵۸۶***	۰/۶۷۱***	۰/۷۲۴***	۰/۶۴۵***
lnRatioagr × GDP	−۰/۰۳۹	۰/۰۰۰۷	۰/۰۱۵***	۰/۱۲۶**

***،** و * به ترتیب سطح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نمایش می‌دهند.

ماخذ:یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد نشان می‌دهد که هر چه شاخص تغییرات ساختاری کاهش یابد، انتشار دی اکسید کربن نیز کاهش می‌یابد. به عبارت بهتر، افزایش نسبت جمعیت شاغل در بخش کشاورزی نسبت به جمعیت شاغل در سایر بخش‌ها یا کاهش تغییر در ساختار اشتغال بین کوانتایل‌ها جز کوانتایل‌های ۶۰ و ۷۰ درصد، انتشار دی اکسید کربن را کاهش می‌دهد. بنابراین می‌توان گفت که تغییرات ساختار اشتغال اثر مستقیم و معناداری بر میزان انتشار دی اکسید کربن در استان‌های ایران دارد و نتیجه حاصل با نتیجه مطالعات یانگ و همکاران (۲۰۲۱) در چین و شائو و همکاران (۲۰۲۱) در خصوص آلودگی‌های صنعتی و کشاورزی در روستاهای چین همسو است. هرچه تغییرات ساختار اشتغال افزایش یابد، بخش کشاورزی برای جبران کمبود نیروی کار خود در جهت حفظ تولید ممکن است از ماشین‌آلات استفاده کرده و به سمت سرمایه‌بر شدن حرکت کند که همین امر مصرف انرژی را افزایش و انتشار دی اکسید کربن را بالاتر می‌برد. علاوه بر این، می‌توان گفت معمولا انتقال از روستاها و قطب‌های کشاورزی به شهرها و قطب‌های صنعتی می‌تواند درآمد را افزایش و در نتیجه انتشار دی‌اکسید کربن را نیز افزایش دهد.

در مطالعه حاضر، علاوه بر اثر مستقیم تغییر ساختار اشتغال در قالب انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی به سایر بخش‌ها، اثر غیرمستقیم آن بر انتشار دی اکسید کربن از کانال رشد اقتصادی نیز مورد بررسی قرار گرفته است. مطابق با نتایج تخمین، ضریب برآورد شده برای متغیر تقاطعی تغییر در ساختار اشتغال و رشد اقتصادی در تمامی کوانتایل‌ها جز کوانتایل‌های ۶۰ و ۷۰ درصد مثبت و معنادار است. به بیان دیگر، افزایش ساختار اشتغال، به طور غیرمستقیم از طریق رشد، اثر مثبتی بر انتشار دی اکسید کربن دارد. یانگ و همکاران (۲۰۲۱) نیز به بررسی اثر غیرمستقیم تغییر در ساختار اشتغال بر انتشار دی اکسید کربن پرداخته و این نتیجه را مطرح کردند که در مسیر توسعه اقتصادی، افزایش انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی به سایر بخش‌ها رشد اقتصادی را افزایش داده و از این طریق می‌تواند انتشار دی اکسید کربن را افزایش دهد. به عبارت دیگر، هنگامی که انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی به سایر بخش‌ها به ویژه صنعت افزایش یابد به دلیل افزایش مقیاس و افزایش تولید ناخالص داخلی و درنتیجه گسترش مصرف سوخت‌های

فسیلی در جریان رشد اقتصادی، میزان دی اکسید کربن منتشر شده نیز در استان‌های کشور افزایش خواهد یافت.

بنابر نتایج حاصل در کل دو اثر مستقیم و غیرمستقیم تغییر در ساختار اشتغال بر انتشار دی اکسید کربن در استان‌های ایران تایید می‌شود؛ به طوری که در هر دو اثر، تغییر ساختار اشتغال، انتشار دی اکسید کربن را افزایش داده است؛ اثر اول را می‌توان به افزایش به کارگری ماشین‌آلات برای جبران نیروی کار خارج شده از بخش کشاورزی و در نهایت استفاده بیشتر انرژی توسط این ماشین‌آلات به کار رفته می‌توان نسبت داد. اثر دوم را نیز می‌توان از طریق افزایش رشد اقتصادی و بالا رفتن تولید ناخالص داخلی به دلیل تغییر ساختار اشتغال در قالب مدل لوئیس توضیح داد.

طبق نتایج ارائه شده در جدول‌های (۳) و (۴)یک رابطه غیرخطی به شکل N معکوس میان رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن وجود دارد که با نتایج یانگ و همکاران (۲۰۲۱) مطابقت دارد. شهرنشینی نیز در تمامی کوانتایل‌ها (جز کوانتایل ۵۰ و ۸۰ درصد) اثر مثبت و معناداری بر انتشار دی اکسید کربن دارد و می‌توان گفت که گسترش شهرنشینی یکی از عوامل افزایش انتشار دی اکسید کربن در استان‌های ایران بوده و این نتیجه با نظر یانگ و همکاران (۲۰۲۱) در چین، رفیعی و همکاران (۱۳۹۶) و ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۵) در ایران که از شهرنشینی به عنوان علل افزایش انتشار دی اکسید کربن یاد می‌کنند، سازگار است.

اثر مثبت شهرنشینی بر انتشار دی اکسید کربن را می‌توان با توجه به نظریه اکولوژیکی و نظریه گذار زیست‌محیطی تفسیر کرد. طبق این دو نظریه، شهرنشینی از طریق افزایش ساخت‌وسازها و افزایش استفاده حمل و نقل، مصرف انرژی و سوخت‌ها را افزایش داده و می‌تواند از این طریق انتشار دی اکسید کربن را افزایش دهد. صنعتی شدن، اثر مثبت و معناداری در تمامی کوانتایل‌ها بر متغیر وابسته مدل در استان‌های ایران دارد. می‌توان بیان کرد که گسترش صنایع سنگین از طریق افزایش مصرف انرژی، میزان دی اکسیدکربن منتشر شده در استان‌های ایران را افزایش داده و نتیجه حاصل با نتایج مطالعات یانگ و همکاران (۲۰۲۱) در چین، لئو و همکاران (۲۰۱۹) در ایالات متحده آمریکا و تمیزی (۱۳۹۴) در ایران همسو است.

مصرف انرژی نیز تاثیر مثبت و معناداری بر انتشار دی اکسیدکربن درکوانتایل‌ها در استان‌های کشور دارد؛ با توجه به اینکه سوخت‌های فسیلی منبع مهمی برای به دست آوردن انرژی و گرما محسوب می‌شود، افزایش مصرف آن‌ها مقدار زیادی دی اکسید کربن طی فرآیند احتراق آزاد می‌کنند که به تخریب محیط‌زیست می‌انجامد. ضریب مثبت و معنادار به‌دست آمده برای مصرف انرژی با نتایج مطالعات لیو و همکاران (۲۰۱۹)، عارفیان و همکاران (۱۳۹۹)، رفیعی و همکاران (۱۳۹۶)، ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۵) و تمیزی (۱۳۹۴) سازگاری دارد. ضرایب برآورد شده برای نابرابری درآمد در تمام کوانتایل‌ها، علامت منفی داشته و بجز کوانتایل‌های ۵۰ و ۸۰ و ۹۰ درصد تمامی ضرایب معنادار هستند. افزایش فعالیت‌های شغلی برای کسب درآمد بیشتر و در نتیجه کسب سطح مطلوبیت بالاتر، انتشار دی اکسید کربن را افزایش می‌دهد؛ با این حال، طبق قانون مطلوبیت نهایی نزولی، ثروتمندان در بلندمدت مطلوبیت نهایی کمتری نسبت به فقرا دارند؛ بنابراین، ثروتمندان معمولا مصرف کمتری به دلیل مطلوبیت نهایی پایین داشته و دی اکسیدکربن کمتری نیز نسبت به فقرا منتشر می‌کنند. دیوی و کوساماوردانی (۲۰۲۰)، لیو و همکاران (۲۰۱۹) و تمیزی (۱۳۹۴) در مطالعات خود به نتایج مشابه با این مطالعه رسیده و اثر منفی نابرابری درآمد بر انتشار دی اکسیدکربن را مورد تایید قرار دادند.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

از اوایل دهه ۱۹۹۰، انتشار دی اکسیدکربن و سایر گازهای گلخانه‌ای در بیشتر کشورها همزمان با رشد اقتصادی افزایش‌یافته و مشکلات بسیاری را برای بشر به وجود آورده است و اثرات مخربی بر اکوسیستم کشورهای مختلف وارد کرده است. همین تبعات ناشی از افزایش میزان دی اکسیدکربن منتشر شده در دو دهه اخیر محققان را به تلاش برای بررسی عوامل موثر بر انتشار دی‌اکسید کربن و کنترل آن‌ها سوق داده و این مسئله مورد توجه بسیاری از اقتصادانان قرار گرفته است.

یکی از عوامل موثر بر انتشار دی اکسیدکربن، مسئله تغییر ساختار اشتغال در قالب انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی به سایر بخش‌ها است. انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی یکی از مشخصه‌های توسعه اقتصادی محسوب می‌شود که در اقتصاد توسعه از آن به‌عنوان تغییر ساختار اشتغال یاد می‌شود؛ با اینکه در اکثر نظریه‌های اقتصادی، انتقال

نیروی کار از بخش کشاورزی را نمایانگر توسعه اقتصادی- اجتماعی برمی‌شمارند، اما این پدیده علاوه بر مزایای فراوانی که دارد، معایبی نیز با خود به همراه دارد که گهگاه تبعات نابهنجاری را بر پیکره فرهنگ، محیط‌زیست، اجتماع و اقتصاد وارد کرده است؛ به طوری که شائو و همکاران(۲۰۲۱) و یانگ و همکاران(۲۰۲۱) آن را عامل مهمی در انتشار دی اکسید کربن و تخریب محیط‌زیست معرفی می‌کنند؛ از این رو، شناسایی اثر این پدیده بر انتشار دی اکسید کربن در جهت اجرای سیاست‌هایی برای کنترل میزان دی اکسیدکربن منتشر شده می‌تواند مفید باشد.

در مطالعه حاضر با استفاده از اطلاعات ۳۱ استان کشور طی بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۸ و با به‌کارگیری مدل رگرسیون پنل کوانتایل با اثرات ثابت غیرجمع‌پذیر، تلاش شد اثر مستقیم و غیرمستقیم تغییر ساختار اشتغال در کنار سایر متغیرهای اقتصادی- اجتماعی[1] در قالب روش غیرخطی، شناسایی شود. برای این منظور از متغیر انتقال نیروی کار بخش کشاورزی به سایر بخش‌ها به صورت نسبت جمعیت شاغل در بخش کشاورزی به کل جمعیت شاغل برای شاخص تغییر ساختار اشتغال استفاده شد. نتایج مطالعه نشان داد که تغییر ساختار اشتغال اثر مستقیمی بر انتشار دی اکسیدکربن دارد. همچنین در خصوص اثر غیرمستقیم آن بر انتشار دی اکسیدکربن می‌توان بیان کرد که این شاخص به‌طور غیرمستقیم از طریق رشد اقتصادی، اثر مثبت و معناداری بر متغیر وابسته مورد مطالعه دارد. علاوه بر این، شهرنشینی، مصرف انرژی و صنعتی شدن به شکل معناداری انتشار دی اکسید کربن را افزایش می‌دهد. همچنین، نابرابری درآمد نیز اثر منفی و معناداری بر میزان دی اکسیدکربن منتشر شده در استان‌های ایران دارد. د رنهایت نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که میان رشد اقتصادی و انتشار دی‌اکسیدکربن در استان‌های ایران طی بازه زمانی مورد بررسی، رابطه غیرخطی به شکل N معکوس وجود دارد.

نتایج مطالعه حاکی از تاثیر مثبت مصرف انرژی بر انتشار دی اکسیدکربن در استان‌های ایران است؛ بنابراین، با توجه به معناداری ضرایب برآوردشده برای مصرف انرژی پیشنهاد می‌شود که با وضع عوارض و مالیات‌های زیست‌محیطی، واقعی‌سازی قیمت انرژی، تشویق به استفاده از فناوری‌های دوستدار محیط‌زیست و فناوری‌های پاک و درنهایت اجرای طرح‌های بهینه‌سازی مصرف انرژی، گام‌هایی در راستای کاهش انتشار دی اکسیدکربن

---

۱. مصرف انرژی، شهرنشینی، نابرابری درآمد، رشد اقتصادی، صنعتی‌شدن

برداشته شود. همچنین با توجه به تاثیر مثبت و معناداری شهرنشینی بر انتشار دی اکسیدکربن و تجربه کشورهای موفق در این زمینه، توصیه می‌شود که توسعه حمل‌ونقل شهری با تاکید بر مترو و قطارهای شهری، تشویق به استفاده از خودروهای کم‌مصرف و با استانداردهای زیست‌محیطی بالا در حوزه حمل‌ونقل شهری مورد توجه قرار گیرد. علاوه بر این، توسعه روستاها و اجرای طرح‌های حمایتی و تشویقی جهت ممانعت از مهاجرت ساکنان روستاها به شهرها در دستور کار مسئولان استانی قرار گیرد.

با توجه به اثر مثبت انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی به سایر بخش‌ها و انتشار دی‌اکسیدکربن و تخریب محیط‌زیست پیشنهاد می‌شود که انتقال نیروی کار به طرق مختلف و به صورت خاص از طریق افزایش درآمد کارکنان این بخش و ایجاد توازن منطقی میان دستمزدها در بخش کشاورزی با سایر بخش‌ها کنترل شود. علاوه بر این، برای کنترل انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی به سایر بخش‌ها، باید افزایش ارزش‌افزوده حقیقی در بخش کشاورزی از طریق گسترش صنایع مرتبط با تولیدات کشاورزی مانند صنایع تبدیلی و تکمیلی در دستور کار مقامات استانی قرار گیرد.

با توجه به اینکه نابرابری درآمد نیز اثر مثبتی بر میزان دی‌اکسید کربن منتشر شده دارد، پیشنهاد می‌شود که دولت در کنار اجرای طرح‌های کاهش نابرابری درآمد در جهت کنترل انتشار دی‌اکسید کربن، بیشتر سرمایه‌گذاری کند و به‌صورت متناسب مسئولیت ثروتمندان را در حفاظت از محیط‌زیست از طرق گوناگون مانند جمع‌آوری مالیات‌های زیست‌محیطی که با درآمد رابطه مثبت دارند، افزایش دهند و با افزایش آگاهی افراد کم‌درآمد درباره اهمیت محیط‌زیست و راه‌های کاهش انتشار دی اکسید کربن و حفاظت از محیط‌زیست به کاهش انتشار دی اکسید کربن در استان‌های کشور کمک کنند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Leyla Jabari https://orcid.org/0000-0001-6942-5494
Ali asghar Salem https://orcid.org/0000-0003-1360-923X

منابع

ابراهیمی، محسن، بابائی آغ اسمعیلی، مجید و کفیلی، وحید. (۱۳۹۵)، نابرابری درآمد و کیفیت محیط‌زیست: مطالعه موردی ایران. *فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی، (۴)۲*، ۷۹-۵۹.
https://doi.org/10.22075/jem.2017.2655

تمیزی، علیرضا. (۱۳۹۴)، عوامل موثر بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن در کشورهای درحال‌توسعه با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی بیزینی. *فصلنامه علمی نظریه‌های کاربردی اقتصاد، (۴)۲*، ۱۶۸-۱۴۵.

راهنمای محاسبه و گزارش دهی میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای. (۱۳۹۷). وزارت نفت، ایران.

رفیعی، حامد؛ غزنوی، شیوا و صالح، ایرج. (۱۳۹۶). بررسی عوامل موثر بر انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران؛ با تاکید بر آثار بیانیه ۲۱ ریو. *فصلنامه پژوهش‌های محیط‌زیست، (۱۵)۸*، ۱۶۴-۱۵۳.
https://dorl.net/dor/20.1001.1.20089597.1396.8.15.20.6

صمصامی، حسین و اردیزی، حسن. (۱۳۹۹). عوامل موثر بر تغییرات سهم اشتغال بین دو بخش خدمات و صنعت-معدن. *فصلنامه بررسی مسائل اقتصاد ایران. (۱)۶*، ۲۲۵-۲۴۴.
https://doi.org/10.30465/ce.2020.5968

عارفیان، محمدرضا؛ فرجی دیزجی، سجاد و قاسمی، سحر. (۱۳۹۹). بررسی نقش انرژی تجدیدپذیر، انرژی تجدیدناپذیر و رشد اقتصادی بر انتشار کربن در کشورهای OECD. *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین، (۱۵)۳*، ۱۳۷-۱۰۹.
https://doi.org/10.30465/jnet.2020.6298

علی پور، علیرضا و موسوی، سیدحبیب اله. (۱۳۹۷). تحلیل اثرات رشد بخش غیر کشاورزی بر مهاجرت نیروی کار از بخش کشاورزی در ایران. *فصلنامه اقتصاد فضا و توسعه روستایی. (۲۶)۷*، ۲۱۰-۱۸۹.

کاظم زاده، عماد، کریمی علویجه، نوشین و ابراهیمی سالاری، تقی. (۱۳۹۸). اثر حکمرانی بر گسترش دی‌اکسید کربن در کشورهای عضو G8: رهیافت رگرسیون پانل کوانتایل. *فصلنامه اقتصاد و توسعه منطقه‌ای، (۲۶)۱۸*، ۱۹۶-۱۷۳.
https://doi.org/10.22067/erd.v26i18.77394

لعل خضری، حمید و کریمی پتانلار، سعید. (۱۳۹۸). بررسی تاثیر نابرابری توزیع درآمدی بر انتشار گاز کربن دی‌اکسید در ایران (با تاکید برشدت انرژی). *فصلنامه بررسی مسائل اقتصاد ایران، (۱)۶*، ۲۲۹-۲۵۱.
https://doi.org/10.30465/ce.2019.4924

مهینی زاده، منصور، یاوری، کاظم، جلایی، سید عبدالمجید و جعفر زاده، بهروز. (۱۳۹۹). تاثیر تغییرات ساختاری بر رفاه اقتصادی در ایران، رهیافت مدل‌های تعادل عمومی محاسبه‌پذیر. *فصلنامه اقتصاد مالی، (۴۸)۱۳*، ۱۸۹-۱۶۷.

نجاتی، مهدی، باوقار زعیمی، پگاه و جلایی، سید عبدالمجید. (۱۳۹۸). بررسی اثر رشد تولیدات و مصرف انرژی بر انتشار دی‌اکسید کربن با تاکید بر بخش‌های مختلف اقتصادی ایران. *نشریه علمی جغرافیا و برنامه‌ریزی، (۶۹)۲۳*، ۲۸۰-۲۵۷.

References

Alipour, A., & Mousavi, H. (2019). Analysis of the effects of non-agricultural sector growth on labor migration from the agricultural sector in Iran, *Space Economics and Rural Development, 7(26),* 189_210. [In Persian]

Arefian, M., Faraji Dizaji, S., & Ghasemi, S. (2021). Investigating the Role of Renewable and Non-Renewable Energy and Economic Growth on Carbon Emission in OECD Countries, *New economy and trade, 3(15),* 109-137. [In Persian]
https://doi.org/10.30465/jnet.2020.6298

Charfeddine, L. (2017). The impact of energy consumption and economic development on ecological footprint and CO2 emissions: evidence from a Markov switching equilibrium correction model, *Energy Economics, 65,* 355-374.
https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.05.009

Chen, J., Xian, Q., Zhou, J., & Li, D. (2020). Impact of income inequality on CO2 emissions in G20 countries, *Journal of Environmental Management, 271,* 110987.
https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2020.110987

Cheng, Y., Wang, Y., Chen, W., Wang, Q., & Zhao, G. (2021). Does income inequality affect direct and indirect household CO 2 emissions? A quantile regression approach, *Clean Technologies and Environmental Policy, 23(4),* 1199-1213.
https://doi.org/10.1007/s10098-020-01980-2

Demissew Beyene, S., & Kotosz, B. (2020). Testing the environmental Kuznets curve hypothesis: an empirical study for East African

countries, *International Journal of Environmental Studies, 77(4*), 636-654. https://doi.org/10.1080/00207233.2019.1695445

Ebrahimi, M., Babaei Agh Esmaili, M., & Kafili, V. (2016). Income Inequality and Environmental Quality: A Case Study of Iran, *Econometric Modelling, 2(4),* 59-79. [In Persian] https://doi.org/10.22075/jem.2017.2655

Fernández, Y. F., López, M. F., & Blanco, B. O. (2018). Innovation for sustainability: the impact of R&D spending on CO2 emissions, *Journal of cleaner production, 172, 3459-3467.* https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2017.11.001

Hao, Y., Zhang, Z. Y., Yang, C., & Wu, H. (2021). Does structural labor change affect CO2 emissions? Theoretical and empirical evidence from China, *Technological Forecasting and Social Change, 171,* 120936. https://doi.org/10.1016/j.techfore.2021.120936

Kazemzadeh., E., Karimi Alavijeh, N., & Ebrahimi Salari, T. (2019). The Effect of Governance on Carbon Dioxide Expansion in the G8 Countries: A Panel Quantile Regression Approach, *Economics and Regional Development, 18(26),* 173-196. [In Persian] https://doi.org/10.22067/erd.v26i18.77394

Kusumawardani, D., & Dewi, A. K. (2020). The effect of income inequality on carbon dioxide emissions: A case study of Indonesia, *Heliyon, 6(8),* e04772. https://doi.org/10.1016%2Fj.heliyon.2020.e04772

Lalkhezri, H., Karimi Potanlar, S. (2019). Evaluation the Effect of Income Inequality on Carbon Dioxide Emissions in Iran (with Emphasis on Energy Intensity, *Iranian Economic Issues, 6(1),* 229-251. [In Persian] https://doi.org/10.30465/ce.2019.4924

Liobikienė , G. (2020). The revised approaches to income inequality impact on production-based and consumption-based carbon dioxide emissions: literature review, *Environmental Science and Pollution Research, 27(9), 8980-8990*. https://doi.org/10.1007/s11356-020-08005-x

Liu, C., Jiang, Y., & Xie, R. (2019). Does income inequality facilitate carbon emission reduction in the US?, *Journal of cleaner production, 217,* 380-387. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.01.242

Liu, Q., Wang, S., Zhang, W., Li, J., & Kong, Y. (2019*).* Examining the effects of income inequality on CO2 emissions: Evidence from non-spatial and spatial perspectives, *Applied Energy, 236* , 163-171. https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2018.11.082

Mahinizadeh, M., Yavari, Y, Jalaei, A., & Jafarzadeh, B. (2019). Economic welfare in Iran, the approach of calculable general equilibrium models, *Financial Economics, 23(69),* 257-280. [In Persian]

Muhammad, S., Long, X., Salman, M., & Dauda, L. (2020). Effect of urbanization and international trade on CO2 emissions across 65 belt and road initiative countries, *Energy*, *196*, 11712, 1-15. https://doi.org/10.1016/j.energy.2020.117102

Mujtaba, A., & Jena, P. K. (2021). Analyzing asymmetric impact of economic growth, energy use, FDI inflows, and oil prices on CO2 emissions through NARDL approach, *Environmental Science and Pollution Research*, 1-14. https://doi.org/10.1016/j.rser.2022.112300

Nejati, M., Bavaghar Zaimi, P., & Jalaee, A. (2019). The Investigation of the Impacts of economic Growth and Energy Consumption on Carbon Dioxide emission in economic sections economic of Iran, *Geography and Planning, 23(69),* 257-280. [In Persian]

Pejović , B., Karadž ić , V., Dragašević , Z., & Backović , T. (2021). *Economic growth, energy consumption and CO2 emissions in the countries of the European Union and the Western Balkans, Energy Reports*, 7, *2775-2783.* https://doi.org/10.1016/j.egyr.2021.05.011

Powell, D. (2016). Quantile regression with non-additive fixed effects. Q*uantile Treatment Effects, 1(28), 69-75.* 10.1097/PTS.0000000000000345

Rafiee, H., Ghaznavi, Sh., & Saleh, I. (2017). Study on Factors Affecting Carbon Dioxide Emissions in Iran; With Emphasis on the Effects of 21th Rio Statement, *Environmental researches*, *8(15)*, 153-164. [In Persian] https://dorl.net/dor/20.1001.1.20089597.1396.8.15.20.6

Samsami, H., & Ardizi, H. (2020). Factors affecting changes in the share of employment between the services and industry-mining sectors, *Iranian Economic Issues, 6(1),* 225-244. [In Persian] https://doi.org/10.30465/ce.2020.5968

Shao, S., Li, B., Fan, M., & Yang, L. (2021). How does labor transfer affect environmental pollution in rural China? Evidence from a survey, *Energy Economics*, 105515. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105515

Tamizi, A. (2016). Determinants of CO2 Emissions in Developing Countries using Bayesian Econometric Approach, *Applied Theories of Economics*, *2(4),* 145_168. [In Persian] https://dorl.net/dor/20.1001.1.20089597.1396.8.15.20.6

Villamil, A., Wang, X., & Zou, Y. (2020). Growth and development with dual labor markets, *The Manchester School, 88(6)*, 801-826. https://doi.org/10.1111/manc.12341

Yoro, K. O., & Daramola, M. O. (2020). *CO2 emission sources, greenhouse gases, and the global warming effect*, In Advances in carbon capture (pp. 3-28). Woodhead Publishing. https://doi.org/10.1016/j.rser.2021.111241

Zhang, Y., Shao, T., & Dong, Q. (2018). Reassessing the Lewis turning point in China: Evidence from 70,000 rural households, *China & World Economy, 26(1)*, 4-17. https://doi.org/10.1111/cwe.12226

Zhu, H., Xia, H., Guo, Y., & Peng, C. (2018). The heterogeneous effects of urbanization and income inequality on CO 2 emissions in BRICS economies: evidence from panel quantile regression, *Environmental Science and Pollution Research, 25(17)*, 17176-17193. https://doi.org/10.1007/s11356-018-1900-y

استناد به این مقاله: جباری، لیلا، سالم، علی اصغر. (۱۴۰۲). بررسی اثر غیرخطی تغییر ساختار اشتغال بر انتشار دی اکسید کربن در استان‌های ایران با استفاده از مدل پنل کوانتایل، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، *۲۸ (۹۶)*، ۱۲۳-۱۶۲.

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

Iranian Journal of Economic Research
Volume 28, Issue 96, Fall 2023, 163-206
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2021.59060.947

ATU PRESS

Original Research Received: 15/02/2021 Accepted: 07/09/2021 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

Measurement of Individual Time Preferences Using A Laboratory Approach

Mohammad Amin Zandi *

Assistance Professor, Allameh Tabataba'i University,Tehran, Iran

Abstract

The precise measurement of individual time preferences in assessing the economic plans that individuals are involved in, in the estimation of social time preferences, in the assessment of environmental and health plans is very crucial. The purpose of this research is to estimate and also describe the method of estimating individual intertemporal preferences. The sample is 70 students of Allameh Tabataba'i (A.S) and Payam Noor Universities. For this purpose, the experimental method, which allows controlling the confounding variables, is used. In order to estimate the discount function among various functions, the hyperbolic function had a better fit on the data. In this type of function, the discount does not take place at a fixed rate, but with the extension of the selection period, the discount decreases. The fitting of data using the hyperbolic function showed that this kind of discounting is consistent with past research. The average individual discount rate obtained was 0.0615 with a standard deviation of 0.796

1. Introduction

Decisions with varying consequences across different time periods are referred to as intertemporal choices. The scope of these decision types is extensive in human life, encompassing economic considerations like

* Corresponding Author: mohamadaminzandi@yahoo.com

How to Cite: Zandi, M., A. (2023). Measurement of Individual Time Preferences Using A Laboratory Approach. *Iranian Journal of Economic Research, 28 (96),* 163-206.

saving for retirement, investing in stocks, choosing between mortgage and renting, buying insurance, planning for student loan repayments, initiating a business, budgeting, planning for financial issues, buying energy-efficient equipment, purchasing a car, planning for estate, and deciding on the retirement withdrawal strategy. Moreover, decisions extend to non-economic realms, including investing in education, practicing delayed gratification in daily life, making choices regarding health and wellness, selecting a career path, deciding on healthcare options, engaging in environmental protection, and establishing education budgets for children. In essence, a myriad of intertemporal decisions shape the course of an individual's life.

In Samuelson's framework for intertemporal choices, the total utility is determined as the weighted sum of utility across each time period.

$$U_t(c_{t,\dots,}c_T) = \sum_{k=0}^{T-t} D(k)u(c_{t+k}) \quad (1)$$

The weight in each period is determined by the discount function.

$$D(k) = \left(\frac{1}{1+\rho}\right)^k \quad (2)$$

U_t represents the total utility from the perspective of the current period (i.e., t). T is the final period of life. $u(c_{t+k})$ signifies the instantaneous utility in the period t+k. $D(k)$ is the discount function. k denotes the time delay from the present moment, and ρ is the instantaneous discount rate reflecting time preferences. The discount function, as incorporated in this model, takes the form of an exponential function. When computing the growth rate of the discount function, we have:

$$\frac{\left(\frac{1}{1+\rho}\right)^k \times Ln\left(\frac{1}{1+\rho}\right)}{\left(\frac{1}{1+\rho}\right)^k} = \text{Ln}\left(\frac{1}{1+\rho}\right) \quad (3)$$

The growth rate of the discount function is independent of the delay in receiving goods (or rewards) postponed from the present time (i.e., *k*). This implies that altering the delay period for receiving delayed goods does not lead to a change in a person's intertemporal preferences. For instance, if an individual favors receiving one apple today over receiving two apples tomorrow, this preference should extend to preferring one apple in one year over receiving two apples in one year and one day. This is the example introduced by Strotz (1955) to illustrate temporal consistency.

Experimental research based on the discounted utility model has highlighted its limitations. First, extensive studies indicate that the discount rate tends to decrease as the delay in receiving the reward increases (Chapman, 1996; Heller & Pender, 1996; Redelmeier, 1993; Thaler, 1981). In other words, the growth rate of the discount function should also be contingent on the delay in receiving the goods (or reward). The second observed shortcoming in these investigations is termed inverse utility. This occurs when an individual prefers $1000 today to $1100 tomorrow but favors $1100 one year and one day later over $1000 one year later. Consequently, the behaviors noted in these studies lack time consistency. Additional research has identified instances of reverse preferences in individuals (Elster, 1979; Laibson, 1997; O'Donoghue & Rabin, 1999). The exponential discount function employed in the discounted utility model falls short in explaining such phenomena, as it conducts discounting at a fixed rate, irrespective of whether the delay in receiving the bonus increases or decreases.

To address this issue, Mazur (1987) made modifications to the discount function originally proposed by Bam and Rachlin (1969) by incorporating *k* into the denominator. The adjustment resulted in a discount function that overcame the shortcomings of the exponential function. This hyperbolic function found extensive application in subsequent research and demonstrated a better alignment with the data acquired from experiments. The hyperbolic function is expressed as follows:

$$r = \frac{1}{1 + k \times D} \quad (4)$$

Here, k represents the discount rate, and D signifies the delay in receiving the reward from the present time. The discount rate in the hyperbolic discount function is given by:

$$-\frac{k}{1 + k \times D} \quad (5)$$

In this rate, there is an inherent consideration for the delay in receiving goods (or rewards) from the present time. Consequently, the discount rate will undergo changes corresponding to alterations in this interval. This adjustment serves to rectify the deficiencies noted in this functional form.

The findings of the meta-analysis on discount rates, encompassing both experimental and empirical methods, reveal that the variance of discount rates obtained from experimental approaches is lower than that observed in empirical methods. This discrepancy can be attributed to several factors. First, the limited availability of field data for determining time preferences contributes to the higher variance in empirical results. In addition, there is no available field data in which individuals make comparative choices. Third, the complexity arises from the numerous intervening variables influencing real-world data, making it challenging to isolate and analyze specific factors. The estimates obtained from experimental methods demonstrate greater predictability of intertemporal behaviors in the real world.

Despite the significant importance of individual time preferences and the consistent data yielded by the experimental method, this approach has been underutilized for measuring individual time preferences in Iran. In this respect, the present research aimed to estimate and describe a methodology for calculating individual intertemporal preferences through the experimental method.

2. Materials and Methods

There are four experimental methods for measuring time preferences. The first method is the choice task, where subjects are prompted to select between a smaller reward in the present or near future and a larger reward in the distant future. Some studies implement this experiment using actual rewards, while others use hypothetical or non-financial rewards, such as a hypothetical job offer. The second method is known as matching tasks, in which subjects are asked to answer a question and fill in the blank. A common structure for this method is exemplified by questions like: 20,000 dollars now or … dollars one year later. Experiments use both real and hypothetical currencies. The third method is termed rating task. Here, subjects are exposed to the rewards provided at specific time intervals. They are tasked with rating the (un)attractiveness of these proposals. The fourth method is called pricing task, where subjects are requested to specify their willingness to pay for a hypothetical reward at a certain time (Feredrick et al., 2002).

The present study used the method of choice task, and the task design was based on validated designs (Calluso et al., 2015a, 2015b, 2017, 2020). Each subject was exposed to a series of intertemporal choices, including receiving a fixed amount of money (14500 Tomans) immediately or a variable amount (22000, 36500, 44000, 59000, 66000, 80000, 88000 Tomans) across six time intervals (i.e., 7, 15, 30, 60, 90, and 180 days later). Consequently, the subjects were presented with 42 intertemporal choices, and each question was repeated 10 times. The subjects thus answered a total of 420 questions in a randomly distributed order. To determine the monetary values in intertemporal choices, the study converted the previously-researched valid monetary values into Iranian currency based on the purchasing power parity (PPP) index, utilizing the Central Bank data. The PPP index can be defined as the number of currency units a country needs to purchase the same quantity of goods and services in the domestic market that can be bought with US dollars.

3. Results and Discussion

The hyperbolic function, prevalent in most recent studies and previously discussed, was employed to estimate the discount rate. In this function, as the delay increases, the discount rate concurrently decreases. To obtain this rate for each tested individual, the research relied on conventional process from past research studies (Calluso et al., 2015a, 2015b, 2017, 2020; Iodice et al., 2017; Kable & Glimcher, 2007; Li et al., 2013). Concerning each delay period (7, 15, 30, 60, 90, and 180 days), a ratio of responses was obtained, where subjects expressed a preference for the future over the present, taking into account the delayed reward amounts. Subsequently, the Points of Subjective Equivalence (PSE) was calculated, representing the amount at which subjects chose an equal number of future and present options. To achieve this, the study estimated a logistic function that regressed the preference ratio of future-to-present responses on the reward amounts. Using this function, the research determined the amount equivalent to fifty percent of the frequency of the ratio of future-to-present preferences (i.e., PSE). Then the following formula was used to calculate the subjective value for each delay period:

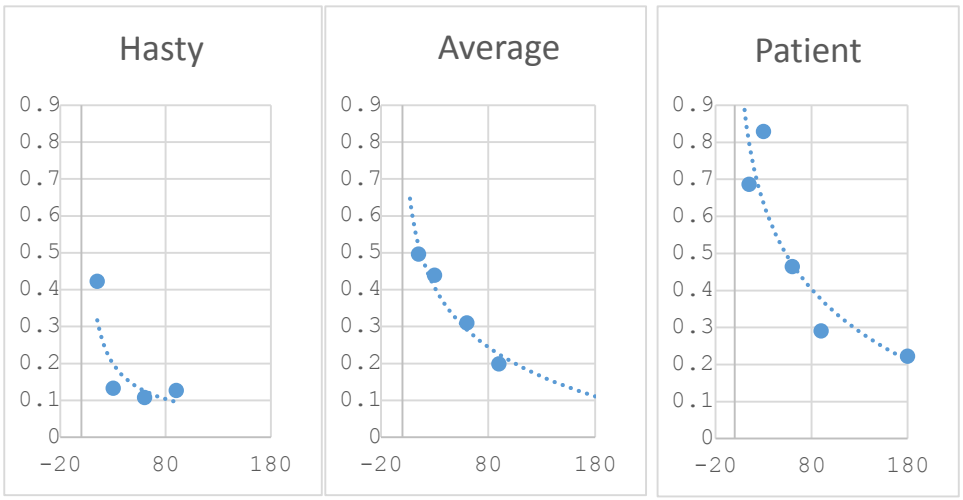
$$SV = \frac{14500}{pse} \tag{6}$$

The immediate reward was set at 14,500 Tomans. The subjective value was then normalized to the immediate reward. Subsequently, the discount rate for each subject was determined by fitting a hyperbolic function (Grossbard & Mazur, 1986; Laibson, 1997) to the relationship between the subjective value and the delay time in receiving the delayed reward.

$$SV = \frac{1}{(1 + kD)} \tag{7}$$

Below is the scatter diagram depicting delays by day and the PSE for the aforementioned three subjects.

Figure 1. The scatter diagram of delays by day and the PSE



Source: Research results

The graphs illustrate that individuals with lower discount rates exhibit a lower PSE in delays, whereas those with higher discount rates demonstrate correspondingly higher PSE.

Table 1 presents the results of estimating the individual discount rates for the three subjects.

Table 1. Discount rate for the three subjects

R Square	Significance	Discount rate	Subject
0.8071	significant	0.0182	patient
0.7965	significant	0.0484	average
0.8028	significant	0.1173	hasty

Source: Research results

4. Conclusion

The estimation of the individual discount rate derived from this research confirmed the hyperbolic nature of the individual discount function, yielding a rate of 0.0615. In the evaluation of economic plans, the calculation involves determining the benefits and costs associated with the plan. A comparison of the benefits and costs is used to determine

whether the plan is economical or not. Yet this proves challenging due to the presence of time preferences and the time value of money, the occurrence of benefits and costs at different points in times, and the varying weight of these factors in economic plans over time. Therefore, it seems less feasible to judge whether the plan is economical or not simply by adding benefits and costs.

Keywords: Experimental Economics, Intertemporal Choice, Time Preferences, Laboratory Economics

JEL Classification: C9 ،D01 ،D15

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۱/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۱۶

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵

پژوهش‌های اقتصادی ایران

دوره ۲۸، شماره ۹۶، پاییز ۱۴۰۲، ۱۶۳-۲۰۶

ijer.atu.ac.ir

DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2021.59060.947

اندازه‌گیری ترجیحات زمانی فردی با استفاده از رویکرد آزمایشگاهی

محمد امین زندی* استادیار اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

اندازه‌گیری دقیق ترجیحات زمانی فردی در ارزیابی طرح‌های اقتصادی که افراد درگیر آن هستند، در تخمین ترجیحات بین زمانی اجتماعی، در ارزیابی برنامه‌های زیست محیطی و برنامه‌های بهداشتی بسیار کلیدی است. هدف از انجام این پژوهش تخمین و همچنین تشریح روش تخمین ترجیحات بین زمانی فردی روی نمونه‌ای ۷۰تایی از دانشجویان دانشگاه‌های علامه طباطبائی (ره) و پیام نور است. برای این منظور از روش آزمایشی که امکان کنترل متغیرهای مداخله‌گر را فراهم می‌آورد استفاده شد. به منظور تخمین تابع تنزیل از میان انوع توابع، تابع هذلولی برازش بهتری بر روی داده‌ها دارد؛ در این نوع تابع، تنزیل با نرخ ثابتی صورت نمی‌گیرد، بلکه با گسترش بازه زمانیِ انتخاب، تنزیل کاهش می‌یابد. میانگین نرخ تنزیل فردی حاصل شده برابر ۰/۰۶۱۵ با انحراف معیار ۰/۰۷۹۶ به دست آمد.

کلیدواژه‌ها: اقتصاد آزمایشی، اقتصاد آزمایشگاهی، انتخاب بین زمانی، ترجیحات زمانی

طبقه‌بندی JEL: C9 ،D01، D15

* نویسنده مسئول: mohamadaminzandi@yahoo.com

۱. مقدمه

انتخاب‌هایی که پیامدهای متفاوت در دوره‌های زمانی متعدد دارند، انتخاب‌های بین زمانی نامیده می‌شوند. بستر زمانی زندگی انسان دامنه این نوع انتخاب‌ها را بسیار گسترده می‌نماید؛ از تصمیمات اقتصادی نظیر پس‌انداز برای بازنشستگی، سرمایه‌گذاری در سهام، رهن در مقابل اجاره، بیمه، طرح های بازپرداخت وام دانشجویی، راه‌اندازی یک کسب و کار، بودجه و برنامه‌ریزی مالی، تصمیم‌گیری در مورد خرید تجهیزات انرژی‌بر، خرید خودرو، برنامه ریزی در مورد املاک، استراتژی برداشت از بازنشستگی تا تصمیمات غیراقتصادی نظیر سرمایه‌گذاری در آموزش، به تعویق انداختن لذت و رضایت در زندگی روزمره، سلامت و تندرستی، برنامه‌های بازنشستگی، انتخاب‌های شغلی، تصمیمات مراقبت‌های بهداشتی، حفاظت از محیط زیست، بودجه آموزشی برای کودکان، همگی تصمیمات بین زمانی هستند. پژوهش‌های متنوعی رابطه‌ی قوی و معنادار ترجیحات بین‌زمانی را با بسیاری از تصمیم‌های روزانه مانند پس‌انداز (Achard & Bullmore, 2007 ؛ Meier & Sprenger, 2010)، تصمیمات مربوط به خرید (Bartels & Urminsky, 2011 ؛ G. Zauberman & Urminsky, 2016)، تصمیمات مربوط به اشتغال (Schoenfelder & Hantula, 2003)، سرمایه‌گذاری در تحصیل (Castillo & et al., 2011)، صرفه جویی در انرژی (Allcott & Greenstone, 2012)، رفتارهای مربوط به سلامتی (Bradford, 2010؛ Chabris & et al., 2008)، تصمیمات مالی (Frydman & Camerer, 2016) و تصمیم درباره دیگران (Rau, 2020) را نشان می‌دهند. این تصمیمات، سلامتی، ثروت، تحصیلات، درآمد و بسیاری از جنبه‌های زندگی فردی یک انسان، و در مقیاس کلان سرنوشت یک ملت را متاثر می‌نماید؛ از این رو ترجیحات بین‌زمانی در مطالعه‌های نظری و تجربی عامل بسیار مهمی است و سیاستگذاران اقتصادی، فعالان بازار و برای اغلب تحلیل‌های اقتصادی متغیری بسیار کلیدی به شمار می رود (زندی و همکاران، ۱۳۹۸).

پژوهش‌های متنوعی در دنیا با استفاده از داده‌های میدانی[1] برای اندازه‌گیری ترجیحات بین‌زمانی فردی انجام شده، اما عمده پژوهش‌های صورت گرفته در این حوزه از روش آزمایشی[2] بهره برده است. از سال ۱۹۷۸ تا سال ۲۰۰۲ که ۴۲ پژوهش در این حوزه صورت

1. Field Data
2. Experimental Methods

گرفت، ۳۴ پژوهش از روش آزمایشی بهره برده است (Fredrick, et al., 2002). این موضوع نشانگر قوام روش آزمایشی در اندازه‌گیری این متغیر کلیدی اقتصادی است. با این حال قدمت روش‌های آزمایشی در علم اقتصاد، علیرغم قوام آن چندان زیاد نیست؛ علت این مساله آن است که نگاه سنتی به علم اقتصاد آن را علمی غیرآزمایشی و اجرای روش‌های آزمایشی را در آن غیرممکن می‌دانست؛ ساموئلسون و نوردهاوس[1] (۱۹۸۵) پیرامون اقتصاد آزمایشی بیان می‌کنند: "یک راه ممکن، مناسب و موثر برای استخراج قوانین اقتصادی، اجرای آزمایش‌های کنترل شده است. متاسفانه اقتصاددانان نمی‌توانند آزمایش‌های کنترل شده را مانند شیمیدانان یا زیست‌شناسان اجرا کنند، زیرا نمی‌توانند به سادگی سایر عوامل [مزاحم] را کنترل نمایند. اقتصاددانان مانند ستاره شناسان یا هواشناسان باید به طور گسترده‌ای مشاهده نمایند". ابداع روش‌های آزمایشی این نگاه سنتی را نقض نمود و راه جدیدی برای تولید داده‌های کنترل شده فراهم آورد.

داده‌ها برای مطالعات تجربی از منابع مختلفی جمع‌آوری می‌شوند؛ در یک تقسیم‌بندی کلی داده‌ها به دو دسته تقسیم می‌شوند؛ دسته‌ای، داده‌های آزمایشی[2] هستند که به صورت تعمدی در شرایط کنترل شده، ساخته و جمع‌آوری می‌شوند. دسته دیگر، داده‌های تصادفی[3] که محصول فرآیندهای کنترل نشده جاری هستند. در یک تقسیم‌بندی دیگر، داده‌ها به داده‌های آزمایشگاهی که در محیط مصنوعی آزمایشگاه ساخته و جمع‌آوری می‌شوند و داده‌های میدانی که از محیط طبیعی در حال رخ دادن جمع‌آوری می‌شوند، تقسیم‌بندی می‌گردند. ترکیب تقسیم‌بندی‌های فوق انواع داده‌ها را می‌سازند. تقریبا تمامی مطالعات انجام شده در دانش اقتصاد در گذشته از داده‌های تصادفی میدانی[4] بهره برده است (داده‌های درآمد ملی، قیمت کالاها و اشتغال از این نوع هستند). به عنوان مثال، محقق در یک فرآیند طبیعی مداخله و داده‌های حاصل را ذخیره می‌کند. این نوع داده‌ها، داده‌های آزمایشی میدانی[5] هستند. داده‌های آزمایشیِ آزمایشگاهی برای اهداف علمی داده‌های بسیار مناسبی هستند، چراکه به دلیل کنترل موجود در محیط آزمایشگاه از درجه اعتبار بالایی برخوردارند.

