مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

۵۰

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

|| فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران ||

|| سال ۱۳ || شمارهٔ ۵۰ || تابستان ۱۴۰۳ ||

◀ تأثیر سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: شواهدی از الگوی خود رگرسیون‌برداری ساختاری بیزی
سارا محتشمی، حمید سپهردوست، محمدحسن فطرس ۹-۴۴

◀ تحلیل اثر جهانی‌شدن بر رفاه اقتصادی در ایران: با تأکید بر ابعاد و اجزای جهانی‌شدن
شهریار زروکی، احمدرضا احمدی، محمد بوشهری، مستانه یدالهی‌اطاقسرا ۴۵-۸۰

◀ کاربرد مدل بازی چانه‌زنی جهت تجزیهٔ کارایی مدل متمرکز دو مرحله‌ای در بانک‌های ایران
علی عبدالوند، بهرام فتحی، محمد خرسندزاک، مجید انیسی ۸۱-۱۰۸

◀ تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر ردپای بوم‌شناختی در ایران
زانکو قربانی، زانا مظفری، سامان قادری ۱۰۹-۱۳۶

◀ پیش‌بینی سپرده‌های بانکی به روش یادگیری ماشین
ابراهیم نصیرالاسلامی، احسان صنیعی، عزت‌اله عباسیان، رضا فتح‌پورکاشانی، نگین قیصری ۱۳۷-۱۶۷

◀ رابطهٔ بین مداخلات غیردارویی دولت طی دورهٔ شیوع ویروس کووید-۱۹ با بازار سهام ایران: نقش واکسیناسیون عمومی
مهدیه رضاقلی‌زاده، حسین جعفری، مرتضی عبدالحسینی ۱۶۹-۱۹۹

راهنمای نگارش و ارسال مقاله

۱- محتوای شکلی مقاله

– مقاله‌های ارسالی نباید بیش از ۲۰ صفحهٔ A۴ باشد.

– مقاله تایپ شده با قلم B Mitra ۱۳ برنامه Word ۲۰۱۰ و مطابق با معیارهای مندرج در این راهنما ارسال شود.

۲- ساختار علمی مقاله

ساختار مقاله به‌صورت زیر تنظیم شود:

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

۲- شیوهٔ ارجاع و استناد

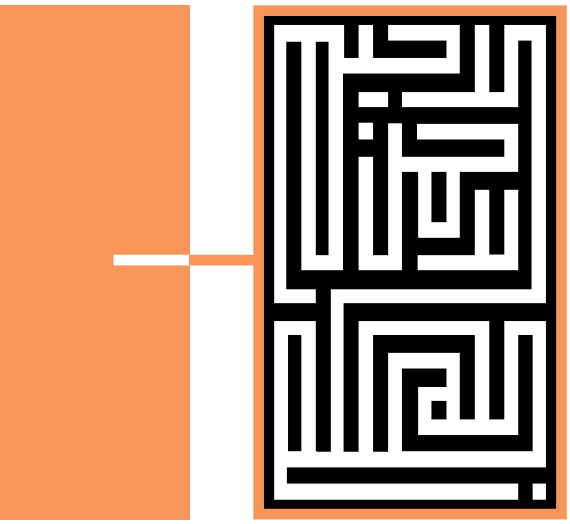
– ارجاع در متن مقاله

پس از مطلب اقتباس شده، مستقیم یا غیرمستقیم: (نام خانوادگی صاحب اثر، سال انتشار: شمارهٔ صفحه یا صفحات).

در صورتی‌که اثر مورد استفاده به زبان فارسی ترجمه شده باشد، تاریخ انتشار اثر ترجمه شده و در غیر این‌صورت تاریخ انتشار متن به زبان اصلی ذکر شود.

– ارجاع در پایان مقاله (کتابنامه)

فهرست منابع مورد استفاده در پایان مقاله به ترتیب الفبایی حرف اول نام خانوادگی نویسنده یا صاحب اثر به شرح زیر تنظیم گردد.



بسمه تعالی

گواهی رتبه علمی

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

نشریه

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

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

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

رتبه علمی

الف

بررسی صحت گواهی در :
JOURNALS.MSRT.IR

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

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

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

دانشگاه بوعلی سینا

فصلنامهٔ علمی

مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران

نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی‌سینا

با همکاری انجمن علمی اقتصاد توسعهٔ منطقه‌ای

آغاز انتشار: آذرماه ۱۳۹۶

شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲

شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲

شمارهٔ مجوز ارشاد: ۲۲۷۸۷

نشریه دارای درجهٔ علمی از کمیسیون بررسی اعتبار نشریات علمی وزارت علوم، تحقیقات و فناوری براساس رأی جلسهٔ مورخ ۱۳۹۰/۱۲/۲۴ به شماره ۲۷۱۰۱۶/ ۲ به فصلنامه علمی پژوهشی است.

رتبهٔ علمی نشریه در وزارت علوم (سال ۱۳۹۹): **الف**

ضریب تأثیری نشریه (Impact Factor) در ISC (سال ۱۳۹۷): **Q1 - 0.859**

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال ۱۳، شمارهٔ ۵۰، تابستان ۱۴۰۳
رتبه نشریه در وزارت علوم (سال ۱۴۰۱): **الف**
ضریب تأثیری نشریه (Impact Factor) در ISC (سال ۱۴۰۰): **Q1**

صاحب امتیاز: **دانشگاه بوعلی‌سینا**
با همکاری: **انجمن علمی اقتصاد توسعهٔ منطقه‌ای**
مدیر مسئول: **سعید عیسی‌زاده**
سردبیر: **محمدحسن فطرس**
مدیر اجرایی: **اسماعیل ترکمنی**
مدیر داخلی و کارشناس: **خلیل‌الله بیک‌محمدی**
ویراستار انگلیسی: **آذر سرمدی‌جو**
طراح لوگو: **حمیدرضا چتربحر**

هیأت تحریریه (به‌ترتیب حروف الفبا)
محسن بهمنی‌اسکویی (استاد گروه اقتصاددانشگاه ویسکانسین آمریکا)
محمد هاشم پسران (استاد گروه اقتصاددانشگاه کمبریج انگلستان)
محمدرضا فرزانگان (استاد گروه اقتصاد دانشگاه فیلیپس ماربورگ آلمان)
امیر کیا (استاد گروه اقتصاددانشگاه یوتای آمریکا)
اسفندیار معصومی (استاد گروه اقتصاد کالج اموری، آمریکا)
عبدالکریم ذولکفلی (استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه ملی مالزی)
سید عزیز آرمن (استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران)
مصیب پهلوانی (دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران)
سعید راسخی (استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه مازندران، مازندران، ایران)
محمد علیزاده (دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه لرستان، لرستان، ایران)
سعید عیسی‌زاده (دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران)
علی حسین صمدی (دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران)
محمدحسن فطرس (استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران)
محمد قربانی (استادگروه اقتصاد کشاورزي، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران)
محمدرضا لطفعلی پور (استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران)
محمدعلی متفکرآزاد (استاد گروه توسعه اقتصادی، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران)
نادر مهرگان (استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران)
محمود هوشمند (استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران)

پست الکترونیکی نشریه: Email: aesi@basu.ac.ir
وب‌سایت: https://aes.basu.ac.ir/
آدرس نشریه: همدان، چهارباغ شهید احمدی روشن، دانشگاه بوعلی‌سینا، ساختمان مرکزی، معاونت پژوهشی، دفتر نشریات علمی دانشگاه.
تلفن: ۳۸۳۸۱۱۹۲-۰۸۱

حق نشر متعلق به نویسنده(گان) است و نویسنده تحت مجوز Creative Commons Attribution License به مجله اجازه می‌دهد مقالهٔ چاپ شده را در سامانه به اشتراک بگذارد، منوط بر این‌که حقوق مؤلف اثر حفظ و به انتشار اولیه مقاله در این مجله اشاره شود.

فهرست مقالات

تأثیر سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: شواهدی از الگوی خود رگرسیون برداری ساختاری بیزی
سارا محتشمی، حمید سپهردوست، محمدحسن فطرس
۹-۴۴

تحلیل اثر جهانی‌شدن بر رفاه اقتصادی در ایران: با تأکید بر ابعاد و اجزای جهانی‌شدن
شهریار زروکی، احمدرضا احمدی، محمد بوشهری، مستانه یدالهی‌اطاقسرا
۴۵-۸۰

کاربرد مدل بازی چانه‌زنی جهت تجزیهٔ کارایی مدل متمرکز دو مرحله‌ای در بانک‌های ایران
علی عبدالوند، بهرام فتحی، محمد خرسندزاک، مجید انیسی
۸۱-۱۰۸

تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر ردپای بوم‌شناختی در ایران
زانکو قربانی، زانا مظفری، سامان قادری
۱۰۹-۱۳۶

پیش‌بینی سپرده‌های بانکی به روش یادگیری ماشین
ابراهیم نصیرالاسلامی، احسان صنیعی، عزت‌اله عباسیان، رضا فتح‌پورکاشانی، نگین قیصری
۱۳۷-۱۶۷

رابطهٔ بین مداخلات غیردارویی دولت طی دورهٔ شیوع ویروس کووید-۱۹ با بازار سهام ایران: نقش واکسیناسیون عمومی
مهدیه رضاقلی‌زاده، حسین جعفری، مرتضی عبدالحسینی
۹۹-۱۶۹

Vol. 13, No. 50, Summer (2024)
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
Copyright©2024, The Authors. This open-access article is published under the terms of the ***Creative Commons****.* **(© The Author(s))**

Bu-Ali Sin University

The Effect of Financial Policies on Iran's Macroeconomic Variables: Evidence from Bayesian Structural Vector Autoregression Model

Sara Mohtashami[1], Hamid Sepehrdoust[2], Mohammad Hassan Fotros[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/aes.2023.27202.3539
Received: 2024.02.24; Accepted: 2024.07.04
Pp: 9-44

Abstract

According to some common views in macroeconomics, fiscal policy can be effective in stabilizing the economy and achieving macroeconomic goals. The past few decades have seen the widespread use of monetary policy tools for this purpose. Since the onset of the global financial crisis in 2008, there has been a renewed interest in using fiscal policy as a stabilizing tool. The macroeconomic implications of government expenditures and revenues and their effects on the overall economic structure have been studied by various empirical methods in several countries as well as in Iran. In this paper, far from previous studies, the issue has been implemented using Bayesian structural vector autoregression (B-SVAR). Because this method takes the previous information into account, the B-SVAR method is able to make more accurate estimates than other VAR models. Empirical findings show that government spending and income (income tax) have a limited effect on macroeconomic variables, including GDP, inflation, private sector consumption, income tax and total investment, and in the housing sector. Also, the impact of the private sector on production fluctuations in this model was not confirmed.

Keywords: Fiscal Policy, B-SVAR, Macroeconomics, Bayesian Approach.
JEL Classification: C11, E02, E00, E62.

1. Ph.D Student in Economics, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran.
2. Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran, (Corresponding Author). ***Email:*** hamidbasu1340@gmail.com
3. Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran

Citations: Mohtashami, S., Sepehrdost, H. & Fotros, M. H., (2024). "The Effect of Financial Policies on Iran's Macroeconomic Variables: Evidence from Bayesian Structural Vector Autoregression Model". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(50): 9-44. doi: 10.22084/aes.2023.27202.3539
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4997.html?lang=en

1. Introduction

The most important concern of macroeconomics is developing appropriate and efficient macroeconomic instruments for achieving economic stability and its goals. Since the proposal of the Keynesian model, there has been fierce debate over the nature of these instruments. Monetary and financial policies are the main instruments of macroeconomic policies that reflect governments' reaction to business cycles (Mankiw, 2001 and Rena, 2011).

Fiscal policy, which controls the amount and structure of taxes, expenses, and debt management, is government's powerful instrument for stabilizing the economy. Fiscal policy is one of the instruments used by the government in a country to manage its economy to achieve its desired goals (Medee et al., 2011). Given that Iran faces fundamental problems, it needs to examine fiscal policy instruments such as taxes and government spending in detail. Proposing experimental results based on effective models can help governments in alleviating the problems that people face. Accordingly, in the present study, for analyzing the fiscal effects, the variables of income tax and government spendings are used and, in a Bayesian structural vector autoregressive (B-SVAR) model, their effect on macroeconomics is investigated. In order to avoid the model from being affected by the lack of observations, and to provide a more accurate picture of the interaction of income tax and government spending, as variables of fiscal policy, the Bayesian approach was adopted. In the next step, using investment and private consumption variables, the role of the private sector on macroeconomic variables was analyzed. More precisely, the Bayesian estimation of the reduced-form VAR can improve our understanding of the effects of fiscal policy shocks using prior information and knowledge.

2. Theoretical Foundations

Fiscal policy, according to one of its broadest definitions, refers to the use of financial instruments for achieving macroeconomic goals. In this regard, government spending on goods and services, deferred charges, and tax management can be defined as fiscal policy instruments. Different methods have been used for identifying fiscal policy shocks. The narrative approach, as developed by Ramey and Shapiro (1998), separates political events and concludes that, after an increase in governments' short-term spending, durable consumption decreases; while, the short-term consumption shows a slight decrease. Fatás and Mihov (2001) use a Cholesky ordering and show that an increase in government spending is typically expansionary, but leads to important changes in the composition of the production in the form of an increase in private investment, which, before a decrease, compensates private sector consumption.

3. Materials and Methods

In the present study, to analyze the fiscal effects, the variables of income tax and government spendings were used, and in a Bayesian structural vector autoregressive (B-SVAR), their effect on the macroeconomics was examined. Then, using the investment and private consumption variables, the effect of the private sector on macroeconomic variables was analyzed. More precisely, the Bayesian estimation of the reduced-form VAR can improve our understanding of the effects of fiscal policy shocks using prior information and knowledge.

4. Experimental Findings

4-1. Unit Root Test

To perform inferential analysis, the durability of research variables should be investigated. Based on the findings of this table, all variables will be durable in the first difference.

4-2. Choosing the optimal interval of the model

To adjust the previous functions, the Minnesota model is used. To make sure that the estimation of the model is efficient, at first, the appropriate intervals of the model should be determined. To achieve this aim, the Schwarz Bayesian (SC) information criterion is used. The results show that, based on the Schwarz criterion, the optimal interval of the model is one.

4-3. Curve Effect and Density Functions

After choosing the optimal interval, the model was estimated using the Metropolis-Hastings (MH) algorithm with 15,000 simulations (5,000 of which were burned in). The results indicate that the acceptance rate of the simulation volume is 65.5%, which is acceptable.

4-4. Examining the reaction of the variables of changes in the logarithm of the gross domestic product and inflation to the shocks of government spending and income tax

The shock has no significant effect on the mentioned variables neither at the significance levels of 84% nor at the significance levels of 95%.

With this shock, changes in the income tax logarithm do not have any significant effect on inflation.