---

1. Samuelson.P. & Nordhaus.W.
2. Experimental Data
3. Happenstance Data
4. Field Happenstance
5. Field Experiment

اعتبار داده‌های تصادفی میدانی به واسطه فقدان متغیری که به طور دقیق مدنظر پژوهشگر است و یا خطای اندازه‌گیری که مقدار آن مشخص نیست در بسیاری از موارد محل اشکال است. از این رو، داده‌های حاصل شده از آزمایش‌ها تبدیل به یک منبع بسیار مهم برای تولید داده‌های اقتصادی و انجام پژوهش‌های نظری و عملی شده‌اند (Friedman & Sunder, 1994).

در صورت‌بندی ساموئلسون[1] مطلوبیت کل، حاصل جمع وزنی مطلوبیت در هر دوره است. وزن در هر دوره توسط تابع تنزیل[2] مشخص می‌شود. ترجیحات زمانی معمولا در نرخی که تابع تنزیل کاهش می‌یابد، خلاصه می‌شود که نام آن نرخ تنزیل[3] است. نتایج حاصل از فراتحلیل روی نرخ تنزیل در دو روش نشان می‌دهد که واریانس نرخ تنزیل به دست آمده از روش‌های آزمایشی کمتر از روش میدانی است. علت این مساله آن است که داده‌های میدانی برای تعیین ترجیحات بین‌زمانی محدود است. گذشته از آن، داده‌های میدانی‌ای که در آن افراد انتخاب‌های مقایسه‌ای داشته باشند، چندان موجود نیست. به دو علت قبل، علت سومی را نیز باید اضافه کرد و آن اینکه داده‌های به‌دست آمده از دنیای واقعی تحت تاثیر متغیرهای مداخله‌گر[4] بسیاری قرار دارد که امکان تفکیک دقیق آن را دشوار می‌کند؛ این در حالی است که تخمین‌های به دست آمده از روش آزمایشی، بسیاری از رفتارهای بین زمانی موجود در دنیای واقعی را پیش‌بینی می‌کند.

با وجود اهمیت کلیدی ترجیحات زمانی فردی و قوام داده‌های حاصل از روش آزمایشی، تا کنون از این روش برای اندازه‌گیری ترجیحات بین‌زمانی فردی در ایران بهره چندانی برده نشده است؛ از این رو هدف از انجام این پژوهش، تشریح روش محاسبه و تخمین ترجیحات بین زمانی فردی با استفاده از روش آزمایشی است.

این مقاله در شش بخش تدوین شده است؛ در بخش دوم مبانی نظری مورد توجه قرار می‌گیرد. در بخش سوم پیشینه پژوهش بررسی می‌شود. بخش چهارم به روش اجرای آزمایش اختصاص یافته، بخش پنجم شامل یافته‌های پژوهش و بخش ششم شامل جمع‌بندی و نتیجه‌گیری است.

---

1. Samuelson. P.
2. Discount Function
3. Discount Rate
4. Confounding Variables

۲. مبانی نظری

آدام اسمیت در تلاش خود برای تبیین علت تفاوت ثروت در میان ملت‌های مختلف، میزان کار تخصیص یافته برای تولید سرمایه را عامل ثروت ملی دانست؛ جان را[1] که معتقد بود تبیین اسمیت برای توضیح این تفاوت‌ها کافی نیست با انتشار مقاله‌ای با عنوان «نظریه جامعه شناختی سرمایه»[2] در سال ۱۸۳۴، موضوع تصمیمات بین زمانی را به عنوان یک موضوع مستقل و قابل توجه در علم اقتصاد مطرح کرد. از نظر وی، اسمیت میزان تخصیص کار برای تولید سرمایه و یا عوامل موثر بر آن را مشخص نکرده بود. جان را «میل موثر به انباشت»[3] را عنصر گمشده این تحلیل می‌دانست؛ این عنصر روانشناختی که در میان ملت‌های مختلف متفاوت است، میزان پس‌انداز و سرمایه‌گذاری یک ملت را مشخص می‌کند (Fredrick, et al., 2002).

جان را با ابداع تصمیمات بین زمانی به بررسی انگیزه‌های روانی تصمیمات بین زمانی پرداخت. از نظر وی دو عامل بر تقویت میل موثر به انباشت اثرگذار است: شایع شدن «عواطف اجتماعی و خیرخواهانه»[4] در سرتاسر جامعه که انگیزه به ارث گذاشتن ثروت و نه مصرف آن را ایجاد می‌کند و دیگری تمایل به «تمرین محدود کردن خود»[5] که پس‌انداز را افزایش می‌دهد. دو عامل نیز برکاهش میل موثر به انباشت موثر است «نااطمینانی زندگی انسانی»[6] و «هیجان ناشی از مصرف فوری». وی در تبیین عامل نخستِ کاهش‌دهنده میل موثر به انباشت، استدلال می‌کند: هنگامی که افراد دارای شغل مطمئنی هستند و در کشورهای سالم زندگی می‌کنند، نسبت به افرادی که در مشاغل پرخطر هستند و یا در شرایط مخربی زندگی می‌کنند برای صرفه‌جویی بسیار مستعدتر هستند. وی بیان می‌دارد دریانوردان و سربازان افراد ولخرجی هستند. در غرب هند[7]، نیواورلئان[8] و هند شرقی[9] هزینه‌های افراد سرسام‌آور است. همین افراد هنگامی که به قسمت‌های سالم اروپا برای سکونت مهاجرت

---

1. John, J.
2. The Sociological Theory of Capital
3. Effective Desire of Accumulation
4. Social and Benevolent Affections
5. Propensity to Exercise Self-Restraint
6. Uncertainty of Human Life
7. West Indies
8. New Orleans
9. East Indies

می‌کنند و در طوفان مد غرق نمی‌شوند، زندگی اقتصادی‌تری در پیش می‌گیرند (Fredrick, et al., 2002). جان را در تبیین هیجان ناشی از مصرف فوری استدلال می‌کند که حضور واقعی «چیزی که فرد تمایل به داشتن آن را دارد»[1] به صورت فوری، توجه وی را به خود معطوف می‌کند؛ این موضوع باعث می‌شود که همه قوای ذهنی‌اش تحریک و بر آن چیز متمرکز شود و آن شی را به صورت یک مفهوم لذت‌بخش تصور کند. این موضوع وی را به مالکیت فوری آن رهنمون می‌کند. از نظر وی، تعامل این چهار عامل شکل‌دهنده میل موثر به انباشت هستند (Fredrick, et al., 2002).

بورک[2] سه عامل را برای تبیین علت وجود ترجیح بین زمانی بیان می‌دارد: علت اقتصادی، علت فنی و علت روانی. در توضیح علت اقتصادی چنین استدلال می‌کند: هنگامی که انسان در زمان حال نسبت به کالایی نیاز شدید دارد در حالی که در تنگدستی است، دستیابی به آن کالا را در زمان حال نسبت به آینده‌ای که در تنگدستی نیست، ترجیح می‌دهد. از نظر روانی نیز چند دلیل برای ترجیح زمانی وجود دارد؛ نخست آنکه انسان در پیش‌بینی آینده ضعیف است؛ خواه به دلیل ناتوانی، خواه به دلیل تنبلی، دوم آنکه از آینده مطمئن نیست و سوم آنکه دارای اراده‌ای ضعیف است. این سه پدیده، ترجیح زمانی را در فرد به وجود می‌آورد. در بُعد فنی نیز چنین استدلال می‌کند که فرآیندهای طولانی‌تر تولید، بازدهی بیشتری دارند؛ بنابراین، وجود عامل تولید در زمان حال نسبت به حضور آن در آینده مرجح است (دلالی اصفهانی و همکاران، ۱۳۸۷).

فیشر[3] «بی‌صبری» را عامل وجود ترجیحات بین زمانی می‌داند و این بی‌صبری را نه تنها با چهار خصوصیت از درآمد، بلکه با ویژگی‌های شخصیتی نیز مرتبط می‌داند. چهار خصوصیت درآمد عبارتند از: اندازه درآمد مورد انتظار، توزیع درآمد مورد انتظار، ترکیب مصرفی درآمد فرد، احتمال و درجه ریسک تحقق درآمد. از نظر وی، ویژگی‌های شخصیتی مرتبط با بی‌صبری عبارتند از: پیش‌بینی، کنترل شخصی، عادت، امید به زندگی، نگرانی برای زندگی نزدیکان و مُد(دلالی اصفهانی و همکاران، ۱۳۸۷).

---

1. Object of Desire
2. Bohm Bawerk
3. Fisher

میزز[1] معتقد است انگیزه برای مصرف، نشات گرفته از ترجیح زمانی است. اگر فردی بین مصرف در زمان حال و آینده بی‌تفاوت باشد؛ بنابراین، مصرف امروزش را به فردا و مصرف فردا را به پس‌فردا و به همین ترتیب به تعویق می‌اندازد و در نهایت هیچ‌گاه مصرف نمی‌کند. وجود کمیابی که جز جدایی‌ناپذیر زندگی انسانی است، انسان را به انتخاب بین حال و آینده رهنمون می‌کند و انتخاب حال جز جدایی‌ناپذیر شخصیت انسانی است (دلالی اصفهانی و همکاران، ۱۳۸۷).

در مدل‌های جدید، ترجیحات زمانی معلول سه عامل است و براساس سه فرآیند شکل می‌گیرد. سه عامل ترجیحات بین زمانی عبارتند از: تاثیر مرگ[2]، تاثیر بی‌صبری[3] و تاثیر برجستگی[4] (Charbis, et al., 2010). احتمال وقوع مرگ در آینده، احتمال دریافت پاداش در آینده را کاهش می‌دهد و همین مساله باعث می‌شود تا پاداش در زمان اکنون نسبت به همین میزان پاداش در آینده ترجیح داشته باشد. بی‌صبری افراد، موجب می‌شود تا دریافت پاداش در زمان اکنون نسبت به دریافت پاداش در آینده ترجیح داشته باشد. برجستگی عبارت است از هر چیزی (شخص، صفت، رفتار و یا پاداش) که نسبت به محیطِ زمینه‌اش برجسته و قابل توجه باشد. از آنجا که توانایی مغز در تجزیه و تحلیل داده‌ها محدود است، برجستگی نقش مهمی در دریافتِ توجه فرد و در نتیجه مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتن و در نهایت ترجیحات فرد دارد. از آنجا که پاداش فوری، به فرد نزدیک‌تر است، این نزدیکی باعث برجستگی آن پاداش می‌شود؛ برجستگی نیز پاداش فوری را نسبت به پاداش دور مرجح می‌کند.

سه فرآیند شکل‌دهنده رفتار رجحان زمانی براساس مدل‌های جدید، عبارتند از: فرآیند ارزش‌گذاری[5] که ارزش ذهنی پاداش‌های موجود را محاسبه می‌کند (Berns, et al., 2007؛ Peters, et al. 2011). فرآیند کنترل شناختی[6] مسئول توانایی برای به تاخیر انداختن دریافت پاداش است (Figner, et al., 2010؛ Hare, 2013؛ Kalivas &

1. Von Mises
2. Mortality Effect
3. Impatience Effect
4. Sailience Effect
5. Valuation Mechanism
6. Cognitive Control

Miller & Cohen, 2001؛ Volkow, 2005) و فرآیند چشم‌انداز زمانی[1] اتفاقات (پاداش) آینده را بازنمایی می‌کند (Johnson, et al., 2007؛ Peters & Büchel, 2010؛ Sellitto, et al., 2010). این سه فرآیند در تعامل پویا با یکدیگر و متاثر از عوامل ذکر شده، رفتار ترجیحات بین‌زمانی را می‌سازند (زندی، ۱۴۰۰).

پس از مناقشات طولانی در طول یک قرن، بالاخره عمده‌ترین چهارچوب تحلیلی که که تصمیمات بین زمانی را صورت‌بندی کرد، نظریه مطلوبیت تنزیل یافته[2] ساموئلسون[3] (۱۹۳۷) بود. این چهارچوب تحلیلی به طور گسترده‌ای در میان اقتصاددانان مورد قبول واقع شد. وی در مقاله‌ای پنج صفحه‌ای با عنوان «نوشته‌ای در باب اندازه‌گیری مطلوبیت»[4] تلاش کرد تا مدل تصمیمات بین زمانی فیشر[5] را که محدود به دو دوره بود، تعمیم دهد؛ در این مدل ترجیحات بین زمانی افراد صورت‌بندی می‌شود (Frederick, et al. 2002). فرض اساسی این مدل آن است که می‌توان مطلوبیت کل را از مجموع وزنی مطلوبیت‌های لحظه‌ای به دست آورد (رابطه (۱)):

$$U_t(c_{t,\dots,}c_T) = \sum_{k=0}^{T-t} D(k)u(c_{t+k}) \qquad (۱)$$

که در آن (رابطه (۲)):

$$D(k) = \left(\frac{1}{1+\rho}\right)^k \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)، U_t مطلوبیت کل از منظر دوره جاری یعنی t، T آخرین دوره زندگی، $u(c_{t+k})$ مطلوبیت لحظه‌ای در دوره t+k، D(k) تابع تنزیل، k مدت زمان تاخیر از زمان حال، ρ نرخ تنزیل لحظه‌ای ترجیحات زمانی است. تابع تنزیل معرفی شده در این مدل یک تابع نمایی[6] است. چناچه نرخ رشد تابع تنزیل را حساب کنیم، رابطه (۳) را خواهیم داشت.

---

1. Time Prospection Mechanism
2. Discounted Utility Theory
3. Samuelson, P.
4. A Note on Measurement of Utility
5. Fisher
6. Exponential Function

$$\frac{\left(\frac{1}{1+\rho}\right)^{k} \times Ln\left(\frac{1}{1+\rho}\right)}{\left(\frac{1}{1+\rho}\right)^{k}} = \mathrm{Ln}\left(\frac{1}{1+\rho}\right) \qquad (۳)$$

نرخ رشد تابع تنزیل، تابعی از مدت زمان تاخیر دریافت کالا (پاداش) معوق از زمان حال یعنی k نیست. این بدان معناست که با تغییر مدت زمانِ تاخیر دریافت کالای (پاداش) معوق تغییری در ترجیحات فرد به وجود نمی‌آید. به عنوان مثال، چنانچه فردی دریافت یک سیب را در امروز به دریافت دو سیب در فردا ترجیح دهد باید دریافت یک سیب در یک سال بعد را به دریافت دو سیب در یکسال به علاوه یک روز بعد نیز ترجیح دهد. استروتز[1] این مثال را برای نشان دادن سازگاری زمانی[2] مطرح کرد.

پژوهش‌های تجربی‌ای که براساس مدل مطلوبیت تنزیل یافته صورت گرفتند، نارسایی‌های آن را آشکار کردند؛ نخست آنکه پژوهش‌های گسترده‌ای نشان دادند با افزایش مدت زمان تاخیر در دریافت پاداش، نرخ تنزیل کاهش پیدا می‌کند (Thaler, 1981؛ Heller& Redelmeier, 1993 ؛ Pender, 1996؛ Chapman, 1996). به عبارت دیگر، نرخ رشد تابع تنزیل باید تابعی از مدت زمان تاخیر دریافت کالا (پاداش) نیز باشد. دومین نارسایی مشاهده شده در این پژوهش‌ها، مطلوبیت معکوس[3] نام دارد. هنگامی که فردی ۱۰۰۰ تومان امروز را به ۱۱۰۰ تومان فردا ترجیح دهد، اما ۱۱۰۰ تومان یک سال به علاوه یک روز بعد را به ۱۰۰۰ تومان یکسال بعد ترجیح دهد، مطلوبیت معکوس رخ داده است. بنابراین، رفتارهای مشاهده شده در این پژوهش‌ها دارای سازگاری زمانی نبود. پژوهش‌های متنوعی نیز ترجیحات معکوس را در افراد نشان داده‌اند (Elster, 1979؛ Laibson, 1997؛ O'Donoghue & Rabin, 1999). تابع تنزیل نمایی به‌کار گرفته شده در مدل مطلوبیت تنزیل یافته، توان تبیین این‌گونه مشاهدات را نداشت. این تابع تنزیل، تنزیل را با نرخ ثابتی انجام می‌دهد، بنابراین، با افزایش یا کاهش مدت زمان تاخیر در دریافت پاداش، تنزیل همچنان با نرخ ثابتی صورت می‌گیرد.

---

1. Strotz, R.H.
2. Time Consistency
3. Reversal Preference

برای رفع این مشکل، مزور[1] (۱۹۸۷) تابع تنزیل پیشنهادی بام و راچلین[2] (۱۹۶۹) را با اضافه کردن k به مخرج اصلاح و به عنوان تابع تنزیلی که نارسایی‌های تابع نمایی را ندارد، معرفی کرد. این تابع هذلولی[3] به طور گسترده‌ای در پژوهش‌های بعدی مورد استفاده قرار گرفت و برازش بهتری با داده‌های به دست آمده از آزمایش‌ها داشت. فرم تابع هذلولی به صورت رابطه (۴) است.

$$\mathrm{r} = \frac{1}{1 + k \times D} \qquad (۴)$$

در رابطه (۴)، k نرخ تنزیل و D مدت زمان تاخیر در دریافت پاداش از زمان حال است. نرخ تنزیل در تابع تنزیل هذلولی به صورت رابطه (۵) است. در این نرخ مدت زمان تاخیر در دریافت کالا (پاداش) از زمان حال نیز وجود دارد؛ این بدان معناست که با تغییر این بازه، نرخ تنزیل نیز تغییر می‌کند. بدین ترتیب نارسایی‌های مشاهده شده در این فرم تابع اصلاح می‌شود.

$$-\frac{k}{1 + k \times D} \qquad (۵)$$

۳. پیشینه پژوهش

در طول بیش از چهار دهه گذشته، دو نوع پژوهش برای اندازه‌گیری نرخ ترجیحات بین زمانی صورت گرفته است؛ مطالعات میدانی[4] و مطالعات آزمایشی[5]. در مطالعات میدانی نرخ تنزیل از رفتار عاملان اقتصادی با توجه به تصمیمات آنان در زندگی طبیعی محاسبه می‌شود. در مطالعات آزمایشی، افراد در معرض انتخاب‌هایی قرار می‌گیرند و از آنان خواسته می‌شود تا ضمن ارزیابی گزینه‌ها، گزینه مطلوب خود را انتخاب کنند.

اولین مطالعات اندازه‌گیری ترجیحات بین‌زمانی به روش میدانی با توجه به خرید افراد از وسایل برقی صورت گرفت. در خرید این‌گونه وسایل معمولا مبادله‌ای بین قیمت پرداختی

---

1. Mazur, James E.
2. Baum, W.M. & Rachlin, H.C.
3. Hyperbolic
4. Field Study
5. Experimental Study

در اکنون (هنگام خرید) و هزینه بهره‌برداری در آینده وجود دارد. دستگاه‌هایی با قیمت پرداختی اولیه بالاتر معمولا هزینه بهره‌برداری کمتری دارند در حالی که دستگاه‌های با هزینه پرداختی کمتر، هزینه بهره‌برداری بیشتری دارند. بر این اساس با مشاهده انتخاب افراد، نرخ تنزیل آنان، قابل تخمین خواهد بود. پژوهش‌های صورت گرفته با این روش، نرخ تنزیلِ به مراتب بالاتری از نرخ تنزیل بازار را نتیجه می‌دادند؛ نرخ تنزیل ۱۷ تا ۲۰ درصد برای سیستم تهویه (Hausman, 1979)، ۱۰۲ درصد برای آبگرمکن گازی، ۲۴۳ درصد برای آبگرمکن برقی، ۱۳۸ درصد برای فریزر (Ruderman, et al., 1987).

دسته‌ای دیگر از مطالعات با توجه به تصمیمات افراد در بازار به تخمین این نرخ پرداخته است. در بعضی از موقعیت‌ها، افراد تصمیم می‌گیرند که شغل با ریسک بیشتر که حیات آنان را به خطر می‌اندازد و البته با درآمد بیشتر را انتخاب کنند و یا شغل با ریسک کمتر و درآمد کمتر. در چنین تصمیمی بده- بستانی بین درآمد و طول عمر وجود دارد. چنانچه فرد دارای نرخ تنزیل بیشتری باشد -از آنجا که آینده برایش چندان مهم نیست- احتمال اتخاذ تصمیم ریسکی‌تر در او بیشتر است. در سری مطالعاتی که ویشکوسی و مور[1] (۱۹۸۹) صورت دادند، نرخ تنزیل کارگران حدود ۱۱ درصد، در پژوهش بعدی‌شان حدود ۲ درصد (Moore & Viscusi, 1990a) و در پژوهشی دیگر بین ۱ تا ۱۴ درصد (Moore & Viscusi, 1990b) برآورد کردند.

مطالعات میدانی به دلیل پیچیدگی تصمیمات دنیای واقعی و عدم کنترل متغیرهای مداخله‌گر دارای ضعف است. نرخ تنزیل بالای حاصل شده براساس تصمیمات خرید ممکن است تحت تاثیر متغیر مداخله‌گرِ اطلاعات ناقص افراد باشد. ممکن است افراد هنگام خرید، از کاهش هزینه‌هایشان در آینده به واسطه خرید کالای گران‌تر مطلع نباشند. ممکن است به واسطه عدم وجود متخصصانی که اطلاعات موجود در تصمیم‌گیری بین این دو گزینه را به مفاهیم اقتصادی نظیر بهره‌وری ارتباط دهند چنین تصمیماتی اتخاذ کرده باشند. ممکن است هزینه‌های بهره‌برداری برای افراد چندان مهم نباشد. همچنین عدم امکان تفکیک متغیرهای مداخله‌گری مانند هزینه‌های پنهان وسایل برقی کاراتر (راحتی بیشتر در آینده و احساس اطمینان) در تخمین‌ها این نتایج را مخدوش می‌کند. با توجه به مشکلات تخمین نرخ تنزیل

1. Viscusi, W.K. & Moore, M.J.

در مشاهدات میدانی، بیشتر مطالعات صورت گرفته برای اندازه‌گیری ترجیحات بین‌زمانی از روش آزمایشی بهره برده است.

اولین پژوهش به منظور اندازه‌گیری ترجیحات زمانی به روش آزمایشی توسط مایتل و مایتل[1] (۱۹۷۶) صورت گرفت. برای این منظور آنان با بهره‌گیری از روش آزمایشی با استفاده از پاداش‌های فرضی پول و کوپن به تخمین این نرخ پرداختند. افق پیش روی افراد مورد آزمایش یک سال بود. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد نرخ تنزیل افراد مورد آزمایش عددی برابر ۷۰ درصد است.

چپمن و الشتین[2] (۱۹۹۵) با اشاره به ثابت بودن نرخ تنزیل در نظریه مطلوبیت تنزیل یافته به تخمین آزمایشی این متغیر پرداخته‌اند. طبق این نظریه، نرخ تنزیل تمامی مقادیر آتی با نرخ ثابتی به زمان حال تنزیل می‌شوند. دو مطالعه آزمایشی نیز در تخمین این نرخ، تنزیل را با نرخ ثابتی صورت داده بود. چپمن و الشتین در پژوهش خود، ضمن تخمین نرخ تنزیل به این نکته رسیدند که نرخ تنزیل با میزان تاخیر پاداش رابطه معکوس دارد. آنان برای استخراج نرخ تنزیل از روش «وظیفه تطبیق»[3] بهره بردند. افق زمانی پیش روی افراد مورد آزمایش ۶ ماه تا ۱۲ سال بود. پاداش‌ها در قالب پول و سلامت به صورت فرضی ارائه می شد. نتایج پژوهش، تنزیل غیرثابت را نشان داد؛ نرخ تنزیل حاصل شده معادل ۱۱ تا ۲۶۳ درصد بود.

کربی و ماراکوویچ[4] (۱۹۹۵) در پژوهش خود توابع تنزیل هذلولی و نمایی[5] را با یکدیگر مقایسه کردند تا بیازمایند کدام‌یک برازش بهتری با داده‌های آزمایشی دارد. یکی از فروض در نظر گرفته شده در پژوهش‌هایی که به مقایسه این دو تابع پرداخته بودند، فرض استقلال نرخ تنزیل از بزرگی پاداش در آزمایش بود. آنان با طراحی دو آزمایش یکی با جایزه حقیقی و دیگری جایزه فرضی به بررسی این فرضیه پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که تابع هذلولی برازش بهتری بر روی داده‌های حاصل از آزمایش دارد. افق زمانی پیش روی افراد مورد آزمایش ۳ تا ۲۹ روز بود. نرخ تنزیل حاصل شده از این آزمایش ۳۶۷۸ تا بینهایت درصد حاصل شد.

---

1. Maital, S. & Maital, S.
2. Chapman, G. B. & Elstein, A. S.
3. Matching Task
4. Kirby, K. N. & Marakovic, N. N.
5. Exponential

هولدن و همکاران[1] (۱۹۹۸) در پژوهش خود نرخ ترجیحات بین زمانی را برای خانوارهای مناطق روستایی اندونزی، زامبیا و اتیوپی تخمین زدند. آنان برای این منظور از پاداش حقیقیِ پول و ذرت استفاده کردند. افراد مورد آزمایش در اندونزی ۴۱ خانوار، در زیمباوه ۱۰۰ خانوار و در اتیوپی ۱۲۰ خانوار بودند که آزمایش روی سرپرست خانوار صورت گرفت. انتخاب این خانوارها به صورت تصادفی بود. افق زمانی پیش روی افراد مورد آزمایش یک سال بود. نرخ تنزیل حاصل شده عددی از ۲۸ تا ۱۴۷ درصد بود.

هریسون و همکاران[2] (۲۰۰۲) به تخمین نرخ تنزیل در دانمارک[3] پرداختند. برای این منظور آنان با اجرای آزمایش روی ۱۱ درصد از جمعیت ۱۹ تا ۷۵ ساله دانمارکی به تخمین این نرخ پرداختند. پاداش مورد استفاده در آزمایش ایشان، پاداش پولی بود که به صورت حقیقی به افراد مورد آزمایش پرداخت می‌شد. بازه زمانی پیش روی افراد مورد آزمایش یک تا ۳۷ ماه بود. نرخ تنزیل به دست آمده عدد ۲۸ درصد را نشان داد.

اندرسن و همکاران[4] (۲۰۰۸) به استخراج ترجیحات بین زمانی و گرایش به ریسک افراد بزرگسال دانمارکی پرداختند. برای این منظور آنان از روش آزمایشی برای استخراج ترجیحات زمانی بهره بردند. جمعیت دانمارک در سال ۲۰۰۸ برابر ۵۴۹۴۰۰۰ نفر بود که از این تعداد حدود ۳۶۱۵۰۵۲ نفر آنان بزرگسال بودند. تعداد افراد مورد آزمایش ۲۶۸ نفر بود. این تعداد، درصد کوچکی از جمعیت دانمارکی‌ها را شامل می‌شد. آنان به تناسب جمعیت هر استان تعداد نمونه را انتخاب کردند. افق پیش روی افراد مورد آزمایش یک تا ۷ ماه بود. نتایج حاصل از تخمین، نرخ تنزیلی معادل ۶/۸ تا ۲۰ درصد را به دست داد.

تاناکا و همکاران[5] (۲۰۱۰) در پژوهش خود ضمن استخراج گرایش به ریسک و ترجیحات زمانی در ویتنام به دنبال تبیین فقر این منطقه با توجه به این دو متغیر کلیدی بودند. برای این منظور آنان به اجرای آزمایشی برای تخمین نرخ تنزیل پرداختند. افق پیش روی آزمودنی‌ها از ۳ روز تا سه ماه بود. پاداش مورد استفاده پول بود که به صورت واقعی به افراد

1. Holden, S. T., et al.
2. Harrison, G.W., et al.
3. Denmark
4. Andersen, S., et al.
5. Tanaka, T., et al.

مورد آزمایش پرداخت شد. نتایج حاصل از تخمین، نرخ تنزیلی معادل ۷/۸ درصد را نشان داد. ضمنا در برازش نرخ تنزیل، بهترین برازش را تابع هذلولی داشت.

کسسر و همکاران[1] (۲۰۱۷) در پژوهش خود به بررسی تاثیر سونامی بر ترجیحات زمانی مناطق روستایی تایلند پرداختند. برای این منظور آنان آزمایشی با پاداش پولی حقیقی برگزار کردند. افراد مورد آزمایش در معرض انتخاب مقادیر متفاوتی از پول که پس از یک ماه از زمان آزمایش یا با تاخیر تا ۱۲ ماه پرداخت می‌شد، بودند. نتایج پژوهش نشان داد که افرادی که در معرض حادثه سونامی بودند، آینده را ۲۲ درصد بیشتر از کسانی که در معرض حادثه نبودند، تنزیل کردند. نرخ تنزیل به دست آمده از ۰/۱۶ تا ۲/۳۸۳ بود.

واسکوییز و رزنده[2] (۲۰۱۸) ضمن اشاره به مشکل تخریب دریاچه‌ها در برزیل، آزمایشی به منظور بررسی ترجیحات افراد محلی برای بازسازی پنج دریاچه در شهر کمپوس دوس گوییتکیزس[3] برزیل انجام دادند. این مطالعه بر دو ویژگی پروژه پیشنهادی زیست محیطی متمرکز است: ۱- تاخیر در دستیابی به سطح مورد نظر از کیفیت آب و ۲- نوع موسسه‌ای که پروژه احیا دریاچه را مدیریت می‌کند. نتایج نشان داد که تمایل به پرداخت برای بازسازی دریاچه‌ها با زمان ترمیم به شکل غیرخطی کاهش می‌یابد.

عمده مطالعات صورت گرفته در ایران در حوزه ترجیحات بین زمانی به ترجیحات زمانی **اجتماعی** با رویکردهای مختلف پرداخته است در حالی که مطالعات مربوط به اندازه‌گیری ترجیحات زمانی **فردی** بسیار محدود است.

دلالی اصفهانی و همکاران (۱۳۸۷) با استفاده از مدل‌سازی معادلات ساختاری و با در نظر گرفتن نرخ رجحان زمانی به عنوان یک متغیر مکنون به تخمین نرخ تنزیل اجتماعی در ایران پرداختند. برای این منظور آنان از متغیرهای آشکار درآمد سرانه، تورم قیمت‌های کالاهای مصرفی، بیکاری، نسبت فارغ التحصیلان دانشگاهی، نسبت هزینه بخش خصوصی به درآمد و امید به زندگی برای اندازه‌گیری این متغیر مکنون بهره بردند.

عبدلی (۱۳۸۸) در پژوهش خود به منظور تخمین نرخ تنزیل اجتماعی، نرخ مرگ و میر را به عنوان نرخ تنزیل فردی در نظر گرفت. وی این نرخ را ۰/۰۰۵۵ در نظر گرفت در حالی که نرخ صحیح برای آن بازه ۰/۰۵۵ بود.

---

1. Cassar, A., et al.
2. Vásquez, W. F. & Rezende, C. E.
3. Campos dos Goytacazes

شاهمرادی و همکاران (۱۳۸۹) در برآورد نرخ بهره تعادلی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل تعادل عمومی به تخمین پارامتر نرخ ترجیحات زمانی اجتماعی پرداختند. نتایج حاصل از این تخمین، نرخی برابر ۰/۴۰ را نشان داد.

هراتی و همکاران (۱۳۹۱) در پژوهش خود به منظور تعیین مالیات زیست‌محیطی بهینه در الگوی رشد تعمیم یافته با وجود انتقال تکنولوژی پاک و کیفیت محیط زیست، نرخ تنزیل را بر مبنای پژوهش کیارسی (۱۳۸۶)، ۰/۰۹ در نظر گرفتند.

اسلاملوییان و استادزاد (۱۳۹۳) به منظور تخمین نرخ رجحان زمانی پویا در ایران از الگوریتم بازگشتی استفاده کردند. آنان برای مقدار اولیه این نرخ از شاخص امید به زندگی[1] اتخاذ شده از شاخص‌های توسعه انسانی بانک جهانی استفاده کردند. نرخ رجحان اجتماعی به دست آمده برای دوره پژوهش ۲/۳۸ بود.

شیردل و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی به منظور برآورد نرخ تنزیل اجتماعی ایران با استفاده از داده‌های تصادفی میدانی به تخمین این نرخ پرداختند. برای این منظور آنان از فرمول رمزی برای محاسبه نرخ رجحان زمانی جامعه استفاده کردند. نرخ تنزیل زمانی خالص افراد، یکی از اجزای فرمول نرخ تنزیل اجتماعی است؛ با این استدلال که یکی از عوامل وجود ترجیحات بین‌زمانی مرگ و میر است، از درصد مرگ میر به عنوان متغیر جایگزین این نرخ استفاده کردند. این شاخص با توجه به داده‌های بانک جهانی ۰/۷۰۵ در نظر گرفته شد. نرخ تنزیل اجتماعی حاصل از این پژوهش ۵/۱۲ درصد برآورد می‌شود.

تشکری صالح و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی تاثیر تجربه پس‌انداز بر ترجیح زمانی افراد پرداختند. از آنجا که مطالعات تجربی نشان داده است افراد در تنزیل زمانی عقلانی عمل نمی‌کنند، پژوهشگران درصدد بررسی تاثیر تجربه‌های شخصی افراد بر ترجیحات زمانی بودند. به عبارت دیگر، آنان درصدد بررسی تاثیر تکامل در یادگیری روی ترجیحات زمانی بودند. برای این منظور آنان روی ۱۲۹ دانشجوی دانشگاه فردوسی مشهد آزمایشی را اجرا کردند تا به بررسی این تاثیر بپردازند. برای این منظور دو متغیر تجربه پس‌انداز و موفقیت در تجربه‌های قبلی را به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفتند. نتایج پژوهش نشان داد نرخ ترجیح زمانی بلندمدت تحت تاثیر تجربه‌های افراد قرار نگرفته است. پارامتر رجحان زمانی بلندمدت برابر ۰/۸۳۶ به دست آمد. با وجود این‌که پژوهش‌های تجربی نشان داده‌اند که نرخ

---

1. Life Expectancy

تنزیل در بین زنان و مردان متفاوت است (Dittrich & Leipold, 2014)، در این پژوهش از ۸۵ دختر و ۴۵ پسر استفاده شده است و به این تفاوت توجهی نشده است.

جمع‌بندی مطالعات انجام شده در داخل نشان می‌دهد با وجود اهمیت نرخ ترجیحات زمانی فردی، پژوهشی به صورت مستقیم به اندازه‌گیری این متغیر نپرداخته است.

٤. روش[1]

چهار روش برای اندازه‌گیری ترجیحات زمانی به شیوه آزمایشی وجود دارد. نخستین روش «وظیفه انتخاب»[2] نام دارد. در این روش از افراد مورد آزمایش خواسته می‌شود تا بین یک پاداش کوچک‌تر در زمان حال (و یا زمان نزدیک) و یک پاداش بزرگ‌تر در زمان دورتر انتخاب کنند. تعدادی از پژوهش‌ها با پاداش‌های حقیقی، تعدادی با استفاده از پاداش‌های فرضی و تعدادی با استفاده از پاداش‌های غیرمالی، یعنی پیشنهاد شغل فرضی آزمایش را اجرا می‌کنند. دومین روش «وظیفه تطبیق» نام دارد. در این روش از افراد مورد آزمایش خواسته می‌شود تا سوالی را در جای خالی پاسخ دهند. فرم عمومی این روش به این صورت است: به عنوان مثال : ۲۰ هزار تومان الان یا ..... تومان یکسال بعد. آزمایش‌های انجام شده هم با واحدهای پولی واقعی و هم با واحدهای پولی فرضی انجام شده است. سومین روش «وظیفه ارزش‌گذاری»[3] نام دارد. در این روش افراد مورد آزمایش در معرض پاداش‌هایی قرار می‌گیرند. این پاداش‌ها در فاصله‌های زمانی مشخصی ارائه می‌شود. از آنان خواسته می‌شود تا به میزان جذابیت (و یا غیرجذاب بودن) این پیشنهادات نمره بدهند. چهارمین روش «وظیفه قیمت‌گذار»ی[4] نام دارد. در این روش از افراد مورد آزمایش خواسته می‌شود تا میل به پرداخت خود را برای به دست آورده یک پاداش فرضی در زمان معین را مشخص کنند (Fredrick, et al., 2002).

در پژوهش حاضر از روش «انتخاب» بهره برده شد. طراحی وظایف[5] افراد مورد آزمایش براساس طراحی‌های معتبر گذشته (Calluso, et al., 2015؛ Calluso, et al., 2017؛ Calluso, et al., 2015؛ Calluso, et al., 2020، Calluso, et al. 2020) صورت

---

1. Method
2. Choice Task
3. Rating Task
4. Pricing Task
5. Tasks Design

گرفت. هر یک از آزمودنی‌ها در معرض مجموعه‌ای از انتخاب‌های بین زمانی قرار گرفتند. انتخاب‌های بین زمانی شامل دریافت مقدار ثابتی پول (۱۴۵۰۰ تومان) بلافاصله و یا مقداری متغیر شامل (۲۲۰۰۰، ۳۶۵۰۰، ۴۴۰۰۰، ۵۹۰۰۰، ۶۶۰۰۰، ۸۰۰۰۰، ۸۸۰۰۰ تومان) در ۶ فاصله زمانی شامل ۷، ۱۵، ۳۰، ۹۰، ۶۰ و ۱۸۰ روز بعد بود. بنابراین، افراد با ۴۲ انتخاب بین زمانی مواجه بودند. هر سوال ۱۰ بار تکرار شد؛ بنابراین، افراد در مجموع به ۴۲۰ سوال که ترتیب آن به صورت تصادفی توزیع شده بود، پاسخ دادند. برای تعیین میزان مقادیر پولی در انتخاب‌های بین زمانی، مقادیر پولی معتبر در پژوهش‌های گذشته براساس شاخص برابری قدرت خرید[1] با استفاده از داده بانک مرکزی به تومان تبدیل شد. شاخص برابری قدرت خرید را می‌توان به صورت تعداد واحد پول مورد نیاز یک کشور برای خرید همان مقدار کالا و خدمات در بازار داخلی که با دلار آمریکا می‌توان خرید، تعریف کرد.

٤-١. افراد مورد آزمایش

۷۰ داوطلب از دانشجویان دانشگاه‌های علامه طباطبائی و پیام نور با میانگین سنی ۲۳/۵۹ در آزمایش شرکت کردند. از این میان ۳۶ نفر از آنان زن بودند. از این مجموعه ۵ زن به دلیل آنکه به همه سوال‌های ترجیحات زمانی، جواب یکسان دادند از نمونه حذف شدند تا مانع از تخمین پارامترها نشوند. نمونه نهایی شامل ۶۵ نفر، شامل ۳۱ زن با میانگین سنی ۲۳/۸۸ بود. به همه افراد اظهارنامه کتبی هلسینکی[2] و رضایت نامه کتبی داده شد و افراد به حق خود برای متوقف کردن همکاری در آزمایش در هر زمان مطلع شدند.

٤-٢. روش اجرای آزمایش

برای استخراج ترجیحات زمانی از نرم‌افزار موس ترکر[3] (Freeman & Ambady, 2010) استفاده شد. به منظور اطمینان از صحت عملکرد نرم افزار در ابتدای هر انتخاب از آزمودنی‌ها خواسته شد تا روی دکمه آغاز که در وسط- پایین صفحه قرار داشت، کلیک کند. پس از

---

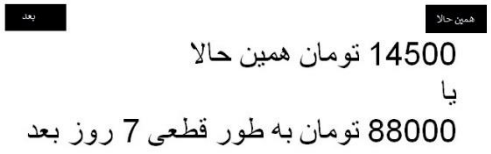
1. Purchasing Power Parity Index
2. Declaration of Helsinki

بیانیه هلسینکی مجموعه‌ای از اصول اخلاقی پیرامون آزمایش‌های انسانی است. این بیانیه توسط انجمن پزشکی جهانی تدوین شده است. این بیانیه به طور گسترده‌ای به عنوان سند اساسی پیرامون اخلاقِ تحقیقات انسانی شناخته می‌شود.

3. MouseTracker

کلیک روی دکمه آغاز، انتخاب بین زمانی برای آزمودنی آشکار و از آنان خواسته می‌شد تا با کلیک روی دکمه «اکنون» یا «بعدا» ترجیح خود را آشکار کنند. این دکمه‌ها روی گوشه‌های بالا سمت راست و بالا سمت چپ به یک فاصله از دکمه آغاز قرار داشتند.

شکل ۱. نمونه‌ای از صفحه انتخاب درون آزمایش



به منظور کنترل تاثیر موقعیت دکمه‌های انتخاب اکنون یا بعدا، برای نیمی از افراد مورد آزمایش گزینه اکنون در سمت چپ و گزینه بعدا در سمت راست و برای نیمی از افراد مورد آزمایش گزینه اکنون در سمت راست و گزینه بعدا در سمت چپ قرار گرفت. هیچ محدودیت زمانی‌ای برای انتخاب افراد مورد آزمایش وجود نداشت و تنها در صورتی که پس از فشردن دکمه آغاز تا دو ثانیه موس توسط فرد مورد آزمایش تکان داده نمی‌شد به وی هشدار داده می‌شد تا در تصمیم‌گیری عجله کند. در ابتدای آزمایش به افراد مورد آزمایش اطلاع داده شد که تصمیمات گرفته شده فرضی هستند، اما از آنان خواسته شد تا گزینه‌ها را تا جای ممکن واقعی ارزیابی کنند.

۵. یافته‌ها

به منظور تخمین نرخ تنزیل از تابع هذلولی که در اغلب مطالعات جدید مورد استفاده قرار گرفته است و در بخش ادبیات موضوع به آن پرداخته شد، بهره برده شد. در این تابع با افزایش تاخیر، نرخ تنزیل نیز کاهش می‌یابد. به منظور استخراج این نرخ برای هر یک از افراد مورد آزمایش از فرآیند معمول در پژوهش‌های گذشته (Calluso, et al., 2020؛ Calluso, et al., 2015؛ Calluso, et al., 2017؛ Calluso, et al., 2015؛ Iodice, et al., 2017؛ Kable & Glimcher, 2007؛ Li, et al., 2013) استفاده شد. برای این منظور ابتدا برای هر مدت زمان تاخیر، یعنی ۷، ۱۵، ۳۰، ۶۰، ۹۰ و ۱۸۰ روز نسبتی

از پاسخ‌هایی که فرد مورد آزمایش آینده را به حال با توجه به میزان پاداش معوق ترجیح داده بود، به دست آمد. پس از آن نقطه برابری ذهنی[1] (PSE) را محاسبه کردیم.

نقطه برابری ذهنی مبلغی است که فرد مورد آزمایش به تعداد برابر آینده و حال را برای آن انتخاب می‌کند. برای این منظور تابع لجستیکی که نسبت ترجیح پاسخ‌های آینده به حال را روی مبالغ پاداش‌ها رگرس می‌کرد، برآورد کردیم. پس از آن با استفاده از این تابع، مبلغی که معادل ۵۰ درصد از فراوانی نسبت ترجیح آینده به حال بود را به دست آمد. این نقطه همان نقطه برابری ذهنی است. پس از آن ارزش ذهنی[2] برای هر مدت زمان تاخیر براساس رابطه (۶) محاسبه شد.

$$SV = \frac{14500}{pse} \qquad (۶)$$

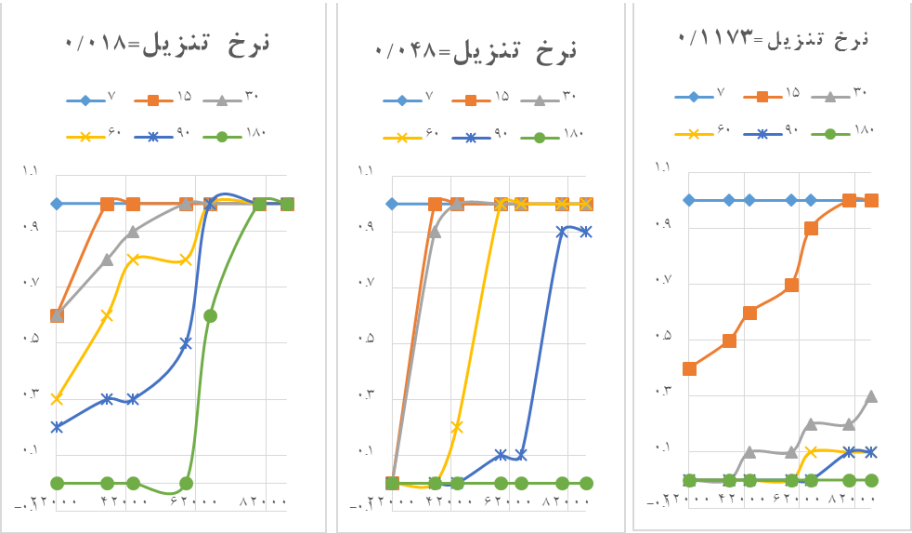
عدد ۱۴۵۰۰ تومان مبلغ پاداش فوری است. با این کار مبلغ ارزش ذهنی به پاداش فوری؛ یعنی ۱۴۵۰۰ تومان نرمال می‌شود. در نهایت نرخ تنزیل هر فرد مورد آزمایش با برازش تابع هذلولی (Grossbard & Mazur, 1986؛ Laibson, 1997) بین ارزش ذهنی و مدت زمان تاخیر در دریافت پاداش معوق به دست آمد (رابطه (۷)).

$$SV = \frac{1}{(1 + kD)} \qquad (۷)$$

به دلیل گستردگی برای نمونه تنها نحوه محاسبه و نمودارهای سه نفر از افراد مورد آزمایش با نرخ تنزیل بالا (۰/۱۱)، متوسط (۰/۰۴۸) و پایین (۰/۰۱۸) ارائه شده است. نمودار (۱)، پراکنش مقادیر پاداش‌های معوق و دفعاتی است که سه آزمودنی نمونه، آینده را بر حال ترجیح دادند.

1. Points of Subjective Equivalence
2. Subjective Value

نمودار ۱: نسبت انتخاب پاداش معوق به تفکیک هر بازه زمانی



ماخذ: یافته‌های پژوهش

با افزایش مقدار پاداش معوق، فراوانی انتخاب آینده نسبت به حال برای همه افراد مورد آزمایش افزایش یافته است؛ برای هر فرد مورد آزمایش با افزایش مدت زمان دریافت پاداش معوق، نسبت انتخاب‌های آینده کاهش یافته است. فرد صبورتر نسبت به فرد عجول دفعات بیشتری را در ترکیب‌های مختلف پاداش- زمان آینده را انتخاب کرده است.

به منظور برآورد نقطه برابری ذهنی تابع لجستیک به صورت رابطه (۸) برازش و براساس آن، این نقطه استخراج شد.

$$ln\left(\frac{1}{Y}-\frac{1}{U}\right)=\ln(a)+\ln(b).x \qquad (۸)$$

در رابطه (۸)، U حد بالای تابع لجستیک است. نتایج برآورد نقطه برابری ذهنی برای سه فرد نمونه در جدول (۱) آمده است.

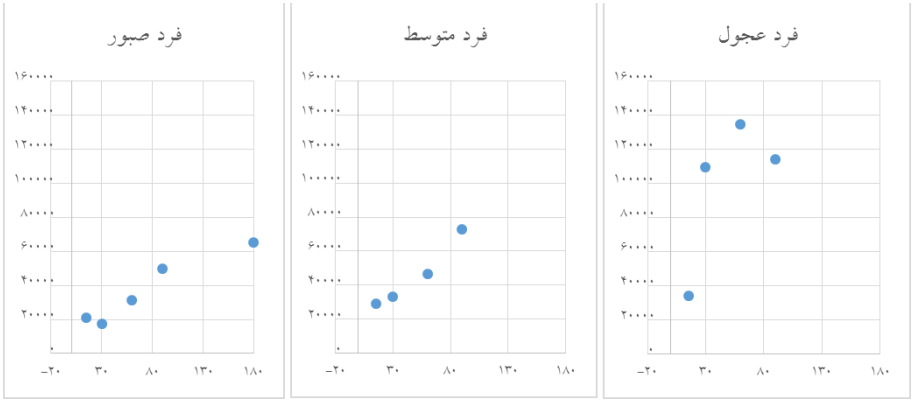
جدول ۱. نقاط برابری ذهنی

فرد	روز	PSE
فرد با نرخ تنزیل ۰/۰۱۸۲	۷	–
	۱۵	۲۱۱۱۷/۸۲
	۳۰	۱۷٤۸٤/۵۸
	٦۰	۳۱۲۰۵/۳۹
	۹۰	٤۹۸۳۱/۰۵
	۱۸۰	٦۵۱۸۰/۷۳
فرد با نرخ تنزیل ۰/۰٤۸٤	۷	–
	۱۵	۲۹۱۸۳/۲۸
	۳۰	۳۲۹۸۷/۹۸
	٦۰	٤٦۷۱۹/۵۸
	۹۰	۷۲۹۹۵/۷۸
	۱۸۰	–
فرد با نرخ تنزیل ۰/۱۱۷۳	۷	–
	۱۵	۳٤۳۲۲/۷۸
	۳۰	۱۰۹۳۵۲/۸
	٦۰	۱۳٤۸٦۳/۹
	۹۰	۱۱٤۲۸۸/۹
	۱۸۰	–

ماخذ: یافته‌های پژوهش

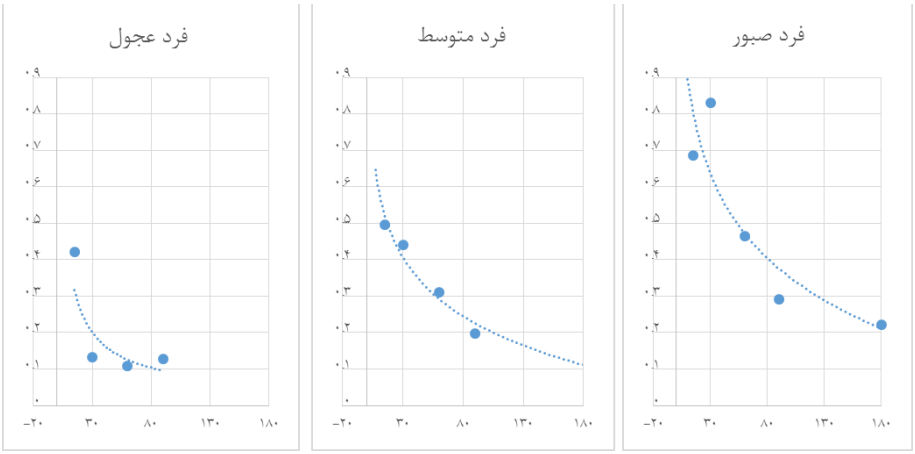
نمودار (۲) و (۳) پراکنش تاخیرها بر حسب روز و نقطه برابری ذهنی را به ترتیب برای سه آزمودنی فوق را نشان داده شده است. نمودارها به خوبی نشان می‌دهند فرد با نرخ تنزیل کمتر دارای نقطه برابری ذهنی کمتری در تاخیرها است؛ این در حالی ست که فردی که دارای نرخ تنزیل بالاتری است، نقطه برابری ذهنی بالاتری دارد.

نمودار ۲. پراکنش تاخیرها برحسب روز و نقطه برابری ذهنی



ماخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳. پراکنش ارزش ذهنی و مدت زمان تاخیر



ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد نرخ تنزیل فردی برای سه فرد مورد آزمایش نمونه در جدول (۲) آمده است.

جدول ۲. نتایج برآورد نرخ تنزیل فردی

فرد	نرخ تنزیل	معناداری	ضریب تعیین
صبور	۰/۰۱۸۲	معنادار	**۰/۸۰۷۱**
متوسط	۰/۰٤۸٤	معنادار	**۰/۷۹٦٥**
عجول	۰/۱۱۷۳	معنادار	**۰/۸۰۲۸**

ماخذ: یافته‌های پژوهش

تقسیم‌بندی افراد به گروه عجول، متوسط و صبور بر مبنای مقایسه وضعیت ترجیحات بین زمانی آنان با یکدیگر است.

جدول (۳) خلاصه‌ای از آمار توصیفی مربوط به نرخ تنزیل ۶۵ نمونه مورد آزمایش را نشان می‌دهد.

جدول ۳. خلاصه‌ای از نرخ تنزیل افراد مورد آزمایش

متغیر	میانگین	دامنه تغییرات	انحراف استاندارد	کشیدگی	چولگی
نرخ تنزیل	۰/۰۶۱۵	۰/٤٤٥	۰/۰۷۹٦	۹/۸۸۰	۲/۸۸

ماخذ: یافته‌های پژوهش

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

این مقاله روشی برای تخمین ترجیحات بین زمانی فردی به شیوه آزمایشی ارائه کرده است و با استفاده از آن به تخمین این نرخ پرداخت. توجه نویسنده نه تنها بر توضیح روش انجام آزمایش بود، بلکه بر تخمین این متغیر نیز متمرکز بود. اصالت راه‌حل این پژوهش بر این واقعیت تکیه دارد که معتبرترین روش برای استخراج ترجیحات بین زمانی فردی، روش آزمایشی است. این مقاله یک پژوهش پایلوت به منظور تخمین ترجیحات زمانی فردی است. انجام این پژوهش نمونه کاربردی روش اقتصاد آزمایشی در پژوهش‌های نظری و کاربردی است که می‌تواند از نظر روش‌شناسی افق‌های جدیدی برای محققین، مخصوص از نظر محدودیت‌های آمار و اطلاعات عینی و تجربه شده ترسیم کند. برآورد نرخ تنزیل فردی حاصل شده از این پژوهش، هذلولی بودن تابع تنزیل فردی را تایید کرد؛ این نرخ ۰/۰۶۱۵ به دست آمد.

در ارزیابی طرح‌های اقتصادی، منافع و هزینه‌های طرح مورد محاسبه قرار می‌گیرد، سپس با مقایسه منافع و هزینه‌های آن، اقتصادی بودن یا نبودن آن ارزیابی می‌شود. وجود ترجیحات بین زمانی و ارزش زمانی پول، وقوع منافع و هزینه‌های طرح‌ها در زمان‌های مختلف، وزن منافع و هزینه‌های موجود در طرح‌های اقتصادی در زمان‌های مختلف را متفاوت می‌کند؛ بنابراین، نمی‌توان با جمع ساده این منافع و هزینه‌هایی که در مقاطع زمانی مختلف رخ داده‌اند، پیرامون اقتصادی بودن و یا نبودن آن قضاوت کرد.

علاوه بر ارزیابی اقتصادی بودن یک طرح اقتصادی، چنانچه بخواهیم ترجیحات افراد درگیر در آن پروژه را لحاظ کنیم، لازم است تخمینی از ترجیحات بین زمانی آنان داشته باشیم. این موضوع اهمیت و یکی از کاربردهای تخمین ترجیحات بین زمانی فردی را نشان می‌دهد. همچنین شناخت دقیق عوامل موثر بر نرخ تنزیل فردی و تخمین دقیق آن موضوع بسیار مهمی است، چراکه امکان ارزیابی دقیق طرح‌های اقتصادی مبتنی بر نرخ تنزیل صحیح افراد درگیر آن پروژه به ارزیابی دقیق‌تر پروژه‌ها می‌انجامد.

علاوه بر آن در تخمین نرخ ترجیحات اجتماعی جامعه مبتنی بر فرمول رمزی لازم است تا برآوردی از نرخ ترجیحات فردی وجود داشته باشد. به دلیل فقدان این تخمین، از نرخ مرگ و میر به عنوان جایگزینی برای نرخ ترجیحات فردی استفاده شده است. براساس پژوهش‌های خارجی صورت گرفته به منظور تخمین ترجیحات زمانی فردی در مقیاس وسیع با نمونه‌گیری مناسب می‌توان برآوردی از نرخ ترجیحات زمانی فردی در مقیاسی گسترده‌تر به دست آورد و آن را به عنوان مبنایی برای تخمین ترجیحات زمانی اجتماعی قرار داد. بر این اساس پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های گسترده‌تری روی طیف متنوعی از افراد صورت گیرد تا برآورد دقیقی از این نرخ در مقیاس وسیع‌تر حاصل شود.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Mohammad Amin Zandi https://orcid.org/0000-0002-6634-3458

منابع

اسلاملوییان، کریم و استادزاده، علی حسین (۱۳۹۳). برآورد نرخ رجحان زمانی در ایران با استفاده از الگوریتم بازگشتی. *مجله تحقیقات اقتصادی*. (۴۹) ۲، ۲۹۴-۲۶۷.
https://doi.org/10.22059/jte.2014.51794

تشکری صالح، پروین، خداپرست مشهدی، پروین و فیضی، مهدی (۱۳۹۶). بررسی تاثیر پس‌انداز بر نرخ ترجیح زمانی افراد.*اقتصاد پولی، مالی*. ۱۴ (۳) ۹۰-۷۰.
https://doi.org/10.22067/pm.v24i14.61013

دلالی اصفهانی، رحیم، بخشی دستجردی، رسول، و حسینی، جعفر. (۱۳۸۷). بررسی نظری و تجربی نرخ ترجیح زمانی مطالعه موردی: اقتصاد ایران سال های (۱۳۵۱-۱۳۸۳) . *دانش و توسعه*، ۱۵(۲۵)، ۱۳۷-۱۶۷.
SID. https://sid.ir/paper/75818/fa

زندی، محمد امین (۱۴۰۰). اندازه‌گیری ضمنی دینداری، جنسیت و ترجیحات بین زمانی فردی، یک مطالعه آزمایشگاهی. *مطالعات اقتصاد اسلامی*. (۱۴) ۱، ۶۷-۱۰۱
https://doi.org/10.30497/ies.2022.13515.1755

زندی، محمد امین، شاکری، عباس، امینی، امرالله و سید نورانی، سید محمد رضا. (۱۳۹۸). دین‌داری اسلامی و ترجیحات زمانی فردی، یک مطالعه آزمایشگاهی .*اقتصاد اسلامی، (۷۶)۱۹*، ۱۸۱-۲۱۱.
https://eghtesad.iict.ac.ir/article_37765.html

شاهمرادی، اصغر، کاوند، حسین و ندری،کامران (۱۳۸۹). براورد نرخ بهره‌ی تعادلی در اقتصاد ایران (۱۳۸۶:۴-۱۳۶۸:۴) در قالب یک مدل تعادل عمومی. *تحقیقات اقتصادی*. ۹۰ (۲): ۱۹-۴۱.
https://dorl.net/dor/20.1001.1.00398969.1389.45.1.2.3

شیردل، رامین، صادقی، حسین، عصاری آرانی، عباس و عبدلی، قهرمان (۱۳۹۶). برآورد نرخ تنزیل اجتماعی ایران با رویکرد رجحان زمانی جامعه. *سیاست‌های ملی و اقتصادی*، ۱۸ (۵)، ۲۴-۷
http://qjfep.ir/article-1-271-fa.html

عبدلی، قهرمان (۱۳۸۸). تخمین نرخ تنزیل اجتماعی برای ایـران. *فصلنامهٔ پژوهشنامهٔ اقتصادی*. ۹ (۳)، ۱۵۶-۱۳۵.
https://joer.atu.ac.ir/article_2889.html

کیارسی، مهراب (۱۳۸۶). *نرخ بهینه‌ی مالیات و مخارج دولتی در چارچوب الگوی سه بخشی رشد درون‌زا، الگوی ایران* .پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان.

هراتی، جواد، اسلاملوئیان، کریم و قطمیری، محمد علی (۱۳۹۱). تعیین مالیات زیست محیطی بهینه در الگوی رشد تعمیم یافته. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*. ۷ (۵)،۱۲۶-۹۷.
https://jemr.khu.ac.ir/article-1-332-fa.pdf

References

Abdoli, Ghorban (2009). Estimating the Social Discount Rate in Iran. *Economic Research Journal, 9 (3)*, 135-156. [In Persian]
https://joer.atu.ac.ir/article_2889.html

Achard, S., & Bullmore, E. (2007). Efficiency and Cost of Economical Brain Functional Networks. *Plos Computational Biology*, *3*(2), e17. https://doi.org/10.1371/journal.pcbi.0030017

Allcott, H., & Greenstone, M. (2012). Is There an Energy Efficiency Gap ? *Journal of Economic Perspectives*, *26(1)*, 3–28. DOI: 10.1257/jep.26.1.3

Andersen, S., Harrison, G. W., Lau, M. I., & Rutström, E. E. (2008). Eliciting risk and time preferences. *Econometrica*, *76*(3), 583-618. https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2008.00848.x

Bartels, D. M., & Urminsky, O. (2011). On Intertemporal Selfishness: How the Perceived Instability of Identity Underlies Impatient Consumption. *Journal of Consumer Research*, *38*(1), 182–198. https://doi.org/10.1086/658339

Berns, G. S., Laibson, D., & Loewenstein, G. (2007). Intertemporal choice--toward an integrative framework. *Trends in Cognitive Sciences*, *11*(11), 482–488. https://doi.org/10.1016/j.tics.2007.08.011

Bradford, W. D. (2010). The Association Between Individual Time Preferences and Health Maintenance Habits. *Medical Decision Making*, *30*(1), 99–112. https://doi.org/10.1177/0272989X09342276

Calluso, C., Committeri, G., Pezzulo, G., Lepora, N., & Tosoni, A. (2015). Analysis of hand kinematics reveals inter-individual differences in intertemporal decision dynamics. *Experimental Brain Research*, *233*(12), 3597–3611. https://doi.org/10.1007/s00221-015-4427-1

Calluso, C., Tosoni, A., Fortunato, G., & Committeri, G. (2017). Can you change my preferences? Effect of social influence on intertemporal choice behavior. *Behavioural Brain Research*, *330*(February), 78–84. https://doi.org/10.1016/j.bbr.2017.05.001

Calluso, C., Tosoni, A., Pezzulo, G., Spadone, S., & Committeri, G. (2015). Interindividual variability in functional connectivity as long-term correlate of temporal discounting. *PloS One*, *10*, e0119710. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0119710

Calluso, C., Zandi, M. A., & Devetag, M. G. (2020). Cognitive dynamics of religiosity and intertemporal choice behavior. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, *51*(9), 719-739. https://doi.org/10.1177/0022022120947478

Cassar, A., Healy, A., & Von Kessler, C. (2017). Trust, risk, and time preferences after a natural disaster: experimental evidence from Thailand. *World Development*, *94*, 90-105. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.12.042

Castillo, M., Ferraro, P. J., Jordan, J. L., & Petrie, R. (2011). The today and tomorrow of kids : Time preferences and educational outcomes of children. *Journal of Public Economics*, *95*(11–12), 1377–1385. https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2011.07.009

Chabris, C. F., Laibson, D. I., & Schuldt, J. P. (2010). Intertemporal choice. In *Behavioural and Experimental Economics* (pp. 168-177). Palgrave Macmillan, London.

Chapman, G. B., & Elstein, A. S. (1995). Valuing the future: Temporal discounting of health and money. *Medical decision making*, *15*(4), 373-386. https://doi.org/10.1177/0272989x9501500408

Chapman, Gretchen B. (1996). Temporal discounting and utility for health and money. *Journal of Experimental Psychology*: Learning, Memory, and Cognition, 22:3, 771-91. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0278-7393.22.3.771

Dalali Isfahani, Rahim; Bakhshi Dastjerdii, Rasoul, and Hosseini, Jafar (2008). The Relationship between Time Preference Rate and Economic Growth: Iran's Experience (Years 1974-2003). *Journal of Knowledge and Development*, 25 (7), 167-137. [In Persian] SID. https://sid.ir/paper/75818/fa

Dittrich, M., & Leipold, K. (2014). Gender differences in time preferences. *Economics Letters*, *122*(3), 413-415. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2014.01.002

Elster, J. (1979). Ulysses and the Sirens: studies in rationality and irrationality. Cambridge,England: Cambridge University Press.

Eslamlouyan, Karim, and Ostadzadeh, Ali Hossein (2014). Estimating the rate of time preference for Iran: A recursive algorithm. *Economic Research Journal. 49 (2),* 267-294. [In Persian]

Baum, W. M., & Rachlin, H. C. (1969). Choice as time allocation 1. *Journal of the experimental analysis of behavior*, *12*(6), 861-874. https://doi.org/10.1901%2Fjeab.1969.12-861

Figner, B., Knoch, D., Johnson, E. J., Krosch, A. R., Lisanby, S. H., Fehr, E., & Weber, E. U. (2010). Lateral prefrontal cortex and self-control in intertemporal choice. *Nature Neuroscience*, *13*(5), 538–539. https://doi.org/10.1038/nn.2516

Frederick, S., Loewenstein, G., & O'Donoghue, T. (2002). Time Discounting and Preference : A Critical Review. *Journal of Economic Literature*. https://doi.org/10.1126/science.151.3712.867-a

Freeman, J. B., & Ambady, N. (2010). MouseTracker: software for studying real-time mental processing using a computer mouse-tracking method. *Behavior Research Methods*, *42*(1), 226–241. https://doi.org/10.3758/BRM.42.1.226

Friedman, D, & Sunder, S (1994). Experimental Methods, A priemer for Economics. Press Syndicate of the University of Cambridge.

Frydman, C., & Camerer, C. F. (2016). The Psychology and Neuroscience of Financial Decision Making. *Trends in Cognitive Sciences*, *20*(9), 661–675. https://doi.org/10.1016/j.tics.2016.07.003

Grossbard, C. L., & Mazur, J. E. (1986). A comparison of delays and ratio requirements in self-control choice. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, *45*(3), 305–315. https://doi.org/10.1901/jeab.1986.45-305

Hare, T. A. (2013). Self-Control in Decision-Making Involves Modulation of the vmPFC Valuation System. *Science*, *646*(2009). https://doi.org/10.1126/science.1168450

Harrison, G. W., Lau, M. I., & Williams, M. B. (2002). Estimating individual discount rates in Denmark: A field experiment. *American economic review*, *92*(5), 1606-1617. DOI: 10.1257/000282802762024674

Hausman, J. (1979). Individual discount rates and the purchase and utilization of energy-using durables. Bell Journal of *Economics*, *10(1)*, 33-54.

Herati, J.; Eslamlouyan, K., & Qotmiri, M. A. (2012). Determining the optimal environmental tax in the generalized growth model. *Journal of Economic Modeling Research, 7 (5)*, 97-126. [In Persian] https://jemr.khu.ac.ir/article-1-332-fa.pdf

Holden, S. T., Shiferaw, B., & Wik, M. (1998). Poverty, market imperfections and time preferences: of relevance for environmental policy?. *Environment and Development Economics*, *3(1)*, 105-130. https://doi.org/10.1017/S1355770X98000060

Iodice, P., Calluso, C., Barca, L., Bertollo, M., Ripari, P., & Pezzulo, G. (2017). Fatigue increases the perception of future effort during decision making. *Psychology of Sport and Exercise*, *33*, 150–160. https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2017.08.013

Johnson, A., van der Meer, M. A., & Redish, A. D. (2007). Integrating hippocampus and striatum in decision-making. *Current Opinion in Neurobiology*, *17*(6), 692–697. https://doi.org/10.1016/j.conb.2008.01.003

Kable, J. W., & Glimcher, P. W. (2007). The neural correlates of subjective value during intertemporal choice. *Nature Neuroscience*, *10*(12), 1625–1633. https://doi.org/10.1038/nn2007

Kalivas, P. W., Ph, D., & Volkow, N. D. (2005). The Neural Basis of Addiction : A Pathology of Motivation and Choice. *Am J Psychiatry*, (August), 1403–1413. https://doi.org/10.1176/appi.ajp.162.8.1403

Keyarsi, M. (2007). Optimal Tax Rate and Government Expenditures in the Framework of the Three-Sector Endogenous Growth Model, Iran's Model (Master's Thesis). Faculty of Management and Economics, Isfahan University. [In Persian]

Kirby, K. N., & Maraković , N. N. (1995). Modeling myopic decisions: Evidence for hyperbolic delay-discounting within subjects and amounts. *Organizational Behavior and Human decision processes*, *64*(1), 22-30. https://doi.org/10.1006/obhd.1995.1086

Laibson, D. (1997). Golden Eggs and Hyperbolic Discounting. *The Quarterly Journal of Economics*, *112*(2), 443–477. http://www.jstor.org/stable/2951242

Li, N., Ma, N., Liu, Y., He, X.-S., Sun, D.-L., Fu, X.-M., Zhang, D.-R. (2013). Resting-State Functional Connectivity Predicts Impulsivity in Economic Decision Making. *Journal of Neuroscience*, *33*(11), 4886–4895. https://doi.org/10.1523/JNEUROSCI.1342-12.2013

Maital, S., & Maital, S. (1976). *Time preference, delay of gratification and the intergenerational transmission of economic inequality: A behavioral theory of income distribution*. Foerder Institute for Economic Research, Department of Economics, Tel-Aviv University.

Maital, S. & S. Maital. (1978). Time preference, delay of gratification,and the intergenerational transmission of economic inequality: A behavioral theory of income distribution, in Essays in labor market analysis. Orley Ashenfelter and Wallace Oates eds. New York: Wiley.

Mazur, James E. (1987). *An adjustment procedure for studying delayed reinforcement, in The effect of delay and intervening events on reinforcement value.* Michael L. Commons, James

Meier, S., & Sprenger, C. (2010). Present-Biased Preferences and Credit Card Borrowing. *American Economic Journal: Applied Economics*, *2*(1), 193–210.
https://doi.org/10.1257/app.2.1.193

Miller, E. K., & Cohen, J. D. (2001). An integrative theory of prefrontal cortex function. *Annual Review of Neuroscience*, *24*, 167–202.
https://doi.org/10.1146/annurev.neuro.24.1.167

Moore, Michael J. & W. Kip Viscusi. (1990a). Discounting environmental health risks: new evidence and policy implications. *Journal of Environmental Economics and Management*, *18*, 51-62.
https://doi.org/10.1016/0095-0696(90)90037-Y

Moore, Michael J. & W. Kip Viscusi. (1990b.). Models for estimating discount rates for long term health risks using labor market data. *Journal of Risk and Uncertainty*, *3*, 381-401.
https://www.jstor.org/stable/41760610

O'Donoghue, T., & Rabin, M. (1999). Doing it now or later. *American Economic Review*, *89*(1), 103-124.
DOI: 10.1257/aer.89.1.103

Peters, J., Buchel, C., & Büchel, C. (2011). The neural mechanisms of inter-temporal decision-making: understanding variability. *Trends in Cognitive Sciences*, *15*(5), 227–239.
https://doi.org/10.1016/j.tics.2011.03.002

Pender, John L. (1996). Discount rates and credit markets: Theory and evidence from rural India. *Journal of Development Economics*, *50*(20), 257-96.
https://doi.org/10.1016/S0304-3878(96)00400-2

Peters, J., & Büchel, C. (2010). Episodic future thinking reduces reward delay discounting through an enhancement of prefrontal-mediotemporal interactions. *Neuron*, *66*(1), 138–148.
https://doi.org/10.1016/j.neuron.2010.03.026

Rau, H. A. (2021). Time preferences in decisions for others. *Economics Letters*, *200*, 109766.
https://doi.org/10.1016/j.econlet.2021.109766

Redelmeier, D. A., & Heller, D. N. (1993). Time preference in medical decision making and cost-effectiveness analysis. *Medical Decision Making*, *13*(3), 212-217.
https://doi.org/10.1177/0272989x9301300306

Sellitto, M., Ciaramelli, E., & di Pellegrino, G. (2010). Myopic Discounting of Future Rewards after Medial Orbitofrontal Damage in Humans. *Journal of Neuroscience*, *30*(49), 16429–16436. https://doi.org/10.1523/JNEUROSCI.2516-10.2010

Schoenfelder, T. E., & Hantula, D. (2003). A job with a future ? Delay discounting , magnitude effects , and domain independence of utility for career decisions. *Journal of Vocational Behavior*, *62*, 43–55. https://doi.org/10.1016/S0001-8791(02)00032-5

Strotz, R. H. (1973). *Myopia and inconsistency in dynamic utility maximization* (pp. 128-143). Macmillan Education UK. https://doi.org/10.1007/978-1-349-15492-0_10

Tanaka, T., Camerer, C. F., & Nguyen, Q. (2010). Risk and time preferences: Linking experimental and household survey data from Vietnam. *American Economic Review*, *100*(1), 557-71. DOI: 10.1257/aer.100.1.557

Tashakori Saleh, P., Khodaparast Mashhadi, P., & Feizi, M. (2017). Investigating the effect of savings experience on people's time preference rate. *Monetary Economics Journal. 14 (3):* 70-90. [In Persian] https://doi.org/10.22067/pm.v24i14.61013

Thaler, Richard H. (1981). Some empirical evidence on dynamic inconsistency. *Economic Letters*, *8*, 201-07. https://doi.org/10.1016/0165-1765(81)90067-7

Redelmeier, D. A., & Heller, D. N. (1993). Time preference in medical decision making and cost-effectiveness analysis. *Medical Decision Making, 13(3),* 212-217. https://doi.org/10.1177/0272989x9301300306

Ruderman, H., Levine, M. D., & McMahon, J. E. (1987). The behavior of the market for energy efficiency in residential appliances including heating and cooling equipment. *The Energy Journal, 8(1)*, 101-124. https://www.jstor.org/stable/41322248

Shahmoradi, A., Kavand, H., & Nadri, K. (2010). Estimation of the Equilibrium Rate of Interest In Iranian Economy: A General Equilibrium Approach. *Economic Research Journal. 90 (2),* 41-19. [In Persian] https://dorl.net/dor/20.1001.1.00398969.1389.45.1.2.3

Shirdel, R., Sadeghi, H., Asari Arani, A., & Abdoli, Gh. (2017). Estimation of Social Discount Rate in Iran with Using Social Time Preference. *National and Economic Policies Quarterly, 18 (5*),7-24. [In Persian] http://qjfep.ir/article-1-271-fa.html

Vásquez, W. F., & de Rezende, C. E. (2018). Management and time preferences for lakes restoration in Brazil. *Science of The Total Environment*, *635*, 315-322. https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2018.04.151

Viscusi, W. K., & Moore, M. J. (1989). Rates of time preference and valuations of the duration of life. *Journal of public economics*, *38(3)*, 297-317. https://doi.org/10.1016/0047-2727(89)90061-3

Zandi, M. A. (2021). Implicit Measurement of Religiosity, Gender, and Individual Time Preferences, A laboratory Study. *Journal of Islamic Economics Studies* ,14 (1), 101-67. [In Persian] https://doi.org/10.30497/ies.2022.13515.1755

Zandi, M. A., Shakeri, A., Amini, A., & Seyyed Nourani, S. M. R. (2019). Islamic Religiousness and Individual Time Preferences, An Experimental Study. *Islamic Economics*, *19*(76), 181-211. https://eghtesad.iict.ac.ir/article_37765.html

Zauberman, G., & Urminsky, O. (2016). Consumer intertemporal preferences. *Current Opinion in Psychology*, *10*, 136–141. https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2016.01.005

استناد به این مقاله: زندی، محمدامین (۱۴۰۲). اندازه‌گیری ترجیحات زمانی فردی با استفاده از رویکرد آزمایشگاهی، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۸ *(۹۶)*، ۱۶۳-۲۰۶.

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

Iranian Journal of Economic Research
Volume 28, Issue 96, Fall 2023, 207-252
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2023.76169.1224

ATU PRESS

Original Research
Received: 08/10/2023
Accepted: 29/11/2023
ISSN: 1726-0728
eISSN:2476-6445

A Comparative Evaluation of the Effect of Financial Frictions on the Transmission Mechanism of Monetary Policy with an Emphasis on the Endogeneity of Money on Iran's Economy

Hosein Samsami *
Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran

Parviz Davoodi
Professor of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran

Rana Abbasgholi Nezhad Asbaghi
Ph.D. Candidate in Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran

Abstract

One of the factors that change the results of the expansionary monetary policy through the credit channel on the economy is the financial frictions that affected Iran's economy especially in the 2002's and 2022's. These frictions are manifested in variables such as capital adequacy violations, the ratio of nonperforming loans, the ratio of fixed assets to the total assets of banks, and the government's net debt to banks. In this article, with the help of building a macro structural econometric model in the period of 1968-2022, the effect of expansionary monetary policy on the change of each type of financial friction has been investigated and compared with emphasis on the endogeneity of money on Iran's economy. The obtained results show that due to the endogeneity of money, the influence of the central bank's monetary policy on

* Corresponding Author: h-samsami@sbu.ac.ir

How to Cite: Samsami, H., Davoodi, P., Abbasgholi Nezhad Asbaghi, R. (2023). A Comparative Evaluation of the Effect of Financial Frictions on the Transmission Mechanism of Monetary Policy with an Emphasis on the Endogeneity of Money on Iran's Economy. *Iranian Journal of Economic Research, 28 (96)*, 207-252.

the real sector of the economy has decreased and most of its effect is manifested in nominal variables such as liquidity, inflation rate and exchange rate. In addition, an increase of one standard deviation in the ratio of nonperforming loans reduces the impact of the expansionary monetary policy on the real sector of the economy more than other mentioned financial frictions. After that, the decrease in capital adequacy, the increase in the government's net debt to banks, and the increase in the ratio of fixed assets to total assets are in the next level of importance of reducing the effectiveness of monetary policy.

1. Introduction

Iran's economy heavily relies on banks to finance economic entities, emphasizing the crucial impact of monetary policy through the credit channel. However, the effectiveness of monetary policy on the real sector of economy can be impeded by financial frictions. These frictions intervene in financial transactions and may increase the costs associated with obtaining external financing, such as loans, for investors (Farzinvash et al., 2014). Empirical evidence suggests that, despite high liquidity, Iran's economy has encountered a credit crunch, especially during the period spanning from 2002 to 2022. This credit crunch can be attributed to violations of prudential ratios, including capital adequacy, nonperforming loan ratio, fixed asset ratios to total bank assets, and the government's net debt to banks.

As a consequence of these frictions, banks face resource shortages and resort to borrowing from the Central Bank through overdrafts. This results in an expansion of the monetary base, subsequently increasing liquidity and leading to a rise in the general price level. Consequently, owing to the endogeneity of money in Iran's economy, the Central Bank lacks an independent monetary policy instrument to effectively achieve its goals. The impact of liquidity on the real sector of economy is limited, with most impact observed in nominal variables and manifested as price increases.

In this respect, the present study aims to examine the impact of financial frictions on the effectiveness of expansionary monetary policy through

the credit channel, specifically focusing on the endogeneity of money. Additionally, it tries to compare the respective effects of the frictions on the Iranian economy. The analytical perspective ensures the distinctive and innovative aspect of the study.

2. Materials and Methods

Concerning the period from 1968 to 2022, a large-scale macroeconometric model was developed based on aggregate supply–aggregate demand frameworks and national income accounting. The research model encompasses various components, including consumption and investment expenditures, government activities, foreign trade, production, money and credit, general price levels, exchange rates, and the balance of payments. Data for constructing the model was sourced from the Central Bank's Time Series Data Bank, the Central Bank's balance sheet, (non-)governmental banks balance sheets, the Statistical Centre of Iran, and the World Bank.

The model consisted of 28 behavioral equations, 9 connecting equations, and 91 identities. Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL) method was used to estimate the model equations, and all equations were concurrently solved through dynamic simulation. The study relied on the criteria such as Root Mean Square Percentage Error (RMSPE) and the Theil index of inequality (U) to test the model's performance.

3. Results and Discussion

In order to investigate the influence of individual financial frictions on the impact of expansionary monetary policy on Iran's economy, the study assumed an annual one standard deviation increase in bank debt to the central bank as a monetary policy instrument in each considered scenario. The scenario development period spans five years, from 2018 to 2022, where the baseline trend represents the state of implementing solely expansionary monetary policy while keeping all types of financial frictions invariable in the current state of Iran's economy.

Moreover, in case of one standard deviation alteration in each financial friction during the implementation of expansionary monetary policy, it can be used to classify capital adequacy, nonperforming loans ratio, the government's net debt to banks, and fixed asset ratios to total bank assets in the scenarios 1, 2, 3, and 4, respectively (see Table 1).

Table 1. The average percentage deviation of the simulated values of the important endogenous variables in the examined scenarios from the base simulated values during the period 2018–2022

Variables	Scenario 1: Reduction in capital adequacy of banks	Scenario 2: Increase in the nonperforming loan ratio	Scenario 3: Increase in the government's net debt to banks	Scenario 4: Increase in the fixed asset ratios to total bank assets
Depth of bank credits	-22.13	-24.9	-23.33	-18.63
Production capacity utilization rate	-2.86	-3.22	-3.25	-3.16
Investment	-5.96	-6.38	-6.14	-5.14
Employment	-2.24	-2.4	-2.3	-1.82
Total factor productivity	-2.39	-2.36	-2.26	-1.94
Gross domestic product	-3.23	-3.3	-3.2	-2.84
Non-oil gross domestic product	-3.52	-3.6	-3.49	-3.1
Changes in inventories	14.19	13.84	13.84	12.89
Liquidity	36.24	35.42	31.42	19.37
Inflation rate	5.81	5.93	5.18	3.1
Exchange rate	14.36	14.11	12.44	7.33

* Source: Research results

Table 1 illustrates that the impact of expansionary monetary policy varies across different scenarios examined. Scenario 2 (i.e., the increased ratio of nonperforming loans) impacts both the real and nominal sectors of economy by causing more significant fluctuations in these variables compared to the baseline simulation. Scenarios 1, 3, and 4 hold subsequent degrees of importance in diminishing the effectiveness of monetary policy.

4. Conclusion

Based on the findings, it can be concluded that the effectiveness of expansionary monetary policy on the real economy weakens the most when the nonperforming loan ratio increases, compared to three other financial friction indicators. Therefore, to mitigate nonperforming loans in banks, the study suggests that economic policymakers focus on controlling inflation rates, exchange rates, fluctuations in gross domestic product, and fluctuations in investment in the real estate sector. The priority should also be given to monitoring the decline in the quality of bank management due to the increase in the ratio of bank credit balance to total volume deposits after deducting the legal reserves. It is also worth noting that the proper implementation of Islamic contracts by banks can significantly contribute to reducing nonperforming loans.

Keywords: Monetary Policy, Financial Frictions, Credit Channel, Large-Scale Macroeconometric Model

JEL Classification: G01, E52, E51, C53, C52

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۷/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۹/۰۸ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵

پژوهش‌های اقتصادی ایران
دوره ۲۸، شماره ۹۶، پاییز ۱۴۰۲، ۲۰۷-۲۵۲
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2023.76169.1224

ارزیابی مقایسه‌ای میزان تأثیر اصطکاک‌های مالی بر سازوکار انتقال اثرگذاری سیاست پولی با تأکید بر درون‌زایی پول بر اقتصاد ایران

حسین صمصامی * — استادیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

پرویز داوودی — استاد گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

رعنا عباسقلی‌نژاد اسبقی — دانشجوی دکتری اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

چکیده

یکی از عواملی که نتایج تاثیرگذاری سیاست پولی انبساطی را از طریق کانال اعتباری بر اقتصاد دستخوش تغییر می‌کند، اصطکاک‌های مالی است که به ویژه در دهه‌های ۱۳۸۰ و ۱۴۰۰ اقتصاد ایران را متاثر ساخته است. این اصطکاک‌ها در متغیرهایی نظیر نقض کفایت سرمایه، نسبت مطالبات غیرجاری، نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌های بانک‌ها و خالص بدهی دولت به بانک‌ها نمود یافته است. در این مقاله به کمک ساخت یک الگوی اقتصادسنجی کلان ساختاری در دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۴۶، میزان تاثیرگذاری سیاست پولی انبساطی هنگام تغییر هر یک از انواع اصطکاک‌های مالی با تاکید بر درون‌زایی پول بر اقتصاد ایران مورد بررسی و مقایسه قرارگرفته است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهدکه به جهت درون‌زایی پول، تاثیرگذاری سیاست پولی بانک مرکزی بر بخش حقیقی اقتصاد کاهش یافته و بیشتر اثر آن در متغیرهای اسمی نظیر نقدینگی، نرخ تورم و نرخ ارز نمود پیدا می‌کند. علاوه بر این، افزایشی به میزان یک انحراف‌معیار در نسبت مطالبات غیرجاری، میزان تاثیرگذاری سیاست پولی انبساطی را بر بخش حقیقی اقتصاد نسبت به سایر اصطکاک‌های مالی یادشده بیشتر کاهش می‌دهد. پس از آن کاهش نسبت کفایت سرمایه، افزایش خالص بدهی دولت به بانک‌ها و افزایش نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها در درجه بعدی اهمیت کاهش اثربخشی سیاست پولی قرار دارند.

کلیدواژه‌ها: سیاست پولی، اصطکاک‌های مالی، کانال اعتباری، رویکرد الگوی اقتصادسنجی کلان ساختاری

طبقه‌بندی JEL: G01,E52,E51,C53,C52

---

*مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رشته اقتصاد پولی دانشگاه شهید بهشتی است.

نویسنده مسئول: h-samsami@sbu.ac.ir

۱. مقدمه

در بسیاری از کشورهای در حال توسعه به دلیل نقص بازار سرمایه در تجهیز منابع مالی مورد نیاز عوامل اقتصادی، بازار اعتبارات بانکی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. نقش بانک‌ها به عنوان واسطه‌گر مالی، انتقال وجوه از واحد دارای مازاد به واحد دارای کسری و یا به عبارت دیگر تبدیل سپرده به وام یا اعتبار است. تامین اعتبارات مورد نیاز واحدهای اقتصادی این امکان را به وجود می‌آورد تا با ایجاد فرصت‌های شغلی و افزایش تولید کالا و خدمات، رشد اقتصادی و رفاه جامعه افزایش یابد.

اقتصاد ایران در راستای تامین مالی واحدهای اقتصادی بیشتر بانک‌محور تلقی می‌شود. از این رو، کاهش عمق اعتبارات بانکی، بنگاه‌های اقتصادی را در تامین منابع مالی مورد نیاز، به طور شدید با مشکل مواجه می‌سازد. این مشکل برای بنگاه‌های کوچک به دلیل ضعف در تامین مالی از طریق منابع داخلی به مراتب بیشتر از بنگاه‌های بزرگ است. از این رو، میزان تاثیر سیاست پولی از طریق کانال اعتباری به سبب بانک‌محور بودن اقتصاد ایران و نقش ویژه بانک‌ها درخصوص چگونگی برخورد با اطلاعات نامتقارن بازارهای مالی حائز اهمیت بوده و این امر در بسیاری از مطالعات اقتصادی نظیر سیسارلی و همکاران[1] (۲۰۱۵) و راعی و همکاران (۱۳۹۷) مورد توجه قرار گرفته‌است.

بر پایه بسیاری از مطالعات تجربی مانند مطالعه جونکسون[2] (۲۰۱۲)، کان و اسکتیگنا[3] (۲۰۱۴)، احمدیان و امیری (۱۳۹۲) و شاهچرا و طاهری (۱۳۹۵) میزان تاثیرگذاری سیاست پولی بر عرضه اعتبارات در تجهیز بخش حقیقی اقتصاد با توجه به ساختار متفاوت بانک‌ها دارای نتایج متفاوتی است. یکی از عواملی که ممکن است بتواند میزان تاثیرگذاری سیاست پولی را از طریق کانال اعتباری بر بخش حقیقی اقتصاد کاهش دهد، اصطکاک‌های مالی است. اصطکاک‌های مالی به عواملی گفته می‌شوند که در تبادلات مالی تداخل ایجاد می‌کنند و می‌توانند موجب افزایش هزینه‌های دریافت وام (تامین مالی بیرونی) برای سرمایه‌گذار شوند (فرزین‌وش و همکاران، ۱۳۹۳). بنابراین، هر متغیری که در سازوکار تبادلات مالی تداخل ایجاد کند و منجر به افزایش تنگنای اعتباری شود در مطالعات تجربی

---

1. Ciccarelli, M., et al.
2. Junxun, D.
3. Cohn, B. H. & Scatigna, M.

به عنوان اصطکاک مالی شناخته می‌شود که از این متغیرهای مورد استفاده در مقالات می‌توان به نسبت مطالبات غیرجاری، کفایت سرمایه، تکانه‌های پولی و... اشاره کرد.

شواهد تجربی نشان می‌دهد که مهم‌ترین متغیرهایی که با وجود نقدینگی بالا، اقتصاد ایران را به ویژه در دهه‌های ۱۴۰۰-۱۳۸۰ با تنگنای اعتباری مواجه ساخته‌است، نقض نسبت‌های احتیاطی مانند کفایت سرمایه، نسبت مطالبات غیرجاری، نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌های بانک‌ها از سوی شبکه بانکی کشور و خالص بدهی دولت به بانک‌ها بوده است. از این رو، در مطالعه حاضر از این ۴ متغیر به عنوان شاخص اصطکاک مالی استفاده شده است. تحت تاثیر چنین اصطکاک‌هایی، بانک‌ها با کسری منابع مواجه شده و به استقراض از بانک مرکزی به شکل اضافه برداشت روی می‌آورند. در نتیجه پایه پولی و سپس نقدینگی افزایش یافته و منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. بنابراین، با توجه به درون‌زایی پول در اقتصاد ایران، بانک مرکزی فاقد ابزار مستقل سیاست پولی جهت دستیابی به اهداف خود است.

براساس داده‌های منتشر شده بانک مرکزی در سال‌های اخیر میان رشد اقتصادی و رشد نقدینگی شکاف قابل توجهی وجود دارد. به طور مثال، در سال ۱۴۰۰ میان رشد اقتصادی ۴/۷ درصدی و رشد نقدینگی ۳۹ درصدی در اقتصاد ایران، انحراف ۳۴/۳ درصدی وجود دارد. در نتیجه با وجود اعمال سیاست پولی توسط بانک مرکزی و وجود نقدینگی بالا در سال‌های اخیر به علت وجود اصطکاک‌های مالی، مسیر هدایت منابع مالی از سوی عرضه‌کننده به بخش حقیقی اقتصاد مختل شده است و از این رو، تولیدکنندگان عدم دسترسی به نقدینگی لازم به خصوص از ناحیه بخش بانکی را یکی از محدودیت‌های اساسی بخش تولید عنوان می‌کنند. بنابراین، اثر نقدینگی روی بخش واقعی اقتصاد محدود است و بیشتر اثر آن در متغیرهای اسمی و به شکل افزایش قیمت‌ها مشاهده می‌شود. از این رو، با توجه به اهمیت مسئله، هدف از نگارش این مقاله بررسی این مسئله است که در شرایط افزایش هر یک از انواع اصطکاک‌های مالی بیان شده، میزان تاثیرگذاری سیاست پولی انبساطی از طریق کانال اعتباری با تاکید بر درون‌زایی پول بر اقتصاد ایران در مقایسه با یکدیگر چگونه است. از این رو، وجه تمایز و نوآوری مقاله حاضر از این

جهت ارزیابی می‌شود. برای این منظور از تدوین یک الگوی اقتصادسنجی کلان ساختاری پویا در دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۴۶ کمک گرفته شده است.

بر اساس سازماندهی مباحث مقاله در قسمت بعدی ادبیات نظری و تجربی مکانیسم اثرگذاری سیاست پولی و اصطکاک‌های مالی مورد بررسی قرارگرفته است. در بخش سوم به مرور اصطکاک‌های مالی و شواهد تجربی اقتصاد ایران پرداخته شده است. بخش چهارم به معرفی یک الگوی اقتصادسنجی کلان ساختاری برای اقتصاد ایران می‌پردازد که با استفاده از آن به بررسی سناریوهای متناسب با اهداف تحقیق پرداخته شده است و در نهایت بخش پنجم به اعتبارسنجی الگو و ارزیابی مقایسه‌ای آثار اصطکاک‌های مالی بر اثرگذاری سیاست پولی و بخش ششم به نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی اختصاص یافته است.