4-5. Examining the reaction of the variable of changes in the logarithm of gross domestic production to private sector's consumption and investment shocks

Diagram (2) shows that the shocks on the private sector (consumption and investment) lead to sine-wave reactions in production, however, during the research period, these shocks did not have significant effects on production. Accordingly, it can be argued that the instability of Iran's economy from 1383 to 1398 is not seasonally caused by the instability in the private sector and no significant evidence can be found for it.

4-6. Examining the reaction of the variables of changes in the logarithm of the gross domestic production and inflation to government spending and income tax shocks

These two shocks did not have any significant effect on the mentioned variables at 84% and 95% significance levels.

The shock effect of the changes in the logarithm of income tax on the changes in the logarithm of production leads to a decrease in this variable only for one period, and finally, after a period of sine-wave effects, disappears at the beginning of the tenth season. With this shock, changes in the income tax logarithm do not have any significant effect on inflation.

5. Conclusion

The results of the present study revealed that the shock in the variable of changes in the logarithm of income tax has a negative and significant effect on the gross domestic production only for two consecutive seasons, and the main effects on the income tax variable itself are also caused by the shocks of this variable.

Furthermore, the shocks on the private sector (private sector consumption and investment) do not have any significant effect on inflation and production during the mentioned time period. Accordingly, the instability of Iran's economy cannot be attributed to the poor decisions of the private sector of the macroeconomy.

The findings of the present research indicate that the intervention of fiscal policy through income tax instruments did not have significant achievement in the macroeconomics. This can be attributed to the poor performance of tax centers and agencies in Iran. This issue is indicatives of the government's failure in facing macroeconomic destabilizing shocks which might be due to lacking powerful fiscal policy instruments. The results show that Iran requires to review its tax structure and the develop tax instruments. Government spending has a short-term effect (maximum of two seasons) on the consumption and investment of the housing sector by the private sector and has no effect on inflation. Furthermore, due to the Keynesian phenomenon,

exportation replacing the private sector, its overall effect on production is neutralized in such a way that the gross domestic production ultimately does not show a significant reaction to spending shocks. Based on the model of this research, the following polices can be recommended:

- The government should be cautious in using government spending as a stabilizing policy in the short term in that the government spending shock immediately increases inflation and has no effect on production.
- Although the production response functions do not show significant reaction to private sector shocks (which might be due to the uncertainties caused by the structure of the sample and model), the production response to these shocks is very unstable. This issue highlights the importance of monitoring of the activities of the private sector without the interference of the government in such a way that destabilizes this sector.

Acknowledgments
In the end, the authors feel it necessary to thank the professors of the Department of Economics, Faculty of Economics, Bu-ali Sina University, Hamedan, for improving and enriching the text of the article.

Observation Contribution
Dr. Hamid Sephardoust is the supervisor of the thesis, Dr. Mohammad Hassan Fotros is the advisor of the thesis, and Sara Mohtashami is a doctoral student and the author of the thesis.

Conflict of Interest
The author declares that there is no conflict of interest while observing publication ethics in referencing.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۵۰، تابستان ۱۴۰۳

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: X۴۷۲-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران
حق نشر متعلق به نویسنده(گان) است و نویسنده تحت مجوز Creative Commons Attribution License به مجله اجازه می‌دهد مقالهٔ چاپ شده را در سامانه به اشتراک بگذارد، منوط بر این‌که حقوق مؤلف اثر حفظ و به انتشار اولیه مقاله در این مجله اشاره شود.

تأثیر سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: شواهدی از الگوی خود رگرسیون برداری ساختاری بیزی

سارا محتشمی[۱]، حمید سپهردوست[۲]، محمدحسن فطرس[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2023.27202.3539
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۲/۰۵، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۴/۱۴
صص: ۴۴-۹

چکیده

براساس برخی دیدگاه‌های رایج در اقتصاد کلان سیاست‌های مالی می‌توانند در متغیرهای کلان اقتصادها و دستیابی به اهداف اقتصاد کلان مؤثر باشد. تا چند دههٔ گذشته بیشتر از ابزارهای سیاست پولی برای این‌منظور استفاده می‌شد، اما از زمان آغاز بحران مالی جهانی سال ۲۰۰۸م. علاقه‌مندی مجددی به استفاده از سیاست‌های مالی به‌عنوان ابزاری تثبیت‌کننده به‌وجود آمده است. در مطالعات قبلی پیامدهای اقتصاد کلان هزینه‌ها و درآمدهای دولت و تأثیرات آن‌ها بر ساختار کلی اقتصادی با روش‌های مختلف تجربی درمورد چندین کشور و هم‌چنین ایران بررسی شده است؛ اما در این مقاله، به دور از مطالعات قبلی، اثرگذاری سیاست‌های مالی در اقتصاد ایران با استفاده از روش جدید خود رگرسیون برداری ساختاری بیزی (B-SVAR) طی بازهٔ زمانی ۱۳۸۳ فصل اول تا ۱۳۹۸ فصل چهارم با پیشین‌های مینسوتا در نرم‌افزار متلب مورد بررسی قرار گرفته است. از آنجا که این‌روش اطلاعات قبلی را در تخمین لحاظ می‌کند، این‌روش در مقایسه با سایر مدل‌های VAR قادر به برآورد واقعی‌تر است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که هزینه و درآمد (مالیات بر درآمد) دولت تأثیر محدودی بر متغیرهای اقتصاد کلان دارد که شامل تولید ناخالص داخلی، تورم، مصرف بخش خصوصی، مالیات بر درآمد و سرمایه‌گذاری کل و بخش مسکن است. هم‌چنین تأثیر بخش خصوصی بر نوسانات تولید در این الگو تأیید نشد.

کلیدواژگان: سیاست مالی، B-SVAR، اقتصاد کلان، رویکرد بیزین.
طبقه‌بندی JEL: C11, E02, E00, E62.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد گرایش بخش عمومی، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
Email: sara.mohtashami92@gmail.com
۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: hamidbasu1340@gmail.com
۳. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
Email: fotros@basu.ac.ir

ارجاع به مقاله: محتشمی، سارا؛ سپهردوست، حمید؛ و فطرس، محمدحسن، (۱۴۰۳). «تأثیر سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: شواهدی از الگوی خود رگرسیون برداری ساختاری بیزی». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۵۰): ۹-۴۴. doi: 10.22084/aes.2023.27202.3539
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4997.html?lang=fa

۱. مقدمه

از مهم‌ترین موضوعات اقتصاد کلان، توسعهٔ ابزارهای مناسب و کارآمد سیاستی به‌منظور اثرگذاری بر اقتصاد کلان است. از زمان ظهور الگوی کینزی تاکنون، بحث و جدال شدیدی در مورد ماهیت این ابزارها وجود دارد. سیاست‌های پولی و مالی ابزارهای اصلی سیاست‌های اقتصاد کلان هستند (منکیو[۱]، ۲۰۰۱؛ رنا،[۲] ۲۰۱۱). سیاست مالی ابزار اصلی سیاست‌گذاری است که دولت‌ها می‌توانند از آن‌ها برای تحرک منابع داخلی و تخصیص آن‌ها برای اهداف توسعهٔ اقتصادی و اجتماعی استفاده کنند (کارمینیانی[۳]، ۲۰۱۰؛ ۲۰۰۹؛ تانزی[۴]، ۲۰۰۸)؛ سیاست‌های مالی را به‌عنوان ابزارهای مالی تعریف می‌کنند که دولت به‌منظور دستکاری عمدی در دریافت‌ها و هزینه‌های دولت برای دستیابی به اهداف اقتصادی، تخصیص منابع، تثبیت اقتصاد و توزیع مجدد اهداف اجتماعی درآمد و حفظ رشد اقتصادی پایدار استفاده می‌نمایند. «رنا» و همکاران (۲۰۱۱) سیاست مالی را ابزار قدرتمند حاکمیت برای تثبیت اقتصاد می‌دانند به‌شکلی که بر میزان و ساختار مالیات‌ها، هزینه‌ها و مدیریت بدهی کنترل می‌کند. «مدی»[۵] و همکاران (۲۰۱۱) سیاست مالی را از ابزارهایی می‌دانند که دولت‌ها در مدیریت اقتصاد خود برای دستیابی به اهداف موردنظر به‌کار می‌گیرند. این ابزارها شامل اقداماتی است که توسط دولت انجام شده و هدف آن تأثیرگذاری بر بودجه به‌منظور ایجاد تقاضای مؤثر از سوی واحدهای مختلف اقتصادی است. برای اکثر اقتصادها، اهداف اساسی سیاست مالی شامل ثبات قیمت، حفظ تعادل پرداخت‌ها و ارتقای اشتغال، رشد تولید و توسعهٔ پایدار است. این اهداف برای دستیابی به تعادل داخلی و خارجی ارزش پول و ارتقاء رشد اقتصادی بلند-مدت ضروری است (بلانچارد[۶]، ۲۰۰۲)؛ سیاست‌های مالی را مدیریت دولت در اقتصاد از طریق تغییر درآمدها و توانایی‌های هزینه‌ای پیش‌بینی‌شده برای ایجاد محیط مساعد اقتصاد کلان تعریف کرد. در سال‌های اخیر، شاهد احیای بحث درمورد نقش سیاست مالی در تحریک فعالیت‌های اقتصادی بوده‌ایم؛ چراکه با وقوع بحران ۲۰۰۸م. موضوعاتی نظیر برنامه‌های محرک مالی، افزایش نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی و کسری بودجه و تضمین تثبیت مالی تا حد زیادی توجه‌ها را به خود جلب کرده است. هم‌چنین درنتیجهٔ تجربه‌های قبلی از شکست سیاست‌های مالی در افزایش رشد اقتصادی در پی شوک‌های نفتی دههٔ ۱۹۷۰م. و افزایش کسری بودجه و بدهی‌های عمومی ناشی از آن، بسیاری از اقتصاددانان را درمورد اثربخشی سیاست‌های مالی برای کاهش نوسانات چرخه‌ای دچار تردید کرده است (بیتسما[۷] و جیولیودری[۸]، ۲۰۱۲). درنتیجه، سیاست مالی کمتر موردتوجه قرار گرفته است؛ درحالی‌که سیاست‌گذاران هم‌چنان به‌شدت به سیاست مالی فعال به‌عنوان یک ابزار سیاست-گذاری متکی هستند و محققان دانشگاهی درمورد تأثیر سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی یا میزان آن به توافق نرسیده‌اند (آفونسو و سوسا[۹]، ۲۰۱۱).

---

1. Mankiw
2. Rena
3. Carmignani
4. Tanzi
5. Medee
6. Blanchard
7. Beetsma
8. Giuliodori
9. Afonso and Sousa

نحوهٔ اثر شوک‌های سیاست مالی درحال حاضر موضوع بحث‌های فراوانی است، زیرا نه مطالعات نظری و نه تجربی درمورد ویژگی‌های کمی یا کیفی چنین اثراتی به توافق نرسیده‌اند (فرانتا[1]، ۲۰۱۲). اثربخشی یک سیاست مالی در تحریک اقتصاد واقعی یک بحث فکری مداوم در مجلات برجسته دانشگاهی با مشخصات بالا است (گابر[2]، ۲۰۱۳) و باوجود ادبیات تجربی وسیع، هنوز عدم قطعیت قابل‌ملاحظه‌ای درمورد اندازه و حتی جهت تأثیرات سیاست‌های مالی اختیاری وجود دارد. علاوه‌بر این، فراخوان‌های مکرری برای اعمال سیاست‌های مالی وجود دارد؛ درحال حاضر، حقایق تلطیف‌شده درمورد تأثیرات کلان اقتصادی سیاست مالی برخلاف اثرات سیاست‌های پولی ثابت نشده است (یانگ[3]، ۲۰۱۳).

کاهش سطح فقر در کشور، تحول اقتصادی و ایجاد فرصت‌های شغلی مناسب و پایدار برای نیروی کار بزرگ و رو به رشد در اقتصاد ایران که به‌طور جدی درگیر مشکلات اساسی است، نیازمند بررسی ابزارهای سیاست مالی هم‌چون مالیات‌ها و مخارج دولت به‌طور دقیق است. ارائه نتایج تجربی برمبنای مدل‌های کارآمد می‌تواند دولت‌ها را در جهت تخفیف مشکلاتی که مردم با آن‌ها روبه‌رو هستند، یاری نماید؛ از این‌رو، در این پژوهش، به‌منظور تجزیه و تحلیل اثرات مالی از متغیر مالیات بر درآمد و هزینه‌های دولت استفاده شده است و در یک ساختار چندمتغیرهٔ خودرگرسیونی (B-SVAR) به بررسی تأثیر آن‌ها بر اقتصاد کلان پرداخته شده است. به‌منظور آن‌که مواجهه مدل با داده‌ها تحت‌تأثیر کمبود مشاهدات قرار نگیرد و تصویر دقیق‌تری از برخورد مالیات بر درآمد و هزینه‌های دولت به‌عنوان متغیر سیاست مالی ارائه شود، از رویکرد بیزی استفاده شده است. پس از آن، به تجزیه و تحلیل نقش بخش خصوصی با استفاده از متغیرهای سرمایه‌گذاری و مصرف خصوصی بر متغیرهای اقتصاد کلان پرداخته شده است. به‌طور دقیق‌تر، برآورد بیزی از شکل کاهش‌یافتهٔ VAR می‌تواند درک ما را از اثرات شوک‌های سیاست مالی با استفاده از اطلاعات و دانش قبلی بهبود بخشد. در ادامه، ساختار مقاله بدین‌شرح سازماندهی شده است؛ در بخش بعدی به مرور ادبیات نظری و مطالعات انجام شده در این‌خصوص پرداخته می‌شود، سپس در بخش بعد جزئیات مربوط به روش‌شناسی تحقیق ارائه خواهد شد. در ادامه به تخمین ضرایب و پیش‌بینی متغیرها و اثرات آن‌ها پرداخته، و درنهایت به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهایی در این‌زمینه اختصاص داده شده است.