۲. مروری بر ادبیات پژوهش

سازوکار انتقال اثرگذاری سیاست پولی به مسیری گفته می‌شود که تغییرات پولی و مالی را به بخش حقیقی اقتصاد انتقال می‌دهد. این مکانیسم انتقال به دو دسته کلی قابل طبقه‌بندی است: دسته اول مکانیزم اثرگذاری با دیدگاه نئوکلاسیکی است که در آن فرض می‌شود که بازارهای مالی کامل و کارا هستند و دسته دوم مکانیزم اثرگذاری با دیدگاه نئوکینزی است که نقص‌های بازار اعتبارات را در نظر می‌گیرد و به طور عمومی به عنوان مکانیزم انتقال با دیدگاه اعتباری[1] معروف است. مدل‌های نئوکلاسیکی بر پایه مدل‌هایی استوارند که بر رفتارهای سرمایه‌گذاری، مصرف و تجارت بین الملل تاکید می‌کنند. در این مدل‌ها کانال کلیدی انتقال پولی، کانال نرخ بهره است که از طریق هزینه سرمایه عمل می‌کند. سایر کانال‌ها از طریق اثر ثروت و اثر جانشینی بین دوره‌ای مصرف و همچنین نرخ ارز منجر به انتقال اثر سیاست پولی در اقتصاد می‌شوند.

مدل‌های نئوکینزی با استفاده از فرضیه اطلاعات نامتقارن و اصطکاک‌های بازار اعتبارات، آثار سیاست پولی بر اقتصاد را توضیح می‌دهند. این نوع مدل‌ها که به مکانیسم انتقال سیاست پولی با دیدگاه اعتباری معروف هستند بر اساس اثرات مستقیم سیاست پولی روی نرخ بهره به واسطه تغییرات درون‌زا در پاداش تامین مالی بیرونی بنگاه گسترش

1. Credit View

می‌یابند. هزینه پاداش تامین مالی بیرونی تمایز بین هزینه تامین وجوه سرمایه از منابع خارج بنگاه و هزینه فرصت تامین وجوه سرمایه از محل منابع داخلی بنگاه است. با تغییر سیاست پولی و به دنبال آن تغییر نرخ‌های بهره بازار، هزینه تامین سرمایه از منابع خارجی در جهت مشابه متاثر می‌شود. بنابراین، سیاست پولی روی هزینه اعتبارگیری به طورگسترده اثر داشته و منجر به بزرگ شدن اثرات آن بر عملکرد بخش حقیقی اقتصاد می‌شود. این مدل‌ها به مدل‌های شتاب‌دهنده مالی[1] معروف هستند (شاه‌حسینی و بهرامی، ۱۳۹۵). اثرگذاری سیاست پولی از طریق کانال اعتباری مورد توجه و حمایت مطالعات تجربی زیادی مانند مطالعه مودیگلیانی و میلر[2] (۱۹۵۹)، برنانکه و بلایندر[3] (۱۹۹۲) و برنانکه و همکاران[4] (۱۹۹۸) قرار گرفته است. نتایج مطالعات آنان حاکی از آن است که هنگامی که بانک مرکزی می‌کوشد تا نرخ ذخیره قانونی را افزایش دهد، ذخایر بانک‌ها کاهش می‌یابند؛ به این معنا که ذخایر کمتر به معنای کاهش در حجم سپرده‌ها است که در اثر این اقدام، بانک‌ها پرتفولیوی وام خود را کوچک می‌سازند، مگر اینکه بانک‌ها با داشتن نسبت نقدینگی بیشتر قادر باشند هنگام اعمال شوک پولی کاهش وجوه قابل وام‌دهی خود را جبران کرده و سطح عرضه اعتبارات خود را در سطح قبلی حفظ کنند. بنابراین، اثر سیاست پولی انقباضی بر بانک‌هایی که از نسبت نقدینگی بالاتری برخوردار هستند در مقایسه با سایر بانک‌ها کمتر است.

بسیاری از شواهد تجربی نظیر مطالعات ماتاسک و سارانتیس[5] (۲۰۰۹)، جونکسون[6] (۲۰۱۲)، کان و اسکتیگنا[7] (۲۰۱۴)، شاهچرا و میر هاشمی نائینی (۱۳۹۰)، احمدیان و امیری (۱۳۹۲) و مرادی و همکاران (۱۳۹۶) این مسئله را تایید می‌کنند.

کانال اعتباردهی بانکی بر این فرض استوار است که سیاست پولی دارای اثر بزرگ‌تری بر مخارج صورت گرفته توسط بنگاه‌های کوچک و متوسط است که وام‌های بانکی منبع اصلی تامین سرمایه آن‌ها محسوب می‌شود و اثر آن بر بنگاه‌های بزرگ که می‌توانند به‌طور مستقیم از طریق فروش اوراق قرضه و سهام به تامین مالی خود بپردازند، کمتر است.

---

1. Financial Accelerator
2. Modigliani, M. & Miller, M. H.
3. Bernanke, B. & Blinder, A.
4. Bernanke, B., et al.
5. Matousek, R. & Sarantis, N.
6. Junxun, D.
7. Cohn, B. H. & Scatigna, M.

درصورتی که نیاز مالی بنگاه‌های کوچک و متوسط، بیشتر از وجوه داخلی آن‌ها باشد، اقدام به اخذ اعتبار از بانک‌ها می‌کنند، اما میزان دستیابی آنان به وام‌های بانکی به طور مستقیم به قیمت و مقدار اعتبارات در دسترس و نیز به سیاست عرضه اعتبار بستگی دارد.

یکی از عواملی که می‌تواند میزان دسترسی بنگاه‌ها به اعتبارات بانکی را محدود سازد و در عین حال اثرگذاری سیاست پولی بر عرضه اعتبارات را کاهش دهد، اصطکاک‌های مالی[1] است. به طور کلی در الگوسازی اقتصادی تا پیش از بحران مالی سال ۲۰۰۸ میلادی، بیشتر چنین فرض می‌شد که بازارهای مالی کامل و کارا هستند. براساس این فروض، الگوی استاندارد توسط یک نرخ بهره مشخص می‌شد و سایر دارایی‌های غیرپولی در اوراق قرضه دولتی تجمیع می‌شدند. در این الگوها، اصطکاک‌های مالی که از عدم تقارن اطلاعات و هزینه‌های مبادلاتی غیرمحدب ناشی می‌شوند، وجود ندارد (Vlcek & Roger, 2012)، اما وقوع بحران مالی سال ۲۰۰۸ میلادی که با اختلال جدی در بخش مسکن و بازارهای اعتباری کشورهای توسعه یافته همراه بود، اهمیت نقش اصطکاک‌های مالی در سازوکار انتقال اثرگذاری سیاست پولی در الگوهای کلان بانک مرکزی را به شدت مطرح کرد. بنابراین، پس از بحران مالی اخیر مطالعات تجربی زیادی در زمینه اثرگذاری اصطکاک‌های مالی بر اقتصاد صورت گرفت. به طور نمونه، مطالعات کریستیانو و همکاران[2] (۲۰۱۰)، گیلکریست و همکاران[3] (۲۰۱۲) و پیروژکووا[4] (۲۰۱۷) نشان می‌دهند که اصطکاک‌های بازارهای مالی و اعتباری از تاثیر قابل ملاحظه‌ای بر نوسانات اقتصادی برخوردار هستند. همچنین آرلانو و همکاران[5] (۲۰۱۶) به این مهم دست یافتند که استفاده از نهاده‌های اولیه برای بنگاه‌هایی که در شرایط وجود تنگنای اعتباری و اصطکاک‌های مالی به فعالیت می‌پردازند از ریسک بالایی برخوردار است؛ زیرا این اصطکاک‌ها از توان بنگاه‌ها به منظور مقابله با تکانه‌ها می‌کاهد و در نتیجه به تشدید رکود اقتصادی دامن می‌زند.

---

1. Financial Friction
2. Christiano, L., et al.
3. Gilchrist, S. G., et al.
4. Pirozhkova, E.
5. Arellano, C., et al.

آنگویو و همکاران[1] (۲۰۱۹) نیز در مطالعه خود به بررسی نقش اصطکاک‌های مالی و سازوکار سیاست پولی در کشور اوگاندا با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)[2] پرداخته‌اند و به این نتیجه دست یافتند که بانک مرکزی این کشور لازم است در راستای دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی به کاهش اصطکاک‌های مالی که منجر به افزایش نوسانات اقتصادی می‌شود، اقدام کند.

ابیلوو[3] (۲۰۲۱) در مقاله‌ای به بررسی اثر شوک‌های مالی بر چرخه‌های تجاری قزاقستان و نقش اصطکاک‌های مالی نظیر چسبندگی نرخ بهره و هزینه‌های تعدیل سرمایه بانکی در انتشار شوک‌های مالی با بهره‌گیری از رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخت. وی به این نتیجه دست یافت که شوک‌های مالی در وقوع چرخه‌های تجاری قزاقستان از سال ۲۰۱۵ میلادی نقش مهمی را ایفا کرده‌است.

فرزین‌وش و همکاران (۱۳۹۳) اثر تکانه مالی بر بیکاری را با وجود اصطکاک‌های مالی مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آن‌ها گویای آن است که اصطکاک مالی در اثرگذاری تکانه دارایی کارآفرینان، نرخ بهره و سرمایه‌گذاری بر نوسانات بازار کار تاثیر مهمی دارد.

اسکندری و همکاران (۱۳۹۷) نیز اثرگذاری تکانه‌های پولی، تکنولوژی، کارایی سرمایه‌گذاری و ترجیحات خانوارها را بر متغیرهای اقتصاد کلان با وجود اصطکاک‌های مالی با استفاده از روش DSGE مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج شبیه‌سازی مدل آن‌ها حاکی از آن است که وجود اصطکاک‌های مالی موجب می‌شود تا تکانه‌های سمت تقاضا از تاثیر قابل توجهی بر متغیرهای کلان به خصوص سرمایه‌گذاری و قیمت کالاهای سرمایه‌ای برخوردار باشد. علاوه بر این، وجود اصطکاک مالی در مدل موجب می‌شود تا تاثیر تکانه مثبت تکنولوژی بر سرمایه‌گذاری کاهش یافته و مانع از افزایش آن در مقایسه با مدل بدون اصطکاک مالی می‌شود.

رضازاده و همکاران (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای به بررسی پویایی‌های چرخه‌های تجاری در شرایط وجود اصطکاک مالی در اقتصاد ایران با استفاده از روش الگوی غیرخطی

---

1. Anguyo, F. L., et al.
2. Dynamic Stochastic General Equilibrium
3. Abilov, N.

خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (NARDL)[1] پرداختند. آن‌ها از نسبت مطالبات غیرجاری به‌عنوان معیاری از اصطکاک مالی استفاده کردند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت یک ارتباط مثبت و منفی معناداری میان تولید ناخالص داخلی و نسبت مطالبات غیرجاری وجود دارد و شوک اصطکاک مالی از تاثیر غیرخطی قابل توجهی بر پویایی چرخه‌های تجاری برخوردار است.

با مرور مطالعات تجربی این نتیجه به دست می‌آید که وجه تمایز و نوآوری مطالعه حاضر، ارزیابی مقایسه‌ای میزان تاثیر اصطکاک‌های مالی بر سازوکار اثرگذاری سیاست پولی بر بخش حقیقی و اسمی اقتصاد ایران با تاکید بر درون‌زایی پول به کمک تدوین و شبیه‌سازی پویای الگوی اقتصادسنجی کلان ساختاری است.

۳. اصطکاک‌های مالی و شواهد تجربی اقتصاد ایران

شواهد تجربی اقتصاد ایران نشان می‌دهد که وجود اصطکاک‌های مالی به خصوص در دهه‌های ۱۳۸۰و ۱۳۹۰ منجر به وقوع پدیده‌ای به نام معمای نقدینگی شده است. پدیده معمای نقدینگی در اقتصاد ایران به عنوان مسئله‌ای مشکل‌زا هم برای بنگاه‌ها و هم برای بانک‌ها شناخته می‌شود. به منظور توضیح علت وجود معمای نقدینگی می‌توان بیان کرد که اقتصاد دارای دو بخش مهم حقیقی و اسمی است که پیوند بهینه بین این دو بخش از پیش‌نیازهای اساسی رشد پایدار اقتصادی به شمار می‌آید. وجود معمای نقدینگی به معنای مازاد نقدینگی در سطح کلان و کمبود آن در سطح خرد، گویای آن است که پیوند بین این دو بخش مهم تضعیف شده و در نتیجه یکی از پیش‌نیازهای اساسی رشد پایدار اقتصادی دچار اختلال شده است.

پول در اقتصاد ایران درون‌زا است و بانک مرکزی فاقد ابزارهای کنترل سیاست پولی در تجهیز بخش حقیقی اقتصاد و کاهش نرخ تورم است؛ زیرا در این شرایط اثر نقدینگی بر بخش حقیقی اقتصاد محدود است و بیشتر اثر آن بر متغیرهای اسمی و به شکل افزایش قیمت‌ها مشاهده می‌شود. در این حالت منابع مالی از سوی سیستم بانکی عرضه شده، اما از مسیر هدایت به سوی بخش حقیقی اقتصاد از طریق کانال اعتباری خارج شده است.

---

1. Nonlinear Auto-Regressive Distributed Lag

یکی از دلایل مسیرهای خروجی این منابع، اصطکاک‌های مالی و اعتباردهی نادرست و عدم توجه به استانداردهای بیان شده مانند اعتبارسنجی مشتریان و نقض نسبت‌های احتیاطی مانند کفایت سرمایه از سوی بانک مرکزی است. تحت تاثیر وجود اصطکاک‌های مالی، سیستم بانکی و به طور کلی اقتصاد کشور مبتلا به بیماری تنگنای اعتباری می‌شود و اثرگذاری سیاست پولی اعمال شده توسط بانک مرکزی بر بخش حقیقی اقتصاد تضعیف می‌شود. از جمله اصطکاک‌هایی که در سال‌های اخیر سبب وجود اصطکاک در مسیر انتقال منابع مالی به بخش حقیقی اقتصاد شده، کاهش شدید نسبت کفایت سرمایه است که سیستم بانکی ایران را با کمبود منابع مالی مواجه ساخته است.

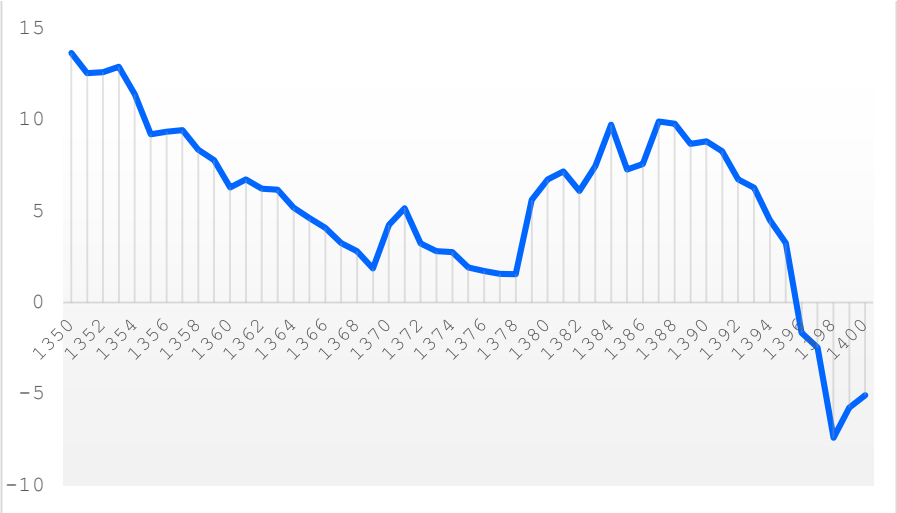
براساس مقررات کمیته نظارت بانکی بال (BCBS)[1] در بیانیه شماره۲ موسوم به بازل۲ در سال ۱۹۹۹ میلادی، شاخص کفایت سرمایه برحسب نسبت سرمایه به دارایی‌های موزون به ریسک تعریف می‌شود و بر پایه مطالعه پهلوان‌زاده (۱۳۸۶) شاخصی از توانایی بانک در جذب آثار منفی ناشی از زیان‌های احتمالی و اعاده موقعیت مناسب خود به شمار می‌رود. به این ترتیب نسبت بزرگ‌تر سرمایه به دارایی‌های موزون به ریسک به معنای پوشش بالاتر دارایی‌ها توسط سرمایه یا به عبارت دیگر کفایت بالاتر سرمایه در مقابل زیان های احتمالی است. به موجب این مقررات، نسبت استاندارد سرمایه به دارایی‌های موزون شده بر حسب ریسک در سطح ۸ درصد تعیین شده است. با وجود مقبولیت مقررات معطوف به کفایت سرمایه به دلیل ضرورت آن در سلامت مالی بانک‌ها در مقررات کمیته بازل، در ایران گام‌های موفقیت‌آمیزی در زمینه ضرورت سلامت بانکی برداشته نشده است. اولین بار در سال ۱۳۸۲ در حالی‌که دیگر کشورها در حال پیاده‌سازی الزامات کلیدی برای به‌کارگیری توافق‌نامه سرمایه بازل۲ (پس از اجرای توافق‌نامه بازل۱ در سال ۱۹۸۸ میلادی) بودند و با وقفه زمانی زیاد نسبت به آن‌ها، آیین‌نامه سرمایه پایه بانک‌ها و کفایت سرمایه توسط بانک مرکزی بر پایه الگوی بازل۱ تنظیم و به بانک‌ها ابلاغ شد «دستورالعمل محاسبه سرمایه نظارتی و کفایت سرمایه وموسسات اعتباری» از سوی بانک مرکزی در سال ۱۳۹۶ تصویب و به بانک‌ها ابلاغ شد.

---

1. Basel Committee on Banking on Committee Supervision

نمودار (۱)، میانگین نسبت کفایت سرمایه شبکه بانکی(بانک‌ها و وموسسات اعتباری غیربانکی) ایران[1] در بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۵۰ را نشان می‌دهد و گویای آن است که در بیشتر سال‌ها این نسبت پایین‌تر از ۸ درصد بوده است. در سال‌های ۱۳۸۴، ۱۳۸۷، ۱۳۸۸، ۱۳۸۹، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ بهترین عملکرد این متغیر به دلیل داشتن کفایت سرمایه بالاتر از ۸ درصد ثبت شده است، اما از سال ۱۳۹۱ تا سال ۱۴۰۰، عملکرد شبکه بانکی کشور در زمینه کفایت سرمایه، نزولی و به شدت نامطلوب بوده است؛ به طوری که این نسبت از سال ۱۳۹۶ تا سال ۱۴۰۰ منفی شده است.

نمودار ۱. نسبت کفایت سرمایه شبکه بانکی ایران (درصد)



ماخذ: گزارش تفصیلی صورت‌های مالی حسابرسی‌شده بانک‌ها و موسسات اعتباری و یافته‌های پژوهش

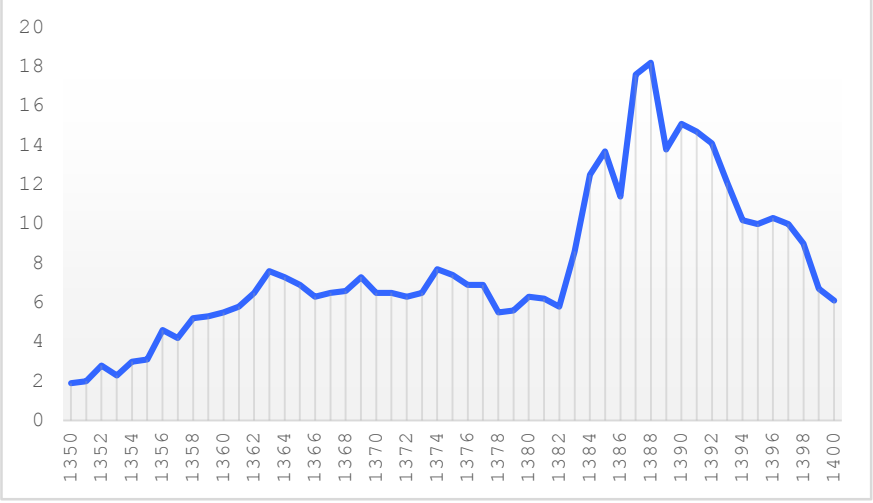
---

۱. به علت عدم شفافیت اطلاعاتی بعضی از بانک‌های کشور به خصوص بانک‌های دولتی، نسبت کفایت سرمایه برای این بانک‌ها در دوره زمانی مورد بررسی وجود نداشت؛ از این رو، در مقاله حاضر براساس دستورالعمل‌های منتشر شده بانک مرکزی در سال ۱۳۹۶ و ۱۳۸۲ درخصوص محاسبه نسبت کفایت سرمایه، اقدام به محاسبه این نسبت برای بعضی از بانک‌های کشور شد و سپس با لحاظ اندازه هر بانک به عنوان وزن هر بانک، میانگین وزنی نسبت کفایت سرمایه شبکه بانکی ایران به دست آمده است.

در واقع تاخیر در مقررات‌گذاری در زمینه کفایت سرمایه، عدم تمکین بعضی از بانک‌های کشور از آیین‌نامه‌های کفایت سرمایه و عدم توجه بانک مرکزی به الزام در نظارت موثر بر کفایت سرمایه، در مجموع زمینه لازم برای سوق دادن شبکه بانکی به سلامت مالی از حیث کفایت سرمایه را فراهم نیاورده است.

مطالبات غیرجاری مثال بارز ریسک اعتباری بانک‌ها و جز دارایی‌های با کیفیت بد بانک‌ها به شمار می‌آید. ریسک اعتباری بانک‌ها به وام‌هایی که در سررسید تسویه نمی‌شوند، اطلاق می‌شود. این نوع ریسک مهم‌ترین دلیل بروز بحران و ورشکستگی بانک‌ها محسوب می‌شود (اختیاری، ۱۳۹۱). بانک‌ها به عنوان واسطه‌گر مالی در صورتی قادر به چرخاندن مداوم جریان اعتبار – سپرده – اعتبار هستند که منابع کافی در اختیار داشته باشند. این منابع از طریق جذب سپرده‌ها، سرمایه آورده سهامداران و وصول اعتباراتی که پیشتر پرداخت شده، تامین می‌شود. مطالبات غیرجاری به دلیل عدم بازگشت وام‌های اعطایی به بانک‌ها و انجماد بخشی از منابع مالی بانک‌ها، ریسک اعتباری آن‌ها را افزایش و از عمق اعتبارات بانکی می‌کاهد. روند تاریخی نسبت مطالبات غیرجاری شبکه بانکی ایران در سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۵۰ در نمودار (۲) به تصویر کشیده شده است.

نمودار ۲. نسبت مطالبات غیرجاری شبکه بانکی ایران (درصد)

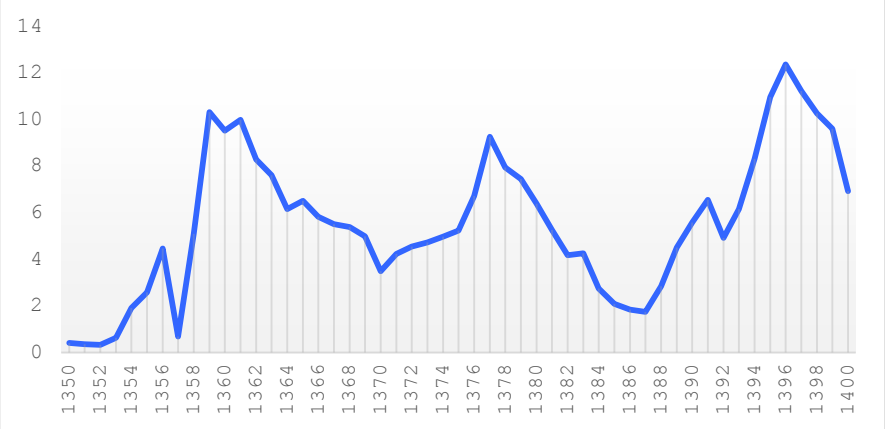


ماخذ: بانک مرکزی ایران

این شکل گویای آن است که نسبت مطالبات غیرجاری از سال ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۲ تقریبا یک روند ثابت داشته است، اما در سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۸۲ روند صعودی داشته و به ویژه در سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۸۵ به شدت افزایش یافته است. این نسبت در فاصله سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۹۶ به علت اقدامات نظارتی بانک مرکزی (در حوزه اعتبارسنجی مشتریان) و اجرای بخشنامه بانک مرکزی درخصوص امهال و استمهال مطالبات غیرجاری و تبدیل آن‌ها به مطالبات جاری توسط بانک‌ها مبنی بر اعطای وام مجدد برای تسویه وام قبلی کاهش یافته است.

از جمله عوامل دیگری که سبب افزایش اصطکاک‌های مالی و بروز تنگناهای اعتباری در اقتصاد ایران شده است، انباشت خالص بدهی دولت به بانک‌ها و موسسات اعتباری غیربانکی است. در این دوران افزایش مطالبات بانک‌ها از دولت با انجماد بخشی از منابع مالی بانک‌ها و افزایش ریسک اعتباری از عمق اعتباردهی آن‌ها کاسته و از این رو، منجر به افزایش تنگناهای اعتباری شده است. نمودار (۳) روند تاریخی خالص بدهی دولت به شبکه بانکی (بانک‌ها و موسسات اعتباری غیربانکی) را نسبت به تولید ناخالص داخلی بدون نفت در سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۵۰ به تصویر کشیده است.

نمودار ۳. نسبت خالص بدهی دولت به شبکه بانکی به تولید ناخالص‌داخلی بدون نفت (درصد)

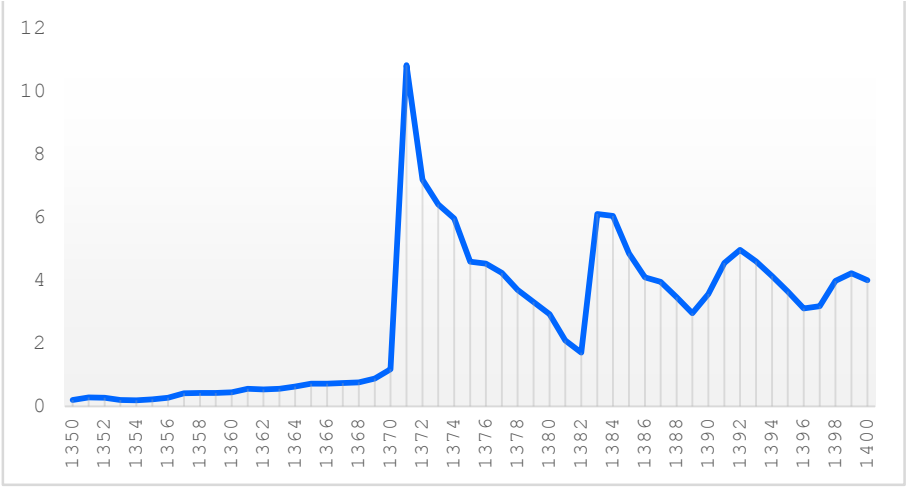


ماخذ: یافته‌های پژوهش براساس اطلاعات بانک مرکزی ایران

همان طور که ملاحظه می‌شود، نسبت بیان شده در دهه‌های اخیر افت و خیز بسیاری داشته است. از جمله عوامل عمده‌ای که موجب افزایش کسری بودجه دولت و در نتیجه افزایش بدهی آن به بانک‌ها شده است، می‌توان به دوران جنگ تحمیلی، دوران سازندگی، اجرای طرح مسکن مهر، طرح هدفمندسازی یارانه‌ها، کاهش درآمدهای نفتی و بیماری همه‌گیری کرونا اشاره کرد.

یکی دیگر از اصطکاک‌های مالی را نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌های بانک‌ها تشکیل می‌دهد. افزایش مطالبات غیرجاری در سال‌های اخیر موجب شده است تا بانک‌ها به دلیل عملیات واسطه‌گری مالی و وصول مطالبات خود از مشتریانی که از پرداخت دیون خود به دلایلی همچون رکود اقتصادی و رکود بخش مسکن سرباز زده‌اند به سمت افزایش وزن دارایی‌های ثابت مانند املاک و مستغلات مازاد بر نیاز خود حرکت کنند. با افزایش وزن دارایی‌های ثابت در ترازنامه بانک‌ها به علت کاهش قیمت دارایی‌های ثابت در شرایط رکود اقتصادی و نیز قدرت نقدشوندگی آن‌ها، عمق اعتبارات بانکی کاهش می‌یابد. نمودار (۴) روند تاریخی نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌های شبکه بانکی ایران را در سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۵۰ به تصویر می‌کشد.

نمودار ٤. نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌های شبکه بانکی (درصد)



ماخذ: ترازنامه بانک‌ها و موسسات اعتباری غیربانکی کشور

براساس نمودار (۴)، در سال ۱۳۷۱ به علت تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت از سوی بانک‌ها به شدت افزایش یافته است. این نسبت از سال ۱۳۸۲ تا سال ۱۴۰۰ از روند صعودی برخوردار بوده است.

٤. روش پژوهش

به منظور دستیابی به هدف مطالعه حاضر که بررسی نقش اصطکاک‌های مالی بر میزان تاثیرگذاری سیاست پولی انبساطی با تاکید بر درون‌زایی پول در اقتصاد ایران است، این پژوهش تلاش کرده است تا در قالب مدل‌های عرضه کل- تقاضای کل و مبتنی بر حسابداری درآمد ملی، یک الگوی اقتصادسنجی کلان پویا را تنظیم و تدوین کند. یک الگوی اقتصادسنجی کلان ساختاری پویا بر حسب تعریف مجموعه‌ای از معادلات رفتاری، معادلات ارتباطی و معادلات اتحادی (تعریفی) است که رفتار عوامل اقتصادی و در نتیجه کل اقتصاد را یکجا به نمایش می‌گذارد. در چنین ساختاری، مجموعه‌ای از متغیرهای درون‌زا توسط جمعی از متغیرهای برون‌زا و از پیش تعیین‌شده، توضیح داده و پیش‌بینی می‌شوند.

ساختار الگوی پژوهش حاضر را بخش‌های مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری، دولت، تجارت خارجی، تولید، پول و اعتبارات، سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ ارز و ترازپرداخت‌ها تشکیل می‌دهد. بدین منظور، الگو متشکل از ۲۸ معادله رفتاری، ۹ معادله ارتباطی و ۹۱ معادله اتحادی است. تعداد متغیرهای درون‌زا و برون‌زا به ترتیب ۱۳۷ و ۱۳۷ متغیر است.

در این مطالعه روابط ساختاری الگو بر پایه مبانی نظری از یک طرف و چالش‌ها و ویژگی‌های اقتصاد ایران از طرف دیگر، تصریح و با استفاده از اطلاعات سری زمانی متغیرهای اقتصادی در محدوده زمانی ۱۴۰۰- ۱۳۴۶ برآورد شده است. این اطلاعات از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی ایران، ترازنامه بانک مرکزی ایران، ترازنامه بانک‌های دولتی و غیردولتی ایران، مرکز آمار ایران و بانک جهانی گردآوری شده‌اند. روش برآورد معادلات الگو، روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی[1] است.

پیش از برآورد معادلات، آزمون پایایی متغیرهای الگو و پس از تخمین معادلات آزمون‌های تشخیص تصریح الگو، ثبات ساختاری و آزمون وجود رابطه بلندمدت با ثبات صورت گرفته است. سپس تمام معادلات الگو در چارچوب شبیه‌سازی پویا به طور همزمان

1. Autoregression with distribution lags (ARDL)

حل شده‌اند[۱]. درنهایت الگو براساس معیارهای اعتبارسنجی نظیر شاخص جذر میانگین مجذور خطای نسبی (RMSPE)[۲] و شاخص ضریب نابرابری تایل[۳] (U) مورد آزمون قرار گرفته و برای تحلیل روابط ساختاری در راستای دستیابی به اهداف پژوهش حاضر مورد استفاده قرار گرفته است.

با توجه به محدودیت حجم مقاله حاضر، ارائه کل معادلات الگو در این قسمت امکان‌پذیر نبود. از این رو، در شکل (۱) تصویری کلی از هسته الگوی مورد بحث در این مقاله به تصویر کشیده شده است. این هسته مکانیسم نقش اصطکاک‌های مالی بر میزان تاثیرگذاری سیاست پولی را با تاکید بر درون‌زایی پول بر بخش حقیقی و اسمی اقتصاد ایران از طریق کانال اعتباری نشـان می‌دهد. از میان متغیـرهای مبیـن اصطکاک مالی در این مطالعه، کفایت سرمایه برون‌زا است، اما سایر متغیرها نظیر نسبت مطالبات غیرجاری، نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌های بانک‌ها و خالص بدهی دولت به بانک‌ها درون‌زا است. نسبت مطالبات غیرجاری تابعی از چرخه‌های تجاری، چرخه‌های سرمایه‌گذاری در بخش مستغلات، نسبت تسهیلات به سپرده‌های بانکی پس از کسر ذخایر قانونی، نرخ تورم و نرخ ارز است. نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها تابعی از نسبت مطالبات غیرجاری، درجه آزادی تجاری، حاشیه نرخ ارز و نرخ رشد قیمت مسکن است و در نهایت خالص بدهی دولت به بانک‌ها تابعی از کسری بودجه دولت است.

طبق شکل (۱) در یک تقسیم‌بندی کلی، مهم‌ترین متغیرهای بخش حقیقی الگوی حاضر شامل سرمایه‌گذاری، نرخ استفاده از ظرفیت‌های تولیدی، اشتغال، بهره‌وری کل عوامل تولید و تولید ناخالص داخلی است. سرمایه‌گذاری تابعی از تولید ناخالص داخلی بدون

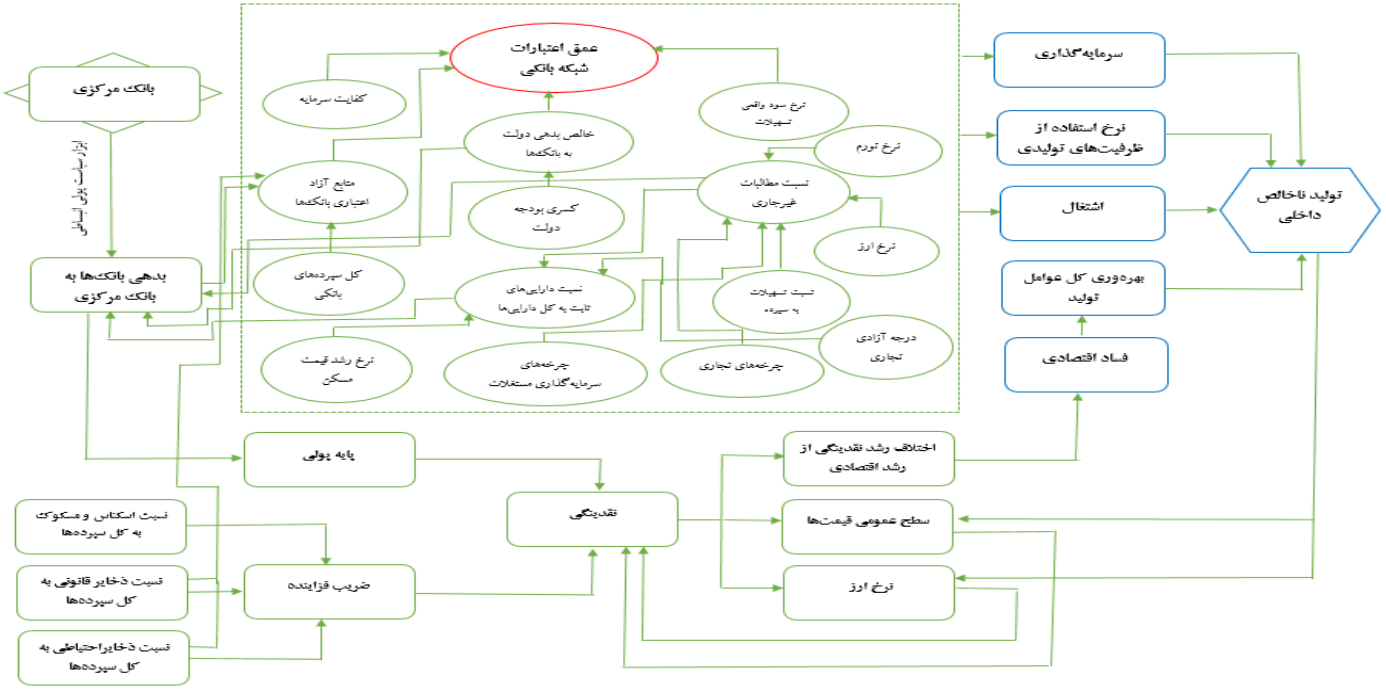
---

۱. در ارتباط با روش برآورد معادلات رفتاری الگو لازم به ذکر است که هنگامی که تعداد معادلات یک الگو زیاد است، روش‌های برآورد معادلات همزمان توصیه نمی‌شود. زیرا ممکن است خطای عدم تصریح یک معادله رفتاری، تمامی ضرایب برآورد شده الگو را متأثر سازد. از اینرو روش برآورد معادلات الگو در مطالعه حاضر، روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی است. این روش کمک می‌کند تا ابتدا یک معادله رفتاری بر اساس پویایی‌های کوتاه‌مدت مورد برآورد قرار گیرد و سپس از آن با توجه به آزمون‌های همجمعی به روابط تعادلی بلندمدت دست یافت. این روشی است که در تصریح و برآورد معادلات الگوی اقتصادسنجی کلان ساختاری در بسیاری از مطالعات تجربی متداول است که از این میان می‌توان به مطالعه کاسبرت و کندال (Cusbert, T. & Kendal, E.) در سال ۲۰۱۸ اشاره کرد.

2. Root Mean Square Percentage Error
3. Theil

نفت، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، هزینه استفاده از سرمایه، رشد واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای، نرخ استفاده از ظرفیت‌های تولیدی، نرخ ارز و مجموع عمق اعتبارات بانکی و بازار سرمایه است. نرخ استفاده از ظرفیت‌های تولیدی تابعی از نسبت تغییر در موجودی انبار به تولید ناخالص داخلی بدون نفت، نسبت واردات کل کالاهای مصرفی و خدمات به واردات کل کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای، بهره‌وری کل عوامل تولید، نسبت مخارج جاری و عمرانی دولت به تولید ناخالص داخلی بدون نفت و مجموع عمق اعتبارات بانکی و بازار سرمایه است. اشتغال تابعی از تولید ناخالص داخلی به قیمت عوامل، دستمزد واقعی، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، هزینه استفاده از سرمایه و مجموع عمق اعتبارات بانکی و بازار سرمایه است. بهره‌وری کل عوامل تولید تابعی از سرمایه انسانی، درجه آزادی تجاری، فساد اقتصادی و رشد اقتصادی است. در نهایت تولید ناخالص داخلی تابعی از خدمات استفاده از سرمایه، نیروی کار، مصرف انرژی و بهره‌وری کل عوامل تولید است. در مقابل از متغیرهای مهم بخش اسمی اقتصاد می‌توان به نقدینگی، نرخ ارز و سطح عمومی قیمت‌ها اشاره کرد. نقدینگی برحسب رابطه اتحادی ضریب فزاینده پولی در پایه پولی به دست می‌آید که هر دو جز پایه پولی و ضریب فزاینده در الگو به صورت درون‌زا به دست آمده‌اند. نرخ ارز تابعی از نرخ رشد ناخالص نقدینگی، شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی، نرخ رشد ناخالص اقتصادی و نرخ رشد ناخالص نرخ ارز رسمی است و سطح عمومی قیمت‌ها تابعی از نسبت تغییر در موجودی انبار به تولید ناخالص داخلی، نقدینگی، صادرات دلاری نفتی و نرخ ارز است.

شکل ۱. تصویر کلی از الگوی اقتصادسنجی کلان تدوین شده توسط پژوهش حاضر



ماخذ: یافته‌های پژوهش

براساس شکل (۱)، ابزار سیاست پولی انبساطی بانک مرکزی در این مطالعه بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی است که خود تابعی از کفایت سرمایه، نسبت مطالبات غیرجاری، نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌های بانک‌ها، خالص بدهی دولت به بانک‌ها و نسبت تسهیلات به سپرده پس از کسر ذخایر قانونی است. بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی از طریق منابع آزاد اعتباری بر عمق اعتبارات شبکه بانکی(بانک‌ها و موسسات اعتباری غیربانکی) تاثیر می‌گذارد. عمق اعتبارات شبکه بانکی خود تابعی از نسبت منابع آزاد اعتباری بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی بدون نفت، کفایت سرمایه شبکه بانکی، نسبت مطالبات غیرجاری، نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌های شبکه بانکی، نسبت خالص بدهی دولت به شبکه بانکی به تولید ناخالص داخلی بدون نفت و نرخ سود موزون واقعی تسهیلات بانکی است. عمق اعتبارات شبکه بانکی با افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی متاثر شده و با تاثیرگذاری بر متغیرهای نرخ استفاده از ظرفیت‌های تولیدی، سرمایه‌گذاری، اشتغال، بهره‌وری کل عوامل تولید و در نهایت تولید ناخالص داخلی بر بخش حقیقی اقتصاد تاثیر می‌گذارد. علاوه بر این، با افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، پایه پولی افزایش یافته و منجر به افزایش نقدینگی و سپس نرخ ارز و نرخ تورم می‌شود. حال چنانچه اصطکاک‌های مالی با افزایش مواجه شوند، از سویی با اثرگذاری منفی بر عمق اعتبارات شبکه بانکی از میزان اثر این متغیر بر بخش حقیقی اقتصاد می‌کاهند و از سوی دیگر از آنجا که بانک‌ها با کسری منابع مالی مواجه می‌شوند با استقراض از بانک مرکزی منجر به افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی شده و با افزایش نقدینگی، نرخ ارز و نرخ تورم، تاثیرگذاری سیاست پولی انبساطی بانک مرکزی را بر بخش حقیقی اقتصاد دستخوش تغییر می‌کنند.

۵. یافته‌های پژوهش

۵-۱. سنجش اعتبار الگو از طریق رویکرد شبیه سازی پویا

با توجه به اینکه پس از برآورد هر معادله رفتاری الگو، آزمون‌های مورد نیاز نظیر آزمون همجمعی و فروض کلاسیک برای سنجش درستی برآورد یک از روابط صورت می‌گیرد، لازم است که به جهت اطمینان از اعتبار الگو و بررسی صحت کارکرد تمامی معادلات

با یکدیگر، کل معادلات الگو به صورت همزمان شبیه‌سازی شده و مقادیر برآوردی حاصل از شبیه‌سازی الگو برای متغیرهای درون‌زا با مقادیر واقعی آن‌ها مورد مقایسه و بررسی قرار گیرد.

ساختار پویای یک الگوی اقتصادسنجی کلان به طور معمول بسیار پیچیده‌تر از هر یک از معادلات رفتاری الگو است. بنابراین، حتی اگر هر کدام از معادلات الگو به تنهایی دارای برازش بسیار مطلوب و ضرایب تعیین بسیار بالایی باشند، ضمانتی وجود ندارد که در مرحله شبیه‌سازی، داده‌های تولید شده به خوبی روند مقادیر واقعی خود را دنبال کرده و از نظر مقداری نزدیک به مقادیر واقعی خود به دست آیند.بنابراین، در دوره زمانی مورد بررسی مطالعه، دقت الگو در دنبال کردن مسیر حرکت واقعی متغیرهای درون‌زای الگو، نشان از میزان اعتبار یک الگو است که ضروری است مورد آزمون قرار گیرد. در این راستا لازم است تا مفهوم شبیه‌سازی و روش‌های آن به خوبی روشن شود.

شبیه‌سازی، حالت معکوسی از برآورد معادلات و به معنای تولید مجدد داده‌های سری زمانی متغیرهای درون‌زا الگو است؛ به عبارت دیگر، نتایج حاصل از حل همزمان معادلات الگو برای تمامی متغیرهای درون‌زا که در بر دارنده مسیر حرکت هر متغیر در طول زمان است، مقادیر شبیه‌سازی شده متغیرهای درون‌زا الگو را تشکیل می‌دهد. شبیه‌سازی به دو روش پویا و ایستا صورت می‌گیرد. شبیه‌سازی پویای الگو به این مفهوم است که چنانچه با در اختیار داشتن آمار سری زمانی مربوط به متغیرهای برون‌زا در طول محدوده مورد بررسی هنگام حل همزمان معادلات الگو، اگر به متغیرهای درون‌زای الگو تنها مقادیر واقعی آن‌ها در ابتدای دوره نسبت داده شود و از آن پس برای حل الگو در هر مقطع زمانی به متغیرهای با وقفه درون‌زا کمیت‌های حاصل از حل الگو در دوره‌های قبل تخصیص داده شود، شبیه‌سازی به دست آمده از نوع شبیه‌سازی پویا است در حالی‌که اگر متغیرهای با وقفه درون‌زا کمیت‌های واقعی خود را در هر مقطع زمانی اختیار کنند در این صورت شبیه‌سازی انجام شده به صورت یک شبیه‌سازی ایستا است. با توجه به اینکه در شبیه‌سازی پویا هنگام حل همزمان معادلات الگو، متغیرهای درون‌زا و همچنین وقفه‌های آن‌ها در درون سیستم تولید می‌شود، این نوع از شبیه‌سازی به عنوان آزمونی قوی برای خوبی برازش یک الگوی اقتصاد سنجی کلان مطرح می‌شود (Dhrymes & Erlat, 1974).