۲. مبانی نظری

باوجود ادبیات گسترده درمورد تأثیر سیاست‌های پولی بر فعالیت‌های اقتصادی، اهمیت سیاست مالی در اثرگذاری بر اقتصاد کلان کمتر موردتوجه قرار گرفته است. این بخش مروری کوتاه بر شواهد موجود در مورد تأثیر سیاست‌های مالی بر تولید ناخالص داخلی، سطح قیمت کل و ترکیب تولید، یعنی مصرف خصوصی و سرمایه‌گذاری خصوصی ارائه می‌دهد. سیاست مالی، در عمومی‌ترین تعریف، استفاده از ابزارهای مالی برای دستیابی به برخی اهداف کلان اقتصادی است. در این‌زمینه، ابزارهای سیاست مالی می‌تواند به‌عنوان هزینه‌های

---

[1]. Franta
[2]. Gaber
[3]. Yang

دولت برای کالاها و خدمات، مخارج انتقالی و همچنین کنترل و جهت‌گیری مالیاتی تعریف شود. ازنظر سنتی، سه کارکرد اساسی برای سیاست مالی وجود دارد؛ تخصیصی، توزیعی و ثبات بخشی. کارکرد تخصیصی، عبارت است از فرآیند تقسیم کل منابع بین کالاهای خصوصی و عمومی. کارکرد توزیعی، به‌منظور اطمینان از توزیع مناسب درآمد و ثروت مطابق با ایده‌های جامعه درباره عدالت است. کارکرد تثبیتی، به‌منظور دستیابی به اهداف اصلی اقتصاد کلان مانند: رشد اقتصادی، ثبات قیمت‌ها و تعادل پایدار خارجی، به استفاده از ابزارهای مالی توسط سیاست‌گذاران مربوط می‌شود (کاراکوز و کسکین[1]، ۲۰۱۶). بر این‌اساس، ابزارهای سیاست مالی بخشی از امکاناتی است که دولت برای تنظیم و جهت‌دهی اقتصاد در اختیار دارد.

درخصوص تأثیرگذاری سیاست‌های مالی بر اقتصاد دو دیدگاه وجود دارد. دیدگاه غیرکینزی که معتقد است با توجه به عدم چسبندگی دستمزد و قیمت‌ها و وجود اشتغال کامل، عرضه و تقاضای کل همیشه برابرند؛ لذا هر افزایش سیاست مالی، از طریق کاهش مصرف خصوصی جبران شده و درنتیجه تأثیری بر تولید نخواهد داشت. در مقابل، کینزین‌ها معتقدند که سیاست مالی از کانال عرضه و تقاضا بر بخش حقیقی اثر می‌گذارد (اسنودن و وین[2]، ۱۳۹۳)؛ به‌عبارتی، قبل از ارائه تئوری عمومی کینز در سال ۱۹۳۶م. از دیدگاه کلاسیک‌ها، در شرایطی که قیمها کاملاً انعطاف‌پذیر و منحنی عرضهٔ عمودی فرض می‌شد، سیاست‌های مالی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد بی‌تأثیر بودند. در مدل کینزی طرف تقاضای اقتصاد مورد تأکید قرار گرفت و در شرایط انعطاف‌ناپذیری (چسبندگی) قیمت‌ها و وجود ظرفیت مازاد، تولید از طریق تقاضای کل تعیین می‌شد؛ بنابراین، سیاست مالی به‌عنوان عنصر فعّال اقتصاد کلان، انقلابی است که کینز در علم اقتصاد به‌وجود آورد. مکتب نئوکلاسیکی در واکنش به نظریهٔ کینزی بیان می‌کند که اثرات سیاست مالی انبساطی بر متغیرهای کلان اقتصادی به چگونگی تأمین مالی آن وابسته است (خدایی و همکاران، ۱۳۹۷). با این‌حال، دربارهٔ بحث اثرات پویای شوک مخارج دولت، دو مدل کلان اقتصادی کینزین‌های جدید و ادوار تجاری واقعی (RBC) تکامل یافته است. کینزین‌های جدید با درنظر گرفتن چسبندگی قیمت، معتقدند که شوک مخارج دولت منجر به افزایش تقاضای نیروی کار، دستمزد واقعی، مصرف خانوار و تولید ناخالص داخلی می‌شود. در این‌راستا، «دوروکس» و همکاران[3] (۱۹۹۶)، مدل‌های با بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس و بازار رقابت ناقص را برای بررسی تأثیر شوک مخارج دولت معرفی کردند. «راون» و همکاران[4] (۲۰۱۲) نیز با معرفی عادات عمیق در بازار رقابت انحصاری به بررسی تأثیر شوک مخارج دولت از دیدگاه کینزین‌های جدید پرداختند. نتایج غیرمستقیم مطالعات تجربی اخیر پیرامون نقش شوک‌های سیاست مالی در اقتصاد، حاکی از آن است که نه‌تنها این شوک‌ها تأثیر معنی‌داری بر فعالیت‌های حقیقی اقتصاد دارند، بلکه تأثیری نامتقارن دارند که می‌تواند به‌دلایل مختلفی اتفاق بیافتد. مطالعات انجام‌شده درخصوص اثرات شوک‌های سیاست مالی را می‌توان در سه بخش تقسیم کرد[5].

- **بخش اول:** مربوط به مطالعاتی است که کانال اثرگذاری شوک‌های سیاست مالی را از جانب عرضه معرفی کرده‌اند. این گروه به عواملی چون چسبندگی دستمزدها و منشأ آن، چسبندگی قیمت‌ها و محدودیت‌های

---

1. Karagöz & Keskin
2. Snowdon and Howard
3. Devereux et al.
4. Ravn et al.

۵. با اقتباس از مطالعهٔ دل‌انگیزان و خزیر، ۱۳۹۱

منابع، ظرفیت و فنّاوری تولید اشاره می‌کنند. برخی از اقتصاددانان این حوزه معتقدند که سیاست‌های مالی دولت در شرایط مختلف تورمی، اثرات متفاوتی از خود برجای می‌گذارند؛ درواقع در صورت وجود منحنی عرضه به شکل L معکوس این امر اتفاق می‌افتد. اگر چنان‌چه قیمت‌های انتظاری متناسب با قیمت جاری تغییر کنند، در این‌صورت منحنی عرضهٔ عمودی بوده و چنان‌چه قیمت انتظاری بیشتر از قیمت جاری رشد کند، منحنی عرضه کل، نزولی شده و شیب منفی خواهد داشت. با توجه به این‌که قیمت‌ها نسبت به تغییرات غیرقابل انتظار شوک‌های تقاضا چسبنده بوده، ولی نسبت به تغییرات انتظاری تقاضا انعطاف‌پذیر است، این امر سبب ایجاد شکستگی در منحنی عرضه کل می‌شود (کوور[1]، ۱۹۹۲)؛ ازجملهٔ این مطالعات می‌توان به یافته‌های «بال» و «منکیو»[2] (۱۹۹۵)، «کاراس»[3] (۱۹۹۶) و «شانگ چن»[4] (۲۰۰۰) اشاره کرد.

– **بخش دوم:** مطالعاتی هستند که کانال اثرگذاری را از ناحیه تقاضای کل می‌دانند. این گروه با پیروی از نظریات کینز روی ساختار سرمایه‌گذاری، ساختار بازار پول و ساختار مصرف متمرکز شده‌اند. مطالعات تجربی «توما»[5] (۱۹۹۴) از این‌دسته هست.

– **بخش سوم:** آن گروه از اقتصاددانانی هستند که عناصر نهادی مانند بی‌اعتمادی در فضای کسب و کار، نبود نهادهای روان‌کنندهٔ محیط کسب‌وکار، سست بودن حقوق مالکیت و وجود موانع و عواملی که باعث ایجاد تأخیر در تصمیم‌گیری فعالان اقتصادی می‌شود را کانال اثرات شوک‌های سیاست مالی معرفی می‌کنند. مطالعات تجربی «ماگود»[6] (۲۰۰۸) از این‌دسته هستند (دل‌انگیزان و خزیر، ۱۳۹۱).

در ایران نیز مطالعات از اثرگذاری این سیاست بر بخش حقیقی حکایت دارد و این موضوع توسط مطالعات مختلف تأیید شده است. نتایج پژوهش «حیدری» و «سعیدپور» (۱۳۹۴) نشان می‌دهد که شوک افزایش مخارج دولت باعث افزایش تولید در کوتاه‌مدت و افزایش تورم در بلندمدت می‌شود. از آنجایی‌که عموماً تأمین مالی مخارج دولت در ایران با افزایش پایهٔ پولی همراه است، تورم‌زا بودن شوک مخارج دولت معقول و منطقی به‌نظر می‌رسد؛ بنابراین شوک‌های مالی بر بخش حقیقی ایران اثر می‌گذارند. در مطالعات دیگری «خدایی» و همکاران (۱۳۹۷) دریافتند که سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی ایران اثر مثبتی دارند. هم‌چنین اثرات مثبت سیاست‌های مالی بر نرخ ارز غیررسمی در طول زمان افزایش یافته است. به‌علاوه اثر سیاست مالی بر تورم در اقتصاد ایران مثبت است، به‌طوری‌که اثرات افزایشی فوق در دوره‌های رونق اقتصادی بیشتر است. هم‌چنین، اثر سیاست‌های مالی دولت بر مخارج بخش خصوصی منفی است. هم‌چنین نتایج مطالعهٔ «مجدزاده» (۱۳۸۵) نیز تأییدکنندهٔ این متغیر بر بخش‌های مختلف اقتصاد نظیر سطح تولید، درآمد، اشتغال و تورمی هست. در پژوهش دیگری «فلاحتی» و «مرادپور» (۱۳۹۰) به این نتیجه رسیدند که اگر در یک شوک سیاست مالی از جانب مالیات‌ها وارد شود، اثری مثبت بر اقتصاد بجای خواهد گذاشت؛ اما افزایش هریک از اجزای مخارج دولت به‌صورت شوک، منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی می‌شود. هم‌چنین شوک افزایش مخارج دولت با سرمایه‌گذاری

---

1. Cover
2. Ball and Mankiw
3. Karras
4. Sheng Chen
5. Toma
6. Magude

خصوصی و تورم، رابطهٔ مستقیم و شوک افزایش مالیات‌ها با سرمایه‌گذاری خصوصی و تورم، رابطهٔ معکوس دارند. هم‌چنین مطالعات «تقوی» و «رضائی» (۱۳۸۳) نشان می‌دهد که اثر شوک مثبت، مخارج دولت مصرف و اشتغال هر دو افزایش می‌یابند؛ درحالی‌که شوک منفی مالیاتی (افزایش مالیات‌ها) مصرف را کاهش می‌دهد و اشتغال واکنش معنی‌داری در برابر این شوک از خود نشان نمی‌دهد؛ بنابراین همان‌طورکه گفته شد سیاست‌های مالی از عوامل اثرگذار بر اقتصاد ایران هستند. علاوه‌بر این، از آنجا که بخش عظیمی از مخارج دولت از طریق درآمدهای حاصل از درآمدهای نفتی و مالیات‌ها تأمین می‌گردد، وجود شوک‌های نفتی قطعاً باعث ایجاد نوساناتی در این بخش خواهد شد. شوک‌هایی شدید قیمت نفتی به‌طور قطع عاملی مهم در درآمدهای دولت خواهد بود. ازآنجا که دولت وابسته به درآمد نفتی است، کاهش (افزایش) قیمت نفت باعث تأثیر روی مالیات‌ستانی و درآمدهای دولت خواهد داشت و مخارج بخش‌های مختلف را دستخوش تغییراتی خواهد کرد؛ لذا، بررسی اثر سیاست‌های مالی دولت به‌خصوص در کشور ایران که بخش عمده‌ای از درآمدهای دولت از درآمد نفتی تأمین می‌گردد.

اثرگذاری ابزارهای سیاست مالی بر ساختار کلی اقتصاد کلان با کمک تجزیه و تحلیل نظری منحنی‌های IS– LM و AD-AS (تقاضای کل–عرضهٔ کل) تحلیل می‌شود. در الگوی اقتصاد باز، درحالی‌که سیاست مالی انبساطی هزینه‌های کل برنامه‌ریزی شده را افزایش می‌دهد و منحنی IS را به‌سمت راست انتقال می‌دهد، سیاست پولی انبساطی نیز منحنی LM را به دلیل افزایش تقاضا به‌سمت راست منتقل می‌کند؛ درنتیجه، می‌توان گفت که سیاست مالی مستقیماً بر تولید و درآمد داخلی تأثیر می‌گذارد. این تأثیر بسته به ساختار بازارهای ارز و سرمایه ممکن است بیشتر یا کمتر باشد. اگر سیاست مالی انقباضی اتخاذ شود، انتظار می‌رود که اثر معکوس رخ دهد. سیاست مالی انبساطی با تأمین مالی بدهی که منحنی IS را به‌سمت راست تغییر می‌دهد، منحنی AS را نیز به راست منتقل می‌کند. با افزایش شیب منحنی IS، تأثیر تغییرات AD در تورم افزایش می‌یابد. شیب منحنی IS منجر به تمایز تأثیرات گسترش مالی بر تولید و قیمت‌ها خواهد شد.

روش‌های متفاوتی در شناسایی شوک سیاست مالی استفاده شده است. «رویکرد روایی»[1] توسعه‌یافته توسط «رامی» و «شاپیرو»[2] (۱۹۹۸) وقایع سیاسی را جدا می‌کند و نتیجه می‌گیرد که پس از افزایش هزینه‌های کوتاه‌مدت دولت، مصرف بادوام کاهش می‌یابد، درحالی‌که مصرف کوتاه‌مدت کاهش کمی را نشان می‌دهد. «فاتس» و «میهوف»[3] (۲۰۰۱) از یک دستور چولسکی استفاده می‌کنند و نشان می‌دهند که افزایش هزینه‌های دولت انبساطی است، اما منجر به تغییرات مهمی در ترکیب تولید در قالب افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی می‌شود که بیش از کاهش مصرف خصوصی را جبران می‌کند. «بلانچارد» و «پروتی»[4] (۲۰۰۲) با استفاده از اطلاعات مربوط به کشش متغیرهای مالی، پاسخ خودکار سیاست مالی را شناسایی کرده و دریافتند که شوک‌های مالی انبساطی هستند، بر مصرف خصوصی تأثیر مثبت می‌گذارند و بر سرمایه‌گذاری خصوصی تأثیر منفی

---

1. Narrative Approach
2. Ramey and Shapiro
3. Fatás and Mihov
4. Blanchard and Perotti

می‌گذارند. «اهلیگ» و «مانتفورد»[1] (۲۰۰۹) با تکیه‌بر محدودیت‌های علامت برای عملکردهای پاسخ مالی منفی، تأثیر منفی در سرمایه‌گذاری مسکونی و غیرمسکونی برای ایالات متحده پیدا کردند.