در رویکرد شبیه‌سازی پویا، خطای موجود بین مقدار واقعی و مقدار شبیه‌سازی شده متغیر درون‌زا در یک دوره زمانی خاص، مقدار خطا در دوره بعد را نیز متاثر می‌کند. به این ترتیب خطاها طی زمان بر هم انباشته شده و مقادیر شبیه‌سازی شده متغیرها از مقادیر واقعی آن‌ها بیشتر و بیشتر فاصله می‌گیرد. بنابراین، تجمع خطاها در طول بازه زمانی علتی بالقوه و اساسی برای واگرا شدن الگو می‌تواند تلقی شود. این در حالی است که در رویکرد شبیه‌سازی ایستا، استفاده از مقادیر واقعی مربوط به متغیرهای درون‌زای با وقفه مانعی برای انباشت خطاها بر یکدیگر محسوب می‌شود. به منظور اجتناب از واگرایی مدل در شبیه‌سازی پویا باید تک‌تک معادلات الگو از تصریح مناسبی برخوردار باشند تا کنش و واکنش تمام متغیرهای الگو در شبیه‌سازی پویا یک مدل همگرا را بسازد. بنابراین، شبیه سازی پویا که در واقع آزمونی قوی برای ثبات ساختاری الگو است در صورتی که همگرا باشد، ملاک خوبی برای قابل اعتماد بودن الگو تلقی می‌شود.

سنجش اعتبار یک الگوی اقتصادسنجی کلان به این معناست که الگوی ساخته شده تا چه اندازه قادر است داده‌های سری زمانی متغیرهای درون‌زای الگو را در مقایسه با مقادیر واقعی آن‌ها در محدوده مورد بررسی مجدد تولید کند. ساده‌ترین راه برای سنجش اعتبار الگو، رسم نمودار داده‌های شبیه‌سازی‌شده و داده‌های واقعی برای هر یک از متغیرهای درون‌زای الگو است. هر چه این دو نمودار در محدوده مورد بررسی به یکدیگر نزدیک‌تر باشند و در عین حال مقادیر شبیه‌سازی‌شده بتوانند نقاط عطف مسیر حرکت متغیرهای واقعی را دنبال کنند، عملکرد الگو برای تبین رفتارهای اقتصادی مناسب‌تر است. هرچندکه مقایسه نمودار مربوط به مقادیر شبیه‌سازی شده و مقادیر واقعی متغیرهای عمده یک الگوی اقتصاد سنجی کلان می‌تواند، معیاری از خوبی برازش الگو باشد (Evans, et al., 1972). لازم است که این نمودارها با شاخص‌های کمی دقیق مورد بررسی قرار گیرند. بدین منظور یکی از شاخص‌هایی که در مطالعات استفاده می‌شود، تحت عنوان شاخص جذر میانگین مجذور خطا[1] مطرح است (Fair, 1984). این شاخص را می‌توان به صورت رابطه (۱) تعریف کرد.

1. Root Mean Square Error

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum(A_t - P_t)^2}{T}} \quad (۱)$$

در رابطه (۱)، A_t مقادیر واقعی متغیر درون‌زا در زمان t، P_t مقادیر شبیه‌سازی شده متغیر درون‌زا در زمان t و T تعداد مشاهدات است. هرچقدر شاخص جذر میانگین مجذور خطا کوچک‌تر و به صفر نزدیک‌تر باشد، الگو در شبیه‌سازی روند حرکت متغیر مورد نظر در زمان از عملکرد خوبی برخوردار است. شاخص دیگری تحت عنوان شاخص جذر میانگین مجذور خطای نسبی[1] مطرح است. این شاخص به جای انحراف مطلق بر اساس انحرافات نسبی مقادیر واقعی از مقادیر شبیه‌سازی‌شده آن به صورت درصدی محاسبه می‌شود (Pindyck & Rubinfeld, 1991) که به صورت رابطه (۲) قابل تعریف است.

$$RMSPE = \sqrt{\frac{1}{T}\sum\left(\frac{A_t - P_t}{A_t} * 100\right)^2} \quad (۲)$$

در رابطه (۲)، A_t مقادیر واقعی متغیر درون‌زا در زمان t و P_t مقادیر شبیه‌سازی‌شده متغیر درون‌زا در زمان t است.

شاخص جذر میانگین مجذور خطای نسبی نشان‌دهنده متوسط درصد خطای پیش‌بینی در طول بازه مورد بررسی است. یک شاخص دیگری که برای این منظور می‌توان از آن استفاده کرد، شاخص ضریب نابرابری یا آماره U[2] است (Theil, 1966).

$$U = \frac{\sqrt{\sum(A_t - P_t)^2}}{\sqrt{\sum {A^2}_t}} \quad (۳)$$

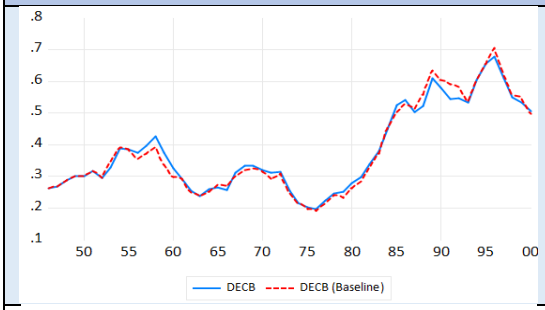
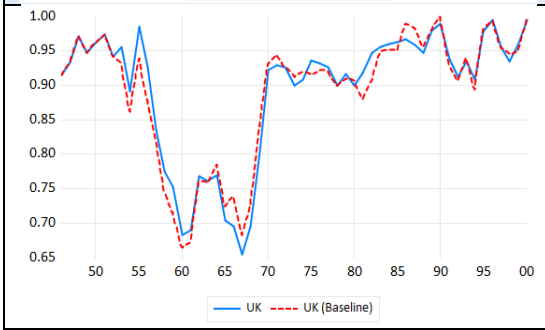
اگر کمیت آماره U برابر با صفر باشد، به این معنا است که مقادیر شبیه‌سازی شده به طور دقیق با مقادیر واقعی برابر است و اگر کمیت آماره U مساوی با یک باشد؛ یعنی

1. Root Mean Square Percentage Error
2. Inequality Coefficient or U-Statistic

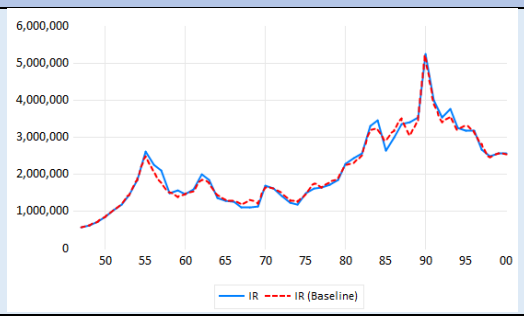
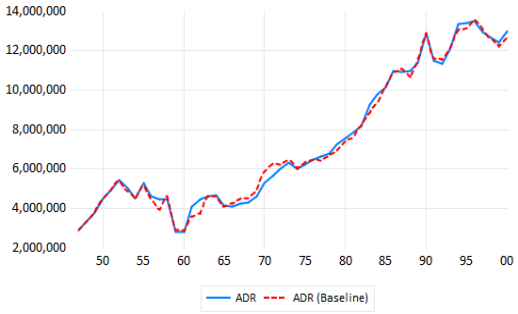
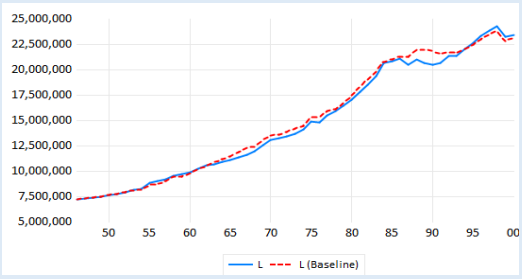
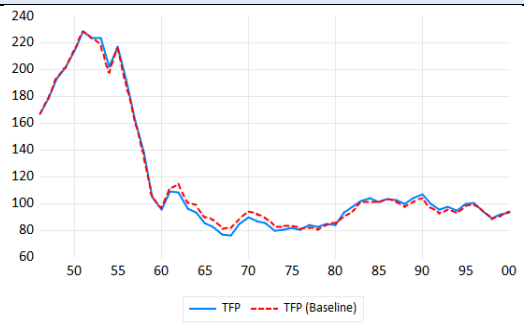
تمام مقادیر شبیه‌سازی شده معادل با صفر است. بنابراین، آماره U عددی را بین صفر و یک به دست می‌دهد. هر چقدر که U کوچک‌تر و به صفر نزدیک‌تر باشد، اعتبار الگو در شبیه‌سازی روند واقعی متغیرهای درون‌زا بیشتر می‌شود.

در این مطالعه به منظور سنجش اعتبار الگو، ابتدا کمیت متغیرهای درون‌زا الگو در دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۵۳ به صورت همزمان شبیه‌سازی پویا شده‌اند. سپس علاوه بر روش ترسیمی از روش‌های کمی نظیر شاخص جذر میانگین مجذور خطای نسبی (RMSPE) و شاخص ضریب نابرابری تایل (U) استفاده شده است. در جدول (۱) نتایج اعتبارسنجی الگو به روش ترسیمی و روش‌های کمی ارائه شده است.

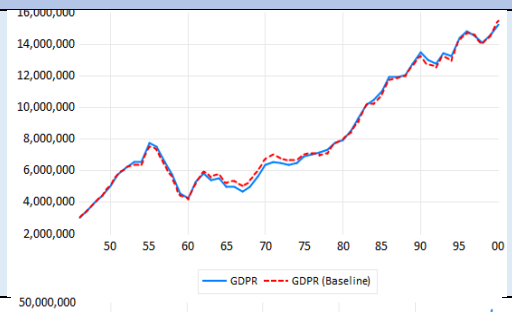
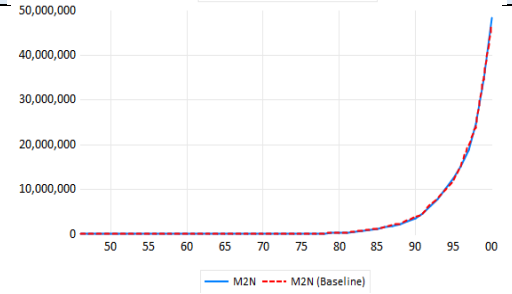
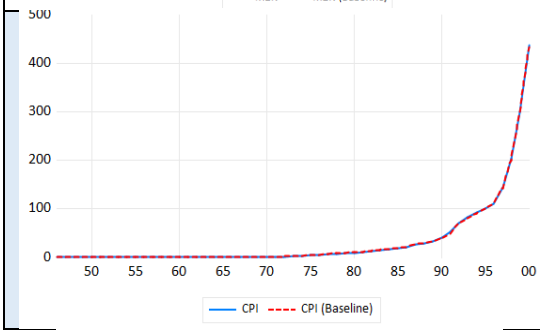
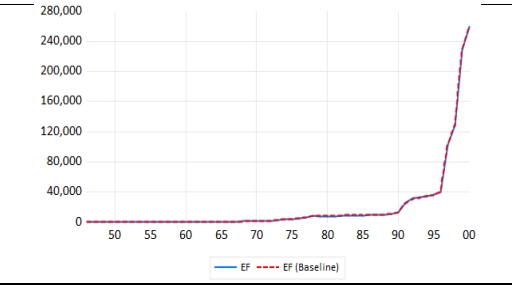
جدول ۱. نتایج حاصل از شبیه‌سازی پویا و سنجش اعتبار الگو

نام متغیر	شاخص RMSPE	شاخص Uتایل	سنجش اعتبار الگو به روش ترسیمی
عمق اعتبارات بانکی	٦/٤٧	۰/۰۷	
نرخ استفاده از ظرفیت‌های تولیدی	۲/۳٦	۰/۰۲	

ادامه جدول ۱. نتایج حاصل از شبیه‌سازی پویا و سنجش اعتبار الگو

نام متغیر	شاخص RMSPE	شاخص Uتایل	سنجش اعتبار الگو به روش ترسیمی
سرمایه‌گذاری(میلیارد ریال)	۵/۵۶	۰/۰۵	
تقاضای کل	٤/٤٤	۰/۰۳	
اشتغال(میلیون نفر)	۲/٦	۰/۰۳	
بهره‌وری کل عوامل تولید	۳	۰/۰۲	

ادامه جدول ۱. نتایج حاصل از شبیه‌سازی پویا و سنجش اعتبار الگو

نام متغیر	شاخص RMSPE	شاخص U تایل	سنجش اعتبار الگو به روش ترسیمی
تولید ناخالص داخلی (میلیارد ریال)	۲/۹۸	۰/۰۲	
نقدینگی (میلیارد ریال)	۵/۹۹	۰/۰٤	
شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی (۱۰۰=۱۳۹۵)	۵/۰۷	۰/۰۱	
نرخ ارز (ریال)	۳/۹۸	۰/۰۱	

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول (۱) ملاحظه می‌شود، مقادیر شبیه‌سازی شده متغیرها (خط نقطه چین) به مقادیر واقعی آن‌ها (خط پررنگ) بسیار نزدیک است و همچنین می‌تواند نقاط عطف روند حرکت متغیرها را نیز به خوبی دنبال کند. ارقام محاسبه شده شاخص‌های کمی که در این جدول ارائه شده، گویای آن است که الگو قادر است، روند حرکت واقعی متغیرهای درون‌زا را در طول محدوده مورد بررسی به‌خوبی شبیه‌سازی کند. از این رو، می‌توان اذعان داشت که الگوی مورد استفاده از ثبات ساختاری مناسبی برخوردار است. در نتیجه می‌توان از این الگو به منظور سناریوسازی در جهت دستیابی به اهداف پژوهش حاضر و تحلیل‌های سیاستی استفاده کرد.

۵-۲. بررسی آثار سیاست پولی انبساطی هنگام افزایش هر یک از اصطکاک‌های مالی بر اقتصاد

با توجه به اینکه نرخ ذخیره قانونی به عنوان متداول‌ترین ابزار اجرای سیاست پولی در اقتصاد ایران در سال‌های اخیر به کمترین حد خود (حدود ۱۰ درصد)رسیده است[۱]، از این رو، در این مطالعه امکان چندانی برای اجرای سیاست پولی انبساطی از طریق این ابزار وجود نداشت؛ به همین علت از بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به عنوان ابزاری جهت اجرای سیاست پولی انبساطی استفاده شده است. بنابراین، به‌منظور بررسی نقش هر یک از اصطکاک‌های مالی (شامل نقض نسبت احتیاطی کفایت سرمایه، نسبت مطالبات غیرجاری، خالص بدهی دولت به بانک‌ها و نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌های بانک‌ها) به تفکیک بر میزان تاثیرگذاری سیاست پولی انبساطی بر اقتصاد ایران، فرض بر آن است که بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در هر یک از سناریوهای مورد بررسی، سالانه به میزان یک انحراف معیار افزایش می‌یابد. با افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، منابع آزاد اعتباری آن‌ها افزایش و در نتیجه منجر به افزایش توان بانک‌ها در ارائه تسهیلات می‌شود و از این رو، عمق اعتبارات بانکی در تجهیز بخش حقیقی اقتصاد افزایش می‌یابد. افزایش عمق اعتبارات بانکی در قالب سرمایه در گردش سبب افزایش نرخ استفاده از ظرفیت‌های تولیدی، سرمایه‌گذاری، اشتغال و در نتیجه افزایش تولید ناخالص داخلی می‌شود.

---

۱. براساس ماده ۴۳ قانون پولی و بانکی کشور مصوب سال ۱۳۵۱، نرخ سپرده قانونی بانک‌ها از ۱۰ درصد کمتر و از ۳۰ درصد بیشتر نخواهد بود.

دوره زمانی ساخت سناریو در این مطالعه در دوره زمانی ۵ ساله و در فاصله سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۹۶ است و در تمامی سناریوهای مورد بررسی روند مبنا حالتی را نشان می‌دهد که فقط سیاست پولی انبساطی اجرا شده است و هر یک از انواع اصطکاک‌های مالی بیان شده در وضعیت موجود اقتصاد ایران ثابت مانده‌اند. همچنین در صورت تغییر هر یک از اصطکاک‌های مالی به میزان یک انحراف معیار هنگام اجرای سیاست پولی انبساطی می‌توان آن‌ها را به ترتیب برای کفایت سرمایه، نسبت مطالبات غیرجاری، خالص بدهی دولت به بانک‌ها و نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌های بانک‌ها در سناریوهای ۱، ۲، ۳ و ۴ طبقه‌بندی کرد.

اکنون به اجرای یک سیاست پولی انبساطی از طریق افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در حالت تغییر هر یک از اصطکاک‌های مالی به تفکیک پرداخته می‌شود. ارقام مندرج در جدول (۲) نشان می‌دهد که درصد تغییرات میزان متغیرهای درون‌زای الگو در واکنش به اجرای سیاست پولی انبساطی از طریق افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به همراه تغییر هر یک از اصطکاک‌های مالی (کاهش کفایت سرمایه بانک‌ها در سناریو اول، افزایش نسبت مطالبات غیرجاری در سناریو دوم، افزایش خالص بدهی دولت به بانک‌ها در سناریو سوم و افزایش نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌های بانک‌ها در سناریو چهارم) نسبت به روند شبیه‌سازی شده مبنا به طور متوسط در طول محدوده مورد بررسی به چه میزان خواهد بود.

همانطور که ملاحظه می‌شود، هنگام کاهش کفایت سرمایه بانک‌ها، افزایش نسبت مطالبات غیرجاری، افزایش خالص بدهی دولت به بانک‌ها و افزایش نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌های بانک‌ها در سناریوهای مورد بررسی، عمق اعتبارات بانکی به علت کاهش منابع مالی به طور متوسط در محدوده مورد بررسی به ترتیب به میزان ۲۲/۱۳، ۲۴/۹، ۲۳/۳۳ و ۱۸/۶۳ درصد کاهش می‌یابد. نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد که عمق اعتبارات بانکی هنگام اجرای سیاست پولی انبساطی به همراه افزایش نسبت مطالبات غیرجاری در سناریو دوم نسبت به روند شبیه‌سازی مبنا بیشتر کاهش یافته است. این امر به خاطر آن است که با افزایش نسبت مطالبات غیرجاری به دنبال رکود تجاری و رکود بخش مسکن، بانک‌ها به سمت دارایی‌های غیر مالی و ثابت حرکت کرده و همین امر منجر به افزایش

نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌های بانک‌ها شده است. در نتیجه عمق اعتبارات بانکی از یک سو به علت افزایش نسبت مطالبات غیرجاری و از سوی دیگر به علت افزایش نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌های بانک‌ها کاهش می‌یابد.

جدول ۲. میانگین درصد انحراف مقادیر شبیه‌سازی شده متغیرهای مهم درون‌زای الگو از مقادیر شبیه‌سازی شده مبنا در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۴۰۰ در واکنش به افزایش یک انحراف معیار بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به هنگام تغییر هر یک از اصطکاک‌های مالی به میزان یک انحراف معیار

نام متغیر	سناریو اول: کاهش کفایت سرمایه بانک‌ها	سناریو دوم: افزایش نسبت مطالبات غیرجاری	سناریو سوم: افزایش خالص بدهی دولت به بانک‌ها	سناریو چهارم: افزایش نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌های بانک‌ها
عمق اعتبارات بانکی	-۲۲/۱۳	-۲۴/۹	-۲۳/۳۳	-۱۸/۶۳
نرخ استفاده از ظرفیت‌های تولیدی	-۲/۸۶	-۳/۲۲	-۳/۲۵	-۳/۱۶
سرمایه‌گذاری به قیمت‌های ثابت	-۵/۹۶	-۶/۳۸	-۶/۱۴	-۵/۱۴
اشتغال	-۲/۲۴	-۲/۴	-۲/۳	-۱/۸۲
بهره‌وری کل عوامل تولید	-۲/۳۹	-۲/۳۶	-۲/۲۶	-۱/۹۴
تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت	-۳/۲۳	-۳/۳	-۳/۲	-۲/۸۴
تولیدناخالص داخلی بدون نفت به قیمت‌های ثابت	-۳/۵۲	-۳/۶	-۳/۴۹	-۳/۱
تغییر در موجودی انبار به قیمت‌های ثابت	۱۴/۱۹	۱۳/۸۴	۱۳/۸۴	۱۲/۸۹
نقدینگی	۳۶/۲۴	۳۵/۴۲	۳۱/۴۲	۱۹/۳۷
نرخ تورم	۵/۸۱	۵/۹۳	۵/۱۸	۳/۱
نرخ ارز	۱۴/۳۶	۱۴/۱۱	۱۲/۴۴	۷/۳۳

ماخذ: یافته‌های پژوهش

با کاهش عمق اعتبارات بانکی در سناریوهای مورد بررسی، آثار منفی در بخش حقیقی اقتصاد از طریق کانال اعتباری حادث می‌شود. در سناریوهای مورد بررسی نسبت به روند

شبیه‌سازی مبنا، نرخ استفاده از ظرفیت‌های تولیدی به علت کاهش عمق اعتبارات بانکی و تامین سرمایه در گردش به طور متوسط در محدوده مورد بررسی به ترتیب در سناریوهای اول، دوم، سوم و چهارم به میزان ۲/۸۶، ۳/۲۲، ۳/۲۵ و ۳/۱۶ درصد کاهش یافته است. همچنین سرمایه‌گذاری از یک سو به علت کاهش تامین منابع سرمایه‌ای و از سوی دیگر به علت کاهش نرخ استفاده از ظرفیت‌های تولیدی به طور متوسط به ترتیب در سناریوهای اول، دوم، سوم و چهارم به میزان ۵/۹۶، ۶/۳۸، ۶/۱۴ و ۵/۱۴ درصد کاهش یافته است. اشتغال نیز با کاهش عمق اعتبارات بانکی در تجهیز مالی بنگاه‌های تولیدی به طور متوسط به ترتیب در سناریوهای اول، دوم، سوم و چهارم به میزان ۲/۲۴، ۲/۴، ۲/۳ و ۱/۸۲ درصد کاهش یافته است. با افزایش شکاف بین رشد نقدینگی و رشد تولید ناخالص داخلی، فساد اقتصادی افزایش یافته و از این رو، بهره‌وری کل عوامل تولید به طور متوسط در محدوده مورد بررسی به ترتیب در سناریوهای اول، دوم، سوم و چهارم به میزان ۲/۳۹، ۲/۳۶، ۲/۲۶ و ۱/۹۴ درصد کاهش می‌یابد. در نهایت، تولید ناخالص داخلی در اثر کاهش متغیرهای موثر بر آن شامل بهره‌وری کل عوامل تولید، نرخ استفاده از ظرفیت‌های تولیدی، انباشت فیزیکی سرمایه و اشتغال به طور متوسط در طول دوره مورد بررسی به ترتیب در سناریوهای اول، دوم، سوم و چهارم به میزان ۳/۲۳، ۳/۳، ۳/۲ و ۲/۸۴ درصد کاهش می‌یابد. تولید ناخالص داخلی بدون نفت نیز به طور متوسط در محدوده مورد بررسی به ترتیب در سناریوهای اول، دوم، سوم و چهارم به میزان ۳/۵۲، ۳/۶، ۳/۴۹ و ۳/۱ درصد کاهش می‌یابد.

نتایج نشان می‌دهد که در اثر اجرای سیاست پولی انبساطی همزمان با تغییر هر یک از اصطکاک‌های مالی نسبت به روند شبیه‌سازی مبنا، متغیرهای بخش اسمی اقتصاد با افزایش مواجه می‌شوند. این امر به این خاطر است که با افزایش اصطکاک‌های مالی در هر یک از سناریوهای مورد بررسی، بانک‌ها با کسری منابع مالی مواجه شده و به استقراض از بانک مرکزی روی می‌آورند. استقراض از بانک مرکزی به شکل اضافه برداشت منجر به افزایش پایه پولی شده و در نتیجه نقدینگی را نسبت به روند شبیه‌سازی مبنا افزایش می‌دهد.

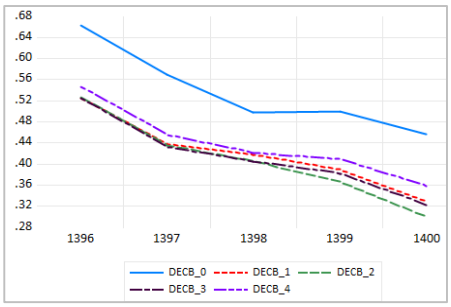
طبق نتایج به دست آمده، نقدینگی به طور متوسط در محدوده مورد بررسی به ترتیب در سناریوهای اول، دوم، سوم و چهارم به میزان ۳۶/۲۴، ۳۵/۴۲، ۳۱/۴۲ و ۱۹/۳۷ درصد افزایش یافته‌است. نرخ تورم نیز از یک سو به علت افزایش تغییر در موجودی انبار به طور

متوسط در محدوده مورد بررسی به ترتیب در سناریوهای اول، دوم، سوم و چهارم به میزان ۱۴/۱۹، ۱۳/۸۴، ۱۳/۸۴ و ۱۲/۸۹ درصد، کاهش و از سوی دیگر به علت افزایش نقدینگی افزایش یافته است. نتایج نشان می‌دهد که در مجموع نرخ تورم بر اساس شاخص قیمت کالا و خدمات مصرفی به طور متوسط در محدوده مورد بررسی به ترتیب در سناریوهای اول، دوم، سوم و چهارم به میزان ۵/۸۱، ۵/۹۳، ۵/۱۸ و ۳/۱ درصد افزایش یافته‌است. نرخ ارز نیز از یک سو با افزایش نقدینگی و سطح عمومی قیمت‌ها و از سوی دیگر با کاهش تولیدناخالص داخلی افزایش می‌یابد. نتایج گویای آن است که این متغیر نسبت به روند شبیه‌سازی مبنا به طور متوسط در محدوده مورد بررسی به ترتیب در سناریوهای اول، دوم، سوم و چهارم به میزان ۱۴/۳۶، ۱۴/۱۱، ۱۲/۴۴ و ۷/۳۳ درصد افزایش می‌یابد.

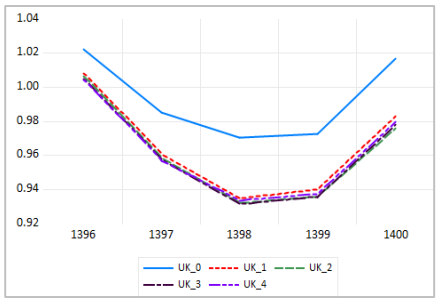
در نمودار (۵) تصویر روشنی از روند حرکت متغیرهای مهم درون‌زای الگو بر اساس مقادیر شبیه‌سازی شده مبنا (خط پررنگ) و مقادیر شبیه‌سازی شده آن‌ها پس از اجرای سیاست پولی هنگام تغییر هر یک از اصطکاک‌های مالی(انواع خطوط نقطه چین در هر یک از سناریوهای مورد بررسی) ارائه شده است.

براساس نمودارهای اخیر، نتایج مقاله حاضر نشان می‌دهد که به طور کلی تاثیرگذاری سیاست پولی انبساطی در حالت افزایش نسبت مطالبات غیرجاری در مقایسه با سایر سناریوهای مورد بررسی بر بخش حقیقی اقتصاد به ین صورت است که بیشتر منجر به کاهش بیشتر این متغیرها نسبت به روند شبیه‌سازی مبنا می‌شود. پس از آن به ترتیب هر یک از حالت‌های کاهش کفایت سرمایه، افزایش خالص بدهی دولت به بانک‌ها و افزایش نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌های بانک‌ها در درجه بعدی اهمیت کاهش اثربخشی سیاست پولی قرار دارند.

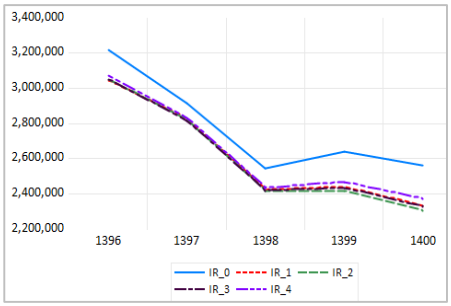
نمودار ۵. مقایسه آثار اجرای سیاست پولی انبساطی به هنگام افزایش هر یک از اصطکاک‌های مالی در سناریوهای بررسی شده نسبت به روند شبیه‌سازی مبنا



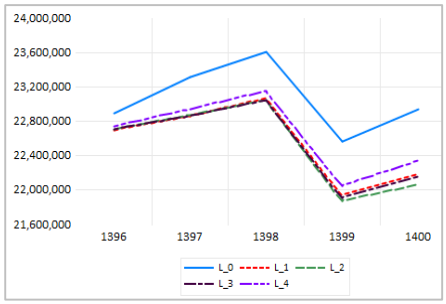
عمق اعتبارات بانکی



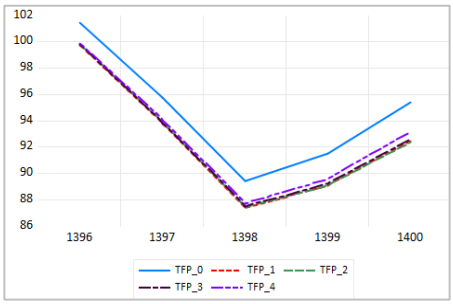
نرخ استفاده از ظرفیت‌های تولیدی



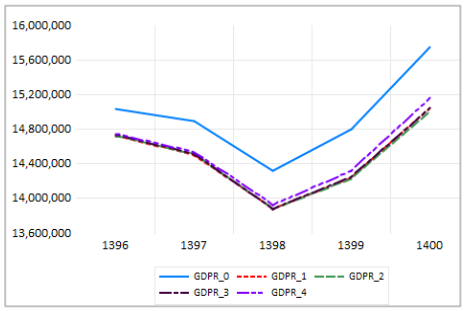
سرمایه‌گذاری (میلیارد ریال)



اشتغال (میلیون نفر)

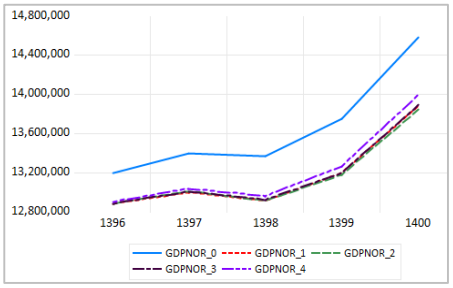


بهره‌وری کل عوامل تولید

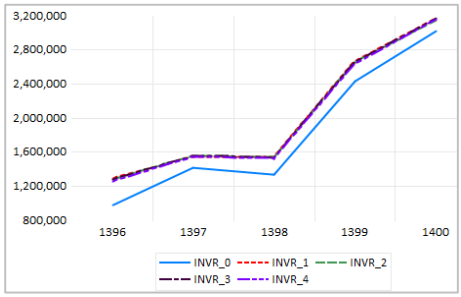


تولیدناخالص داخلی (میلیارد ریال)

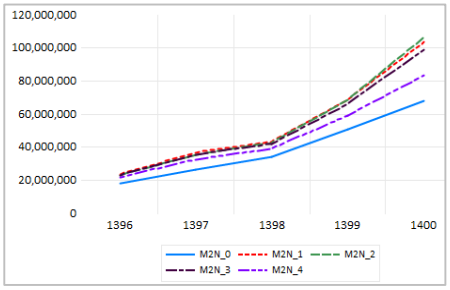
ادامه نمودار ۵. مقایسه آثار اجرای سیاست پولی انبساطی به هنگام افزایش هر یک از اصطکاک‌های مالی در سناریوهای بررسی شده نسبت به روند شبیه‌سازی مبنا



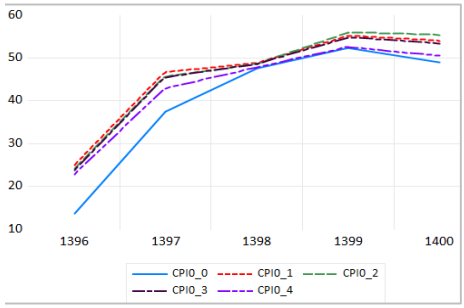
تولیدناخالص داخلی بدون نفت (میلیارد ریال)



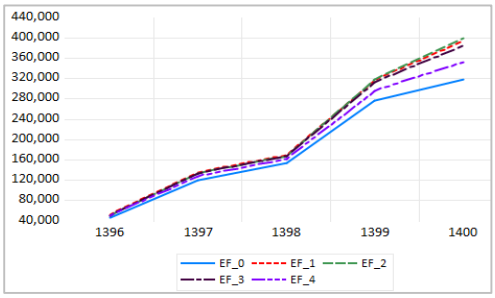
تغییر در موجودی انبار (میلیارد ریال)



نقدینگی (میلیارد ریال)



نرخ تورم (درصد)



نرخ ارز (ریال)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

این نتایج به خوبی پدیده معمای نقدینگی را در اقتصاد کلان ایران روشن می‌سازد. به این صورت که بانک مرکزی با اجرای سیاست پولی انبساطی در ابتدا تلاش کرد تا بخش حقیقی اقتصاد را تجهیز مالی کرده و از تنگنای اعتباری جلوگیری به عمل آورد، اما به علت افزایش اصطکاک‌های مالی ناشی از ناترازی ترازنامه بانک‌ها و عدم اجرای

مقررات احتیاطی از سوی بانک مرکزی، بانک‌ها با کسری منابع مواجه شده و به اضافه برداشت از بانک مرکزی روی می‌آورند. در نتیجه به علت درون‌زایی پول، تاثیرگذاری سیاست پولی بانک مرکزی بر بخش حقیقی اقتصاد کاهش یافت و بیشتر اثر آن در متغیرهای اسمی نظیر نقدینگی، نرخ تورم و نرخ ارز نمود پیدا کرد.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در بسیاری از کشورهای در حال توسعه جهان از جمله ایران، بازار اعتبارات بانکی به دلیل نقص بازار سرمایه، مهم‌ترین ابزار تامین منابع مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری است. فراهم کردن اعتبارات با توجه به بخش‌های مختلف اقتصادی و سیستم قیمت‌ها راهی برای ایجاد فرصت‌های شغلی و افزایش تولید است و از این رو می‌تواند در رشد اقتصادی موثر باشد. بنابراین، میزان تاثیر سیاست پولی از طریق کانال اعتباری به سبب بانک‌محور بودن اقتصاد ایران و نقش ویژه بانک‌ها درخصوص چگونگی برخورد با اطلاعات نامتقارن بازارهای مالی بسیار حایز اهمیت است.

نکته مهم دیگر آن است که میزان تاثیرگذاری ابزارهای سیاست پولی بر عرضه اعتبارات با توجه به ساختار متفاوت بانک‌ها می‌تواند به نتایج متفاوتی نائل شود. یکی از عواملی که ممکن است منجر به دستیابی نتایج متفاوت تاثیرگذاری سیاست پولی بر عمق اعتبارات بانکی شود، اصطکاک‌های مالی است که در شاخص‌هایی نظیر نقض نسبت احتیاطی کفایت سرمایه، نسبت مطالبات غیرجاری، خالص بدهی دولت به بانک‌ها و نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌های بانک‌ها نمود پیدا کرده است. وجود این اصطکاک‌ها به خصوص در دهه‌های ۱۴۰۰ – ۱۳۸۰ اقتصاد ایران را بسیار تحت تاثیر قرار داده است. تحت تاثیر چنین اصطکاک‌هایی، بانک‌ها با کسری منابع مواجه شده و به استقراض از بانک مرکزی به شکل اضافه برداشت روی می‌آورند. در نتیجه پایه پولی و سپس نقدینگی افزایش یافته و منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود و در نهایت با توجه به درون‌زایی پول در اقتصاد ایران، بانک مرکزی فاقد ابزار مستقل سیاست پولی جهت دستیابی به اهداف خود است.

شواهد تجربی اقتصاد ایران نشان می‌دهد که با وجود اعمال سیاست پولی توسط بانک مرکزی و وجود نقدینگی بالا در سال‌های اخیر به علت وجود اصطکاک‌های مالی، مسیر هدایت منابع مالی از سوی عرضه‌کننده به بخش حقیقی اقتصاد مختل شده است و بنابراین تولیدکنندگان عدم دسترسی به نقدینگی لازم به خصوص از ناحیه بخش بانکی را یکی از محدودیت‌های اساسی بخش تولید عنوان می‌کنند. بنابراین، اثر نقدینگی روی بخش واقعی اقتصاد محدود است و بیشتر اثر آن در متغیرهای اسمی و به شکل افزایش قیمت‌ها مشاهده می‌شود.

در این مقاله به کمک تدوین یک الگوی اقتصادسنجی کلان متشکل از ۲۸ جفت معادله رفتاری، ۹ معادله ارتباطی و ۷۵ معادله اتحادی، میزان تاثیرگذاری ابزارهای سیاست پولی انبساطی بر عمق اعتبارات بانکی هنگام تغییر هر یک از اصطکاک‌های مالی بیان شده در این پژوهش به تفکیک مورد بررسی و مقایسه قرار گرفته است.

نتایج مقاله حاضر نشان می‌دهد که به طور کلی تاثیرگذاری سیاست پولی انبساطی در حالت افزایش نسبت مطالبات غیرجاری (سناریو دوم) در مقایسه با سایر سناریوهای مورد بررسی بر بخش حقیقی و اسمی اقتصاد به این صورت است که اغلب منجر به کاهش و افزایش بیشتر این متغیرها نسبت به روند شبیه‌سازی مبنا می‌شود. پس از آن به ترتیب هر یک از حالت‌های کاهش کفایت سرمایه (سناریو اول)، افزایش خالص بدهی دولت به بانک‌ها (سناریو سوم) و افزایش نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌های بانک‌ها (سناریو چهارم) در درجه بعدی اهمیت کاهش اثربخشی سیاست پولی قرار دارند.

نتایج مقاله حاضر مبین آن است که اصطکاک‌های مالی سازوکار انتقال اثرگذاری ابزار سیاست پولی انبساطی را بر بخش حقیقی اقتصاد مختل می‌کند که این مهم بیانگر پدیده معمای نقدینگی در اقتصاد ایران است. به این معنا که بانک مرکزی با هدف تجهیز مالی بخش حقیقی اقتصاد و ممانعت از تنگنای اعتباری اقدام به اجرای سیاست پولی انبساطی می‌کند، اما به علت افزایش اصطکاک‌های مالی ناشی از ناترازی بانک‌ها و عدم اجرای مقررات احتیاطی از سوی بانک مرکزی، بانک‌ها با کسری منابع مواجه شده و به اضافه برداشت از بانک مرکزی روی می‌آورند. بنابراین، به واسطه وجود اصطکاک‌های مالی، پول در اقتصاد ایران درون‌زا است و بانک مرکزی فاقد ابزار سیاست پولی مستقل

به منظور دستیابی به اهداف خود است. در این شرایط اثربخشی سیاست پولی بانک مرکزی بر بخش حقیقی اقتصاد کاهش یافته و بیشتر اثر آن در متغیرهای اسمی نظیر نقدینگی، نرخ تورم و نرخ ارز مشاهده می‌شود.

با توجه به نتایج به دست آمده می‌توان اذعان داشت که عملکرد تاثیرگذاری سیاست پولی انبساطی بر عمق اعتبارات بانکی در شرایط افزایش نسبت مطالبات غیرجاری به میزان بیشتری نسبت به تغییر سه شاخص اصطکاک مالی دیگر؛ یعنی کاهش کفایت سرمایه، افزایش خالص بدهی دولت به بانک‌ها و افزایش نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌های بانک‌ها تضعیف می‌شود. بنابراین، با توجه به اهمیت مسئله پیشنهاد می‌شود، سیاست‌گذاران اقتصادی به منظور کاهش مطالبات غیرجاری بانک‌ها، هدف تثبیت سیاست‌های اقتصادی و حاکمیت اطمینان در فضای کسب و کار را در اولویت برنامه‌های خود قرار دهند. در این راستا و بر اساس نتایج پژوهش پیشنهاد می‌شود، کنترل نرخ تورم، حاشیه سود نرخ ارز، نوسانات تولید ناخالص داخلی، نوسانات سرمایه‌گذاری در بخش مستغلات و نظارت بر تضعیف کیفیت مدیریت بانک‌ها ناشی از افزایش نسبت مانده اعتبارات بانکی (به بخش خصوصی) به حجم کل سپرده‌های بانکی پس از کسر ذخایر قانونی که منجر به افزایش ریسک اعتباری بانک‌ها می‌شود را در دستور کار خود قرار دهند.

یک نکته حایز اهمیت دیگر به این صورت مطرح می‌شود که براساس مقاله صمصامی و کریمی (۱۳۹۶) یکی از مهم‌ترین دلایل ایجاد معوقات بانکی، عدم اجرای دقیق عقود اسلامی نظیر عقد مشارکت و عقد فروش اقساطی از سوی آن‌ها است؛ به طوری که اگر عقود اسلامی به درستی اجرا می‌شد، ناترازی بانک‌ها محقق نمی‌شد. بنابراین، اجرای صحیح عقود اسلامی از سوی بانک‌ها می‌تواند در کاهش مطالبات غیرجاری تا درجه زیادی موثر عمل کند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

سپاسگزاری

نویسندگان مقاله در راستای بهبود کیفی مقاله از نظرات ارزشمند داوران محترم سپاسگزاری می‌نمایند.

ORCID

Hosein Samsami https://orcid.org/0000-0002-3270-6521

Parviz Davoodi https://orcid.org/0000-0003-1818-4584

Rana Abbasgholi Nezhad Asbaghi https://orcid.org/0009-0000-0979-6816

منابع

احمدیان، اعظم، امیری، حسین. (۱۳۹۲). اثر سیاست پولی بر قدرت تامین مالی بخش تولید توسط بانک‌ها. *پژوهشکده پولی و بانکی*، ۶(۱۵) ، ۵۰-۲۷.

اسکندری، محبوبه، پدرام، مهدی، بوستانی، رضا. (۱۳۹۷). ارزیابی اصطکاک‌های مالی بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران: رویکرد الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۵(۱)، ۵۲-۲۵.

پهلوان‌زاده، مسعود. (۱۳۸۶). مروری بر رویکردهای جدید نسبت کفایت سرمایه در بانک‌ها. *مجله روند*، ۱۷ (۵۲-پ ۵۳)، ۶۱-۱۹.

راعی، رضا، ایروانی، محمدجواد، احمدی، تیرداد. (۱۳۹۷). شوک‌های پولی و کانال‌های انتقال دهنده سیاست پولی در اقتصاد ایران: با تاکید بر کانال نرخ ارز، قیمت مسکن و اعتبارات. *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۸(۳۱) ، ۴۴-۲۹.

رضازاده، علی، جهانگیری، شهاب، محسنی‌نیا، رقیه. (۱۴۰۲). پویایی‌های چرخه‌های تجاری در حضور اصطکاک مالی در ایران: رویکرد غیرخطی(نامتقارن) خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی(NARDL). *بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۱۰ (۱-پ۱۹) ، ۱۵۲-۱۱۹.

شاه‌حسینی و بهرامی. (۱۳۹۵). نوسانات اقتصاد کلان و سازوکار انتقال پولی در ایران(رویکرد مدل DSGE). *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۶ (۶۰) ، ۴۸-۱.

شاهچرا، مهشید و طاهری، ماندانا. (۱۳۹۵). سازوکار انتقال سیاست پولی بر وام‌دهی بانک‌ها از طریق اقلام زیر خط ترازنامه. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۴ (۷۸) ، ۱۷۰-۱۴۵.

شاهچرا، مهشید و میرهاشمی نائینی، سیمین. (۱۳۹۰). تحلیل اثرات شوک سیاست پولی بر تسهیلات شبکه بانکی ایران(۱۳۸۸-۱۳۸۰). *فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه*، ۱ (۷)، ۹۱-۱۱۸.

صمصامی، حسین و کریمی، سعید. (۱۳۹۶). بررسی امکان تحقق مطالبات معوق در بانکداری بدون ربا. *دوفصلنامه معرفت اقتصاد اسلامی*، ۸ (۲-پ۱۶)، ۶۰-۳۹.

فرزین‌وش، اسداله، احسانی، محمدعلی و کشاورز، هادی. (۱۳۹۳). تکانه‌های مالی و نوسانات بازار کار با وجود اصطکاک‌های مالی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۹ (۵۹)، ۱-۳۷.

مرادی، مهدی، خدادادکاشی، فرهاد، بیابانی، جهانگیر، غفاری، هادی. (۱۳۹۶). تاثیر قدرت بازاری نظام بانکی در اثرگذاری سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های پولی و بانکی*، ۱۰ (۳۳) ، ۴۵۶-۴۲۹.

نیلی، فرهاد، محمودزاده، امینه. (۱۳۹۳). تنگناهای اعتباری از شواهد خرد تا پیامدهای کلان. *پژوهشکده پولی و بانکی*، ۹۳۰۳۰، ۲۵-۱.

نیلی، فرهاد، محمودزاده، امینه. (۱۳۹۳). مطالبات غیرجاری یا دارایی‌های سمی بانک‌ها. *پژوهشکده پولی و بانکی*، ۹۳۰۲۵، ۲۲-۱.