«پروتی»[2] (۲۰۰۵) دریافت که سیاست مالی منجر به عدم پاسخ‌گویی به سرمایه‌گذاری خصوصی و تأثیر نسبتاً بزرگ و مثبت بر مصرف خصوصی در مجموعه‌ای از پنج کشور (استرالیا، کانادا، آلمان، ایالات متحده و بریتانیا) می‌شود. برای فرانسه، «بیائو» و «ژیرارد»[3] (۲۰۰۵) سیاست مالی تأثیر مثبتی بر مصرف خصوصی و سرمایه‌گذاری خصوصی پیدا کردند. برای اسپانیا، «دی کاس هرناندز» و «دی کاسترو»[4] (۲۰۰۸) نشان می‌دهند که شوک مخارج مثبت منجر به تورم بیشتر و کاهش تولید در میان‌مدت و بلندمدت می‌شود، اما می‌تواند در کوتاه‌مدت انبساطی باشد. «هپک–فالک» و همکاران (۲۰۰۶) و «گیراندو»[5] و همکاران (۲۰۰۷) دریافتند که هزینه‌های دولت به‌ترتیب برای آلمان و ایتالیا بر تولید و مصرف خصوصی تأثیرات انبساطی دارد. «آفونسو» و «سوسا» (۲۰۱۱) نشان می‌دهند که برای ایالات متحده، بریتانیا، آلمان و ایتالیا، شوک‌های سیاست مالی سه ماهه دارای تأثیرات کلان اقتصادی مهمی هستند؛ درحالی‌که بر قیمت مسکن و سهام نیز تأثیر می‌گذارند. علاوه‌بر این، «بوریل»[6] و همکاران (۲۰۱۰)، با استفاده از SVAR استاندارد سه ماهه، گزارش دادند که شوک‌های هزینه‌ای در ایالات متحده بیشتر از منطقهٔ یورو است؛ درحالی‌که پاسخ منفی ناشی از افزایش مالیات خالص در منطقهٔ یورو کوتاه‌تر است. همان‌طورکه از مطالعات یاد شده استنباط می‌شود، در دسترس بودن داده‌ها، به‌ویژه داده‌های با فرکانس بالا هم‌چنان یک اشکال عمده در متون مربوط به سیاست‌های مالی است؛ بنابراین، این پژوهش سعی می‌کند با ایجاد یک مجموعه دادهٔ مالی فصلی برای ایران، بر این مسأله غلبه نماید.

۳. پیشینهٔ پژوهش

۳-۱. مطالعات خارجی

«حسن‌او» و «الکاتری»[7] (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای تأثیر سیاست مالی بر تولید ناخالص داخلی غیرنفتی عربستان‌سعودی، بزرگ‌ترین صادرکنندهٔ نفت جهان را در دورهٔ سالانهٔ ۲۰۱۸–۱۹۹۸م. از روش‌های مختلف هم‌انباشتگی در چارچوب تابع تولید فزاینده، مورد بررسی قرار داده است. نتایج حاصل از این بررسی نشان می‌دهد که هزینه‌های جاری و سرمایه‌ای دولت، اثرات مثبت معناداری بر تولید ناخالص داخلی غیرنفتی دارند.

«دلیدی»[8] (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای اثرات افزایش مخارج دولت و مالیات را برروی تولید ناخالص داخلی با استفاده از مدل خودرگرسیون بردار ساختاری برای داده‌های فصلی ایتالیا برای دورهٔ ۲۰۱۹–۱۹۹۵م. مورد بررسی قرار دادند؛ نتایج حاصل از این بررسی نشان می‌دهد که سیاست‌های مالی انبساطی اثرات مثبتی بر سطح تولید ناخالص داخلی ایجاد می‌کند. زمانی‌که سرمایه‌گذاری و مصرف با هم مقایسه می‌شوند، یافته‌ها نشان می‌دهد که

---

1. Uhlig & Mountford
2. Perotti
3. Biau and Girard
4. De Cos Hernández & De Castro
5. Giordano
6. Burriel
7. Hasanov & Alkathiri
8. Deleidi

سرمایه‌گذاری دولت تأثیر بیشتری بر تولید ناخالص داخلی نسبت به مصرف دولت دارد. یافته‌های این پژوهش از دیدگاه کینزی حمایت می‌کند و نشان می‌دهد که ایتالیا باید سرمایه‌گذاری‌های عمومی را به میزان قابل‌توجهی افزایش دهد تا رشد اقتصادی را تقویت کند.

«منیر» و «ریاض»[1] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای اثرات اقتصاد کلان سیاست مالی بر متغیرهای کلان در پاکستان را مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. این مطالعه از چارچوب VAR بهره می‌جوید و از داده‌های فصلی پاکستان از سال ۱۹۷۶ تا ۲۰۱۷م. استفاده می‌نماید. نتایج حاصل از این بررسی نشان می‌دهد که به‌دنبال افزایش هزینه‌های دولت، دو متغیر مصرف خصوصی و قیمت‌ها، سه-چهارم این افزایش را به خود اختصاص دادند؛ درحالی‌که سرمایه‌گذاری خصوصی روند رو به کاهشی را دنبال می‌کند. هم‌چنین، مصرف خصوصی و نرخ بهره به‌طور منفی با مالیات مرتبط هستند و سرمایه‌گذاری خصوصی و قیمت‌ها به‌طور مستقیم بر مالیات اثر می‌گذارند؛ هم‌چنین، تولید ناخالص واقعی داخلی، مصرف خصوصی و نرخ بهره به‌طور مثبت با افزایش هزینه‌های توسعه، مصرف عمومی و سرمایه‌گذاری عمومی واکنش نشان می‌دهند و سرمایه‌گذاری خصوصی به‌طور منفی با هزینه‌های توسعه، مصرف عمومی و سرمایه‌گذاری عمومی مرتبط است. علاوه‌بر این، نتایج نشان می‌دهد که افزایش مالیات مستقیم و مالیات غیرمستقیم باعث افزایش تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری خصوصی و نرخ بهره می‌شود؛ درحالی‌که مصرف خصوصی سه تا پنج دوره نیاز دارد تا واکنش نشان دهد. سرمایه‌گذاری خصوصی و قیمت‌ها به‌طور مثبت با درآمد غیر مالیاتی مرتبط هستند و تولید ناخالص واقعی داخلی، مصرف خصوصی و نرخ بهره به‌طور منفی به یک‌دیگر اثر می‌گذارند. این نتایج از دیدگاه «کی‌نسیان»[2] حمایت می‌کند که براساس آن هزینه‌های دولت و مالیات‌ها ابزاری مفید جهت تحریک فعالیت‌های اقتصادی به شمار می‌روند.

«آتمز»[3] (۲۰۱۹) به بررسی اثر مالیات بر رشد اقتصادی ایالت‌های آمریکا پرداخت و نتایج نشان‌دهندهٔ اثر منفی مالیات بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت است؛ وی هم‌چنین به بررسی اثر مخارج دولت بر سطح دستمزدها و درآمدهای افراد در ایالت‌های مختلف آمریکا پرداخته و نشان‌داد که اندازهٔ اثر مخارج دولت بر درآمدهای افراد به محیط بستگی دارد و از ایالتی به ایالتی دیگر متفاوت است. وی نشان‌داد که اثر مخارج در دوره‌های رکودی نسبت به دوره‌های رونق بزرگ‌تر است و هم‌چنین ضریب تکاثری بودجه در دوره‌های با کسری پایین نسبت به دوره‌های با کسری بالا به‌طور معنی‌داری بزرگ‌تر است.

«کاراگیز» و «کِسکین»[4] (۲۰۱۶) در مقاله‌ای با عنوان «تأثیر سیاست‌های مالی بر اقتصاد کلان در ترکیه: با استفاده از مدل BVAR» بیان می‌کنند یکی از اصول اصلی اقتصاد کلان این است که سیاست مالی می‌تواند در تثبیت اقتصاد و دستیابی به اهداف اقتصاد کلان مؤثر باشد. در چند دههٔ گذشته شاهد استفادهٔ گسترده از ابزارهای سیاست پولی برای رسیدن به این هدف بوده‌ایم. با این حال، علاقهٔ تازه‌ای به استفاده از سیاست مالی به‌عنوان یک ابزار تثبیت از زمان آغاز بحران مالی جهانی اخیر وجود داشته است. نتایج تأثیر ابزارهای مالی مانند هزینه‌های دولت و درآمدها و تأثیرات آن‌ها بر ساختار اقتصادی، توسط روش‌های تجربی مختلف درمورد چندین

---

1. Munir & Riaz
2. Keynesian
3. Atems
4. Karagoz & Keskin

کشور و در ترکیه مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های تجربی این پژوهش نشان می‌دهد که هزینه‌های دولت و درآمدها متغیرهای اقتصاد کلان را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند که شامل تولید ناخالص داخلی، تورم، شاخص بازار سهام، بدهی خارجی و نرخ بهره است.

«منسینگر» و همکاران[1] (۲۰۱۷) در مقاله‌ای، اثرات کوتاه‌مدت و میان‌مدت و مکانیزم سیاست مالی در کشورهای عضو OECD و کشورهای عضو اتحادیهٔ اروپا و وابستگی آن‌ها به وضعیت اقتصاد و رفتار مالی را مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که در کشورهای عضو اتحادیه اروپا تأثیر مخارج دولت بر عملکرد اقتصادی بیشتر از کشورهای عضو OECD است. از زمان آغاز بحران اقتصادی مالی، ضرایب تکاثر[2] در هر دو کشور عضو اتحادیه اروپا بزرگ‌تر شده‌اند. نتیجهٔ این بررسی حاکی از آن است که اقدامات ریاضت اقتصادی، فشار قابل‌توجهی را برای فعالیت اقتصادی در کشورهای عضو اتحادیه اروپا فراهم کرده است؛ بنابراین، می‌توان گفت که بدون درنظر گرفتن رفتار مالی و وضعیت اقتصادی، اثرات گمراه‌کنندهٔ مالی که خود منجر به پذیرش اقدامات مالی نامناسب می‌شود شرایط اقتصادی کشور را وخیم‌تر می‌نماید.

منیر و ریاض (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای تحت عنوان «سیاست مالی و ثبات اقتصاد کلان در کشورهای جنوب آسیا» به بررسی رابطه میان سیاست مالی و ثبات اقتصاد کلان در کشورهای جنوب آسیا پرداخته‌اند. این مطالعه هم‌چنین به‌دنبال یافتن کانال‌هایی است که از طریق آن سیاست مالی منجر به ثبات اقتصاد کلان می‌شود؛ یعنی تثبیت‌کننده‌های خودکار، سیاست مالی اختیاری و سیاست مالی چرخه‌ای. جهت دستیابی به این هدف، بررسی داده‌ها در بازهٔ زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۵م. مورداستفاده قرار گرفته است. این بررسی از روش حداقل مربعات یا OLS استفاده کرده است؛ نتایج نشان می‌دهد که تثبیت‌کننده‌های خودکار و سیاست مالی احتیاطی تأثیر عدم تثبیت‌کنندگی بر اقتصاد دارند که منجر به کاهش رشد اقتصادی اقتصادهای درحال توسعه می‌شود. هم‌چنین، سیاست چرخه‌ای نقش مهمی در تثبیت اقتصاد و رشد یک کشور ایفا می‌کند؛ نتیجهٔ این مطالعه نشان می‌دهد که تثبیت‌کننده‌های خودکار و سیاست احتیاطی در اقتصادهای درحال توسعه، ضعیف هستند.

۳-۲. مطالعات داخلی

«سپهردوست» و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی به بررسی اثرات شوک‌های نفتی بر سیاست‌های مالی دولت با استفاده از روش خود رگرسیون برداری بیزی (BVAR) طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۷۰هش. پرداختند. نتایج بررسی توابع عکس‌العمل آنی و تجزیهٔ واریانس نشان‌داد که شوک‌های درآمد نفتی، با نرخی کاهنده برروی درآمدهای مالیاتی مستقیم و غیرمستقیم اثر مثبت داشته است که نشان‌دهندهٔ گرایش دولت به‌سمت تکیه بر درآمدهای مالیاتی و گسترش پایه‌های مالیاتی است؛ هم‌چنین، نتایج پژوهش حاکی از آن است که واکنش مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم به شوک‌های نفتی معنی‌دار، اما اندک است که نشان‌دهندهٔ عملکرد ضعیف سیستم مالیاتی کشور در واکنش به تحولات نفتی است؛ به‌طوری‌که کاهش درآمدهای نفتی، علاوه‌بر کاهش درآمدهای مالیاتی، کاهش تولید ناخالص داخلی و سایر درآمدهای دولت را نیز به همراه خواهد داشت؛ بنابراین به‌منظور افزایش درآمدهای مالیاتی باید اقدامات و تغییرات اساسی در درون ساختار دولت صورت پذیرد و تقویت

---

[1]. Mencinger et al.
[2]. Multipliers

گردد. علاوه‌بر این، شوک درآمد نفتی منجر به افزایش مخارج دولت، تولید ناخالص داخلی و سایر درآمدهای دولت می‌شود.

«صمیمی» و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای به تجزیه‌وتحلیل سیاست مالی دولت و بررسی دینامیک تصادفی اثرات ابزارهای مختلف مالی دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته‌اند. برای این‌منظور، آن‌ها از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی[1] کینزی جدید مشتمل‌بر سه بخش خانوارها، بنگاه‌ها و سیاست‌گذاری اقتصادی استفاده کرده‌اند. در الگوی ارائه شده آن‌ها، مالیات بر مزد؛ سود و مصرف لحاظ شده و مخارج دولت به دو بخش مصرف کالاها و خدمات و سرمایه‌گذاری تقسیم شده است. این الگو با استفاده از روش بیزی مبتنی‌بر شبیه‌سازی مونت‌کارلوی زنجیرهٔ مارکوف برای ایران برآورد شده است. برای این‌منظور از داده‌های فصلی مرکز آمار ایران طی دورهٔ ۱۳۷۲–۱۳۹۵هـ.ش. استفاده نمودند؛ نتایج آن‌ها نشان‌داد که، ۱) ابزارهای سیاست مالی عمدتاً تحت‌تأثیر تولید قرار دارند تا بدهی دولت. با این‌حال، از بین ابزارهای مالی دولت نرخ مالیات بر مصرف مهم‌ترین نقش را در کنترل و تنظیم بدهی‌های دولت بازی می‌کند و مالیات بر مزد بیشترین واکنش را به تغییرات تولید دارد؛ ۲) مخارج دولت کارکردی موافق چرخه‌ای در اقتصاد ایران دارد، ولی سه نوع مالیات مورد بررسی از ویژگی تثبیت‌کنندگی خودکار برخوردار هستند؛ ۳) در کوتاه‌مدت، افزایش نرخ مالیات بر مصرف نسبت به مالیات بر مزد اثر انقباضی بزرگ‌تر، اما کم‌دوام‌تری بر اقتصاد دارد، ولی در بلندمدت اثر مالیات بر مزد بیشتر از مالیات بر مصرف است؛ ۴) اثر انبساطی مخارج سرمایه‌ای دولت در بلندمدت بزرگ‌تر و بادوام‌تر از مخارج مصرفی دولت است؛ ۵) دورهٔ اثرگذاری تکانهٔ مخارج دولت بیشتر از درآمدهای دولت است.

«رستم‌زاده» و «گودرزی‌فراهانی» (۱۳۹۶) در مطالعه خود با استفاده از یک رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی، یک مدل اقتصاد باز کوچک شامل دو بخش تولیدی مبادله‌ای و غیرمبادله‌ای طراحی کردند. در بخش منابع درآمدی دولت، با وارد کردن درآمدهای مالیاتی مختلف از قبیل مالیات بر مخارج مصرفی، مالیات بر درآمد ناشی از عرضهٔ نیروی کار و اجارهٔ سرمایه در مدل، امکان جایگزین‌سازی درآمدهای نفتی به‌جای درآمد مالیاتی را مورد بررسی قرار دادند. تخمین پارامترهای این مدل براساس روش بیزی و با استفاده از داده‌های فصلی دورهٔ زمانی ۱۳۹۳–۱۳۶۷هـ.ش. انجام گرفته است. به‌منظور جایگزین‌سازی درآمدهای مالیاتی به‌جای درآمدهای نفتی، دو سناریو طراحی کردند؛ در سناریوی اول، فرض کردند که دولت درآمد نفتی دارد و قیمت آن به‌صورت برون‌زا تعیین‌شده و تمامی درآمدهای نفتی توسط دولت خرج می‌شود و دولت اتکایی به درآمدهای مالیاتی ندارد. در سناریوی دوم، فرض کردند که تمامی درآمدهای نفتی دولت به صندوق توسعه تزریق‌شده و دولت با اتکاء به انواع درآمدهای مالیاتی از قبیل مالیات بر ارزش‌افزوده، مالیات بر مصرف، مالیات بر درآمد و... هزینه‌های جاری و عملیاتی خود را تأمین می‌کند. نتایج حاصل‌شده بیانگر این آن است که یک شوک مالیاتی در کوتاه‌مدت تأثیر منفی‌بر متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل رشد اقتصادی و مصرف دارد؛ اما در بلندمدت، با افزایش درآمد مالیاتی میزان تولید ناخالص داخلی و به‌تبع آن، مصرف و سرمایه‌گذاری در اقتصاد افزایش یافته است.

«غلامی» و «هژبرکیانی» (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی سیاست‌های مالی انبساطی در ایران: مقایسهٔ تطبیقی الگوی VAR خطی و آستانه‌ای» به بررسی این سؤال پرداختند که آیا سیاست‌های مالی

[1]. DSGE

انبساطی به‌صورت افزایش مخارج دولت و کاهش مالیات بر رشد اقتصادی در ایران به‌صورت خطی تأثیرگذار است یا غیرخطی؟ به این‌منظور، کارایی هر یک از برنامه‌های مذکور با به‌کارگیری دو الگوی خودرگرسیون برداری خطی و آستانه‌ای و اطلاعات سال‌های ۱۳۳۸ الی ۱۳۹۱هـ.ش. بررسی شده است. در این ارتباط، هنگام استفاده از الگوی آستانه‌ای، مشاهده‌های سال‌های مورد بررسی براساس مثبت یا منفی بودن شکاف تولید به دو رژیم تفکیک شده است. توابع واکنش آنی الگوی خطی حاکی از آن است که کاهش درآمدهای مالیاتی و افزایش مخارج دولت به‌عنوان محرک‌های مالی منجر به افزایش رشد اقتصادی شده‌اند، اما میزان تأثیرگذاری مخارج دولت بیشتر از درآمدهای مالیاتی است. افزایش مخارج دولت در الگوی آستانه‌ای نیز کاراترین محرک مالی است؛ به علاوه، مقایسهٔ توابع عکس‌العمل آنی الگوی خطی و رژیم بالا نشان می‌دهد که واکنش تولید ناخالص داخلی به درآمدهای مالیاتی در مدل خطی و در شرایط شکاف تولیدی مثبت تقریباً یکسان است. این درحالی است که آثار افزایش مخارج دولت بر تولید ناخالص داخلی در مدل خطی، اختلاف زیادی با این آثار در رژیم بالا دارد. در رژیم پایین نیز واکنش تولید ناخالص داخلی به درآمدهای مالیاتی و مخارج دولت متفاوت از مدل خطی است. بر این‌اساس، ضرایب فزآیندهٔ سیاست‌های مالی انبساطی به‌شرایط اقتصادی برحسب شکاف تولید وابسته هستند.

«فطرس» و «دلائی» (۱۳۹۵) فرار مالیاتی را در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی مورد بررسی قرار داده‌اند، براساس نتایج این پژوهش وجود یک تکانهٔ مثبت بهره‌وری بخش رسمی باعث افزایش تولید بخش رسمی و کاهش تولید زیرزمینی و به‌تبع آن کاهش فرار مالیاتی می‌شود.

«میرمحمدی» و «جنتی» (۱۳۹۵) با مروری بر تجربهٔ اصلاح نظام مالیاتی در کشورهای مختلف، به مقایسهٔ آن‌ها با اصلاح نظام مالیاتی ایران پرداخته‌اند. بر این‌اساس، رویکردهای اصلاح مالیاتی عموماً بر کاهش آثار تحریفی مالیات به‌منظور حفظ رقابت‌پذیری اقتصاد، کاهش تنوع نرخ‌های مالیاتی به‌منظور کاهش تحریف‌های ناخواسته در قیمت‌های نسبی، گسترش مالیات بر ارزش‌افزوده به‌منظور کاهش بار مالیاتی بخش تولید، توجه به عدالت عمودی به‌جای عدالت افقی (پای‌های مالیاتی گسترده، ساده و شفّاف) و هم‌چنین کاهش هزینه‌های اداری و تمکین مالیاتی معطوف است. یکی از محورهای اصلاح مالیاتی، اصلاح دستگاه وصول مالیات است و شامل طیف وسیعی از اقدامات برای بهبود فرآیندهای اجرایی مالیات است. یکی از جنبه‌های اصلاح دستگاه مالیاتی، مدرنیزاسیون فرآیندهای مالیاتی است. به گفتهٔ این مقاله، در بسیاری از کشورها حرکت به‌سمت به‌کارگیری فناوری اطلاعات و ارتباطات در این بخش، ارائه خدمات برخط به مؤدیان، تسهیل پرداخت اینترنتی مالیات و غیره شتاب بیشتری گرفته و حتی برخی از آن‌ها به استفاده از فناوری‌های مبتنی‌بر تلفن همراه در مالیات ستانی روی آورده‌اند. آن‌چه در بررسی تجربهٔ برنامه‌های اصلاح مالیاتی در جهان در این مقاله مشاهده شده، ضرورت اصلاح سیاست‌های مالیاتی قبل از شروع برنامهٔ اصلاح دستگاه مالیاتی و به‌تبع آن مدرنیزاسیون دستگاه اداری است؛ به‌عبارت دیگر، سیاست‌ها، قوانین و مقررات مربوط بایستی برای یک دنیای مبتنی‌بر فناوری اطلاعات تدوین شوند و بدون توجه به آن، مکانیزاسیون فرایندهای مالیاتی با مقاومت‌های درونی و مخالفت‌های بیرونی همراه بوده و حتی ممکن است، نتیجهٔ چندانی نداشته باشد.

«حیدری» و «سعیدپور» (۱۳۹۴) ضمن تجزیه و تحلیل تأثیر شوک‌های سیاست مالی و ضریب فزآینده مالی اقتصاد ایران در چارچوب مدل کینزین‌های جدید نشان می‌دهند که شوک افزایش مالیات بر مصرف منجر

به کاهش تولید در کوتاه‌مدت می‌شود؛ هم‌چنین شوک افزایش مخارج دولت باعث افزایش تولید در کوتاه‌مدت و افزایش تورم در بلندمدت می‌شود.

٤. تصریح مدل

٤-١. بررسی تئوری مدل

مدل VAR(p) ساختاری ((SVAR(p) را می‌توان به‌صورت روابط (۱) و (۲) نوشت:

$$\underbrace{y_t - \sum_{j=1}^{p} A_j y_{t-j}}_{\Gamma(B)Y_t} = \alpha_0 + \varepsilon_t \quad (۱)$$

$$\Gamma(B)Y_t = \Gamma_0 y_t + \Gamma_1 y_{t-1} + ... + \Gamma_p y_{t-p} = \alpha_0 + \varepsilon_t$$

$$\upsilon_t = \Gamma_0^{-1}\varepsilon_t, \quad (۲)$$

که y_t بردار $M\times 1$ بعدی شامل مشاهدات است که هرکدام شامل حداکثر $t = 1,2,...T$ است و α_0 بردار شامل عرض از مبدأ معادلات با بعد $M\times 1$ است. هم‌چنین A_j ماتریس $M\times M$ بعدی ضرایب در وقفه‌های مختلف بردار متغیرهای y_{t-j} که $j = 1,2,...,p$ است و ε_t بردار $M\times 1$ خطاهای مدل است. علاوه‌بر این، $\Gamma(.)$ تابع چندجمله‌ای وقفه و B عمل‌گر وقفه است. به‌منظور آن‌که تصریح احتمالی رابطهٔ (۱) به‌دقت مشخص شود معمولاً فرض می‌شود که ε_t از یک توزیع نرمال با مشخصه‌های $N(0,\Sigma)$ تبعیت می‌کند که Σ ماتریس واریانس-کواریانس است.

ارتباط میان درآمدهای مالیاتی دولت، مخارج دولت، رشد حقیقی GDP، تورم و نرخ بهره در الگو بسیار مهم است. سیاست مالی بر اساس معادلات کلی (۳) و (۴) توصیف می‌شود:

$$G_t = f(\Omega_t) + \varepsilon_t^G \quad (۳)$$

$$T_t = g(\Omega_t) + \varepsilon_t^T \quad (۴)$$

در این روابط G_t و T_t به‌ترتیب مخارج و درآمدهای دولت می‌باشند؛ هم‌چنین f و g توابع خطی هستند و Ω_t مجموعهٔ اطلاعاتی و ε_t^G و ε_t^T به‌ترتیب شوک‌های مخارج دولت و درآمدهای دولت می‌باشند. این شوک‌ها بر مجموعهٔ اطلاعاتی Ω_t متعامدند.

قیود شناسایی الگوی SVAR به‌صورت شمارهٔ (۵) وضع می‌شوند:

(۱) زیرمجموعه‌ای از n_1 متغیر با نام Y_{1t} که مقادیر هم‌زمانشان در تابع سیاست‌گذاری ظاهر می‌شود، اما به شوک‌های سیاست مالی پاسخ نمی‌دهند.

(۲) زیرمجموعه‌ای از n_2 با نام Y_{2t} که به‌طور هم‌زمان به شوک‌های سیاست مالی پاسخ می‌دهند و در تابع سیاست‌گذاری با وقفه ظاهر می‌شوند.

(۳) متغیرهای سیاستی هم‌چون مخارج دولت و درآمدهای دولت.

فروض بازگشتی را می‌توان به‌صورت بردار $Y_t = [Y_{1t}, G_t, T_t, Y_{2t}]$ و ماتریس شمارهٔ ۵ خلاصه‌نویسی کرد:

(۵)

$$\begin{bmatrix} \underset{n_1 \times n_1}{\gamma_{11}} & \underset{n_1 \times 2}{0} & \underset{n_1 \times n_2}{0} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & 0 \end{bmatrix}$$

دو ستون سطر اول که برابر با صفر قرار داده شده‌اند، متناظر با این فرض می‌باشند که متغیرهای Y_{1t} به شوک‌های سیاست مالی پاسخ نمی‌دهند. در عمل متغیرهایی که در دستهٔ Y_{1t} قرار گرفته می‌شود، براساس پژوهش «کریستیانو» و همکاران[1] (۲۰۰۵) است؛ برای مثال، قیمت مسکن را در این‌دسته از متغیرها قرار می‌دهیم و عکس‌العمل سیاست‌گذاران را به تغییرات قیمت مسکن بررسی می‌کنیم.

قیود وضع‌شده برای به‌دست آوردن توابع واکنش به شوک براساس رابطهٔ (۶) تعریف می‌شود که در آن P، تورم و i سرمایه‌گذاری است.

$$\Gamma 0 = \begin{bmatrix} \gamma 11 & \gamma 12 & -\varepsilon G,Y.\gamma 11 & -\varepsilon G,\pi.\gamma 11 & -\varepsilon G,i.\gamma 11 \\ \gamma 21 & \gamma 22 & -\varepsilon T,Y.\gamma 11 & -\varepsilon T,\pi.\gamma 22 & -\varepsilon T,i.\gamma 22 \\ 0 & 0 & \gamma 33 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \gamma 43 & \gamma 44 & 0 \\ 0 & 0 & \gamma 53 & \gamma 54 & \gamma 55 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Gt \\ Tt \\ Yt \\ Pt \\ it \end{bmatrix} \quad (۶)$$

تعداد پارامترهای یک مدل نامقید برابر با $M + M^2 p$ که با اضافه شدن متغیرها یا وقفه‌ها به شکل تصاعدی افزایش می‌یابد. در یک مدل مقید بسته به قیود تعداد چنین پارامترهایی حتی می‌تواند بیشتر شود. چنین پارامترسازی متراکمی اغلب منجر به عدم صحت درمورد پیش‌بینی خارج از نمونه و استنباط ساختاری، به‌ویژه برای مدل‌های با ابعاد بالاتر می‌شود. این پدیده معمولاً به‌عنوان «نفرین ابعاد»[2] نامیده می‌شود.

رویکرد بیزی برای برآورد مدل‌های VAR با تحمیل ساختار اضافی به مدل با این مشکل مقابله می‌کند. نشان داده شده است که پیشین‌های مزدوج آگاهی‌بخش[3] در کاهش نفرین ابعادی مؤثر بوده و امکان برآورد مدل‌های بزرگ را فراهم می‌کند.

آن‌ها پارامترهای مدل را به‌سمت معیار مقرون به‌صرفه هدایت می‌کنند، خطای برآورد را کاهش می‌دهند و دقت پیش‌بینی خارج از نمونه را بهبود می‌بخشند (کوپ[4]، ۲۰۱۳). انعطاف‌پذیری چارچوب بیزی امکان برآوردن

---

1. Christiano and et al
2. Curse of Dimensionality
3. Informative Conjugate Priors
4. Koop

طیف وسیعی از مسائل اقتصادی را فراهم می‌کند که طبیعتاً شامل اطلاعات پیشین است و می‌تواند لایه‌های عدم قطعیت را از طریق مدل‌سازی سلسله‌مراتبی محاسبه کند (گلمن[1] و همکاران، ۲۰۱۳).

٤-۲. انتخاب توابع توزیع پیشین و تصریح

انتقال رضایت‌بخش اطلاعات ناشی از باورهای پیشین بسیار مهم است و بنابراین، موضوع پژوهش‌های زیادی است. در زمینهٔ چندمتغیره، استفاده از پیشین‌های یکنواخت[2] که سعی می‌کنند باور خاصی را تحمیل نکنند، برآوردکننده‌های غیرقابل‌قبول و استنباط ضعیف را به ارمغان می‌آورند (سیمز[3]، ۱۹۸۰؛ بابورا[4] و همکاران، ۲۰۱۰).