References

Abilov, N. (2021). The role of banking and credit in business cycle fluctuations in Kazakhstan. *NAC Analytica Working Paper*, Nazarbayev University, *8*, 1-38. https://econpapers.repec.org/paper/ajxwpaper/8.htm

Ahmadian, A., & Amiri, H. (2013). Effect of monetary policy on the financial strength of banks given the strength of the banking crisis. *Journal of Monetary and Banking Research, 6(15)*, 27-50. [In Persian]

Anguyo, F. L., Gupta, R., & Kotze, K. (2019). Monetary policy and financial frictions in a small open economy model for Uganda. *Empirical Economics*, *59*, 1213-1241. https://doi.org/10.1007/s00181-019-01728-y

Arellano, C., Bai, Y., & Kehoe, P. (2016). Financial frictions and fluctuations in volatility. *NBER Working Paper*, *22990*, 1-59. https://doi.org/10.3386/w22990

Bernanke, B., & Blinder, A. (1992). The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *American Economic Review*, *82(4)*, 901-921. https://www.jstor.org/stable/2117350

Bernanke, B., Gertler, M., &Gilchrist, S. (1998). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *NBER Working Paper*, *6455*, 1-75. https://doi.org/10.3386/w6455

Ciccarelli, M., Maddaloni, A., & Peydro, J. L. (2015). Trusting the bankers: a new look at the credit channel of monetary policy. *Review of Economic Dynamics*, *18*(*4*), 979-1002. https://doi.org/10.1016/j.red.2014.11.002

Christiano, L., Motto, R., & Rostango, M. (2010). Financial factors in economic fluctuation. *Working Paper Series of European Central Bank*, *1192*, 1-133. https://doi.org/10.2139/ssrn.1600166

Cohn, B. H., & Scatigna, M. (2014). Banks and capital requirements: channels of adjustment. *BIS Working Paper*, *443*, 1-32. https://ssrn.com/abstract=2420075

Cusbert, T., & Kendal, E. (2018). Meet martin, the RBAs new macroeconomic model, structural macroeconometric modelling. Reserve Bank of Australia Bulletin, March, 1-14. https://www.rba.gov.au/publications/bulletin/2018/mar/

Dhrymes, P. J., & Erlat, H. (1974). Asymptotic properties of full information estimators in dynamic autoregressive simultaneous equatins models. *Journal of Econometrica*, *2(3)*, 247-259. https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90004-9

Eskandari, M., Pedram, M., & Boostani, R. (2018). Evaluating the financial frictions effects on macroeconomic variables of Iran: A DSGE Approach. *Journal of Applied Theories of Economics*, *5(1)*, 25-52. [In Persian]

Evans, M. K., Yoel, H., & George I.T. (1972). An analysis of the forecasting properties of U.S. econometric models. *National Bureau of Economic Research, (1)*, 949-1158. http://www.nber.org/chapters/c2790.pdf

Fair, R.C. (1984). *Specification, estimation, and analysis of macroeconomic models*. Harvard University Press, Cam- bridge, MA, 1-489. https://fairmodel.econ.yale.edu/rayfair/pdf/1984B.PDF

Farzinvash, A., Ehsani, M.A., & Keshavarz, H. (2014). Financial shocks and labour market fluctuations with financial frictions. *Iranian Journal of Economic Research*, *19(59)*, 1-37. [In Persian]

Gilchrist, S .& Zakrajsek, E. (2012). *Credit supply shocks and economic activity in a financial accelerator model*. The Conference of Rethinking the Financial Crisis: Perspectives on the Crisis, Russell Sage Foundation and The Century Foundation, New York, 1-35. https://www.russellsage.org/sites/all/files/Rethinking-Finance/Gilchrist.pdf

Junxun, D. (2012). The bank capital regulation and monetary policy. *Canadian Social Science*, *8(4)*, 38-46. https://doi.org/10.3968/J.CSS.1923669720120804.1231

Lucas, R.E. (1976). *Econometric policy evaluation: a critique*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, *1*, 19-46. https://doi.org/10.1016/S0167-2231(76)80003-6

Matousek, R. and Sarantis, N. (2009). The bank lending channel and monetary transmission in central and eastern European countries. *Journal of Comparative Economics*, *37(2)*,321-334. https://doi.org/10.1016/j.jce.2008.09.008

Modigliani, M., and Miller, M. H. (1959). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American Economic Review*, *49(4)*, 655-669. https://www.jstor.org/stable/1812919

Moradi, M., Khodadadkashi, F., Biabani, J., & Ghafari, H. (2017). The effect of market power in the banking system on the lending channel: evidence from Iran. *Journal of Monetary and Banking Research*, *10(33)*, 429-456. [In Persian]

Nili, F., & Mahmoodzadeh, A. (2014). Nonperforming loans or toxic assets of banks. *Monetary and Banking Research Institute*, *93025*, 1-22. [In Persian]

Nili, F., & Mahmoodzadeh, A. (2014). The credit crunch from micro evidence to macro implications. *Monetary and Banking Research Institute*, *93030*, 1-25. [In Persian]

Pahlavanzadeh, M. (2007). A review of new approaches to capital adequacy ratio in banks, *Journal of Ravand*, *17(52)*, 19-61. [In Persian]

Pindyck, R. S. and D. L Rubinfeld. (1991). *Econometric models and economic forecasts*. McGraw-Hill Book Company, New York, 1-596. http://www.amazon.com/gp/product/0070500983

Pirozhkova, E. (2017). Financial frictions and robust monetary policy in the models of new Keynesian framework. *Working Paper*, Birkbeck, University of London, UK, *1701*, 1-46. https://eprints.bbk.ac.uk/id/eprint/26667/1/26667.pdf

Raei, R., Iravani, M.J., & Ahmadi, T. (2018). Monetary shocks and monetary transmission mechanism in the Iranian economy: with emphasis on exchange rates, housing prices and credits. *Economic Growth and Development Research*, *8(31)*, 29-44. [In Persian]

Rezazadeh, A., Jahangiri, S., & Mohseninia, R. (2023). The business cycle dynamics due to the presence of financial frictions in Iran: NARDL approach. *Journal of Iranian Economic Issues*, *10(1)*, 119-152. [In Persian]

Samsami, H., & Karimi, S. (2017). Investigating the possibility of realizing outstanding claims in interest-free banking. *Knowledge of Islamic Economics*, *8(2)*, 39-60. [In Persian]

Shahchera, M., & Mirhasheminaini, S. (2011). Analysis of the effects of the monetary policy shock on the facilities of Iran's banking network (2002-2010). *Economic Research of Way of Thinking*, *1(7)*, 91-118. [In Persian]

Shahchera, M., & Taheri, M. (2016). Impact of off-balance sheet banking on the bank lending channel of monetary transmission, *Journal of Economic Research and Policies*, *24(78)*, 145-170. [In Persian]

Shahhoseini, S., & Bahrami, J. (2016). Assessment of macroeconomic fluctuations and monetary transmission channel in Iran; dynamic stochastic general equilibrium approach. *Economics Research*, *16(60)*, 1-49. [In Persian]

Theil, H. (1966). Applied economic forecasting. *The Economic Journal*, *77(306)*, 368-370. https://doi.org/10.2307/2229320

Thakor, A. V. (1996). Capital requirements, monetary policy, and aggregate bank lending: theory and empirical evidence. *The Journal of Finance*, *51*(1), 279-324. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb05210.x

Vlcek, M. J. and Roger, M. S. (2012). Macrofinancial modeling at central banks: recent development and future directions. *IMF Working Paper*. *2012(21)*, 1-39. https://doi.org/10.5089/9781463931834.001

Utari, D. T., & Ilma, H. (2018). *Comparison of methods for mixed data sampling (MIDAS) regression models to forecast Indonesian GDP using agricultural exports*. AIP Conference Proceedings, 2021(1), 1-7. https://doi.org/10.1063/1.5062780

استناد به این مقاله: صمصامی، حسین، داوودی، پرویز، عباسقلی‌نژاد اسبقی، رعنا. (۱۴۰۲). ارزیابی مقایسه‌ای میزان تأثیر اصطکاک‌های مالی بر سازوکار انتقال اثرگذاری سیاست پولی با تأکید بر درونزایی پول بر اقتصاد ایران، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۸ *(۹۶)*، ۲۰۷-۲۵۲.

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

Iranian Journal of Economic Research
Volume 28, Issue 96, Fall 2023, 253-300
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2023.71242.1157

ATU PRESS

Original Research
Received: 27/11/2022
Accepted: 26/09/2023
ISSN: 1726-0728
eISSN:2476-6445

Investigating Symmetrical and Asymmetrical Effects of Exchange Rate and Its Fluctuations on the Return of the Pharmaceutical Industry Stock Using Linear and Nonlinear ARDL Models

Gholamhossein Golarzi* Associate Professor, Department of Business Management, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran

Mahnaz Khorasani Ph.D. Candidate in Finance - Financial Engineering, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran

Abstract

The exchange rate, as a fundamental variable, alongside other economic variables, has a significant impact on stock returns. Therefore, this study has investigated the effects of the exchange rate and its fluctuations on the pharmaceutical industry's stock returns through linear and nonlinear models during the years 2005 to 2021. In this research, first, the exchange rate fluctuations were modeled using the GARCH model. Then, the symmetrical and asymmetrical effects of the exchange rate and its fluctuations, along with the macroeconomic control variables including the healthcare consumer price index, oil price, and industry-specific control variables including asset return ratio, asset turnover ratio, and debt ratio as well as the COVID-19 dummy variable, were investigated on the return of the pharmaceutical industry stock using both linear ARDL and nonlinear NARDL models. The study shows that

* Corresponding Author: g_golarzi@semnan.ac.ir

How to Cite: Golarzi, Gh., Khorasani, M. (2023). Investigating Symmetrical and Asymmetrical Effects of Exchange Rate and Its Fluctuations on the Return of the Pharmaceutical Industry Stock Using Linear and Nonlinear ARDL Models. *Iranian Journal of Economic Research, 28 (96)*, 253-300.

in both the short and long term, the impact of the exchange rate on pharmaceutical industry stock returns is greater than the impact of exchange rate fluctuations. Additionally, negative shocks of the exchange rate and its fluctuations have a negative relationship with the pharmaceutical industry's stock returns, while positive shocks of the exchange rate and its fluctuations have a positive effect on the pharmaceutical industry's stock return. The study's findings suggest that the impact of positive and negative shocks of the exchange rate and its fluctuations have asymmetric effects on the return of pharmaceutical industry stock. Results show that control variables and COVID-19 have significant effects on pharmaceutical industry stock returns in linear and nonlinear models.

1. Introduction

Pharmaceuticals, as a strategically vital industry, can significantly contribute to a country's economic growth and the enhancement of public health. However, a major challenge faced by this industry in Iran is its heavy dependence on imported raw materials and essential machinery, with nearly 60% of the required raw materials being sourced through imports. The pharmaceutical sector in Iran is particularly vulnerable to exchange rate fluctuations, given its high dependency on foreign currency. Consequently, the exchange rate and its fluctuations emerge as determining factors influencing the profitability and stock returns of companies operating in this sector. Divergent perspectives exist regarding how exchange rate fluctuations impact stock returns, with some studies asserting a positive correlation, others a negative one, and some maintaining a neutral stance. Since there is no consensus on the precise nature of the relationship between exchange rate fluctuations and stock returns, especially within the pharmaceutical sector, the present research tried to investigate and compare the effects of exchange rate and its fluctuations on stock returns in the pharmaceutical industry.

2. Materials and Methods

Using linear and nonlinear autoregressive distributed lag models (i.e., ARDL and NARDL), the study examined both the symmetrical and

asymmetrical effects of exchange rate fluctuations on the return of pharmaceutical industry stocks during 2005 to 2021. The research also considered macroeconomic control variables, including healthcare consumer price index, oil price, COVID–19 dummy variable, and the variables specific to the pharmaceutical industry (e.g., asset return ratios, turnover ratios, and debt ratios). First, the generalized autoregressive conditional heteroskedasticity (GARCH) model was employed to model exchange rate fluctuations. The long-term linear equation for the return of pharmaceutical industry stocks can be defined as follows:

$$PHR_t = \beta_0 + \beta_1 EX_t + \beta_2 EXV_t + \beta_3 CPIH_t + \beta_4 OIL_t + \beta_5 ROA + \beta_6 ATR + \beta_7 DAR + \beta_8 Dum + \varepsilon_t \quad (1)$$

Also, the long-term nonlinear equation is defined as follows:

$$PHR_t = \beta_0 + \beta_1^+ EX_t^+ + \beta_1^- EX_t^- + \beta_2^+ EXV_t^+ + \beta_2^- EXV_t^- + \beta_3 CPIH_t + \beta_4 OIL_t + \beta_5 ROA_t + \beta_6 ATR_t + \beta_7 DAR_t + \beta_8 Dum_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

3. Results and Discussion

The research findings reveal that, in the short-term period and based on the linear ARDL model, the exchange rate significantly affects the return of the pharmaceutical industry stocks, with exchange rate fluctuations also causing a significant negative impact on stock returns. Moreover, the analysis of the long-term coefficient estimates from the linear ARDL model suggests a positive correlation between the exchange rate and pharmaceutical industry stock returns. Consequently, the results imply that an increase in the exchange rate can boost the competitive power and stock returns of pharmaceutical companies. However, in the long run, exchange rate fluctuations can have a detrimental effect due to heightened uncertainty in the stock market, dissuading investors from engaging in this industry. Additionally, the

study indicates that an increase in oil prices results in a decrease in pharmaceutical industry returns, as investors seek profits in alternative markets. Inflation, too, negatively affects pharmaceutical industry stock returns, as heightened inflation fosters uncertainty, reducing investor inclination toward pharmaceutical stocks. Furthermore, the research findings highlight that various factors such as pharmaceutical industry asset returns, asset turnover, debt levels, and the dummy variable of COVID–19 positively impact pharmaceutical industry returns.

The results obtained from the nonlinear NARDL model showed that both short-term and long-term negative shocks in the exchange rate and its fluctuations significantly decrease the stock returns of the pharmaceutical industry. In contrast, positive shocks in the exchange rate and its fluctuations positively affect the stock returns of the pharmaceutical industry. Hence, it can be concluded that the exchange rate and its fluctuations have an asymmetrical effect on pharmaceutical industry stock returns in Iran. Unlike the linear ARDL model, the results of the nonlinear NARDL model indicated that inflation and debt levels do not exert significant impact on pharmaceutical industry stock returns in the long run. Additionally, impact of oil prices on pharmaceutical industry returns is significantly negative in the long run, while pharmaceutical asset returns, asset turnover, and the dummy variable of COVID–19 contribute to an increase in pharmaceutical industry returns in Iran.

4. Conclusion

Concerning the importance of the pharmaceutical industry and the influence of the exchange rate on the stock returns in the Iranian stock market, the present research used ARDL and NARDL models to examine both the linear and nonlinear effects of exchange rate and its fluctuations on pharmaceutical industry stock returns during 2005–2021 in Iran. The research results indicated that, in both the short and long term, the impact of exchange rate is more significant than the impact of exchange rate fluctuations on the returns of pharmaceutical industry stocks. According to the findings, negative shocks to the exchange rate and its fluctuations can lead to a decrease in the returns

of pharmaceutical industry stocks, while positive shocks result in an increase. The results suggest an asymmetrical impact of positive and negative exchange rate shocks and its fluctuations on pharmaceutical industry stock returns. In both linear and nonlinear models, the control variables of the study, along with the COVID–19 as the dummy variable, have significant impact in on pharmaceutical industry stock returns. In sum, the findings indicated a significant relationship between the exchange rate and its fluctuations and pharmaceutical industry returns in Iran. However, the impact of exchange rate and its fluctuations on pharmaceutical industry proves to be heterogeneous. It is thus recommended that investors take note of the differing results of linear and nonlinear models and the asymmetric effects of variables, utilizing modern financial engineering instruments to implement appropriate risk-hedging strategies against exchange rate fluctuations.

Keywords: Exchange Rate, Exchange Rate Fluctuations, The Pharmaceutical Industry Stock Index Return, ARDL, NARDL

JEL Classification: C58, E44, F31, L1.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۹/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۷/۰۴ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵

پژوهش‌های اقتصادی ایران
دوره ۲۸، شماره ۹۶، پاییز ۱۴۰۲، ۲۵۳-۳۰۰
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2023.71242.1157

بررسی اثرات متقارن و نامتقارن نرخ ارز و نوسانات آن بر بازده شاخص سهام صنعت دارو با استفاده از مدل‌های خطی و غیرخطی ARDL

غلامحسین گل ارضی* دانشیار، گروه مدیریت بازرگانی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران

مهناز خراسانی دانشجوی دکتری رشته مالی- مهندسی مالی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران

چکیده

نرخ ارز به عنوان یک متغیر بنیادی در کنار سایر متغیرهای اقتصادی بر بازده سهام تاثیرگذار است. از این رو، در پژوهش حاضر به بررسی اثرات نرخ ارز و نوسانات آن بر بازده سهام صنعت دارو از طریق مدل‌های خطی و غیرخطی طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۴۰۰ پرداخته شده است. در این پژوهش ابتدا نوسانات نرخ ارز با استفاده از مدل GARCH مدل‌سازی شد. سپس با استفاده از الگوی خطی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و الگوی غیرخطی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (NARDL) اثرات متقارن و نامتقارن نرخ ارز و نوسانات آن به همراه متغیرهای کنترلی مربوط به اقتصاد کلان شامل شاخص قیمت مصرف‌کننده بهداشت و درمان و قیمت نفت و متغیرهای کنترلی خاص صنعت دارو شامل نسبت بازده دارایی‌ها، نسبت گردش دارایی‌ها و نسبت بدهی به همراه متغیر مجازی کرونا بر بازده سهام صنعت دارو مورد بررسی قرار گرفت. نتایج مطالعه نشان داد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت آثار نرخ ارز بر بازده سهام صنعت دارو بیشتر از نوسانات نرخ ارز است. همچنین شوک‌های منفی قیمت ارز و نوسانات نرخ ارز با بازده سهام صنعت دارو، رابطه منفی و شوک‌های مثبت نرخ ارز و نوسانات آن، اثر مثبتی بر بازده سهام صنعت دارو دارند. بر اساس نتایج پژوهش، شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز و نوسانات آن بر بازده سهام صنعت دارو، اثر نامتقارن دارد . علاوه بر این، نتایج حاکی از آن است که متغیرهای کنترلی مورد استفاده در این پژوهش و متغیر کرونا اثرات معناداری در مدل‌های خطی و غیرخطی بر بازده سهام صنعت دارو دارند.

واژگان کلیدی: نرخ ارز، نوسانات نرخ ارز، بازده شاخص سهام صنعت دارو، مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی خطی و غیرخطی

طبقه‌بندی JEL: C58 ،E44 ،F31 ،L16

* نویسنده مسئول: g_golarzi@semnan.ac.ir

۱. مقدمه

داروسازی به عنوان یک صنعت استراتژیک نقش در خور توجهی در رشد اقتصادی کشور و ارتقای سطح سلامت جامعه می‌تواند داشته باشد. صنعت دارو بعد از صنعت نفت و مشتقات نفتی، دومین صنعت سودآور در جهان محسوب می‌شود (یوسفی بابادی و همکاران، ۱۳۹۸). صنعت داروسازی ایران طی سال‌های اخیر و حتی در شرایط تحریم به دلیل استفاده از متخصصان مجرب پیشرفت‌های قابل توجهی را تجربه کرده و توانسته ایران را جزو کشورهای مطرح داروسازی قرار دهد. وابستگی شدید این صنعت به واردات مواد اولیه و ماشین‌آلات مورد نیاز در فرآیند تولید، بزرگ‌ترین تهدید صنعت دارو در ایران به حساب می‌آید؛ به گونه ای که تقریبا ۶۰ درصد مواد اولیه مورد نیاز این صنعت از طریق واردات تامین می‌شود. داده‌های گمرک جمهوری اسلامی ایران در سال ۱۴۰۰ نیز نشان می‌دهد که سهم صادرات دارو ۰/۲ درصد از کل صادارت کشور و سهم واردات آن از کل واردات کشور حدود ۴ درصد است. بدیهی است که سرمایه‌گذاری بیشتر در این بخش از طریق انتشار و فروش سهام در بازار سرمایه، می‌تواند به بهبود تراز واردات- صادرات کمک کند. بازده سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار همانند سرمایه‌گذاری در بخش‌های دیگر تحت تاثیر متغیرهای مختلف اقتصادی از جمله نوسانات نرخ ارز است؛ به این معنی که نوسانات نرخ ارز بر سودآوری و به تبع آن بر بازده صنایع مختلف بالاخص صنایعی که وابستگی ارزی بیشتری دارند، تاثیرگذار است. به دلیل وابستگی ارزی بالای صنعت دارو در ایران می‌توان نوسانات در قیمت ارز را به عنوان یک متغیر تعیین‌کننده در سودآوری و بازده سهام شرکت‌های فعال در این صنعت دانست.

در خصوص چگونگی اثرگذاری نوسانات نرخ ارز بر بازده سهام شرکت‌های داروسازی در بورس اوراق بهادار تهران، نظرات و دیدگاه‌های متفاوتی وجود دارد؛ به صورتی که برخی از پژوهش‌های صورت‌گرفته، این اثر را مثبت ارزیابی تشخیص داده‌اند (پدرام،۱۳۹۱؛ ادیب‌پور، ۱۳۹۵ و برخورداری و همکاران،۱۳۹۶) و برخی پژوهش‌ها این اثر را منفی ارزیابی کرده‌اند (کریم‌زاده، ۱۳۸۵؛ جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۳ و محمدی، ۱۳۹۴) و برخی دیگر این ارتباط را خنثی دانسته‌اند (ابونوری، ۱۳۹۱؛ وکیلی‌فرد و علی‌فری، ۱۳۹۴ و نجفی و رحیم‌زاده،۱۳۹۴).

با توجه به اینکه در خصوص چگونگی تاثیرگذاری نوسانات نرخ ارز بر بازده سهام و به طور خاص سهام شرکت‌های داروسازی در بورس اوراق بهادار تهران اتفاق نظر وجود ندارد؛ از این رو، ضروری به نظر می‌رسد که این پدیده با دو رویکرد اقتصاد سنجی خطی و غیرخطی روی سهام شرکت‌های داروسازی مورد مطالعه و بررسی قرار گیرد. بنابراین، در این پژوهش پس از بررسی تاثیر نرخ ارز و نوسانات آن بر بازده سهام در صنعت داروسازی با الگوی خطی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[1] و الگوی غیرخطی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی(NARDL)[2] نتایج حاصل از به‌کارگیری این مدل‌ها مورد مقایسه و تحلیل قرار می‌گیرند.

سازماندهی مقاله حاضر در ادامه به این صورت است که پیشینه پژوهش در دو بخش نظری و تجربی مورد بررسی قرار می‌گیرند. سپس روش‌شناسی پژوهش شامل تصریح مدل، معرفی داده‌ها و استخراج متغیرها و نحوه آزمون فرضیه‌ها ارائه می‌شود. بخش بعدی مقاله به تخمین مدل و ارائه نتایج اختصاص دارد. بخش آخر مقاله نیز به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات کاربردی و پیشنهاد به محققان آتی اختصاص دارد.

۲. پیشینه پژوهش

۲-۱. پیشینه نظری

در خصوص نوسانات نرخ ارز و تاثیر آن بر بازده سهام، طی دهه‌های اخیر پژوهش‌ها و مطالعات متعددی صورت گرفته است. در غالب پژوهش‌ها، پدیده مورد اشاره با دو رویکرد سنتی و رویکرد تعادل پرتفوی مورد بررسی قرار گرفته است. در رویکرد سنتی فرض بر این است که نرخ ارز از طریق تجارت بین‌المللی بر قیمت سهام شرکت‌ها تاثیر می‌گذارد. در این رویکرد همچنین اعتقاد بر این است که تغییرات در نرخ ارز بر هزینه‌های واردات و صادرات شرکت‌های داخلی تاثیر می‌گذارد و بسته به جهت تغییرات آن، تاثیر مثبت یا منفی بر قیمت سهام شرکت‌ها می‌گذارد (Saman, 2015).

1. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)
2. Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL)

رویکرد دوم که به رویکرد تعادل پرتفوی معروف است، توسط برانسون[1] در سال‌های (۱۹۸۰، ۱۹۸۱و۱۹۸۳) ارائه شد. در این رویکرد، فرض بر این است که بازارهای مالی با ایجاد تقاضا برای یک دارایی در یک سطح معین از عرضه سهام، نرخ ارز را تعیین می‌کنند. به عبارت دیگر، در این رویکرد فرض می‌شود که پول، اوراق قرضه داخلی و اوراق قرضه خارجی، سه دارایی از دارایی‌های تشکیل‌دهنده پرتفوی سرمایه‌گذاران در یک اقتصاد هستند و تغییر در قیمت هر یک از این سه دارایی، سرمایه‌گذار را ملزم به ایجاد تعادل مجدد در پرتفولیوی خود می‌کند. بدیهی است که فرآیند تعدیل در پرتفولیو از طریق تغییرات تقاضا برای دارایی‌ها بر نرخ ارز تاثیر می‌گذارد (Tari & Gozen, 2018). به این معنا که افزایش قیمت سهام منجر به افزایش ثروت سرمایه‌گذاران و در نتیجه افزایش تقاضا برای پول ملی و افزایش نرخ بهره در بازار می‌شود. با افزایش نرخ بهره در بازار داخلی، سرمایه‌گذاری در دارایی آن کشور برای سرمایه‌گذاران خارجی جذاب‌تر شده و این موضوع باعث افزایش ارزش پول داخلی می‌شود (Mollick & Sakaki, 2019).

نوسانات نرخ ارز به عنوان یک متغیر اقتصادی در کنار دیگر متغیرهای بنیادی دیگر می‌تواند بر قیمت سهام و اوراق بهادار تاثیر داشته باشد. بدیهی است که هر چه وابستگی ارزی درآمدهای یک صنعت به نوسانات نرخ ارز بیشتر باشد، قیمت سهام فعال درآن صنعت نیز تاثیرپذیری بیشتری از نوسانات نرخ ارز خواهند داشت و برعکس.

یکی از صنایع مهم و استراتژیک در فرآیند توسعه -که تاثیرپذیری بالایی از نوسانات نرخ ارز دارد- صنعت داروسازی است (حیدری و همکاران، ۱۳۹۷). طبق آخرین اطلاعات مرکز آمار ایران، صنعت داروسازی در مقایسه با صنایع دیگر بیشترین نیاز به خرید مواد اولیه خارجی را دارد؛ به گونه ای که تقریبا بیش از ۱۵ درصد از هزینه تمام شده تولید در این صنعت به مواد اولیه خارجی اختصاص دارد. بدیهی است که این میزان وابستگی به مواد اولیه خارجی می‌تواند تاثیرپذیری بازده شرکت‌های دارویی از نوسانات نرخ ارز را افزایش دهد. ویژگی‌های ساختار سرمایه شرکت‌های دارویی نیز در تعیین میزان بازدهی آن‌ها نقش بسزایی دارد؛ مشخصه اصلی شرکت‌های داروسازی، داشتن هزینه‌های سرمایه‌ای بالا به منظور تحقیق و توسعه (R&D)[2] و وجود فاصله زمانی طولانی‌مدت بین

1. Branson, W. H.
2. Research & Development

تحقیقات اولیه و عرضه محصول به بازار است. از این رو، هنگامی‌که محصولات جدیدی در بازار عرضه می‌شود شرکت‌هایی دارویی باید تعیین کنند که چه قیمتی را باید برای محصولات جدید در نظر بگیرند تا در کمترین زمان ممکن از محل سرمایه‌گذاری خود، سود کسب کنند. بنابراین، با توجه به میزان بالای سطوح هزینه‌های تحقیق و توسعه در شرکت‌های دارویی، معمولا این شرکت‌ها دارای سطوح بالای بدهی هستند. بنابراین، نسبت‌های مالی کلیدی برای ارزیابی شرکت‌های داروسازی نسبت‌های مربوط به توانایی شرکت در مدیریت سطوح بالای بدهی، سودآوری و ایجاد بهره‌وری از دارایی‌های شرکت است که در این خصوص می‌توان از نسبت‌های مالی بازده دارایی‌ها، گردش دارایی‌ها و نسبت بدهی استفاده کرد (Indrianti & Rolanda, 2023).

از دیگر متغیرهای اقتصادی اثرگذار بر بازده سهام و اوراق بهادار قیمت نفت است. نفت خام به عنوان یک نهاده مهم در تولید محصولات دارویی و به طور خاص در محصولات آرایشی و بهداشتی به حساب آمده و این شرکت‌ها هم به صورت مستقیم و هم به صورت غیرمستقیم از نفت در فرآیند تولید خود بهره می‌گیرند. ترکیباتی مانند زایلن، تولوئن، اسید سولفوریک، استون، انیدریدها، جوش شیرین و... که از پالایش نفت خام به دست می‌آیند از مواد اولیه پر کاربرد در تولید انواع داروها و محصولات آرایشی و بهداشتی هستند. با توجه به اینکه بخشی از نهاده‌های صنعت داروسازی را نفت خام تشکیل می‌دهد؛ تغییرات قیمت جهانی این محصول می‌تواند بر بهای تمام شده و نیز سودآوری این صنعت تاثیر داشته و در نهایت قیمت بازار سهام آن‌ها را تحت تاثیر قرار دهد (Basu & Chaudhuri, 2022).

در سال‌های اخیر پاندمی کرونا به عنوان یک عامل ریسک سیستماتیک بر بازارهای مالی و اقتصاد کشورها تاثیر بسزایی داشته است و با شیوع آن، بازارهای مالی بسیاری از کشورها دچار افت شدید قیمتی شدند. با این وجود بازار سهام ایران برخلاف بازارهای سهام سایر کشورها حرکت کرد و در موج اول و دوم پاندمی شاخص بورس ایران ۴۳۱ درصد افزایش یافت و در بخش صنعت دارو نیز به علت افزایش تقاضا برای کالاهای دارویی و بهداشتی (جهت پیشگیری از ویروس کرونا) و افزایش سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های پیشگیری از این بیماری، ارزش سهام شرکت‌های صنعت دارویی افزایش یافت (جهانی، ۱۴۰۰).

دراین پژوهش با توجه به اهمیت صنعت دارویی در اقتصاد کشور، سعی بر آن است که رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای بیان شده با میزان بازدهی صنعت دارو به کمک مدل-های خطی و غیرخطی ARDL تصریح شود.

۲-۱. پیشینه تجربی

پایلاکتیز و راوازولو[1] (۲۰۰۵) با انجام پژوهشی در کشورهای حوزه اقیانوس آرام طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۸ و با استفاده از روش هم‌انباشتگی[2] و آزمون علیت گرنجر چند متغیره[3] دریافتند که بین بازده بازارهای سهام و نرخ ارز، ارتباط مثبت و معناداری وجود داشته و بحران مالی تاثیر موقتی بر حرکت بلندمدت این بازارها داشته است.

پن و همکاران[4] (۲۰۰۷) با انجام پژوهشی در هفت کشور آسیای شرقی در بازه زمانی ۱۹۸۸ تا ۱۹۹۸و به‌کارگیری روش آزمون علیت گرنجر و الگوی خودرگرسیون برداری[5] (VAR) دریافتند که در اقتصاد کشورهای مختلف، ارتباط بین نرخ ارز و قیمت سهام با توجه به رژیم‌های مختلف نرخ ارز، اندازه تجارت، درجه کنترل سرمایه و اندازه بازار سهام متفاوت است.

آیدیمیر و دمیرهان[6] (۲۰۰۹) با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) دریافت که بین نرخ ارز و قیمت سهام در بازار سهام ترکیه طی سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۸ یک رابطه علی منفی وجود دارد. مگامال[7] (۲۰۱۸) با استفاده از رگرسیون خطی دریافت که طی سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۰۹ در امارات متحده عربی بین نرخ ارز و شاخص قیمت بازار بورس در کوتاه‌مدت رابطه مثبت و در بلندمدت رابطه منفی وجود دارد و در عربستان سعودی بین نرخ ارز و شاخص قیمت بازار بورس در کوتاه‌مدت و بلندمدت ارتباط معناداری وجود ندارد.

---

1. Phylaktis, K. & Ravazzolo, F.
2. Cointegration Method
3. Multivariate Granger Causality Test
2. Pan, M., et al.
5. Vector Autoregression (VAR)
6. Aydemir, O., & Demirhan, E.
7. Mgammal, M. H

سامان[1] (۲۰۱۵) با به‌کارگیری تصحیح خطای خودرگرسیون آستانه‌ای (TAR-ECM)[2] و تصحیح خطای خودرگرسیون آستانه‌ای گشتاور (MTAR-ECM)[3] در کشور رومانی طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴ دریافت که بین نرخ ارز و قیمت سهام یک رابطه تعادلی بلندمدت و در رژیم با مشاهدات کمتر در کوتاه‌مدت روابط غیرخطی وجود دارد که به اخبار خوب یا بد حساس هستند.

سیچونگوه[4] (۲۰۱۶) با انجام پژوهشی مبتنی بر روش واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون تعمیم یافته (GARCH)[5] در کشور زامبیا طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۵ دریافت که بین نوسانات نرخ ارز و بازده بازار سهام همبستگی منفی وجود دارد.

لقمان و کوسر[6] (۲۰۱۸) با بررسی بازار سهام گروه D8 طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۶ دریافتند که بین نرخ ارز و قیمت سهام در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطه نامتقارن وجود دارد. آن‌ها در این پژوهش از مدل خودرگرسیونی با وقفه توزیعی غیرخطی(NARDL) استفاده کردند.

دانگ و همکاران[7] (۲۰۲۰) با انجام پژوهشی درکشور ویتنام طی سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۸ و با به‌کار گرفتن روش خودرگرسیون با وقفه توزیعی خطی و غیرخطی (ARDL و NARDL) دریافتند که تغییرات نرخ ارز بر قیمت سهام در کوتاه‌مدت و در بلندمدت اثر نامتقارن دارد و در بلندمدت افزایش نرخ ارز نسبت به کاهش نرخ ارز تاثیر بیشتری بر قیمت سهام دارد.

سایدی و همکاران[8] (۲۰۲۱) با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه توزیعی خطی و غیرخطی (ARDL و NARDL) پی بردند که در بازار سهام اندونزی طی سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۹ در کوتاه‌مدت، نرخ ارز اثر متقارن بر قیمت سهام دارد. این در حالی است که نوسان نرخ ارز، اثر متقارن ندارد و در بلندمدت، هم نرخ ارز و هم نوسانات آن فاقد تاثیر متقارن و نامتقارن بر قیمت سهام هستند.

---

1. Saman, C.
2. Threshold Autoregressive Error-Correction Model (MTAR-ECM)
3. Momentum Threshold Autoregressive Error-Correction Model (MTAR-ECM)
4. Sichoongwe, K.
5. Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)
6. Luqman, R., & Kouser, R.
7. Dang, V. C., et al.
8. Saidi, L. D., et al.

نصیر و اولسون[1] (۲۰۲۲) با استفاده از خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی خطی و غیرخطی (ARDL و NARDL) در کشورهای گروه ۷ دریافتند که نتایج مدل NARDL رویکرد تعادل پرتفوی را تایید می‌کند و نتایج مدل ARDL از این رویکرد پشتیبانی نمی‌کند. رویکرد جریان‌محور در هیچ یک از مدل‌ها تایید نشد.

جلالی نائینی و قالیباف اصل (۱۳۸۲) با به‌کارگیری مدل رگرسیون خطی در بازه زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۰ به وجود رابطه مستقیم بین تغییرات نرخ ارز و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران پی بردند.

کریم‌زاده (۱۳۸۵) با استفاده از مدل خود رگرسیونی با وقفه توزیع شده طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۱ دریافت که در بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با نرخ ارز حقیقی و نرخ سود بانکی رابطه منفی و با نقدینگی رابطه مثبت دارد.

نجارزاده و همکاران (۱۳۸۸) با انجام پژوهشی به بررسی تاثیر شوک‌های نرخ ارز و تورم بر شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۵ پرداختند. آن‌ها با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری (VAR) و توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس دریافتند که در بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با نرخ ارز حقیقی و نرخ سود بانکی رابطه منفی و با نقدینگی رابطه مثبت دارد.

جلایی و جبیب‌دوست (۱۳۹۱) با استفاده از تحلیل موجک به بررسی ارتباط میان نوسانات نرخ ارز با بازده سهام در بخش‌های مختلف بازار سهام تهران پرداختند. آنان با استفاده از داده‌های ماهانه بازه زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۷ دریافتند که اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر بازدهی سهام در بخش‌های مختلف بورس به لحاظ شدت و علامت ضرایب متفاوت است و در مقیاس‌های زمانی مختلف نیز نتایج متفاوتی حاصل می‌شود.

پدرام (۱۳۹۱) با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس خود بازگشت شرطی تعدیل شده نمایی (EGARCH)[2] دریافت که طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۷ در بورس اوراق بهادار تهران بین تغییرات نرخ ارز و بازده بازار سهام همبستگی مثبتی وجود نداشته و نیز بین شاخص قیمت مصرف‌کننده و تغییرات بازده بازار سهام نیز ارتباط معناداری وجود نداشته است.

---

1. Nusair, S. A., & Olson, D.
2. Exponential General Autoregressive Conditional Heteroskedastic (EGARCH)

محققنیا و همکاران (۱۳۹۲) با استفاده از مدل رگرسیونی مبتنی بر بازار طی سالهای ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۰ رابطه معناداری بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام صنعت بانکداری در ایران مشاهده نکردند.

ذوالفقاری و سبحانی (۱۳۹۵) با بهکارگیری مدل مارکف- سوئیچینگ[1] و مدل خودرگرسیونی با وقفه توزیع شده (ARDL) برای دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ در بورس اوراق بهادار تهران دریافتند که بازدهی شاخص صنایع خودرو، معدن و سیمان از انتقالات رژیمی تبعیت نکرده و واکنشهای نامتقارنی به شوکهای بیرونی نشان میدهند. همچنین ریسک بازدهی شاخص صنایع، تاثیر معنیدار و متفاوتی از نوسانات نرخ ارز در کوتاهمدت و بلندمدت میپذیرند.

حیدری و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از روش مارکف- سوئیچینگ در پژوهش خود دریافتند که طی سالهای ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴ در یک الگوی بهینه متشکل از سه رژیم، نرخ ارز آثار متفاوتی در بازده صنعت دارو در ایران دارد؛ به این صورت که ضرایب نرخ ارز در رژیم اول تاثیر منفی و در رژیم دوم و سوم اثر مثبت داشته است.

صرافی زنجانی و مهرگان (۱۳۹۷) با انجام پژوهشی طی سالهای ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ دریافتند که در بورس اوراق بهادار تهران افزایش نرخ ارز بر هر دو شاخص صنایع شیمیایی و فلزات اساسی در کوتاهمدت و بلندمدت تاثیر مثبت و معنیدار دارد و کاهش نرخ ارز، تاثیر معناداری بر این دو شاخص ندارد. آنها در این پژوهش از مدل خودرگرسیونی با وقفه توزیع شده غیرخطی (NARDL) استفاده کردند.

عینآبادی و مرادی (۱۴۰۰) با بهکارگیری روش رگرسیون خطی و آزمون تحلیل واریانس (ANOVA)[2] در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸ در بورس اوراق بهادار تهران دریافتند که بین نوسانات نرخ ارز و شاخص قیمت صنعت دارو رابطه مثبت و معنادار وجود دارد.

مرور مطالعات صورت گرفته نشان میدهد که اتفاق نظری در خصوص ارتباط میان نرخ ارز و بازده سهام در جهان وجود ندارد؛ از این رو، بررسی موضوع با مدلهای متفاوت میتواند رویکرد بهتری در خصوص این موضوع ارائه دهد. علاوه بر این، جمعبندی مطالعات داخلی نشان میدهد که صنعت دارو کمتر مورد تحقیق و بررسی قرار گرفته و

1. Markov Switching Model
2. Analysis of Variance (ANOVA)

از آنجایی که این صنعت در اقتصاد ایران از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، مطالعه در خصوص اثرات نرخ ارز و نوسانات آن بر بازدهی این صنعت ضروری است. همچنین وجه تمایز این پژوهش با سایر مطالعات در این است که علاوه بر نرخ ارز، نوسانات نرخ ارز نیز به طور همزمان مورد بررسی قرار گرفته و با توجه به اینکه نرخ ارز همیشه دارای روند صعودی نیست و گاه روند نزولی نیز دارد، اثر این دو متغیر در قالب شوک‌های مثبت و منفی به تفکیک در این پژوهش بررسی می‌شود. علاوه بر این موارد، با توجه به اینکه شاخص قیمت مصرف‌کننده بخش بهداشت و درمان در مقایسه با شاخص کل قیمت مصرف‌کننده از لحاظ تحلیلی ارتباط قوی‌تر و مرتبط‌تری با بازده سهام صنعت دارو دارد؛ از این‌رو، به جای شاخص قیمت مصرف‌کننده از شاخص قیمت مصرف‌کننده بخش بهداشت و درمان در این پژوهش استفاده شده است و این در حالی است که در سایر پژوهش‌ها بجز مطالعه حیدری و همکاران (۱۳۹۷) تاثیر شاخص کل تورم بر بازدهی سهام لحاظ شده است.

با توجه به تاثیر قیمت نفت به عنوان یک نهاده مهم و اثرگذار بر بازده سهام صنعت دارو، این متغیر نیز وارد مدل‌سازی شده است که با توجه به بررسی مطالعات صورت‌گرفته، در حال حاضر هیچ مطالعه اقتصادسنجی که ارتباط تاریخی بین قیمت نفت و بازده سهام شرکت‌های دارویی ایران را ارزیابی کند، وجود ندارد. همچنین تاثیر سه نسبت مالی صنعت دارو که با توجه به مشخصه‌های مالی شرکت‌های دارویی تاثیر بسزایی بر روند سودآوری و بازدهی این صنعت دارند؛ شامل نسبت بازده دارایی‌ها، نسبت گردش دارایی‌ها و نسبت بدهی به همراه متغیر مجازی کرونا به عنوان یک عامل ریسک سیتماتیک تاثیرگذار بر بازده صنعت دارو به مدل پژوهش اضافه شده است که با وجود اهمیت این متغیرها در تعیین سطح بازدهی صنعت دارویی کشور در هیچ کدام از پژوهش‌های پیشین اثر این متغیرها بررسی نشده است.

علاوه بر موارد مطرح شده، یکی از مهم‌ترین دلایل انجام پژوهش حاضر، بررسی اثرات نرخ ارز و نوسانات آن بر بازده سهام صنعت دارو در قالب مدل‌های خطی و غیرخطی متفاوت و مقایسه نتایج آن‌ها با همدیگر است که در مطالعات صورت گرفته تاکنون، کمتر

از دو الگوی اقتصادسنجی متفاوت به طور همزمان برای بررسی یک پژوهش استفاده شده است. در این راستا، در این مطالعه با توجه به ماهیت داده‌ها و کاربرد مدل‌های ARDL از مدل خطی ARDL و مدل غیرخطی NARDL برای بررسی و مقایسه موضوع در قالب دو رویکرد خطی و غیرخطی استفاده شده است.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳-۱. نوع پژوهش

این پژوهش از منظر هدف یک پژوهش کاربردی است؛ از این‌رو، نتایج حاصل از آن جهت بهبود وضعیت و اتخاذ تصمیمات بهینه در بازارهای مالی می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد. از لحاظ ماهیت نیز این پژوهش نوعی پژوهش علّی است که به بررسی تاثیر متقارن و نامتقارن نرخ ارز و نوسانات آن بر صنعت داروسازی می‌پردازد. از بعد زمان نیز این پژوهش یک پژوهش گذشته‌نگر است؛ زیرا با بهره‌گیری از داده‌های تاریخی به بررسی تاثیر متقارن و نامتقارن نرخ ارز و نوسانات آن بر صنعت داروسازی اقدام می‌کند. از نظر کاربرد، این پژوهش یک پژوهش تصمیم‌گرا است؛ زیرا نتایج حاصل از آن را می‌توان در تصمیمات مالی و سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران به‌کار گرفت.

۳-۲. مدل انجام پژوهش

در این پژوهش با استفاده از دو رویکرد خطی و غیرخطی ARDL و NARDL اثرات متقارن و نامتقارن نرخ ارز و نوسانات آن به همراه متغیرهای کنترلی مربوط به اقتصاد کلان شامل شاخص قیمت مصرف‌کننده بهداشت و درمان و قیمت نفت و متغیرهای کنترلی مربوط به صنعت دارو شامل نسبت بازده دارایی‌ها، نسبت گردش دارایی‌ها و نسبت بدهی به همراه متغیر مجازی کرونا بر بازده سهام صنعت دارو مورد بررسی قرار می‌گیرد. از این رو، در ادامه ابتدا به طور مختصر به نحوه محاسبه نوسانات نرخ ارز پرداخته می‌شود، سپس رویکردهای خطی و غیرخطی الگوهای به‌کار گرفته شده در این پژوهش به طور جامع بیان می‌شود.

۳-۲-۱. محاسبه نوسانات نرخ ارز

به دلیل وقوع شوک در بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی در هر کشوری - به ویژه در قیمت ارز در ایران - فرض وجود همسانی واریانس در این سری از متغیرها معقول به نظر نمی‌رسد. روش‌های زیادی برای محاسبه نوسانات متغیرها وجود دارد؛ از جمله این روش‌ها می‌توان به روش هودریک-پرسکات[1] و استفاده از مدل‌های خانواده GARCH اشاره کرد (حیدری و رفاح کهریز، ۱۳۹۶). در پژوهش حاضر همانند مطالعات صورت‌گرفته در این زمینه از مدل‌های خانواده GARCH به منظور محاسبه نوسانات ارز استفاده شده است. شکل رایج مدل یک GARCH (p, q) به صورت رابطه (۱) است (Brooks, 2019).

$$Y_t = \alpha + \acute{\beta} X_t + u_t \quad u_t | \ \Omega_t \sim iid\ N(0, \sigma_t^2)$$
$$\sigma_t^2 = \alpha + \sum_{i=1}^{p} a_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_i \sigma_{t-j}^2 \qquad (۱)$$

نحوه محاسبات نوسانات ارز به این صورت بوده که از بین حالت‌های مختلف برآوردشده از مدل‌های خانواده گارچ بر اساس معیارهای انتخاب برآورد یک مدل مناسب، حالت بهینه انتخاب می‌شود که در این مطالعه حالت بهینه GARCH(1,1) به دست آمد.