سایر پیشین‌های ناآگاهی بخش یا آگاهی بخش لازم است. مشارکت‌های اولیه (لیترمن[5]،۱۹۸۰)، پیشین‌ها و فوق پارامترهای آن‌ها را به‌گونه‌ای تنظیم می‌کند که عملکرد پیش‌بینی خارج از نمونه را در پیش‌نمونه افزایش می‌دهد. «دل نگرو» و «شورفاید»[6] (۲۰۰۴) مقادیری را انتخاب می‌کنند که راستنمایی حاشیه‌ای را به حداکثر می‌رساند. «بابورا» و همکاران (۲۰۱۰) از تناسب درون نمونه به‌عنوان معیار تصمیم‌گیری و کنترل برای برازش بیش‌از اندازه استفاده کنید. نظریهٔ اقتصادی یک منبع ترجیحی از اطلاعات پیشین است، اما در بسیاری از زمینه‌ها وجود ندارد، به‌ویژه برای مدل‌های با ابعاد بالا.

با تأیید این موضوع، «ویلانی»[7] (۲۰۰۹) این مدل را مجدداً فرموله می‌کند و پیشین‌ها را بر وضعیت پایدار قرار می‌دهد که نظریهٔ اقتصادی اغلب بر آن متمرکز است و بنابراین توسط اقتصاددانان بهتر درک می‌شود.

«جیانونه»[8] و همکاران (۲۰۱۵) پیشنهاد تنظیم پارامترهای پیشین به روش مبتنی‌بر داده را ارائه می‌دهد، یعنی با آن‌ها به‌عنوان پارامترهای اضافی برای برآورد رفتار می‌شود. در رویکرد سلسله‌مراتبی آن‌ها، پارامترهای قبلی به ابر برتر خود اختصاص داده می‌شوند. این را می‌توان با استناد به قانون بیز به‌شرح روابط ۷ و ۸ بیان کرد:

$$p\left(\gamma|y\right)\propto p\left(y\,|\theta,\gamma\right)p\left(\theta|\gamma\right)p\left(\gamma\right), \tag{۷}$$

$$p\left(y\,|\gamma\right)=\int p\left(y\,|\theta,\gamma\right)p\left(\theta|\gamma\right)d\,\theta, \tag{۸}$$

که در این روابط $y_t=\left(y_{p+1},\ldots,y_T\right)'$ اتو رگرسیو و واریانس مدل با θ و فوق پارامتر با γ نشان داده شده است. جزء اول رابطهٔ (۷) نسبت به پارامتر θ در رابطهٔ (۸) حاشیه‌ای‌سازی شده است. این‌کار چگالی داده‌ها را به‌عنوان تابعی از فوق پارامترهای $p\left(y\,|\gamma\right)$ به‌دست می‌دهد که «راستنمایی حاشیه‌ای»[9] (ML) نیز نامیده می‌شود. این کمّیت نسبت به پارامترهای θ حاشیه‌ای است، اما به فراپارامترهای γ مشروط است. معیار راستنمایی حاشیه‌ای (ML) را می‌توان به‌عنوان معیار تصمیم‌گیری برای انتخاب فوق‌پارامتر استفاده کرد. به

---

1. Gelman
2. Flat Priors
3. Sims
4. Bańbura
5. Litterman
6. Del Negro and Schorfheide
7. Villani
8. Giannone
9. Marginal Likelihood

حداکثر رساندن یک روش بیز تجربی با تفسیر فراوانی‌نگر[1] واضح است. در رویکرد سلسله‌مراتبی بیزی[2]، ML برای اکتشاف فضای کامل پارامترهای پسین مورداستفاده قرار می‌گیرد و عدم قطعیت اطراف آن‌ها را تأیید می‌کند. این نتیجه‌ای نیرومند[3] می‌دهد، ازلحاظ نظری پایه دارد و می‌تواند به شیوه‌ای کاراً اجرا شود (جیانونه و همکاران، ۲۰۱۵).

۳-٤. پیشین مینسوتا

خانوادهٔ پیشین‌های مینسوتا (لیترمن، ۱۹۸۰) این فرضیه را که متغیرهای فردی از گام تصادفی تبعیت می‌کنند را بر مدل تحمیل می‌کند. این تصریح مقرون‌به‌صرفه به‌عنوان معیاری برای ارزیابی صحت پیش‌بینی‌ها مورداستفاده قرار می‌گیرد و در پیش‌بینی سری‌های زمانی اقتصاد کلان عملکرد خوبی دارد. پیشین‌های مینسوتا با گشتاورهای رابطهٔ (۹) مشخص می‌شوند:

$$E\left[\left(A_s\right)_{ij}|\Sigma\right]=\begin{cases}1 & if \quad i=j\wedge s=1\\ 0 & otherwise\end{cases} \tag{۹}$$

$$\operatorname{cov}\left[\left(A_s\right)_{ij},\left(A_r\right)_{kl}|\Sigma\right]=\begin{cases}\lambda^2\dfrac{1}{s^{\alpha}}\dfrac{\Sigma_{ik}}{\psi_j/(d-M-1)} & if \quad l=j\wedge s=r\\ 0 & otherwise\end{cases}$$

فوق پارامتر کلیدی λ اهمیت نسبی داده‌ها و پیشین‌ها را وزن‌دهی می‌کند. به ازای $\lambda\to 0$ پیشین‌ها حامل اطلاعات بیشتری نسبت به داده‌ها هستند و توزیع پسین آن‌ها به پیشین نزدیک می‌شود؛ هم‌چنین برای $\lambda\to\infty$ اطلاعات نمونه‌ای نقش اصلی را تشکیل توزیع پسین دارند.

فوق پارامتر α اثر وقفه‌های دورتر متغیرها را بر متغیر وابسته کنترل می‌کند. درنهایت، ψ_j، j امین متغیر ماتریس Ψ پیشین انحراف استاندارد وقفهٔ سایر متغیرها (به‌جز متغیر وابسته) را کنترل می‌کند.

۵. تحلیل توصیفی متغیرها

۵-۱. تحلیل توصیفی مؤلفه‌های مختلف تقاضای کل اقتصاد ایران

در جدول (۱) آمار توصیفی بخش‌های مختلف اقتصاد کلان ایران در بازهٔ زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۸هش. با تناوب فصلی از فصل اول سال ۱۳۸۳ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۸ نشان داده شده است. این داده‌ها براساس سال پایهٔ ۱۳۹۰ تنظیم شده‌اند. نتایج این جدول براساس واحد میلیارد ریال تهیه و تنظیم شده است و هم‌چنین به‌منظور تجزیه و تحلیل از آن‌ها روندزدایی فصلی به‌عمل آمده است. براساس یافته‌های ارائه شده در جدول (۱) رفتار مخارج مصرفی بخش خصوصی (که با مخفف CONSUM نشان داده شده است) به‌دلیل ضریب چولگی منفی و نسبتاً بزرگ آن از نظر اندازه از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کند؛ درواقع، ضریب چولگی منفی این متغیر نشان‌دهندهٔ احتمال بالای رخ‌دادن مقادیر کمتر از میانگین در فصول مختلف سال است. این رفتار تاحدی درمورد متغیر

---
[1]. Frequentist
[2]. Bayesian hierarchical approach
[3]. Robust

واردات (که با مخفف IM نشان داده شده است) نیز وجود دارد؛ بنابراین، از تمامی متغیرها به‌جز متغیر واردات و مصرف می‌توان لگاریتم‌گیری کرد. مخارج بخش دولتی (که با مخفف GOVERSPEND نشان داده شده است) بیشترین ضریب کشیدگی را نشان می‌دهد. این موضوع به‌معنای آن است که با احتمال بالای وقوع مقادیر بسیار بزرگ‌تر از میانگین در فصول مختلف را می‌توان متصور بود. سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (INVEST) و صادرات (EX) بیشترین ضریب چولگی مثبت را در نمونهٔ انتخاب شده نشان می‌دهند. در داده‌های جمع‌آوری شده این پژوهش بیشترین انحراف استاندارد حول میانگین مربوط به متغیر IM (واردات) و کمترین انحراف استاندارد مربوط به متغیر GOVERSPEND (مخارج بخش دولتی) است.

جدول ۱: آمار توصیفی بخش‌های مختلف تقاضای کل اقتصاد کلان ایران

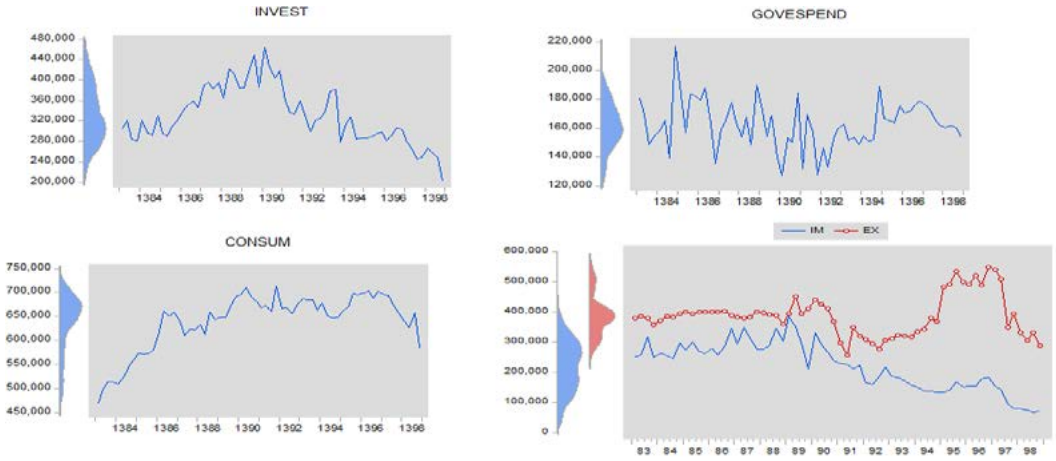
Table 1: Descriptive statistics of different sectors of total demand of Iran's macroeconomics

آمار توصیفی	*CONSUM*	*EX*	*GOVESPEND*	*IM*	*INVEST*
میانگین	۶۳۹۷۶۰/۳	۳۸۶۴۶۹/۱	۱۶۲۶۳۸/۶	۲۱۹۵۱۳/۴۱	۳۳۰۷۶۶/۱
میانه	۶۵۸۴۵۴	۳۸۴۳۶۵	۱۶۲۲۵۸/۵	۲۲۴۹۴۵	۳۲۱۳۳۶/۵
حداکثر	۷۱۳۶۲۹	۵۴۷۲۶۷	۲۱۶۹۱۵	۳۸۳۹۸۱	۴۶۳۵۲۵
حداقل	۴۶۸۱۹۰	۲۵۷۱۳۳	۱۲۷۱۲۶	۶۸۰۱۱	۲۰۳۲۴۴
انحراف استاندارد	۵۸۶۷۱/۰۸	۶۷۱۲۱/۲۶	۱۶۷۳۲/۰۸	۸۰۰۰۶/۷۷	۵۵۴۰۶/۳۴
چولگی	−۱/۱۵۲۱۱۲	۰/۵۷۱۰۶۸	۰/۲۶۱۷۸۱	−۰/۱۱۵۶۶	۰/۳۲۳۵۱۱
کشیدگی	۳/۷۴۴۳۴۶	۲/۹۸۳۱۱۵	۳/۶۹۵۹۹۵	−۰/۱۰۸۲۶۵	۲/۵۲۶۷۶۳
آماره جارکو-برا	۱۶/۷۵۳۴۳	۳/۴۷۹۳۶	۰/۰۲۲۷۳۵	۲/۲۶۳۲۰۹	۱/۷۱۳۵۸
مقدار احتمال	۰/۰۰۰۲۳	۰/۱۷۵۵۷۷	۰/۳۶۳۷۲۱	۰/۳۲۲۵۱۵	۰/۴۲۴۵۲۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

هرچند خلاصه‌سازی داده‌ها توسط آمار توصیفی ارائه شده در جدول (۱) اطلاعاتی هم‌چون نیاز به لگاریتم‌گیری را به‌دست می‌دهد، اما با این‌وجود، شامل تمام اطلاعات لازم برای مدل‌سازی نیست؛ برای مثال، روند موجود در داده‌ها را نشان نمی‌دهد؛ بنابراین، ترسیم نمودار داده‌ها یک گام اساسی در زمینهٔ مدل‌سازی است.

یافته‌های نموداری در نمودار (۱) نشان می‌دهد که دو متغیر INVEST (سرمایه‌گذاری) و CONSUM (مصرف) حاوی روندهای غیرخطی می‌باشند. رفتار غیرخطی مشاهده شده در این دو نمودار می‌توانند ناشی از شکست‌های ساختاری درنتیجهٔ وضع تحریم‌های سیاسی، یا تغییر سیاست‌گذاری کلان اقتصادی باشند. این موضوع نشان‌دهندهٔ آن است که در آزمون‌هایی مانند آزمون ریشهٔ واحد حتماً باید وجود شکست ساختاری را لحاظ کرد.



نمودار ۱: نمودار بخش‌های مختلف تقاضای کل اقتصاد کلان ایران (مأخذ: یافته‌های پژوهش).

Graph 1: Chart of different sectors of total demand of Iran's macroeconomics (source: research findings).

۲-۵. تحلیل توصیفی داده‌های مالیات در ایران

جدول (۲) خلاصهٔ آمارهای توصیفی مربوط به مالیات بر ثروت (TAXINW)، مالیات بر درآمد (TAXININ) و مالیات اشخاص حقوقی (TAXPERS) را نشان می‌دهد. این داده‌ها بعد از فصلی زدایی و با واحد میلیارد ریال براساس سال پایهٔ ۱۳۹۰ با تناوب فصلی از فصل اول سال ۱۳۸۴ تا فصل آخر سال ۱۳۹۸ تنظیم شده است.

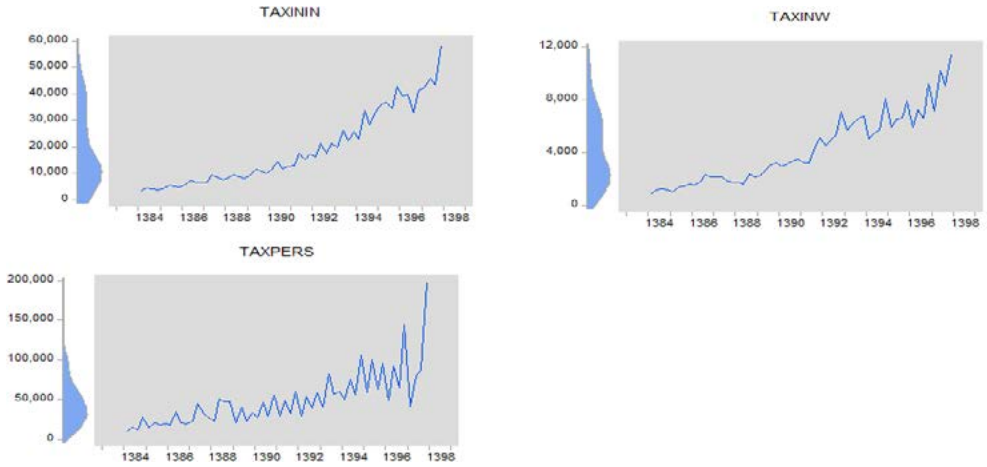
جدول ۲: آمار توصیفی مربوط به داده‌های مالیاتی ایران

Table 2: Descriptive statistics related to Iran's tax data

آمار توصیفی	TAXPERS	TAXINW	TAXININ
میانگین	۴۹۱۲۸/۴۵	۴۲۳۷/۱۴۳	۱۸۹۱۴/۲۶
میانه	۴۳۴۴۵/۰۵	۳۲۷۹/۲۵	۱۳۵۵۳/۵۵
حداکثر	۱۹۷۷۳۳	۱۱۴۲۲	۵۸۲۹۹
حداقل	۱۰۲۱۷/۱	۸۷۰/۲	۳۱۶۶
انحراف استاندارد	۳۴۰۹۵/۵۱	۲۶۴۳/۹۴۹	۱۳۹۸۴/۳۸
چولگی	۱/۹۹۱۱۵۴	۰/۶۷۳۰۳۱	۰/۸۴۷۹۶۳
کشیدگی	۸/۴۵۷۲۴۶	۲/۶۱۷۱۶۸	۲/۶۴۲۰۳۸
آماره جارکو-برا	۱۰۶/۴۹۴	۴/۵۶۹۷۰۶	۷/۰۱۰۰۳
مقدار احتمال	۰.۰۰۰	۰/۱۰۱۱۷۸۹	۰/۰۳۰۰۴۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

براساس یافته‌های ارائه شده در این جدول بیشترین ضریب کشیدگی و ضریب چولگی مربوط به TAXPERS (مالیات اشخاص حقوقی) است؛ هم‌چنین با توجه به اطلاعات جدول (۲)، بیشترین انحراف استاندارد حول مقدار میانگین مربوط متغیر TAXPERS است؛ هم‌چنین در نمودار (۲) نشان داده شده است که مؤلفه‌های مختلف مالیاتی مهم در اقتصاد ایران، همه حاوی روند خطی می‌باشند.



نمودار ۲: نمودار مؤلفه‌های مختلف مالیاتی در اقتصاد کلان ایران (مأخذ: یافته‌های پژوهش).

Graph 2: Diagram of different tax components in Iran's macroeconomics (source: research findings).

۳-۵. تحلیل توصیفی داده‌های سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، تورم و شاخص بازار سهام

هم‌چنین آمار توصیفی داده‌های تورم و سرمایه‌گذاری در بخش مسکن در جدول (۳) نشان داده شده است. براساس اطلاعات ارائه شده در این جدول چولگی و کشیدگی سرمایه‌گذاری در بخش مسکن به‌شدت چوله به راست و با کشیدگی بالاست که نشان‌دهندهٔ رخدادن وقایع حدی درمورد سرمایه‌گذاری در این بخش است؛ بنابراین، می‌توان انتظار رفتار غیرقابل انتظاری از این متغیر بر سیستم معادلات اقتصاد کلان ایران در بازهٔ زمانی این مطالعه داشت. به‌منظور کاهش چنین اثراتی با توجه به این‌که ضریب چولگی این متغیر مثبت است، می‌توان از تبدیل لگاریتمی برای همسان کردن واریانس متغیر در طول زمان استفاده کرد. درمورد تورم نیز دقیقاً به‌همین ترتیب می‌توان استدلال کرد. با توجه به این‌که این بازهٔ زمانی (۱۳۸۳-۱۳۹۸) دوران پرتلاطمی در اقتصاد ایران بوده، این نتایج طبیعی است.

جدول ۳: آمار توصیفی مربوط داده‌های تورم، سرمایه‌گذاری در مسکن

Table 3: Descriptive statistics related to inflation data, investment in housing

آمار توصیفی	INVEST_HOME	INF
میانگین	۱۳۶۵۷۴/۷	۰/۰۴۲۴۱۴
میانه	۱۱۶۳۶۵/۹	۰/۰۳۳۷۸۶
حداکثر	۴۵۲۹۵۵	۰/۱۴۶۰۸۷
حداقل	۱۵۶۹۲/۱	۰/۰۰۳۷۲۷
انحراف استاندارد	۱۰۰۸۲۳/۲	۰/۰۲۹۹۵۴
چولگی	۱/۱۳۲۸۸۲	۱/۶۲۹۹۴۹
کشیدگی	۴/۲۵۷۵۷۳	۵/۵۱۹۸۸۳
آماره جارکو-برا	۱۷/۹۰۷۱۴	۴۱/۷۳۴۵
مقدار احتمال	۰/۰۰۰۱۲۹	۰.۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

٦. یافته‌های تجربی

٦-١. آزمون ریشه واحد

مانایی متغیرهای پژوهش به‌منظور انجام تحلیل‌های استنباطی باید بررسی گردد؛ بنابراین، پیش آزمون لازم مانایی براساس آزمون ریشهٔ واحد ADF انجام گردید. نتایج این آزمون در جدول (۴) گزارش شده است. براساس یافته‌های این جدول تمامی متغیرها در تفاضل اول مانا خواهند بود.

جدول ٤: نتایج آزمون ریشهٔ واحد ADF

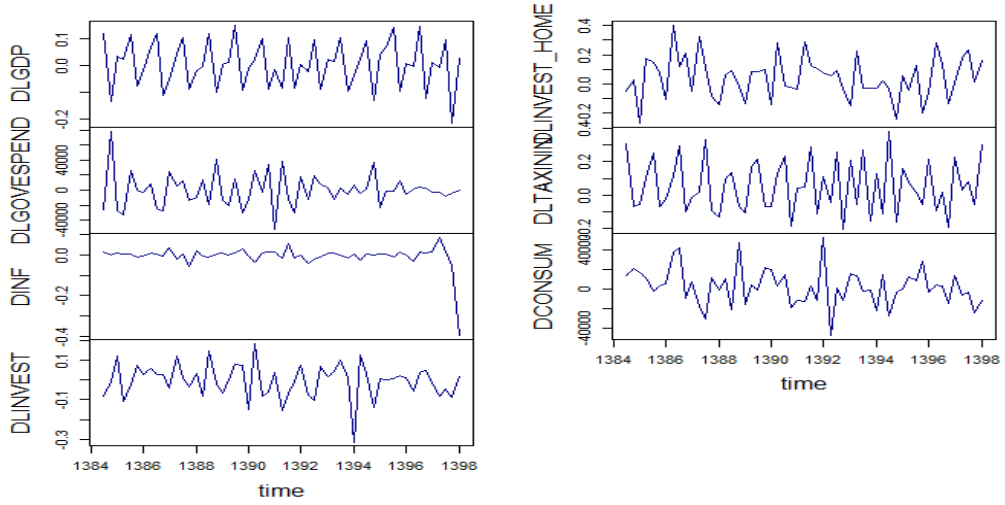
Table 4: ADF unit root test results

With constant		INF	LINVEST	LGDP	LGOVES	LTAXTING	CONSUM	LINVEST-H
	t-statistic	-۲/۷۹۷۳	−۱/۷۳۱۱	−۲/۶۹۰۳	−۵/۷۸۳۲	−۰/۵۰۲۹	−۳/۲۴۰۵	−۰/۹۱۰۵
	prob	۰/۰۶۵۳	۰/۴۱۰۲	−۵/۰۸۲۳	۰/۰۰۰۰	۰/۸۸۱۹	۰/۰۲۲۹	۰/۷۷۷۵
		*	no	*	***	no	**	No
With Constant & trend	t-statistic	−۲/۸۷۷۳	−۲/۶۱۳۹	−۳/۴۴۲۰	−۵/۷۴۵۴	−۲/۹۶۰۲	−۲/۹۸۸۳	−۲/۵۴۴۷
	prob	۰/۱۷۷۸	۰/۲۷۶۱	۰/۰۵۶۴	۰/۰۰۰۱	۰/۱۵۳۳	۰/۱۴۴۹	۰/۳۰۶۵
		no	no	*	***	no	no	No
Without Constant & trend	t-statistic	−۱/۰۷۱۱	−۰/۲۹۰۸	۰/۲۸۲۹	−۰/۰۲۲۸	۳/۱۷۶۱	۰/۷۵۵۷	۱/۴۵۹۴
	prob	۰/۲۵۳۵	۰/۵۷۶۵	۰/۷۶۴۲	۰/۶۷۰۸	۰/۹۹۹۵	۰/۸۷۴۴	۰/۹۶۲۶
		no	no	no	no	no	no	No
At First Difference								
With constant		d(INF)	d(LINVEST)	d (LGDP)	d (LGOVE	d(LTAXTING)	d(CONSUM)	d(LINVEST-H)
	t-statistic	-۷/۷۱۴۱	-۹/۵۱۹۹	−۲/۵۰۴۶	−۱۲/۱۰۸۴	−۳/۶۱۴۳	−۸/۴۴۸۵	−۲/۲۶۵۶
	prob	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۱۲۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۸۸	۰/۰۰۰۰	۰/۱۸۶۶
		***	***	no	***	***	***	No
With Constant & trend	t-statistic	−۷/۶۱۳۳	−۸/۴۹۸۰	−۲/۶۰۲۸	−۵/۷۴۰۴	−۳/۵۳۳۹	−۸/۸۷۰۳	−۲/۰۹۴۱
	prob	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۲۸۰۸	۰/۰۰۰۱	۰/۰۴۵۷	۰/۰۰۰۰	۰/۵۳۲۷
		***	***	no	***	**	***	No
Without Constant & trend	t-statistic	−۷/۷۳۴۹	−۹/۵۸۹۹	−۲/۱۴۰۹	−۱۲/۲۲۴۵	−۱/۲۹۸۱	−۸/۳۵۲۵	−۱/۶۵۷۷
	prob	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰/۰۳۲۲	۰.۰۰۰۰	۰/۱۷۶۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۹۱۶
		***	***	**	***	no	***	*

Notes: a:(*)Significant at the 10%; (**)Significant at the 5%;(***) Significant at the 1% and (n0)Not Significant
b: Lag Length based on SIC
C: Probability based on Mackinnon(1996) one-sided p-values

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار تفاضل مرتبهٔ اول سری‌های زمانی پژوهش در نمودار (۳) نشان داده شده است. براساس این نمودار تمامی داده‌ها شکل هموارى دارند و بازگشت‌پذیری به میانگین به‌عنوان اصلی‌ترین وجه مشخصهٔ یک‌سری زمانی مانا است، از نمودارها مشخص است:



نمودار ۳: نمودار تفاضل مرتبهٔ اول سری‌های زمانی اقتصاد کلان ایران (مأخذ: یافته‌های پژوهش).

Graph 3: Chart of the first order difference of the time series of Iran's macroeconomics (source: research findings).

٦-۲. انتخاب وقفهٔ بهینهٔ مدل

پس از آماده‌سازی داده‌ها توابع پیشین را به‌منظور پیکربندی مدل باید مشخص نمود. به‌منظور تنظیم توابع پیشین، از روش مینسوتا استفاده می‌کنیم؛ بنابراین، باید مقادیر فوق پارامترهای λ، α و ψ را مطابق آن‌چه توضیح داده شد، تنظیم شود. مقادیر فوق پارامتر λ و α به‌ترتیب برابر با ۰.۲ و ۲ انتخاب شده است و مقدار ψ را برابر با ریشهٔ دوم واریانس باقی‌مانده‌ها تعریف نموده‌ایم. پس از انتخاب مقادیر فوق پارامترها در گام بعد به‌منظور تخمین کارآمد مدل ابتدا باید وقفه‌های مناسب الگو را تعیین کرد. بدین‌منظور، از معیار شوارتز بیزی (SC) (چون تعداد داده‌ها کمتر از ۱۰۰ تا است از این معیار استفاده شده است)، استفاده می‌کنیم. نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که براساس معیار شوارتز وقفهٔ بهینهٔ الگو برابر با یک است.

جدول ۵: نتایج آزمون انتخاب وقفهٔ بهینهٔ مدل

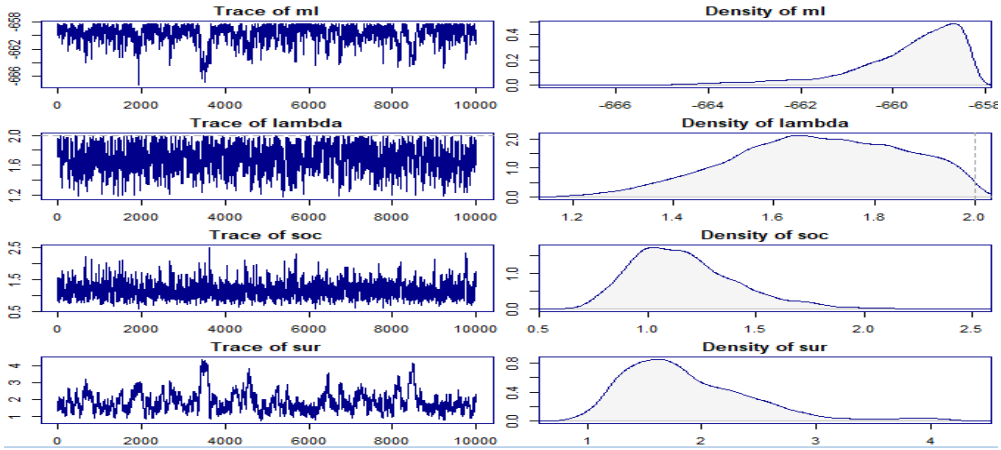
Table 5: The results of the optimal interval selection test of the model

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	-۴۰۵/۸۴۲۷	NA	۰/۰۲۵۳۴۵	۱۶/۱۸۹۹۱	۱۶/۴۵۵۰۶*	۱۶/۲۹۱۲۳*
۱	-۳۶۳/۵۲۵۰	۷۱/۳۵۹۳۵	۰/۰۳۳۵۴۴	۱۶/۴۵۱۹۶	۱۸/۵۷۳۱۸	۱۷/۲۶۲۵۴
۲	-۲۹۱/۵۹۸۹	۱۰۱/۵۴۲۷	۰/۰۱۵۱۹۳	۱۵/۵۵۲۹۰	۱۹/۵۳۰۱۸	۱۷/۰۷۲۷۴
۳	-۲۱۹/۹۸۸۷	۸۱/۴۳۹۰۴*	۰/۰۰۸۴۴۳۰*	۱۴/۶۶۶۲۲	۲۰/۴۹۹۵۸	۱۶/۸۹۵۳۲
٤	-۱۵۶/۵۱۸۵	۵۴/۷۵۸۶۲	۰/۰۰۹۱۸۴	۱۴/۰۹۸۷۶*	۲۱/۷۸۸۱۹	۱۷/۰۳۷۱۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

٦-۳. منحنی اثر و توابع چگالی

پس از انتخاب وقفهٔ بهینه با استفاده از الگوریتم متروپولیس-هیستینگز (MH) با تعداد ۱۵۰۰۰ شبیه‌سازی که ۵۰۰۰ از آن سوخت شده است، مدل تخمین زده شد. نتایج حاکی از نرخ پذیرش ۶۵.۵٪ حجم شبیه‌سازی است که نتیجه‌ای قابل‌قبول است (این بدان‌معناست که از ۱۰۰۰۰ شبیه‌سازی ۶۵۴۷ شبیه‌سازی برای استنباط پسین قابل استناد است) و نیاز به افزایش حجم شبیه‌سازی را مرتفع می‌کند؛ هم‌چنین نمودارهای اثر بردارهای حاوی فوق پارامترهای مدل در نمودار (۴) نشان داده شده است. براساس یافته‌های نمودار (۴) پایداری الگوریتم شبیه‌سازی در تمام حجم شبیه‌سازی حفظ می‌شود که با ضخامت منحنی اثر مربوط به پارامترها و مقدار لگاریتم راستنمایی حاشیه‌ای (ML) نشان داده شده است.