۳-۲-۲. مدل خطی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)

روش‌های زیادی برای تحلیل روابط هم‌انباشتگی بین متغیرها وجود دارد. در میان آن‌ها، دو روش متداول عبارت‌اند از روش مبتنی بر باقیمانده‌ها که توسط انگل و گرنجر[2] در سال (۱۹۸۷) ارائه شد و روش حداکثر راستنمایی[3] که توسط یوهانسن و یوسلیوس[4] (۱۹۹۰) ارائه شد. هر دو این روش‌ها به متغیرهایی نیاز دارند که باید در یک سطح با یکدیگر همبستگی داشته باشند؛ یعنی متغیرها در یک مرتبه مشابه ایستا باشند. در صورتی که شرایط

1. Hodrick-Prescott
2. Engle, R. F., & Granger, C. W.
3. Maximum Likelihood Method
4. Johansen, S., & Juselius, K.

یکسان باشد، بسیاری از مدل‌ها را نمی‌توان استفاده کرد؛ از این رو، مدل خودرگرسیونی با وقفه توزیع شده (ARDL) یک مدل جایگزین مناسب است؛ زیرا نیازی به ایستا بودن متغیرها در یک مرتبه یکسان ندارد و متغیرها با درجه ایستایی متفاوت می‌توانند در یک مطالعه مورد بررسی واقع شوند (Pesaran et al., 2001).

با توجه به ادبیات نظری پژوهش، تابع بازده سهام صنعت دارو به صورت رابطه (۲) تصریح می‌شود.

$$PHR_t = \beta_0 + \beta_1 EX_t + \beta_2 EXV_t + \beta_3 CPIH_t + \beta_4 OIL_t + \beta_5 ROA + \beta_6 ATR + \beta_7 DAR + \beta_8 Dum + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)، PHR بیانگر بازدهی صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران، EX نرخ ارز بازار آزاد، EXV نوسان نرخ ارز بازار آزاد، CPIH شاخص قیمت مصرف‌کننده بخش بهداشت و درمان، OILP قیمت نفت خام، ROA نسبت بازده دارایی (نسبت سود خالص بر ارزش کل دارایی‌ها) در صنعت دارو، ATR نسبت گردش کل دارایی‌ها (نسبت ارزش کل فروش بر ارزش کل دارایی‌ها) در صنعت دارو ، DAR نسبت بدهی (نسبت ارزش کل بدهی به کل دارایی‌ها) در صنعت دارو و Dum متغیر مجازی کرونا هستند و β_i نشانگر ضرایب بلندمدت متغیرها و ε_t جزء اخلال است.

در رابطه (۲)، در صورتی که هم‌انباشتگی بین متغیرها تایید شود یک الگوی بلندمدت خطی شناخته می‌شود و ضرایب آن، ضرایب بلندمدت نامیده می‌شوند. بر اساس مدل پسران و همکاران[1] (۲۰۰۱) الگوی بلندمدت این رابطه را می‌توان به شکل تصحیح خطا (ECM) در قالب رابطه (۳) بازنویسی کرد:

$$\begin{aligned}\Delta PHR_t = {} & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n_1} \theta_i \Delta PHR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_2} \gamma_i \Delta EX_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^{n_3} \delta_i \Delta EXV_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_4} \phi_i \Delta CPIH_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_5} \omega_i \Delta OIL_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^{n_6} \zeta_i \Delta ROA_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_7} \eta_i \Delta ATR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_8} \psi_i \Delta DAR_{t-i} + \\ & \lambda_1 PHR_{t-1} + \lambda_2 EX_{t-1} + \lambda_3 EXV_{t-1} + \lambda_4 CPIH_{t-1} + \\ & \lambda_5 OIL_{t-1} + \lambda_6 ROA_{t-1} + \lambda_7 ATR_{t-1} + \lambda_8 DAR_{t-1} + \\ & \phi_i Dum_{t-1} + \varepsilon_t\end{aligned} \qquad (۳)$$

1. Pesaran, et al.

در رابطه (۳)، روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها با هم ترکیب شده است. ضرایب کوتاه‌مدت، ضرایب مربوط به متغیرهای تفاضل مرتبه اول هستند و ضرایب بلندمدت بر اساس نرمال کردن ضرایب λ_2، λ_3، λ_4 و λ_5، λ_6، λ_7 و λ_8 روی λ_1 به دست می‌آیند (Turksoy, 2017).

جهت بررسی وجود روابط بلندمدت در بین متغیرها مورد مطالعه باید وجود یا عدم وجود هم‌انباشتگی میان آن‌ها مورد بررسی قرار گیرد که برای این منظور از آماره F با رویکرد آزمون کرانه[1] استفاده می‌شود. در این آزمون فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها و فرض مقابل آن، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها است که به صورت رابطه (۴) تعریف می‌شود.

$$\begin{cases} H_0 = \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = \lambda_6 = \lambda_7 = \lambda_8 = 0 \\ H_1 = \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \lambda_3 \neq \lambda_4 \neq \lambda_5 \neq \lambda_6 \neq \lambda_7 \neq \lambda_8 \neq 0 \end{cases} \qquad (۴)$$

مقادیر بحرانی این آماره با مقادیر استاندارد آزمون F متفاوت است (Dang et al., 2021). بر اساس مدل پسران و همکاران (۲۰۰۱) دو مقدار بحرانی برای آزمون کرانه‌ها وجود دارد؛ مقدار بحرانی کرانه بالا با این فرض به دست می‌آید که همه متغیرها $I(1)$ هستند و مقدار بحرانی کرانه پایین با این فرض به دست می‌آید که همه متغیرها $I(0)$ هستند. اگر مقدار آماره F محاسباتی بیشتر از کرانه بالا باشد، فرضیه صفر مبنی بر وجود عدم رابطه بلندمدت بین متغیرها رد می‌شود. در صورتی که مقدار به دست آمده کمتر از کرانه پایین باشد، بین متغیرها رابطه بلندمدت وجود ندارد و اگر مقدار آماره F محاسباتی بین مرزهای بحرانی باشد، نمی‌توان نتیجه قطعی گرفت (عیدی و همکاران، ۱۳۹۹).

۳-۲-۳. مدل غیرخطی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (NARDL)

جهت بررسی روابط نامتقارن بین متغیرهای اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت از مدل شین و همکاران[2] (۲۰۱۴) که از طریق توسعه مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی خطی، حالت نامتقارن آن؛ یعنی مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL)

1. Bounds Test
2. Shin, Y., et al.

شکل گرفته، استفاده شده است (Luqman & Kouser, 2018). بر اساس این مدل، متغیر اثرات نامتقارن نرخ ارز و نوسانات آن بر بازده سهام صنعت دارو، متغیر نرخ ارز و نوسانات آن به دو جزء مثبت و منفی تفکیک می‌شود (رابطه‌های (۵) و (۶)):

$$EX_t = EX_0 + EX_t^+ + EX_t^- \quad (۵)$$

$$EXV_t = EXV_0 + EXV_t^+ + EXV_t^- \quad (۶)$$

در رابطه (۵) EX_t^+ مجموع جزئی از تغییرات مثبت در نرخ ارز (نشان‌دهنده افزایش نرخ ارز)، EX_t^- مجموع جزئی از تغییرات منفی در نرخ ارز (نشان‌دهنده کاهش نرخ ارز) است.

در رابطه (۶) $\mathrm{EVX}_\mathrm{t}^+$ مجموع جزئی از تغییرات مثبت در نوسانات نرخ ارز (نشان‌دهنده افزایش نوسانات نرخ ارز) و $\mathrm{EVX}_\mathrm{t}^-$ مجموع جزئی از تغییرات منفی در نوسانات نرخ (نشان‌دهنده کاهش نوسانات نرخ ارز)، است. این چهار جزء به ترتیب به صورت رابطه‌های (۷)، (۸)، (۹) و (۱۰) تعریف می‌شوند.

$$EX_t^+ = \sum_{i=1}^{t} \Delta EX_t^+ = \sum_{i=1}^{t} max[\Delta EX_t, 0] \quad (۷)$$

$$EX_t^- = \sum_{i=1}^{t} \Delta EX_t^- = \sum_{i=1}^{t} min[\Delta EX_t, 0] \quad (۸)$$

$$EXV_t^+ = \sum_{i=1}^{t} \Delta EXV_t^+ = \sum_{i=1}^{t} max\,[\Delta EXV_t, 0] \quad (۹)$$

$$EXV_t^- = \sum_{i=1}^{t} \Delta EXV_t^- = \sum_{i=1}^{t} min\,[\Delta EXV_t, 0] \quad (۱۰)$$

با ترکیب رابطه‌های (۱)، (۷)، (۸)، (۹) و (۱۰) الگوی بلندمدت غیرخطی تحقیق حاضر به صورت رابطه (۱۱) تعریف می‌شود.

$$\begin{aligned} PHR_t = \beta_0 + {} & \beta_1^+ EX_t^+ + \beta_1^- EX_t^- + \beta_2^+ EXV_t^+ + \beta_2^- EXV_t^- \\ & + \beta_3 CPIH_t + \beta_4 OIL_t + \beta_5 ROA_t + \beta_6 ATR_t \\ & + \beta_7 DAR_t + \beta_8 Dum_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (۱۱)$$

رابطه (۱۱) را می‌توان به صورت یک الگوی NARDL به شکل تصحیح خطا (ECM) به شکل رابطه (۱۲) بازنویسی کرد.

$$\begin{aligned}\Delta PHR_t = {} & \alpha + \sum_{i=1}^{n_1} \theta_i \, \Delta PHR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_2^+} \gamma_i^+ \, \Delta EX_{t-i}^+ + \\ & \sum_{i=1}^{n_2^-} \gamma_i^- \, \Delta EX_{t-i}^- + \sum_{i=1}^{n_3^+} \delta_i^+ \, \Delta EXV_{t-i}^+ + \\ & \sum_{i=1}^{n_3^-} \delta_i^- \, \Delta EXV_{t-i}^- + \sum_{i=1}^{n_4} \phi_i \, \Delta CPIH_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_5} \omega_i \, \Delta OIL_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^{n_6} \zeta_i \, \Delta ROA_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_7} \eta_i \, \Delta ATR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_8} \psi_i \, \Delta DAR_{t-i} + \\ & \lambda_1 PHR_{t-1} + \lambda_2^+ EX_{t-1}^+ + \lambda_2^- EX_{t-1}^- + \lambda_3^+ EVX_{t-1}^+ + \\ & \lambda_3^- EVX_{t-1}^- + \lambda_4 CPIH_{t-1} + \lambda_5 OIL_{t-1} + \lambda_6 ROA_{t-1} + \\ & \lambda_7 ATR_{t-1} + \lambda_8 DAR_{t-1} + \phi_i Dum_{t-1} + \varepsilon_t\end{aligned} \qquad (۱۲)$$

در رابطه (۱۲) ضرایب θ_i، γ_i^+، γ_i^-، δ_i^+، δ_i^-، ϕ_i، ω_i، ζ_i، η_i و ψ_i ضرایب کوتاه‌مدت هستند و ضرایب بلندمدت با نرمال کردن ضرایب λ_2^+، λ_2^-، λ_3^+، λ_3^-، λ_4، λ_5، λ_6، λ_7 و λ_8 روی λ_1 به دست می‌آیند (Dang, et al., 2021).

مشابه روش خطی ARDL، شین و همکاران (۲۰۱۴) آزمون کرانه را برای شناسایی روابط هم‌انباشتگی بلندمدت میان متغیرها در روش NARDL مناسب دانستند. در این آزمون فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها و فرض مقابل وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها است و به صورت رابطه (۱۳) تعریف می‌شود.

$$\begin{cases} H_0 = \lambda_1 = \lambda_2^+ = \lambda_2^- = \lambda_3^+ = \lambda_3^- = \lambda_4 = \lambda_5 = \lambda_6 = \lambda_7 = \lambda_8 = 0 \\ H_1 = \lambda_1 \neq \lambda_2^+ \neq \lambda_2^- \neq \lambda_3^+ \neq \lambda_3^- \neq \lambda_4 \neq \lambda_5 \neq \lambda_6 \neq \lambda_7 \neq \lambda_8 \neq 0 \end{cases} \qquad (۱۳)$$

از آماره F و مقادیر بحرانی مدل پسران و همکاران (۲۰۰۱) برای نتیجه‌گیری در مورد H_0 استفاده می‌شود. اگر فرضیه صفر رد شود میان متغیرها در بلندمدت، رابطه بلندمدت وجود دارد (Luqman & Kouser, 2018) و برای بررسی اثرات متقارن و یا نامتقارن بودن شوک‌ها در این روش از آزمون والد[1] استفاده می‌کنند.

1. Wald Test

۳-۳. داده‌های پژوهش

در این پژوهش تاثیر نرخ ارز و نوسانات آن بر بازده صنعت دارو در قالب الگوی خطی و غیرخطی چند متغیره بررسی می‌شود. با توجه به مطالعات صورت گرفته بر اساس مطالعات دانگ و همکاران[1] (۲۰۲۰)، سایدی و همکاران[2] (۲۰۲۱) و ایندریانتی و رولاندا[3] (۲۰۲۳) در این زمینه الگوی پژوهش حاضر به صورت رابطه (۱۴) تصریح شده است.

$$PHR = f\,(EX, EXV, CPIH, OILP, ROA, ATR, DAR, Dum) \qquad (۱۴)$$

داده‌های این پژوهش به صورت فصلی و شامل دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۴۰۰ است. داده‌های مربوط به نرخ ارز، قیمت نفت و شاخص قیمت مصرف‌کننده بخش بهداشت و درمان به ترتیب از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی و نماگرهای اقتصادی و مرکز آمار ایران و داده‌های مربوط به صنعت دارو از سایت بورس اوراق بهادار تهران و سامانه بورس ویو و نرم‌افزار ره‌آورد نوین جمع‌آوری شده است. همچنین در این پژوهش بازدهی صنعت دارو (PHR) با استفاده از رابطه $R_t = \mathrm{Ln}\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$ محاسبه شده است که در این نسبت P_t بیانگر شاخص قیمت سهام صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران است.

٤. یافته‌های پژوهش

٤-١. آزمون ایستایی متغیرهای پژوهش

قبل از برآورد مدل‌های اصلی شامل ARDL و NARDL، آزمون ایستایی برای تمام متغیرها انجام می‌شود تا اطمینان حاصل شود که هیچ یک از متغیرها همجمعی از مرتبه دوم؛ یعنی $I(2)$ نیستند؛ زیرا در این حالت آماره‌های F محاسبه شده قابل اعتماد نخواهند بود (Nkoro & Uko, 2016). آزمون‌های زیادی برای بررسی ایستایی وجود دارند که در این پژوهش با توجه به ساختار فصلی داده‌ها از آزمون ریشه واحد (HEGY) استفاده شده و نتایج آن در جدول (۱) ارائه شده است.

---

1. Dang, V. C., et al.
2. Saidi, L. D., et al.
3. Indrianti, D. N., & Rolanda, I.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد هگی (HEGY)

متغیرها	ریشه واحد سالانه Nonseasonal unit root (Zero Frequency)	ریشه واحد شش ماهه seasonal unit root (2 quarters per cycle)	ریشه واحد فصلی seasonal unit root (4 quarters per cycle)
PHR	-۳/۶۹۸۶ (۰/۰۲۰۸)	-۵/۷۶۰۶ (۰/۰۰۵۶)	۲۴/۵۵۲۸ (۰/۰۰۰۰)
EX	۰/۷۸۹۸ (۰/۹۹۹۸)	-۶/۰۹۶۱ (۰/۰۰۵۷)	۱۷/۴۶۸۱ (۰/۰۰۰۰)
D(EX)	-۵/۲۷۴۵ (۰/۰۰۵۴)	-۶/۰۷۴۲ (۰/۰۰۵۵)	۱۷/۳۴۴۵ (۰/۰۰۰۰)
EXV	-۱/۷۲۶۲ (۰/۷۲۰۸)	-۰/۳۹۹۵ (۰/۰۰۰۹)	۴۲/۷۲۲۱ (۰/۰۰۰۰)
D(EXV)	-۱۴/۳۰۳۴ (۰/۰۰۵۶)	-۱۴/۱۰۰۰ (۰/۰۰۵۶)	۵۸/۹۵۱۵ (۰/۰۰۰۰)
CPIH	۱/۴۳۵۶ (۱/۰۰۰۰)	-۵/۲۳۲۹ (۰/۰۰۵۴)	۱۶/۷۷۰۲ (۰/۰۰۰۰)
DCPIH	-۴/۶۹۲۵ (۰/۰۰۷۲)	-۳/۴۶۷۴ (۰/۰۱۸۳)	۷/۰۴۳۱ (۰/۰۲۶۱)
OILP	-۲/۱۲۴۲ (۰/۴۹۴۹)	-۵/۲۳۱۴ (۰/۰۰۵۶)	۱۸/۲۶۳۵ (۰/۰۰۰۱)
DOILP	-۳/۸۴۲۲ (۰/۰۲۴۶)	-۴/۴۱۷۷ (۰/۰۰۵۳)	۱۳/۵۲۰۰ (۰/۰۰۰۰)
ROA	-۲/۱۸۴۸ (۰/۴۵۶۸)	-۴/۲۵۰۲ (۰/۰۰۵۶)	۱۵/۳۲۲۷ (۰/۰۰۰۰)
DROA	-۴/۰۴۷۰ (۰/۰۱۸۳)	-۳/۱۲۴۶ (۰/۰۳۰۶)	۸/۱۸۹۵ (۰/۰۱۸۶)
ATR	-۲/۵۴۲۰ (۰/۲۸۴۹)	-۲/۶۸۹۹ (۰/۰۰۸۳)	۹/۲۶۳۷ (۰/۰۰۵۴)
DATR	-۴/۳۹۱۳ (۰/۰۱۰۲)	-۴/۷۰۹۸ (۰/۰۰۵۶)	۲۱/۱۱۵۷ (۰/۰۰۰۰)
DAR	-۱/۸۸۹۴ (۰/۶۶۱۳)	-۳/۶۶۱۱ (۰/۰۱۴۳)	۳۱/۷۷۲۸ (۰/۰۰۰۰)
DDAR	-۴/۲۸۴۲ (۰/۰۰۸۷)	-۳/۴۰۴۶ (۰/۰۱۹۵)	۱۵/۳۲۰۵ (۰/۰۰۰۰)

D: نمایانگر بررسی ایستایی متغیر در سطح تفاضل مرتبه اول است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. آزمون ریشــه واحد فیلیپس- پــرون

متغیرها	عرض از مبدا	عرض از مبدا همراه با روند
PHR	-۵/۵٤٤۱۵۰ (۰/۰۰۰۰)	**-۵/۵۵٤٦۱٦** **(۰/۰۰۰۱)**
EX	۲/٤۳۰۰۱۳ (۱/۰۰۰۰)	**۰/۰۹۷۳۵۲** **(۰/۹۹٦۷)**
D(EX)	-۵/۱٦۵۵٦۷ (۰/۰۰۰۱)	**-۵/۳٤٦۳۹۹** **(۰/۰۰۰۲)**
EXV	-۱/۷۷۷۹٦٤ (۰/۳۸۸۱)	**-۳/۲٦٦۹۲٤** **(۰/۰۸۰۹)**
D(EXV)	-۱٦/۹۹۰۰۱ (۰/۰۰۰۰)	**-۲٦/۹۰۹۵۲** **(۰/۰۰۰۱)**
CPIH	۸/۰۲۰٤٦۱ (۱/۰۰۰۰)	**۳/۷۲۷۵۰۷** **(۱/۰۰۰۰)**
DCPIH	-٤/۱۱۷۳٦۷ (۰/۰۰۱۸)	**-۵/۷٤۱۱۳۳** **(۰/۰۰۰۱)**
OILP	-۲/۲۹۰۸۵۲ (۰/۱۷۷۹)	**-۲/۳۱۷۲۵۲** **(۰/٤۱۸۹)**
DOILP	-٦/۰۸٤۹۹۰ (۰/۰۰۰۰)	**-٦/۰۱۸۰۸۸** **(۰/۰۰۰۰)**
ROA	-۳/۰٦۱٤۱٤ (۰/۰۳٤٤)	**-۱/۸۰۵٤۳۷** **(۰/٦۹۱۱)**
DROA	-۹/۲۸۸۵۷۸ (۰/۰۰۰۰)	**-۱۰/۸۹۱۱٦** **(۰/۰۰۰۰)**
ATR	-۱/۸۷۰۲۰۷ (۰/۳٤٤۲)	**-۲/۲۵۹۳۵٦** **(۰/٤٤۹٦)**
DATR	-۸/۸۰٤٤۹۱ (۰/۰۰۰۰)	**-۸/۸۸۱۰۱٤** **(۰/۰۰۰۰)**
DAR	-۱/۸٦۱۱۸۷ (۰/۳٤۸٤)	**-۱/۸۳۳۹۱۲** **(۰/٦۷۷۱)**
DDAR	-۸/۱۸٤۱۷۷ (۰/۰۰۰۰)	**-۸/۲۲۳۳۹۳** **(۰/۰۰۰۰)**

ماخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به سطح احتمال به دست آمده برای ریشه واحدهای سالانه، شش ماهه و فصلی حاصل از برآورد آزمون هگی، متغیر بازده صنعت دارو ایستا از مرتبه اول بوده و سایر متغیرها دارای ریشه واحد کلی بدون فرکانس بوده که با یکبار تفاضل‌گیری مانا شدند. همچنین در ادامه به منظور حصول اطمینان بیشتر از عدم وجود متغیرهای همجمع بالاتر از درجه اول از آزمون ریشه واحد فیلیپس- پرون[1] نیز بهره گرفته شده که نتایج آن در جدول (۲) آورده شده است.

نتایج آزمون ایستایی فیلیپس- پرون، حاکی از آن است که بجز متغیر بازده صنعت دارو، بقیه متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند. به بیان دیگر، در مدل مورد بررسی، ترکیبی از متغیرهای ایستا و ناایستا داریم و در این حالت، یکی از بهترین مدل‌های اقتصادسنجی برای بررسی روابط بین متغیرها، مدل‌های ARDL و NARDL با توجه به مبانی نظری این مدل‌ها هستند.

٤-۲. برآورد مدل خطی ARDL

٤-۲-۱. برآورد پویای متقارن ARDL

تجزیه و تحلیل نتایج مدل ARDL مبتنی بر تفسیر سه مرحله برآورد مدل، حالت بلندمدت و تصحیح خطا (ECM) است. برآورد مدل پویا، نحوه ارتباط متغیرها را در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد. در این راستا از معیارهای مختلفی نظیر معیارهای آکائیک[2]، حنان-کوئین[3]، شوارتز بیزین[4] و ضریب تعیین برای برآورد مدل پویای ARDL استفاده می‌شود که در این پژوهش با توجه به حجم داده‌ها از معیار آکائیک استفاده شده است و بهترین حالت انتخابی، مدل انتخابی ARDL (1,4,4,3,4,3,0,2,4) به دست آمد که نتایج حاصل از این حالت در جدول (۳) ارائه شده است.

نتایج حاکی از آن است که در مدل خطی ARDL، وقفه بازده صنعت دارو اثر مثبتی بر خودش دارد. همچنین نرخ ارز، اثر معناداری بر بازده دارو دارد. نکته قابل تامل این است

---

1. Phillips-Perron Unit Root Test
2. Akaike Criterion
3. Hannan Quinn Criterion
4. Schwarz Baysian Criterion

جدول ۳. نتایج مدل پویای ARDL

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	tمقدار آماره	ارزش احتمال
PHR (-1)	۰/۰۴۴۶۸۷	۰./۱۵۲۰۶۸	۲/۹۳۸۶۲	۰/۰۰۷
EX	۰/۶۱۶۶۳۷	۰/۲۹۱۱۷۱	۲/۱۱۷۷۸۱	۰/۰۴۲۹
EX (-1)	-۰/۹۶۳۵۵۳	۰/۶۹۴۹۵۷	-۱/۳۸۶۴۹۲	۰/۱۷۶۲
EX (-2)	۱/۹۹۴۹۳۵	۰/۹۴۴۹۴۱	۲/۱۱۱۲۳۵	۰/۰۴۳۵
EX (-3)	۰/۴۸۷۹۰۷	۰/۸۵۳۵۰۷	۰/۵۷۱۶۵۰	۰/۵۷۲۰
EX (-4)	۱/۱۸۸۲۸۸	۰/۷۹۷۰۶۲	۱/۴۹۰۸۳۵	۰/۱۴۶۸
EXV	۰/۰۰۰۱۵۴	۷/۴۶×۱۰$^{-۵}$	۲/۰۶۵۱۸۴	۰/۰۴۷۹
EXV (-1)	-۹/۸۳×۱۰$^{-۵}$	۹/۵۱×۱۰$^{-۵}$	-۱/۰۳۳۵۶۷	۰/۳۰۹۹
EXV (-2)	-۰/۰۰۰۱۱۶	۸/۷۶×۱۰$^{-۵}$	-۱/۳۲۳۹۴۳	۰/۱۹۵۹
EXV (-3)	-۰/۰۰۰۱۲۰	۸/۵۰×۱۰$^{-۵}$	-۱/۴۱۱۲۲۵	۰/۱۶۸۸
EXV (-4)	-۰/۰۰۰۴۲۷	۰/۰۰۰۱۳۵	-۳/۱۶۷۳۷۶	۰/۰۰۳۶
CPIH	-۱/۹۸۱۲۸۷	۰/۹۷۵۰۵۷	-۲/۰۳۱۹۷۰	۰/۰۵۱۴
CPIH(-1)	-۱/۱۹۱۱۲۹	۱/۱۰۷۴۰۵	-۱/۰۷۵۶۰۴	۰/۲۹۱۰
CPIH(-2)	۰/۱۷۲۱۷۹	۱/۱۸۳۰۷۹	۰/۱۴۵۵۳۵	۰/۸۸۵۳
CPIH(-3)	۲/۰۶۰۸۴۳	۱/۱۵۶۵۸۶	۱/۷۸۱۸۳۴	۰/۰۸۵۳
OILP	-۰/۲۴۹۴۶۷	۰/۱۵۴۱۷۴	-۱/۶۱۸۰۸۹	۰/۱۱۶۵
OILP (-1)	۰/۳۱۲۴۳۸	۰/۲۲۶۲۶۱	۱/۳۸۰۸۷۴	۰/۱۷۷۹
OILP (-2)	-۰/۴۰۵۴۱۴	۰/۲۳۸۱۸۳	-۱/۷۰۲۱۱۳	۰/۰۹۹۴
OILP (-3)	۰/۳۹۱۱۲۱	۰/۲۳۵۲۱۴	۱/۶۶۲۸۳۰	۰/۱۰۷۱
OILP (-4)	-۰/۴۷۳۳۵۴	۰/۱۶۷۱۷۰	-۲/۸۳۱۵۶۴	۰/۰۰۸۳
ROA	۳/۴۹۳۶۶۷	۰/۹۷۱۳۹۷	۳/۵۹۶۵۳۹	۰/۰۰۱۲
ROA(-1)	۱/۷۸۶۴۳۶	۰/۶۵۸۹۱۹	۲/۷۱۱۱۶۳	۰/۰۱۱۱
ROA(-2)	۰/۳۳۲۲۰۲	۰/۶۷۲۹۹۲	۰/۴۹۳۶۲۰	۰/۶۲۵۳
ROA(-3)	۰/۸۵۳۵۳۷	۰/۴۹۱۱۳۹	۱/۷۳۷۸۷۱	۰/۰۹۲۸
DAR	۰/۲۳۸۵۶۴	۰/۰۹۱۳۴۸	۲/۶۱۱۵۸۹	۰/۰۱۴۱
ATR	۱/۶۲۹۷۱۵	۰/۴۳۷۶۰۶	۳/۷۲۴۱۵۸	۰/۰۰۰۸
ATR(-1)	۰/۵۲۵۸۵۲	۰/۲۸۵۴۷۸	۱/۸۴۲۰۰۶	۰/۰۷۵۷
ATR(-2)	۰/۲۵۹۲۳۲	۰/۲۲۹۱۴۲	۱/۱۳۱۳۱۲	۰/۲۶۷۲
DUM	۰/۰۹۲۸۶۸	۰/۰۵۰۹۹۸	۱/۸۲۱۰۲۶	۰/۰۷۸۹
DUM(-1)	۰/۰۲۴۹۱۴	۰/۰۳۹۸۸۰	۰/۶۲۴۷۱۹	۰/۵۳۷۰
DUM(-2)	۰/۰۶۲۳۷۵	۰/۰۴۸۶۱۲	۱/۲۸۳۱۲۹	۰/۲۰۹۶
DUM(-3)	۰/۱۶۰۵۲۷	۰/۰۶۶۲۷۷	۲/۴۲۲۰۷۳	۰/۰۲۱۹
DUM(-4)	۰/۰۶۰۱۴۳	۰/۰۳۲۶۱۳	۱/۸۴۴۱۲۰	۰/۰۷۵۴
C	-۱۰۱/۹۴۲۶	۶۳/۴۳۹۰۰	-۱/۶۰۶۹۳۹	۰/۱۱۸۹
Prob (F-statistic) =۰/۰۰۰۰		**F-statistic =۷/۶۲۹۶۶۹**	**R^2 =۰/۸۹۶۷۱۶**	

ماخذ: یافته‌های پژوهش

که اثر نرخ ارز با تغییر وقفه تغییر کرده و دلیل این امر شاید این باشد که نرخ ارز با شوک‌های مثبت و منفی در وقفه‌های مختلف همراه بوده که در اثر وقوع هر یک از این

شوک‌ها، اثر نرخ ارز تغییر کرده است. همچنین نوسانات نرخ ارز اثر متفاوتی بر بازده صنعت دارو دارد، اما برآیند ضرایب نشان می‌دهد که اثر نوسانات نرخ ارز بر بازده سهام صنعت دارو منفی است. متفاوت بودن اثر نرخ ارز و نوسانات آن بر بازده صنعت دارو می‌تواند ناشی از وجود شوک‌های متفاوت در این متغیرها باشد. از این رو، در ادامه بعد از بررسی ارتباط میان متغیرها در قالب مدل خطی ARDL از مدلی استفاده می‌شود که بتواند اثرات شوک‌ها را متقارن در نظر نگرفته و آن‌ها را از هم تفکیک کند. در این خصوص، یکی از پرکاربردترین مدل‌ها، مدل NARDL است که در بخش بعدی به آن پرداخته می‌شود و نتایج آن با نتایج به دست آمده از مدل ARDL برای ارتباط میان متغیرها و وجود تقارن یا عدم تقارن میان نرخ ارز و نوسانات آن با بازده صنعت دارو مقایسه می‌شود.

علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که مجموع ضرایب متغیر شاخص قیمت مصرف‌کننده بخش بهداشت و درمان بر بازده شاخص سهام صنعت دارو، تاثیر منفی دارد. همچنین برآیند کلی اثر ضرایب قیمت نفت بر بازده صنعت دارو، منفی است. بازده دارایی‌های صنعت دارو در بازار سهام و گردش دارایی و همچنین میزان بدهی بر روند بازده صنعت دارو در بازار بورس تهران اثر مثبت گذاشته است و در نهایت متغیر مجازی کرونا موجب افزایش بازده دارو در بازار سهام تهران شده است. مقدار آماره F به دست آمده در مدل پویای ARDL، معناداری کل مدل رگرسیون برآورد شده را تایید می‌کند.

٤-۲-۲. آزمون هم‌انباشتگی مدل خطی ARDL

پیش از بحث در مورد روابط تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در مدل ابتدا لازم است تا آزمون وجود هم‌انباشتگی بلندمدت در بین متغیرها موجود در مدل صورت بگیرد. با توجه به ادبیات مربوطه معمولا از روش آزمون هم‌انباشتگی کرانه پسران و همکاران (۲۰۰۱) مبتنی بر مدل تصحیح خطای غیر مقید (UECM) [1] و یا روش بنرجی، دولادو و مستر [2] (۱۹۹۳) استفاده می‌شود. در این پژوهش با توجه به پر استناد بودن آزمون کرانه‌ها

1. Unrestricted Error Correction Model (UECM)
2. Banerjee, A., Dolado, J., & Mestre, R.

از این روش استفاده می‌شود. نتایج آزمون کرانه‌ها در مدل خطی ARDL در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ٤. نتایج آزمون کرانه‌ها در مدل خطی ARDL

مقدار آماره **F**	**حد بالا و پایین کرانه‌ها در سطوح مختلف معناداری (درصد)**		
	۱۰	**۵**	**۱**
٤/٩١٠٣٩٧	۱/۸۵ –۲/۸۵	۲/۱۱ –۳/۱۵	**۲/٦۲– ۳/۷۷**

ماخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج به دست آمده مقدار آماره برای مدل ARDL از حد بالای سه سطح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد بالاتر است؛ بنابراین، وجود روابط بلندمدت بین متغیرها در مدل ARDL در هر سه سطح، تایید می‌شود.

٤-۲-۳. تخمین بلندمدت پارامترها و ضریب تصحیح خطای مدل خطی ARDL

پس از انجام آزمون هم‌انباشتگی و اطمینان وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل در این بخش می‌توان به تخمین رابطه بلندمدت میان متغیرها پرداخت. نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت مدل خطی ARDL در جدول (۵) ارائه شده است. نتایج حاکی از آن است که نرخ ارز، اثر مثبتی بر بازده صنعت دارو دارد. در تحلیل این اثر می‌توان گفت که شرکت‌های دارویی در این صنعت با افزایش نرخ ارز، توان رقابت بهتری از خود ارائه کردند و درنتیجه، باعث افزایش بازده این صنعت در بورس شدند. نوسانات نرخ ارز، اثر منفی بر این صنعت دارد. به بیان دیگر، وجود نوسانات شدید در قیمت ارز باعث شده سرمایه‌گذاران در بازار بورس به ویژه صنعت دارو دچار مشکل شده و نسبت به سرمایه‌گذاری در این صنعت تمایل زیادی نداشته باشند که در اثر آن تاثیر منفی بر عملکرد صنعت دارو بر بورس تهران داشته باشد.

نفت با توجه به اینکه یکی از مهم‌ترین منابع درآمدی برای ایران محسوب می‌شود و نقش استراتژیک در اقتصاد ایران دارد؛ از این رو، همواره تغییرات قیمتی در آن بر عملکرد بازار بورس تهران تاثیرگذار بوده است. نتایج نشان می‌دهد با افزایش قیمت نفت، بازده صنعت دارو کاهش می‌یابد و این موضوع شاید به این خاطر باشد که با افزایش قیمت

نفت، سرمایه‌گذاران فعال در سهام شرکت‌های دارویی به دنبال کسب سود در بازارهای جانشین بازار سهام صنعت دارو هستند که با افزایش قیمت نفت افزایش می‌یابد؛ نظیر بازار سهام پتروشیمی و مشتقات آن. همچنین به دلیل اینکه نفت یک نهاده مهم در فرآیند تولید محصولات دارویی است؛ از این رو، با افزایش قیمت نفت، بهای تمام شده محصولات دارویی نیز افزایش می‌یابد که این امر می‌تواند بر قیمت سهام شرکت‌های دارویی و حاشیه سود آن‌ها تاثیر منفی داشته باشد.

جدول ۵. نتایج آزمون روابط بلندمدت و ضریب تصحیح خطای مدل خطی ARDL

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	مقدار آماره t	ارزش احتمال
EX	۳/٤۷۹۷۱۲	۰/٦٥٤۳۳۷	۵/۳۱۷۹۲۱	۰/۰۰۰۰
EXV	-۰/۰۰۰٦۳۵	۰/۰۰۰۱٤۸	-٤/۲۸٤٤۹٤	۰/۰۰۰۲
CPIH	-۰/۹۸۳۳۳٦	۰/۲۸۸۵۷۷	-۳/٤۰۷۵۳۱	۰/۰۰۱۹
OILP	-۰/٤٤٤۵٤۲	۰/۱٦۸۵۱۲	-۲/٦۳۸۰۳۸	۰/۰۱۳۳
ROA	۳/۰۲۸۲۹٦	۰/۸٤۱۳۷۹	۳/۵۹۹۲۰٤	۰/۰۰۱۲
DAR	۰/۲٤۹۷۲٤	۰/۰۹٤۵٤۲	۲/٦٤۱٤۱۵	۰/۰۱۳۲
ATR	۰/۸۸٤۱٤۱	۰/٤٤۸۱۸٦	۱/۹۷۲۷۱۳	۰/۰۵۸۱
DUM	۰/۱۷۲۹۹۳	۰/۰٤۰۵٤٦	٤/۲٦٦٦۲۰	۰/۰۰۰۲
C	-۱۰٦/۷۱۱۲	٦۸/۱۸۱٦۵	-۱/۵٦۵۱۰۲	۰/۱۲۸٤
ضریب تصحیح خطا				
ECM =-۰/۹۵۵۳۱۳ (۰/۰۰۰۰)				

ماخذ: یافته‌های پژوهش

شاخص قیمت مصرف‌کننده بخش بهداشت و درمان در بلندمدت تاثیر منفی بر بازده سهام صنعت دارو دارد و دلیل این امر آن است که افزایش تورم موجب افزایش نااطمینانی در بازار سهام می‌شود و از آنجایی که به طور کلی تورم در ایران همواره از میزان بازده سهام صنایع در بازار بورس تهران بیشتر است؛ از این رو، رغبت سرمایه‌گذاران و فعالان بازار بورس با افزایش تورم به سرمایه‌گذاری در بازار سهام کاهش می‌یابد.

با توجه به اینکه تورم بخش سلامت علاوه بر اثرگذاری در بازار سهام شرکت‌های دارویی با سلامت عمومی نیز در ارتباط است، سیاست‌های کنترلی تورم این بخش باید

اولویت ویژه‌ای داشته باشد. متغیرهای بازده دارایی‌های صنعت دارو، گردش دارایی‌ها و متغیر مجازی کرونا نیز مطابق با انتظارات تئوریکی در بلندمدت اثر مثبتی بر صنعت دارو دارند. در خصوص توجیه اثر مثبت میزان بدهی صنعت دارو بر بازده صنعت دارو نیز می‌توان اظهار کرد که میزان بدهی شرکت‌های دارویی با سرمایه‌گذاری در طرح‌های بزرگ و پیچیده به وجود آمده (نظیر طرح واکسن کرونا) که به دنبال آن باعث شده، بازدهی این صنعت حتی برای بازه زمانی کوتاهی نیز افزایش یابد.

علاوه بر این، ضریب تصحیح خطای مدل برآورد شده منفی و معنادار است. با استفاده از ضریب تصحیح خطا، می‌توان رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها را به رابطه بلندمدت بین آن‌ها ارتباط داد. با توجه به مقدار ضریب تصحیح خطای به دست آمده می‌توان گفت در هر دوره ۹۵ درصد از عدم تعادل در بازده سهام صنعت دارو در دوره بعد تعدیل می‌شود؛ بنابراین، تعدیل به سمت تعادل با سرعت صورت می‌گیرد.

٤-۲-٤. بررسی اعتبار مدل برآورده شده خطی ARDL

در این قسمت به منظور بررسی اعتبار الگو برآورد شده از آزمون‌های تشخیصی استفاده می‌شود؛ از آزمون ریست رمزی[1] به منظور بررسی تورش تصریح مدل از آزمون واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو (آزمون ARCH) [2] به منظور بررسی ناهمسانی واریانس و از آزمون بروش-گادفری[3] (آزمون LM) به منظور بررسی خودهمبستگی بهره گرفته شده و نتایج این آزمون‌ها در جدول (۶) ارائه شده است. با توجه به نتایج به دست آمده در الگوی برآورد شده، مشکل عدم تصریح صحیح مدل، ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی وجود ندارد.

1. Ramsey Reset Test
2. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH) Test
3. Breusch-Godfrey Test

جدول ٦. نتایج آزمون بررسی اعتبار مدل برآورد شده

بروش-گادفری (آزمون LM)	آرچ تست (آزمون ARCH)	ریست رمزی	نوع آزمون
۰/۱۸۰۳۲۲	۱/۷۵۷٤۹٦	۱/۸۸۳۷۹٦	مقدار آماره
(۰/٦۷٤۳)	(۰/۱۹۰۰)	(۰/۱۷٦۰)	(سطح احتمال)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

٤-۳. تخمین مدل غیرخطی NARDL

٤-۳-۱. برآورد مدل پویای NARDL

در این پژوهش به منظور بررسی اثر نامتقارن نرخ ارز و نوسانات آن بر بازده صنعت دارو از مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) استفاده می‌شود. برای این منظور دو متغیر نرخ ارز و نوسانات آن به دو بخش شوک‌های مثبت و منفی تفکیک می‌شوند. از این رو، مدل غیرخطی NARDL در مقایسه با مدل خطی ARDL که در آن ۷ متغیر برون‌زا وجود داشت، دارای ۱۱ متغیر برون‌زا خواهد بود. همانند مدل‌های ARDL، حالت‌های مختلف مدل NARDL برآورد شد و از میان آنان بهترین حالت بر اساس معیارهای گزینش یک مدل مناسب انتخاب شد. مدل انتخابی ARDL (1,1,0,0,2,0,2,2,1,2,2) به عنوان بهترین حالت انتخاب شد که نتایج حاصل از برآورد آن در جدول (۷) ارائه شده است.

با توجه به نتایج به دست آمده، وقفه بازده صنعت دارو تاثیر مثبتی بر خود دارد. علاوه بر این، در سطح خطای ۵ درصد، شوک منفی نرخ ارز و وقفه آن در کوتاه‌مدت اثر منفی و معنادار و شوک مثبت نرخ ارز، اثر مثبتی بر بازده سهام صنعت دارو دارد. با توجه به اثر منفی شوک منفی نرخ ارز بر بازده صنعت دارو و اثر مثبت شوک مثبت نرخ ارز بر بازده صنعت دارو می‌توان گفت که نرخ ارز اثری نامتقارن بر بازده سهام صنعت دارو در اقتصاد ایران دارد.

همچنین بر اساس نتایج به دست آمده، ضریب شوک منفی نوسانات نرخ ارز با اثر منفی و معنادار بر بازده سهام صنعت دارو به دست آمد و شوک مثبت نوسانات نرخ ارز و وقفه‌های آن اثر مثبت و معناداری بر بازده سهام صنعت دارو دارد. بنابراین، در کوتاه‌مدت،

شوک منفی در نوسانات نرخ ارز تاثیر منفی و معنادار و شوک مثبت تاثیر مثبت و معنادار بر بازده سهام صنعت دارو می‌گذارد که این امر بیانگر نامتقارن بودن شوک‌های نرخ ارز و نوسانات ناشی از آن است. علاوه بر این، قیمت نفت بعد از دو وقفه، تاثیر منفی و

جدول ۷. نتایج مدل پویای NARDL

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	مقدار آماره t	ارزش احتمال
PHR (-1)	۰/۲۸۷۳۸۰	۰/۰۹٤۹٦۷	۳/۰۲٦۰۹٥	۰/۰۰٤۳
EX_NEG	−۱/۳۹۳٤٤٥	۰/٥٥۸٦۳۸	−۲/٤۹٤۳٥۹	۰/۰۱٦۸
EX_NEG (-1)	−۰/٦۷۱٥۷۲	۲/۲۱۸۸۲٦	−۳/۰۰٦۸۰۲	۰/۰۰٤٥
EX_POS	۰/٥۳۷۳٥٦	۰/۲۳٦۷٥٤	۲/۲٦۹٦۸٤	۰/۰۲۸۷
EXV_NEG	−۰/۰۰۰۱۲۹	٦/۳۰×۱۰$^{-٥}$	−۲/۰٥۰٥۳۷	۰/۰٤٦۹
EXV_POS	۰/۰۰۱۲۷۸	۰/۰۰۰۲٥۱	٥/۰۸۷۲٦۸	۰/۰۰۰۰
EXV_POS (-1)	۰/۰۰۰۷۰٥	۰/۰۰۰۱۸٥	۳/۸۱۲٦٤۱	۰/۰۰۰٥
EXV_POS (-2)	۰/۰۰۰۹۷۰	۰/۰۰۰۲۲۷	٤/۲۷۸۱۸٤	۰/۰۰۰۱
CPIH	۰/۲٤٦۹۲۸	۰/۳۳۱۸۷۳	۰/۷٤٤۰٤۳	۰/٤٦۱۲
OILP	−۰/۱۰۲۳۲۳	۰/۱٤٤٤۰۷	−۰/۷۰۸٥۷۳	۰/٤۸۲۷
OILP(-1)	۰/۲٤۷۱۰۷	۰/۱۹٥۲۷۳	۱/۲٦٥٤٤۳	۰/۲۱۳۰
OILP(-2)	−۰/۳۹۸۲۸۳	۰/۱٤۲۳٦۸	−۲/۷۹۷٥٦۲	۰/۰۰۷۹
ROA	۱/۰۸٦۲۹۸	۰/٥۸۱۱۸٥	۱/۸٦۹۱۰۹	۰/۰٦۸۹
ROA(-1)	۲/۰۱٦۲۹۱	۰/٥۷۸۱۸٦	۳/٤۸۷۲۷۲	۰/۰۰۱۲
ROA(-2)	۱/۳٥٦٤٥۹	۰/۳٦٤٥۷۱	۳/۷۲۰٦۹٦	۰/۰۰۰٦
ATR	۰/٦٤۳۷۸۹	۰/۲٥٦۳۲۲	۲/٥۱۱٦۳۹	۰/۰۱٦۲
ATR(-1)	۰/٦٤۳۹۲٦	۰/۲۱۱۹۸٦	۳/۰۳۷٥۸۷	۰/۰۰٤۲
DAR	۰/۰۷۸۹۷۳	۰/۱۱۹۷۰۹	۰/٦٥۹۷۰٥	۰/٥۱۳۲
DAR(-1)	−۰/۱٥٦۱٤۳	۰/۱۲۱۳٥۷	−۱/۲۸٦٦٤۳	۰/۲۰٥٦
DAR(-2)	۰/۲۱۸۹٤۹	۰/۱۰۰۳۷٦	۲/۱۸۱۲۹۹	۰/۰۳٥۱
DUM	−۰/۰۱۱٥۸۲	۰/۰۲۲۳۸۷	−۰/٥۱۷۳٥۸	۰/٦۰۷۸
DUM(-1)	۰/۰٦۹۷۱۷	۰/۰۱۷۸٦۹	۳/۹۰۱٦۳۲	۰/۰۰۰٤
DUM(-2)	۰/۱۳۱٦٥۳	۰/۰۲۰۸۸۲	٦/۳۰٤٥۱٦	۰/۰۰۰۰
C	−۳۷/۷٤۲۰۷	٤۹/۷۸۲۹۸	−۱/۹۹۸۱۳۲	۰/۰٥۲۸
Prob (F-statistic) =۰/۰۰۰۰		**F-statistic = ۸/٥٥۳۱۱۱**		**R^2 =۰/۸۳۱۰۲٥**

ماخذ: یافته‌های پژوهش

معناداری بر بازده سهام دارو در کوتاه‌مدت دارد، اما اثر شاخص قیمت مصرف‌کننده بخش بهداشت و درمان بر بازده سهام صنعت دارو از لحاظ آماری معنادار به دست نیامد. همچنین مطابق با انتظارات تئوریکی، بازده دارایی‌های صنعت دارو، گردش دارایی‌ها، میزان بدهی و متغیر مجازی کرونا بر روند بازده صنعت دارو اثر مثبت دارند. مقدار آماره F به دست آمده در مدل پویای NARDL معناداری کل مدل رگرسیون برآورد شده را تایید می‌کند.

٤-٣-٢. آزمون هم‌انباشتگی مدل NARDL

در این قسمت همانند مدل خطی ARDL از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱) به منظور بررسی وجود هم‌انباشتگی بلندمدت در بین متغیرهای موجود در مدل NARDL استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۸) گزارش شده است. با توجه به نتایج به دست آمده مقدار آماره F برای مدل NARDL از حد بالای سه سطح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد بالاتر است؛ بنابراین، وجود روابط بلندمدت بین متغیرها در مدل NARDL در تمامی سطوح تایید می‌شود.

جدول ۸. نتایج آزمون کرانه‌ها در مدل خطی NARDL

مقدار آماره F	حد بالا و پایین کرانه‌ها در سطوح مختلف معناداری (درصد)		
	۱۰	۵	۱
۱۰/۷۰۲۲۹	۲/۹٤- ۱/۸۳	۳/۲٤- ۲/۰٦	۳/۸٦- ۲/۵٤

ماخذ: یافته‌های پژوهش

٤-٣-٣. تخمین بلندمدت پارامترها و الگوی تصحیح خطا در مدل NARDL

نتایج حاصل از روابط بلندمدت میان متغیرهای پژوهش با استفاده از روش غیرخطی NARDL در جدول (۹) آورده شده است. با توجه به نتایج به دست آمده در بلندمدت شوک منفی نرخ ارز، اثر منفی و معنادار بر بازده سهام صنعت دارو دارد و این در حالی است که شوک مثبت نرخ ارز دارای اثر مثبت و معنادار است. همچنین با توجه به نتایج به دست آمده در بلندمدت، شوک منفی نوسانات نرخ ارز، اثر منفی و معنادار و شوک مثبت نوسانات نرخ ارز، اثر مثبت و معنادار بر بازده سهام صنعت دارو است. بنابراین، نتایج بیانگر نامتقارن بودن اثرات نرخ ارز و نوسانات آن بر بازده سهام صنعت دارو دارد.

نتایج همچنین نشان می‌دهد که برخلاف نتایج مدل خطی ARDL، شاخص قیمت مصرف‌کننده بخش بهداشت و درمان و میزان بدهی صنعت دارو از لحاظ آماری تاثیر معناداری بر بازده سهام صنعت دارو در بلندمدت ندارند. قیمت نفت نیز تاثیر منفی و معناداری بر بازده صنعت دارو دارد و این در حالی است که مطابق انتظارات، بازده دارایی‌های صنعت دارو و میزان گردش دارایی‌ها به همراه متغیر مجازی کرونا در بلندمدت موجب افزایش بازده صنعت دارو می‌شوند. ضریب تصحیح خطا در مدل NARDL نشان می‌دهد که در هر دوره ۷۱ درصد از خطای عدم تعادل تعدیل شده و مقدار کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادل بلندمدت خود میل می‌کند.

جدول ۹. نتایج آزمون روابط بلندمدت مدل و الگوی تصحیح خطا مدل NARDL

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	مقدار آماره t	ارزش احتمال
EX_NEG	−۰/٤۰٦٦٤۷	۰/۷۲۲٤۸۰	−۱/۹۸۹۷۰۷	**۰/۰۵۳۵**
EX_POS	۰/۷۵٤۰۵۷	۰/۳۱۹۰۰۷	۲/۳٦۳۷٦۱	**۰/۰۲۳۰**
EXV_NEG	−۰/۰۰۰۱۸۱	۸/٤۲×10^{-5}	−۲/۱۵۱٦۸٦	**۰/۰۳۷۵**
EXV_POS	۰/۰۰۰۵۵۷	۰/۰۰۰۲۱۸	۲/۵۵۷۹۳٦	**۰/۰۱٤٤**
CPIH	۰/۳٤٦۵۰۷	۰/٤۸٦۳٤۹	۰/۷۱۲٤٦۵	**۰/٤۸۰۳**
OILP	−۰/۳۵۵۷۲۸	۰/۱٦٤۸۵۱	− ۲/۱۵۷۸۷۲	**۰/۰۳۷۰**
ROA	۰/۵۹۸٤٤۸	۰/۵۳۸۷٤۱	۱۱/۱۰۸۲۸	**۰/۰۰۰۰**
ATR	۰/۱۹۲۲۱٦	۰/۲۸۱۰۹۷	٦/۸۳۸۰۷۳	**۰/۰۰۰۰**
DAR	۰/۱۹۸۹۵٤	۰/۱۳۹٤۱۵	۱/٤۲۷۰٦۹	**۰/۱٦۱۳**
DUM	۰/۱۰۳۱٦۵	۰/۰٤٦۹۹۹	۲/۱۹۵۰۵۱	**۰/۰۳٤۰**
ضریب تصحیح خطا				
ECM= −۰/۷۱۲٦۲۰ (۰/۰۰۰)				

ماخذ: یافته‌های پژوهش

٤-۳-٤. بررسی اعتبار مدل برآورد شده غیرخطی NARDL

جهت اطمینان از تصریح صحیح مدل و عدم وجود ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی در مدل NARDL برآورد شده به ترتیب از آزمون‌های ریست رمزی، آزمون واریانس

ناهمسانی شرطی اتورگرسیو (آزمون ARCH) و آزمون بروش-گادفری (آزمون LM) استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۱۰) ارائه شده است.

نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که حالت انتخابی مدل برآورد شده NARDL برای بررسی روابط میان متغیرها، مشکل عدم تصریح صحیح مدل مناسب، ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی را ندارد.

جدول ۱۰. نتایج آزمون بررسی اعتبار الگو در مدل ARDL غیرخطی

بروش-گادفری (آزمون LM)	آرچ تست (آزمون ARCH)	ریست رمزی	نوع آزمون
۰/۲۳۰۵۱۶	۰/۸۷۵۸۹۳	۰/٦٨٥٧٦١	مقدار آماره
(۰/٦٣٣٨)	(۰/۳۵۳۳)	(۰/٤١١٢)	(سطح احتمال)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

٤-۳-۵. آزمون عدم تقارن متغیرها در مدل NARDL

پس از اطمینان از صحت اعتبار الگوی برآوردی برای بررسی تقارن یا عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز و نوسانات آن بر بازده سهام صنعت دارو از آزمون والد برای تایید یا عدم تایید متقارن یا نامتقارن بودن شوک‌ها استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۱۱) ارائه شده است. فرض صفر در آزمون والد مبنی بر اثر متقارن شوک‌های مثبت و منفی است.

جدول ۱۱. نتایج آزمون والد برای نرخ ارز و نوسانات نرخ ارز

نوسانات نرخ ارز	نرخ ارز	آزمون والد
۸/۸٤۹۷۹۱	۹/٤٨٣٦٥٦	مقدار آماره
(۰/۰۰٦۰)	(۰/۰۰٤٦)	(ارزش احتمال)

ماخذ: یافته‌های پژوه

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، فرضیه صفر این آزمون رد می‌شود و بیانگر این است که شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز و نوسانات آن بر بازده سهام صنعت دارو اثر نامتقارن دارد.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

یکی از مهم‌ترین صنایع در هر اقتصاد که از اهمیت استراتژیک بسزایی برخوردار است، صنعت دارو است. در ایران این صنعت بعد از صنعت نفت، گاز و پتروشیمی، دومین صنعت مهم محسوب می‌شود. همچنین صنعت دارویی ارتباط مستقیمی با سلامت اجتماعی افراد دارد و در بسیاری از بحران‌ها نظیر بحران کرونا، تاثیر فراوانی بر زندگی اجتماعی و اقتصادی افراد جامعه گذاشته است. علاوه بر این، عوامل مختلفی بر صنایع و بازده سهام مختلف نظیر صنعت دارو تاثیرگذارند که یکی از مهم‌ترین آنان، نرخ ارز و نوسانات در آن است. از این رو، با توجه به اهمیت صنعت داروسازی و ارتباط بازدهی این صنعت با نرخ ارز در بازار سهام ایران، این پژوهش با استفاده از داده‌های فصلی بازه زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۴۰۰ به بررسی اثرات خطی و غیرخطی نرخ ارز و نوسانات آن به همراه متغیرهای کنترلی اقتصاد کلان شامل شاخص قیمت مصرف‌کننده بخش بهداشت و درمان و قیمت نفت و متغیرهای کنترلی صنعت دارو شامل نسبت بازده دارایی‌ها، نسبت گردش دارایی‌ها و نسبت بدهی و متغیر مجازی کرونا بر بازده شاخص سهام صنعت دارو در قالب مدل‌های ARDL و NARDL پرداخته است.

نتایج مطالعه نشان داد که در کوتاه‌مدت، برآیند کلی اثر نرخ ارز در مدل خطی ARDL بر بازده صنعت دارو، مثبت است. اما نکته تامل‌برانگیز در نتیجه این ارتباط آن است که در وقفه‌های مختلف، اثر ضرایب نرخ ارز تغییر کرده که احتمال داده می‌شود یکی از دلایل وقوع این امر، وجود شوک‌های مثبت یا شوک‌های منفی در قیمت ارز صورت‌گرفته باشد. برای این منظور، از مدل NARDL برای بررسی این امر که قابلیت تفکیک شوک‌ها را دارد، استفاده شد. نتایج مدل غیرخطی NARDL نشان داد که شوک منفی در قیمت ارز موجب کاهش بازده صنعت دارو و شوک مثبت در جهت افزایش قیمت ارز منجر به افزایش بازده صنعت دارو در بازار بورس ایران می‌شود. برای نوسانات نرخ ارز نیز در کوتاه‌مدت در مدل خطی ARDL اثر منفی بر بازده صنعت دارو به دست آمد در حالی‌که در مدل غیرخطی NARDL نوسانات نرخ ارز به دو شوک مثبت و منفی در تغییرات نرخ ارز تفکیک شد که نتیجه شوک‌های مثبت و منفی نوسانات نرخ ارز اثر معنادار، اما متفاوت مشاهده شد که این حاکی از نامتقارن بودن اثر شوک‌ها بر بازده صنعت

دارو دارد. اثر متغیر شاخص قیمت مصرف‌کننده بخش بهداشت و درمان در مدل خطی اثر منفی و معنادار دارد در حالی که در مدل غیرخطی اثر مثبت، اما از لحاظ آماری بی‌معنی به دست آمد و ضریب متغیر قیمت نفت در هر دو مدل منفی و معنادار به دست آمد. همچنین بازده دارایی‌ها، گردش دارایی‌ها، میزان بدهی صنعت دارو و متغیر مجازی کرونا موجب بهبود بازده صنعت دارو در کوتاه‌مدت در هر دو مدل می‌شوند.

نتایج برآورد مدل‌ها در بلندمدت نیز نشان داد که نرخ ارز در مدل خطی ARDL اثر مثبت دارد. این در حالی است که در مدل غیرخطی NARDL شوک منفی در قیمت ارز، اثر منفی و شوک مثبت آن اثر مثبت بر بازده سهام صنعت دارو دارد. همچنین نوسانات نرخ ارز در مدل خطی اثر منفی، اما در مدل غیرخطی، شوک منفی نرخ ارز، اثر منفی و شوک مثبت آن، اثر مثبت بر بازده سهام صنعت دارو دارد. اثر متغیرهای تورم بخش بهداشت و درمان و قیمت نفت در مدل غیرخطی NARDL به ترتیب مثبت و بی‌معنی و منفی و معنادار مشاهده شد، اما در مدل خطی ARDL، هر دو، اثر منفی داشتند.

نتایج همچنین نشان داد که در بلندمدت متغیرهای بازده دارایی‌ها وگردش دارایی‌ها در صنعت دارو به همراه متغیر مجازی کرونا در هر دو مدل خطی و غیرخطی اثر مثبتی بر روند بازده صنعت دارو در بازار بورس تهران دارند در حالی که متغیر بدهی صنعت دارو، تنها در مدل خطی اثر مثبت و معناداری بر بازده دارو دارد. بنابراین، به طور خلاصه، نتایج بیانگر این است که بر اساس شواهد تجربی، رابطه‌ای عمیق میان ارز و نوسانات آن با بازده صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد، اما تاثیرپذیری این صنعت از شوک‌های قیمتی در نرخ ارز و نوسانات آن، ناهمگن است؛ به طوری که افزایش در قیمت ارز و نوسانات آن موجب افزایش بازده شرکت‌های بورسی صنعت دارو و کاهش در قیمت ارز و نوسانات موجود در آن موجب کاهش سودآوری این صنعت و شرکت‌های فعال در این صنعت می‌شود.

به طور کلی، نتایج مطالعه حاضر بیانگر این است که تفکیک نرخ ارز و نوسانات آن به شوک‌های مثبت و منفی موجب تغییر در نتایج تحقیق می‌شود. از این رو، پیشنهاد می‌شود که سرمایه‌گذاران و شرکت‌های فعال در صنعت دارو به نتایج متفاوت مدل‌های خطی و غیرخطی و همچنین اثرات نامتقارن متغیرها توجه کنند و با توجه به متفاوت بودن

تاثیر شوک‌های مثبت و منفی نوسانات نرخ ارز به جهت نوسانات توجه کرده و واکنش مناسبی برای پوشش نوسانات نرخ ارز انجام دهند.

همچنین پیشنهاد می‌شود که جهت پوشش ریسک نوسانات نرخ ارز که تاثیر بسیاری بر بازده تمام صنایع بورسی از جمله صنعت دارو دارد، استفاده از ابزارهای نوین مهندسی مالی در بازار سرمایه ایران افزایش یابد.

با توجه به یافته‌های مبنی بر تاثیر مثبت افزایش نرخ ارز بر بازده سهام صنعت دارو، پیشنهاد می‌شود که ارز شرکت‌های دارویی به صورت تک نرخی تعیین شود، چراکه با افزایش نرخ ارز، نرخ محصولات دارویی افزایش و میزان حاشیه سود شرکت‌های دارویی افزایش می‌یابد.

همچنین با توجه به با افزایش نرخ ارز و افزایش قیمت دارو پیشنهاد می‌شود که تفاوت نرخ ارز ترجیحی با نرخ ارز بازار آزاد به شرکت‌های بیمه‌ای اختصاص یابد تا سطح پوشش بیمه‌ای بیماران افزایش یابد و تعداد بیشتری از اقلام دارویی تحت پوشش بیمه قرار بگیرد و فشار افزایش قیمت دارو از افراد جامعه برداشته شده و همزمان شرکت‌های دارویی بتوانند به تولید و ارائه محصولات با کیفیت بهتر بپردازند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Gholamhossein Golarzi https://orcid.org/0000-0002-0677-7422

Mahnaz khorasani https://orcid.org/0000-0003-0880-9261

منابع

ابونوری، اسمعیل، طهرانچیان، امیر منصور و حمزه، مصطفی. (۱۳۹۱). رابطه بلندمدت بین بی‌ثباتی نرخ مؤثر ارز واقعی و شاخص بازدهی صنعت در بازار سهام تهران (رهیافت گارچ چند متغیره). *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، ۱۸(۲)*، ۱-۱۹.
https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_555466_587437d90fe46b29c20524f3d868cec5.pdf

ادیب‌پور، مهدی. (۱۳۹۵). سنجش نااطمینانی نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام شرکت‌های صنعتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار. *پژوهشنامه اقتصاد کلان، ۱۱(۲۲)*، ۱۰۵-۱۳۱.
DOI: 10.22080/iejm.2017.11876.1531

برخورداری، فرناز، پورعزیزی گلین قشلاقی، سمیه و حسینی، ابوالفضل. (۱۳۹۶). تاثیر نوسانات نرخ ارز و اثر سرریز آن بر شاخص صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری، ۶(۲۱)*، ۱-۱۳.
https://jik.srbiau.ac.ir/article_10229_d18d961da6ff327b644f8b38aa2c99be.pdf

پدرام، مهدی. (۱۳۹۱). اثر نوسانات نرخ ارز بر روی نوسانات بازار سهام در ایران. *نشریه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۱۵*، ۸۳-۹۶
https://jfksa.srbiau.ac.ir/article_3151_55e26b14dfd8647c2f98161aaa7d44db.pdf

جعفری صمیمی، احمد، کاظمی زرومی، حسن، ریاحی وزواری، کیوان و رحمانیان، مسلم. (۱۳۹۳). نوسانات نرخ ارز و بازده سهام در ایران. *فصلنامه تحقیقات حسابداری و حسابرسی، ۱۲(۲۲)*، ۴-۱۷.
DOI: 10.22034/iaar.2014.104362

جلالی نائینی، سید احمدرضا و قالیباف اصل، حسن. (۱۳۸۲). بررسی تاثیر نرخ ارز بر بازده سهام در ایران. *فصلنامه تحقیقات مالی. ۵(۱۵)*، ۳-۲۲.
DOI: 20.1001.1.10248153.1382.5.15.1.2

جلایی، عبدالمجید و حبیب‌دوست، امیر. (۱۳۹۱). بررسی رابطه نوسان‌های نرخ ارز و بازدهی سهام با استفاده از تحلیل موجک در بخش‌های مختلف بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. ۱۷(۵۲)*، ۹-۳۲.
https://ijer.atu.ac.ir/article_2785_872b2b6f124cf7dc90f0fcbdac0af08a.pdf

جهانی، زهرا. (۱۴۰۰). تاثیر پاندمی کرونا بر روند سودآوری شرکت‌های صنایع دارویی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار. *مجله اقتصادی، ۶(۲۱)*، ۵-۱۹.
http://ejip.ir/article-1-1196-fa.pdf

حیدری، حسن، رفاح کهریز، آرش وهاشمی برنج‌آبادی، نیر. (۱۳۹۷). پویایی‌های رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی و بی‌ثباتی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد تغییر رژیم مارکف آرما گارچ چند متغیره. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۵(۲)*، ۲۲۳-۲۵۰.
https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_7730_cfe5dc9ee4cd57f638972c26a9846bba.pdf

حیدری، حسن، محمدزاده، یوسف و رفاح کهریز، آرش. (۱۳۹۷). بررسی تغییر نرخ ارز بر بازده سهام صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رهیافت مارکف سوئیچینگ. *فصلنامه مدیریت دارایی و تامین مالی، ۶(۲)*، ۳۵-۵۶.
DOI: 10.22108/amf.2017.21420

ذوالفقاری، مهدی و سحابی، بهرام. (۱۳۹۵). بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز بر ریسک بازدهی سهام صنایع خودرو، معدن و سیمان بر پایه انتقالات رژیمی مارکف. *فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۲۹، ۸۵-۱۰۶.
DOR: 20.1001.1.22519165.1395.7.29.5.2

صرافی زنجانی، محمد و مهرگان، نادر. (۱۳۹۷). اثر نامتقارن ریسک نرخ ارز بر شاخص سهام صنایع صادرات محور با استفاده از مدل NARDL. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۹(۳۳)*، ۸۹-۱۱۶.
DOI: 10.29252/jemr.9.33.89

عیدی، محمود، هژبر کیانی، کامبیز، رجایی، یداله و رحیم‌زاده، اشکان. (۱۳۹۹). بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تابع تقاضای پول ایران با وجود هزینه مذهبی خانوار: رویکرد NARDL. *فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۴(۵۲)*، ۲۷-۵۴ .
DOI: 20.1001.1.25383833.1399.14.52.2.2

عین‌آبادی، جواد و مرادی، نیره. (۱۴۰۰). تاثیر افزایش نرخ ارز بر ارزش سهام شرکت‌های دارویی مبتنی بر ارزش برآوردی حاصل از مدل‌های ارزشیابی تنزیل سود نقدی، جریان نقد آزاد و سود باقیمانده و قیمت واقعی. *فصلنامه مدیریت کسب و کار، ۱۳(۵۲)*، ۴۸۵-۴۶۷.
DOR: 20.1001.1.22520104.1400.13.52.24.0

کریم‌زاده، مصطفی. (۱۳۸۵). بررسی بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی در اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۸(۲۶)*، ۴۱-۵۱.
https://ijer.atu.ac.ir/article_3707_e8d102fda2ff4142366c1ebdd77cd153.pdf

محقق‌نیا، محمدجواد، حسینی، سید حسین و جعفری باقرآبادی، احسان. (۱۳۹۲). بررسی رابطه نوسانات نرخ ارز و بازده صنعت بانکداری. *فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری، ۳(۹)*، ۵۷-۷۳.
DOI: 10.22051/jera.2013.584

محمدی، آزاد. (۱۳۹۴). *بررسی تاثیر نوسان پذیری نرخ ارز بر رابطه بین ویژگی‌های مالی و غیر مالی شرکت و بازده سهام*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته حسابداری، دانشگاه ارومیه.
https://ganj.irandoc.ac.ir//#/articles/9b332c83f9350e7b0862b241ae030685

نجارزاده، رضا، آقایی خوندابی، مجید و رضایی‌پور، محمد. (۱۳۸۸). بررسی تاثیر شوک‌های ارزی و قیمتی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۹(۱)*، ۱۴۷-۱۷۵.
DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7

نجفی، افروز و رحیم‌زاده، اشکان. (۱۳۹۴). نوسانات نرخ ارز و تاثیر آن بر بازده سهام در صنایع پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *اولین کنفرانس بین المللی مدیریت، اقتصاد و حسابداری و علوم تربیتی*، مازندران.
https://civilica.com/doc/445412/

وکیلی‌فرد، حمیدرضا و علی فری، ملیحه. (۱۳۹۴). تاثیر نوسانات نرخ ارز بر بازدهی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه علوم اقتصادی، ۹(۳۰)*، ۸۳-۹۸.
DOR: 20.1001.1.25383833.1394.9.30.5.6

یوسفی بابادی، حمزه علی، یوسفی بابادی، ابوالقاسم و یزدانی، لقمان. (۱۳۹۸). ارزیابی کارایی روش رابطه خاکستری در رتبه‌بندی شرکت‌های صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهش‌های جدید در مدیریت و حسابداری*، ۲۴، ۲۰۵- ۲۲۸ .
https://www.noormags.ir/view/fa/articlepage/1474298

References

Abu Nouri, I., Tehranchian, A. M., & Hamzeh, M. (2012). The long-term relationship between effective real exchange rate instability and industry return index in the Tehran stock market (multivariate GARCH approach). *Economic Modeling Quarterly*, *18(2)*, 1-19. [In Persian] https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_555466_587437d90fe46b29c20524f3d868cec5.pdf

Adam, P., Nusantara, A. W., & Muthalib, A. A. (2017). A Model of the Dynamic of the Relationship between Exchange Rate and Indonesia's Export. *International Journal of Economics and Financial Issues*, *7(1)*, 255-261. https://www.econjournals.com/index.php/ijefi/article/view/3465

Adibpour, M. (2016). Measuring the uncertainty of exchange rate on the stock price index of industrial companies listed to the stock exchange. *Macroeconomic Research Letter*, *11*(22), 105-131. [In Persian] DOI: 10.22080/iejm.2017.11876.1531

Aydemir, O., & Demirhan, E. (2009). The relationship between stock prices and exchange rates: Evidence from Turkey. *International research journal of finance and economics*, *23(2*), 207-215. DOI: 10.1007/bf02296425

Banerjee, A., Dolado Lobregad, J. J., & Mestre Zamarreño, R. (1993). *On some simple tests for cointegration: The cost of simplicity*. Banco de España. Servicio de Estudios. https://repositorio.bde.es/handle/123456789/648

Barkhordari, F., Pourazizi Glin Qashlaghi, S., & Hosseini, A. (2017). The effect of exchange rate fluctuations and its spillover effect on the index of selected industries of Tehran Stock Exchange. *Investment Knowledge*, *6(21*), 1-13. [In Persian] https://jik.srbiau.ac.ir/article_10229_d18d961da6ff327b644f8b38aa2c99be.pdf

Basu, S., & Chaudhuri, R. (2022). Effect of COVID 19 pandemic on Pharmaceutical Industry in terms of Inventory and Logistics Management. *Himalayan Research Papers*,*30(1*), 1-13. https://digitalrepository.unm.edu/nsc_research/89/

Branson, W. H. (1980). *Asset Markets and Relative Prices in Exchange Rate Determination*, Reprints in International Finance, *20*. https://cir.nii.ac.jp/crid/1130282269555756544

Branson, W. H. (1981). *Macroeconomic determinants of real exchange rates* (No. w0801). National Bureau of Economic Research. DOI: 10.3386/w0801

Branson, W. H. (1983). *A model of exchange rate determination with policy reaction: Evidence from Monthly Data*. NBER Working Paper, No. 1135, Cambridge. DOI: 10.3386/w1135

Brooks, C. (2019). *STATA guide for introductory econometrics for finance*. Cambridge university press. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3466904

Dang, V. C., Le, T. L., Nguyen, Q. K., & Tran, D. Q. (2020). Linkage between exchange rate and stock prices: evidence from Vietnam. *The Journal of Asian Finance, Economics, and Business*, *7*(*12*),95-107. DOI: 10.13106/jafeb.2020.vol7.no12.095

Eidi, M., Hejbar Kiani, C., Rajaee, Y., & Rahimzadeh, A. (2020). Investigating the asymmetric effects of exchange rate on Iran's money demand function despite household religious expenditure: NARDL approach. *Financial Economics Quarterly*, *14*(52), 27-54. [In Persian] DOI: 20.1001.1.25383833.1399.14.52.2.2

Einabadi, J., & moradi, N. (2021). The effects of exchange rate appreciation on the stock value of pharmaceutical companies based on the estimated value obtained from the evaluation models of cash dividend discount, free cash flow and residual profit and real price. *Journal of Business Management*, *13*(52), 467-485. [In Persian] DOR: 20.1001.1.22520104.1400.13.52.24.0

Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276. https://doi.org/10.2307/1913236

Heidari, H., Mohammad Zadeh, Y., & Refah-Kahriz, A. (2018). Investigating the change of exchange rate on the stock returns of the pharmaceutical industry in Tehran Stock Exchange using the Markov switching approach. *Asset Management and Financing*, *6*(2), 35-56. [In Persian] DOI: 10.22108/amf.2017.21420

Heidari, H., Refah-Kahriz, A., & Hashmi-Berenjabadi, N. (2018). Dynamics of the relationship between macroeconomic variables and stock return volatility of Tehran Stock Exchange: A multi-variable Markov Arma

-Garch regime Switching approach. *Applied Theories of Economics, 5*(*2*), 223-250. [In Persian]
https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_7730_cfe5dc9ee4cd57f638972c26a9846bba.pdf

Indrianti, D. N., & Rolanda, I. (2023). The effect of current ratio, debt to equity ratio, return on assets, and company size on stock price (empirical study on pharmaceutical companies listed on the indonesian stock exchange for the period 2017-2021). *Jurnal Ekonomika dan Manajemen*, *12*(*1*), 27-38.
DOI: http://dx.doi.org/10.36080/jem.v12i1.2215

Jafari Samimi, A., Kazemi Zarumi, H., Riahi Vazvari, K., & Rahmanian, M. (2014). Exchange rate fluctuations and stock returns in Iran. *Accounting and Auditing Research*, *12*(22), 4-17. [In Persian]
DOI: 10.22034/iaar.2014.104362

Jahani, Z. (2021). The impact of the corona pandemic on the profitability of pharmaceutical companies listed on the stock exchange. *Economic Journal*, *6*(21), 5-19.
http://ejip.ir/article-1-1196-fa.pdf

Jalai, A, M., & Habibdoost, A. (2012). Investigating the relationship between exchange rate fluctuations and stock returns using wavelet analysis in different sectors of the Tehran Stock Exchange. *Iranian Journal Of Economic Research. 17*(52), 9-32. [In Persian]
https://ijer.atu.ac.ir/article_2785_872b2b6f124cf7dc90f0fcbdac0af08a.pdf

Jalali Naini, S. A. R., & Ghalibaf Asl, H. (2003). Investigating the effect of exchange rate on stock returns in Iran. *Financial Research*, *5*(*15*), 3-22. [In Persian]
DOI: 20.1001.1.10248153.1382.5.15.1.2

Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration--with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, *52*(*2*), 169-210.
https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x

Karimzadeh, M. (2006). Long-term study of stock price index with macro monetary variables using the Cointegration method in Iran's economy. *Iranian journal of Economic Research*, *8*(*26*), 41-54. [In Persian]
https://ijer.atu.ac.ir/article_3707_e8d102fda2ff4142366c1ebdd77cd153.pdf

Luqman, R., & Kouser, R. (2018). Asymmetrical linkages between foreign exchange and stock markets: Empirical evidence through linear and

non-linear ARDL. *Journal of Risk and Financial Management*, *11*(*51*), 1-13. https://doi.org/10.3390/jrfm11030051

Mgammal, M. H. (2018). *The effect of inflation, interest rates and exchange rates on stock prices comparative study among two GCC countries*. SSRN. DOI: 10.5923/j.ijfa.20120106.06

Mohaghegh Nia, M. J., Hosseini, S. H., & Jafari Bagharabadi, E. (2012). Investigating the relationship between exchange rate fluctuations and the profitability of the banking industry. *Empirical Research in Accounting*, *3*(9), 57-73. [In Persian] DOI: 10.22051/jera.2013.584

Mohammadi, A. (2014). *Investigating the impact of exchange rate volatility on the relationship between financial and non-financial characteristics of the company and stock returns*. master's thesis in the field of accounting. Urmia University. [In Persian] https://ganj.irandoc.ac.ir//#/articles/9b332c83f9350e7b0862b241ae030685

Mollick, A. V., & Sakaki, H. (2019). Exchange rates, oil prices and world stock returns. *Resources Policy*, *61*, 585-602. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2018.07.007

Najafi, A., & Rahimzadeh, A. (2014). Exchange rate fluctuations and its effect on stock returns in industries listed on the Tehran Stock Exchange, the first international conference on management, economics. Accounting and Educational Sciences, Mazandaran. [In Persian] https://civilica.com/doc/445412/

Najarzadeh, R., Aghaei Khondabi, M., and Rezaeipour, M. (2008). Investigating the effect of currency and price shocks on stock price index of Tehran Stock Exchange. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, *9*(*1*), 147-175. [In Persian] DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7

Nusair, S. A., & Olson, D. (2022). Dynamic relationship between exchange rates and stock prices for the G7 countries: A nonlinear ARDL approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *15*(78), 350-372. DOI: https://doi.org/10.1016/j.intfin.2022.101541

Pan, M. S., Fok, R. C. W., & Liu, Y. A. (2007). Dynamic linkages between exchange rates and stock prices: Evidence from East Asian markets. *International Review of Economics & Finance*, *16*(*4*), 503-520. https:// doi.org/10.1016/j.iref.2005.09.003

Pedram, M. (2013). The effect of exchange rate fluctuations on stock market fluctuations in Iran. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, *15*, 83-96. [In Persian] https://jfksa.srbiau.ac.ir/article_3151_55e26b14dfd8647c2f98161aaa7d44db.pdf

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, *16*(3), 289-326. https://doi.org/10.1002/jae.616

Phylaktis, K., & Ravazzolo, F. (2005). Stock prices and exchange rate dynamics. *Journal of international Money and Finance*, *24*(*7*), 1031-1053. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.08.001

Saidi, L. O., Muthalib, A. A., Adam, P., Rumbia, W. A., & Sani, L. O. A. (2021). Exchange rate, exchange rate volatility and stock prices: An analysis of the symmetric and asymmetric effect using ardl and nardl models. *Australasian Accounting, Business and Finance Journal*, *15*(4), 179-190. http://dx.doi.org/10.14453/aabfj.v15i4.11

Saman, C. (2015). Asymmetric interaction between stock price index and exchange rates: Empirical evidence for Romania. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, *18*(4), 90-109. https://ipe.ro/rjef/rjef4_15/rjef4_2015p90-109.pdf

Sarafi Zanjani, M., & Mehrgan, N (2018). The asymmetric effect of exchange rate risk on stock index of export-oriented industries using the NARDL model. *Economic Modeling Research, 23*, 116-89. [In Persian] DOI: 10.29252/jemr.9.33.89

Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications*, *7 (2*), 281–314. DOI: 10.1007/978-1-4899-8008-3__9

Sichoongwe, K. (2016). Effects of exchange rate volatility on the stock market: The Zambian experience. *Journal of Economics and Sustainable Development*, *7*(*4*). 114-119. https://core.ac.uk/download/pdf/234647415.pdf

Tari, R., & Gözen, M. Ç. (2018). Portfolio balance approach to exchange rate determination: Testing a model by applying bilateral data of Turkey and United States 1. *Ege Akademik Bakis*, *18*(3), 423-434. DOI: 10.21121/eab.2018339491

Türsoy, T. (2017). Causality between stock prices and exchange rates in Turkey: Empirical evidence from the ARDL bounds test and a combined cointegration approach. *International Journal of Financial Studies*, *5*(*1*), 1-10. https://doi.org/10.3390/ijfs5010008

Vakili Fard, H. R., & Ali Fari, M. (2015). The effect of exchange rate fluctuations on the return of companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Economic Sciences Quarterly*, *9*(30), 83-98. [In Persian] DOR: 20.1001.1.25383833.1394.9.30.5.6

Yousefi Babadi, H. A.,Yousefi Babadi, A., & Yazdani, L. (2019). Evaluating the efficiency of the gray relation method in the ranking of Pharmaceutical industry companies in the Tehran Stock Exchange. *Journal of Research in Management and Accounting*, *24*(1), 205-228. [In Persian] https://www.noormags.ir/view/fa/articlepage/1474298

Zulfiqari, M., & Sahabi, B. (2016). Investigating the impact of exchange rate fluctuations on the risk of stock returns of automobile, mining, and cement industries based on Markov regime switching. *Financial Engineering and Securities Management*, *29*, 85-106. [In Persian] DOR: 20.1001.1.22519165.1395.7.29.5.2

استناد به این مقاله: گل ارضی، غلامحسین، خراسانی، مهناز. (۱۴۰۲). بررسی اثرات متقارن و نامتقارن نرخ ارز و نوسانات آن بر بازده شاخص سهام صنعت دارو با استفاده از مدل‌های خطی و غیرخطی ARDL، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۸ (۹۶)، ۲۵۳-۳۰۰.

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

فهرست

عنوان صفحه

بررسی نقش ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی بر انتشار کربن در ایران: رهیافت رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل (QQR) ۷
سیدمحمدقائم ذبیحی، فاطمه اکبری، نرگس صالح‌نیا

اثر اقدامات مالی دولت‌ها بر نرخ ابتلا به کووید-۱۹ ..... ۵۳
محمدحسین جعفری، امینه محمودزاده، مسعود نیلی

اثرات بحران‌های مالی جهانی بر الگوهای تجاری ایران و شـــرکای آن: روش شـــبه MLE پوآسون.....۸۷
سیده مروه ناصرصدرآبادی، فرهاد غفاری، تیمور محمدی، عباس معمارنژاد

برر سی اثر غیرخطی تغییر ساختار ا شتغال بر انت شار دی‌اک سید کربن در ا ستان‌های ایران با استفاده از مدل پنل کوانتایل.....۱۲۳
لیلا جباری، علی‌اصغر سالم

اندازه گیری ترجیحات زمانی فردی با استفاده از رویکرد آزمایشگاهی ۱۶۳
محمد امین زندی

ارزیابی مقایسه‌ای میزان تاثیر اصطکاک‌های مالی بر سازوکار انتقال اثرگذاری سیاست پولی با تاکید بر درون‌زایی پول بر اقتصاد ایران ۲۰۷
حسین صمصامی، پرویز داوودی، رعنا عباسقلی‌نژاد اسبقی

بررسی اثرات متقارن و نامتقارن نرخ ارز و نوسانات آن بر بازده شاخص سهام صنعت دارو با استفاده از مدل‌های خطی و غیرخطی ARDL.....۲۵۳
غلامحسین گل ارضی، مهناز خراسانی

زمینه های تمرکز فصلنامه:

الف- محورهای اصلی

- اقتصاد پولی و بانکی
- اقتصاد مالی
- اقتصاد شهری، منطقه‌ای و حمل و نقل
- اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی

ب- رویکردها

- رویکردهای چند رشته‌ای و بین رشته‌ای در تحلیل مسائل اقتصادی
- اقتصاد رفتاری و آزمایشگاهی
- اقتصاد سنجی
- داده- ستانده
- مدل‌های برنامه‌ریزی، تصمیم‌گیری، تئوری بازی و مدل‌های عامل محور
- نهادگرایی

ضوابط کلی پذیرش مقاله در فصلنامه:

الف- محتوای مقاله

۱. همراستایی با زمینه‌های تمرکز فصلنامه
۲. دارا بودن جنبهٔ علمی و پژوهشی
۳. عدم ارسال و چاپ در سایر نشریات و کنفرانس‌های داخلی و خارجی

ب- چارچوب نگارش

۱. ارسال مقالهٔ تایپ شده (حداکثر ۳۰ صفحه در قالب فایل word) از طریق سامانه الکترونیکی به نشانی ijer. atu. ac. ir
۲. ارسال چکیده ***فارسی و انگلیسی*** **به همراه واژگان کلیدی و طبقه‌بندی JEL** (حدود ۱۵۰ کلمه)
۳. در صفحات ابتدایی مقاله، عنوان و چکیده انگلیسی و کلمات کلیدی ارایه شود. چکیده انگلیسی ترجمهٔ کامل و صحیح چکیده فارسی باشد. تاریخ‌های مورد اشاره در چکیده انگلیسی باید به میلادی تبدیل شوند. کلمات کلیدی عیناً ترجمه کلمات کلیدی فارسی (به ترتیب ازA تا Z) و حرف اول کلمات با حرف بزرگ باشد.
۴. ارجاع درون‌متنی و منبع‌نویسی براساس روش APA
۵. ترجمه لاتین منابع فارسی، طبق فرمت استاندارد منابع لاتین، در انتهای منابع آورده شود و در ادامه منبع [In Persian] افزوده شود.

۶. نام کامل نویسنده یا نویسندگان در صفحه اول و عنوان علمی یا شغلی و آدرس الکترونیکی به‌صورت پانویس

۷. درج اعداد در جداول و نمودارها به فارسی و در فرمول‌ها به انگلیسی

۸. رعایت استاندارد A4 با لحاظ نمودن حاشیه از بالا، پایین، چپ و راست به ترتیب ۵/۳، ۵/۳، ۴/۵ و ۴/۵ سانتیمتر و فاصله Multiple 0. 9 بین خطوط و رعایت اندازه فونت‌ها در قالب جدول زیر:

چارچوب فونت‌های مورد استفاده در تدوین مقاله

موضوع	اندازه	نوع فونت
عنوان مقاله فارسی	15Bold	B Zar
اسامی نویسندگان فارسی	10نازک	B compset
متن چکیده فارسی	11نازک	B Zar
تیترهای داخل متن	14Bold	B lotus
کلیدواژه	12Bold	B lotus
متن	13نازک	B Zar
سرصفحه	10 Bold	B compset
پانویس فارسی	10 نازک	B Zar
پانویس لاتین	10 نازک	Times NewRoman
عناوین جداول، نمودارها و شکل‌ها	11 نازک	B lotus
منابع فارسی	12 نازک	B Zar
منابع لاتین	11 نازک	Times NewRoman
چکیده‌های انگلیسی		
تیتر Abstract	11Bold	Times NewRoman
عنوان مقاله انگلیسی	14Bold	Times NewRoman
اسامی نویسندگان انگلیسی	12نازک	Times NewRoman
متن چکیده انگلیسی	11نازک	Times NewRoman

۹. برای دریافت نسخه کامل راهنمای نگارش به آدرس زیر مراجعه فرمایید:

http://ijer. atu. ac. ir/Journal /authors. note

مشاوران علمی این شماره فصلنامه

- **دکتر حمید آماده**
- **دکتر حسین امیری**
- **دکتر حسن حیدری**
- **دکتر مرتضی خورسندی**
- **دکتر آرین دانشمند**
- **دکتر حسین راغفر**
- **دکتر سمیه شاه حسینی**
- **دکتر رضا طالبلو**
- **دکتر جواد طاهرپور**
- **دکتر علی فریدزاد**
- **دکتر حبیب مروت**
- **دکتر تیمور محمدی**
- **دکتر یگانه موسوی جهرمی**
- **دکتر پریسا مهاجری**
- **دکتر محسن مهرآرا**

سایر همکاران

ویراستار علمی (فارسی): دکتر تیمور محمدی

ویراستار انگلیسی: پرویز رسولی

ویراستار ادبی: محبوبه گرایی

صفحه‌آرا: جواد گیانلو

نشانی: تهران- خیابان شهید بهشتی- نبش احمد قصیر- پژوهشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

کد پستی: ۱۵۱۳۶۱۵۴۱۱

تلفن: ۸۸۷۰۳۲۶۱ و ۲- ۸۸۷۲۵۴۰۰

دورنگار: ۸۸۷۰۳۲۶۳

آدرس وب‌سایت: ijer. atu. ac. ir پست الکترونیکی: ijer@atu. ac. ir

فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصادی ایران
دانشگاه علامه طباطبائی- پژوهشکده اقتصاد
سال بیست‌وهشتم- شماره ۹۶- پاییز ۱۴۰۲
صاحب امتیاز: دانشگاه علامه طباطبائی
مدیر مسئول: دکتر تیمور محمدی
سردبیر: دکتر علی‌اصغر بانویی
دبیر تخصصی: دکتر رضا طالبلو
کارشناس: سمیه اقلامی

هیأت تحریریه

کریم اسلاملوئیان	حسین عباسی‌نژاد
استاد اقتصاد؛ دانشگاه شیراز	استاد اقتصاد؛ دانشگاه تهران
علی‌اصغر بانویی	قهرمان عبدلی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه تهران
محمد بخشوده	عبدالرسول قاسمی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه شیراز	دانشیار اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی
جاوید بهرامی	غلامرضا کشاورز حداد
دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه صنعتی شریف
اسفندیار جهانگرد	تیمور محمدی
دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی
یدا. . . دادگر	سعید مشیری
استاد اقتصاد؛ دانشگاه شهید بهشتی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه ساسکاچوان
محسن رنانی	ابوالقاسم مهدوی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه اصفهان	دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه تهران
عباس شاکری	عباس ولدخانی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه سوین برن استرالیا

به موجب قانون مطبوعات، پروانه انتشار نشریه فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران به زبان فارسی و انگلیسی به شماره ۱۲۴/۳۵۴۸ مورخ ۱۳۸۰/۴/۹ از سوی وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی ثبت و صادر شده است.
تمام حقوق برای دانشگاه علامه طباطبائی پژوهشکده اقتصاد محفوظ است.
درج مطالب در این نشریه لزوماً منعکس‌کننده دیدگاه پژوهشکده و دانشگاه نیست. بدیهی است مسئولیت صحّت مطالب هر مقاله برعهده نویسنده است.

این نشریه به استناد نامه مورخ ۱۳۸۸/۱۰/۸ مرکز اطلاع‌رسانی منطقه‌ای علوم و فناوری در پایگاه کتابخانه منطقه‌ای علوم و فناوری به نشانی www. srlst. com و همچنین در پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی به نشانی www. sid. ir، بانک اطلاعات نشریات کشور به نشانی www. magiran. com، پرتال جامع علوم انسانی به نشانی www. ensani. ir، پایگاه مجلات تخصصی نور به نشانی www. noormags. ir، سایت www. civilica. com و نیز در سایت نشریات دانشگاه علامه طباطبائی به نشانی ijer. atu. ac. ir نمایه می‌شود.
ارسال مقالات صرفاً از طریق سایت دانشگاه علامه طباطبائی امکان‌پذیر است.
این نشریه دارای ضریب IF از پایگاه استنادی جهان اسلام (ISC) است.
لیتوگرافی، چاپ و صحافی: مرکز چاپ و انتشارات دانشگاه علامه طباطبائی
ISSN 1726-0728

بسم الله الرحمن الرحیم

دانشگاه علامه طباطبائی

پژوهش‌های اقتصادی ایران

فصلنامه علمی- پژوهشکده اقتصاد

دانشگاه علامه طباطبائی

سال بیست‌وهشتم - شماره نود و ششم

پاییز ۱۴۰۲

این نشریه براساس تأییدیهٔ شمارهٔ ۳/۲۹۱۰/۴۸۸ به تاریخ ۱۳۸۱/۴/۱۸ کمیسیون بررسی نشریات علمی کشور حایز شرایط دریافت درجهٔ علمی ـ پژوهشی شناخته شد.