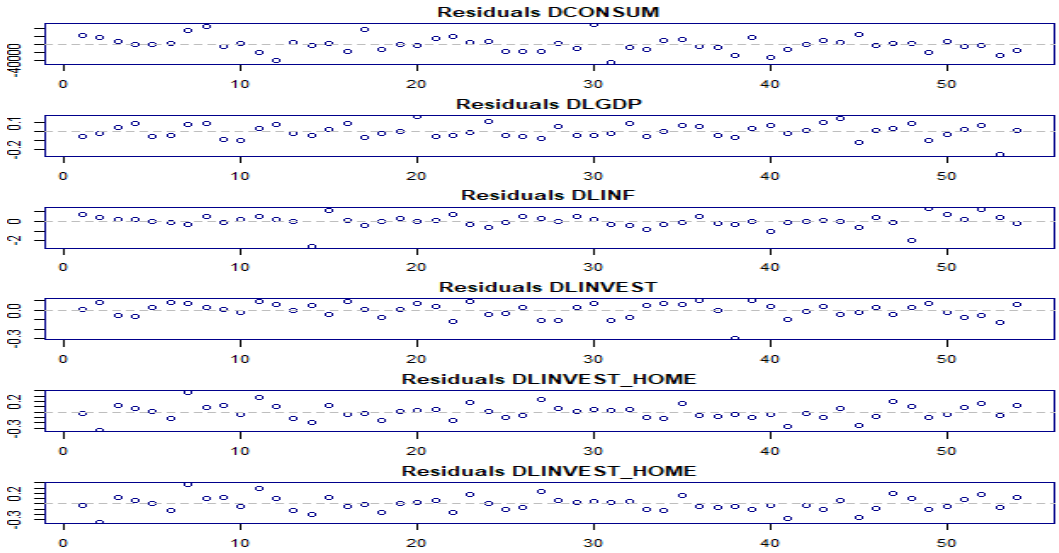


نمودار ٤: منحنی‌های اثر و توابع چگالی پسین فوق پارامترهای الگو و ML (مأخذ: یافته‌های پژوهش).

Graph 4. Effect curves and posterior density functions of model parameters and ML (source: research findings).

براساس توصیه‌های «هریس»[1] (۲۰۰۷) به‌منظور ارائه تفسیری معتبر از توابع واکنش به شوک یا IRFها باقی‌مانده‌های مدل باید بررسی شود و در صورت مشاهده هرگونه الگوی منظم و انحراف از نرمال بودن با تنظیم مجدد وقفه‌ها یا توابع زمینه‌ای فراهم آید که هرگونه الگوی منظم یا انحراف از فرض نرمالیتی در باقی‌مانده‌ها حذف گردد؛ به‌همین منظور، نمودار باقی‌مانده‌ها در نمودار (۵) ترسیم شده است. همان‌گونه از این نمودارها مشخص است بیشتر از ۹۵٪ از باقی‌مانده‌ها در حدود دو انحراف معیار از حول میانگین توزیع شده‌اند و هیچ‌گونه الگوی منظمی از خود نشان نمی‌دهند؛ بنابراین، می‌توان برای تفسیر نتایج مدل توابع واکنش به شوک را ترسیم و برمبنای آن‌ها تجزیه و تحلیل به‌عمل آورد.

[1]. Harriss



نمودار ۵: منحنی‌های اثر و توابع چگالی پسین فوق پارامترهای الگو و ML (مأخذ: یافته‌های پژوهش).

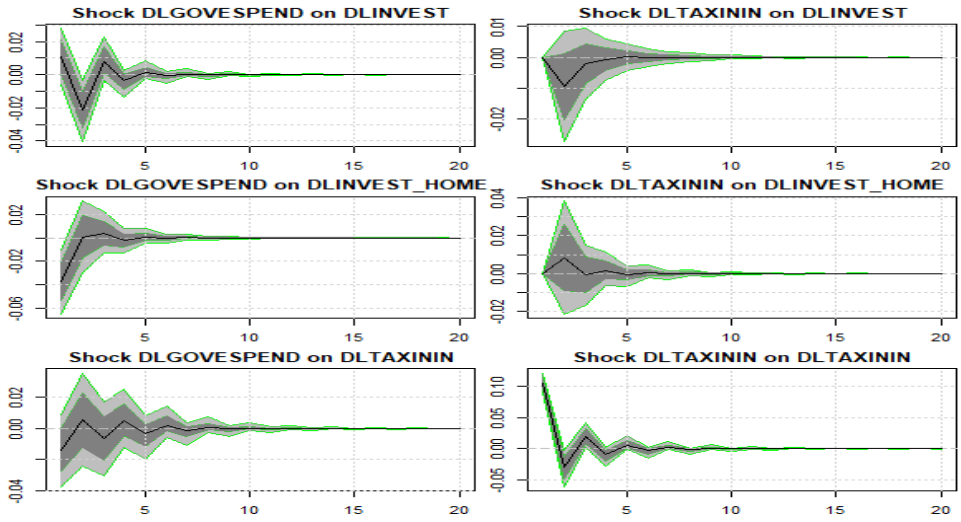
Graph 5. Effect curves and posterior density functions of model parameters and ML (source: research findings).

توابع واکنش به شوک (IRF) برای تنها ۲۰ فصل اول رسم شده است. «فیلیپس»[1] (۱۹۹۸) نشان داده است که اگر برای مدت زمان نسبتاً طولانی IRF تخمین زده شود، نتایج آن‌ها ناسازگار خواهد بود (بدین‌معنی‌که IRFها تمایل خواهند داشت متغیرهای تصادفی باشند و واکنش به شوک‌ها واقعی نخواهد بود)؛ به‌همین‌منظور، در این پژوهش تنها برای ۵سال پیش‌رو IRFها ترسیم شده است.

٦-٤. بررسی واکنش متغیرهای سرمایه‌گذاری ناخالص کل بخش خصوصی و مسکن بخش خصوصی به شوک‌های مخارج دولتی و مالیات بر درآمد

نمودار (۶) واکنش متغیرهای تغییر در لگاریتم سرمایه‌گذاری ناخالص کل بخش خصوصی و تغییر در لگاریتم سرمایه‌گذاری در بخش مسکن توسط بخش خصوصی نشان داده شده است. براساس یافته‌های ارائه شده در این نمودار واکنش اولیهٔ تغییر در لگاریتم سرمایه‌گذاری کل بخش خصوصی به یک شوک مثبت در تغییرات لگاریتم مخارج بخش دولتی (بالا سمت چپ، اولین نمودار) کاهش تا دو فصل و سپس افزایش تنها در یک فصل و نهایتاً میرایی شوک در فصل پنجم است. فاصلهٔ اعتماد ۹۵٪ که با هایلایت تیره مشخص شده است، معنی‌داری این تغییرات در دو فصل اول است.

[1]. Philips



نمودار ٦: منحنی‌های توابع پاسخ سرمایه‌گذاری کل و بخش مسکن به شوک‌های مالیات و مخارج دولت (مأخذ: یافته‌های پژوهش).

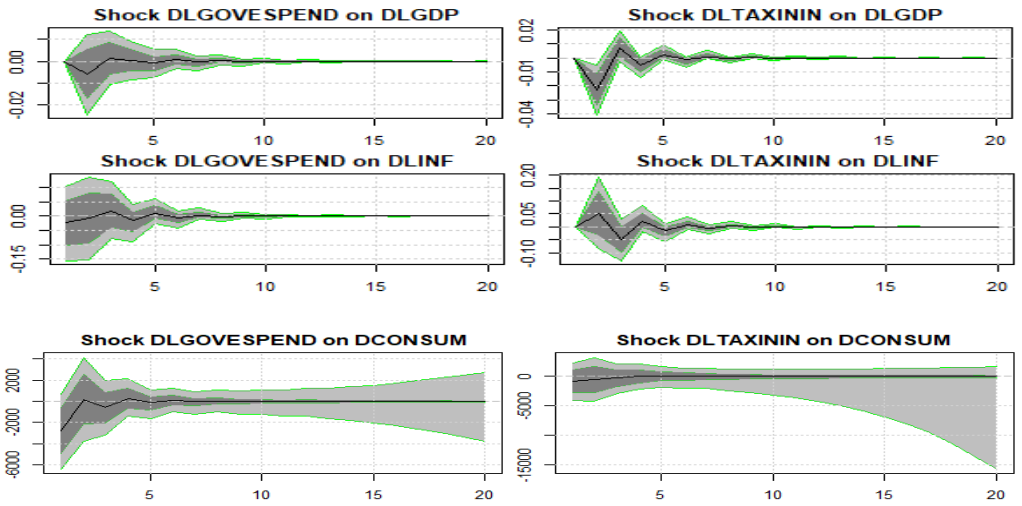
Graph 6. Curves of response functions of total investment and housing sector to tax and government expenditure shocks (source: research findings).

هم‌چنین نمودار (۶) نشان می‌دهد که شوک مثبت در تغییرات لگاریتم مخارج دولتی منجر به افزایش تغییرات لگاریتم در سرمایه‌گذاری در بخش مسکن می‌شود (ردیف وسط نمودار اول) که پس از فصل پنجم اثر آن از بین می‌رود. براساس یافته‌های ارائه شده در نمودار فوق شوک‌های تغییرات لگاریتم مالیات بر درآمد اثری معنادار بر متغیرهای تغییرات سرمایه‌گذاری کل و بخش مسکن ندارد.

٦- ٥. بررسی واکنش متغیرهای تغییرات لگاریتم تولید ناخالص داخلی و تغییرات لگاریتم تورم به شوک‌های مخارج دولتی و مالیات بر درآمد

شوک تغییرات لگاریتم مخارج دولتی براساس یافته‌های ارائه شده در نمودار (۷) در فصل اول موجب کاهش تغییرات در لگاریتم تولید ناخالص داخلی می‌شود (ردیف بالا سمت چپ نمودار اول). این موضوع همان‌گونه که «باباسو»[1] (۲۰۱۶)، «یانگ»[2] (۲۰۱۳) و «هپک-فالک»[3] و همکاران (۲۰۰۶) اشاره می‌کنند، می‌تواند درنتیجهٔ پدیدهٔ کینزی برون‌رانی بخش خصوصی[4] درنتیجهٔ افزایش دخالت بخش دولتی در اقتصاد باشد؛ هم‌چنین شوک به تغییرات لگاریتم مخارج بخش دولتی مطابق انتظار اثری مثبت بر تغییرات لگاریتم تورم برجای می‌گذارد؛ با این‌حال، اثر این دو شوک بر متغیرهای یاد شده نَه در سطح معناداری ۸۴٪ و نَه در سطح ۹۵٪ اثری معنی‌دار ندارند.

---
[1]. Bobasu
[2]. Yang
[3]. Heppke-Falk
[4]. Crowding-Out



نمودار ۷: منحنی‌های توابع پاسخ تولید، مصرف و تورم به شوک‌های مالیات و مخارج دولت (مأخذ: یافته‌های پژوهش).

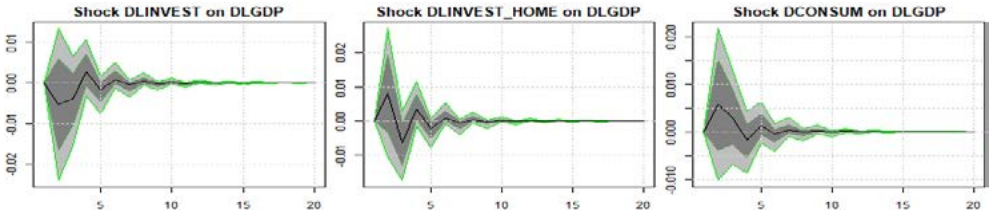
Graph 7. Curves of production, consumption and inflation response functions to tax and government expenditure shocks (source: research findings).

اثر شوک تغییرات لگاریتم مالیات بر درآمد بر تغییرات لگاریتم تولید تنها برای یک دوره منجر به کاهش در این متغیر می‌شود و از ابتدای شروع دورهٔ سوم تأثیری مثبت بر تولید می‌گذارد و نهایتاً پس از یک دوره تأثیرات موجی–سینوسی در ابتدای فصل ۱۰ از بین می‌رود. با این شوک تغییرات لگاریتم مالیات بر درآمد اثری معنادار بر تورم ندارد.

علاوه‌بر این، پاسخ متغیر تغییرات مصرف بخش خصوصی به شوک‌های مخارج دولت و مالیات‌ها نیز بررسی شده است. برمبنای دو نمودار پایین ترسیم‌شده در نمودار (۷) واکنش متغیر تغییرات مصرف به شوک‌های مخارج دولتی برای یک فصل مثبت بوده و براساس فاصلهٔ اطمینان ۸۶٪ معنادار نیز است؛ با این‌حال، شوک‌های تغییر در لگاریتم مالیات بر درآمد اثر معناداری بر تغییرات مصرف ندارد.

٦-٦. بررسی واکنش متغیر تغییرات لگاریتم تولید ناخالص داخلی به شوک‌های مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی

به‌منظور بررسی اثر تصمیمات بخش خصوصی بر تولید، توابع واکنش تولید را به شوک‌های وارد آمده بر مؤلفه‌های مختلف بخش خصوصی را باید بررسی کرد. نمودار (۸) نشان می‌دهد که شوک‌های وارد آمده بر بخش خصوصی (مصرف و سرمایه‌گذاری) منجر به واکنش‌های موجی–سینوسی در تولید می‌شوند، اما با این‌وجود در بازهٔ مورد پژوهش این شوک‌ها اثرات معنی‌داری بر تولید ایجاد نکرده‌اند و بنابراین، می‌توان گفت که ناپایداری اقتصاد ایران در بازهٔ زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۸هـ.ش. به‌طور فصلی ناشی از ناپایداری در بخش خصوصی نیست و شواهد معناداری از این موضوع وجود ندارد.



نمودار ۸: منحنی‌های توابع پاسخ تولید و تورم به شوک‌های مالیات و مخارج دولت (مأخذ: یافته‌های پژوهش).

Graph 8: Production and inflation response function curves to tax and government expenditure shocks (source: research findings).

۷. نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با استفاده از داده‌های واقعی اقتصاد کلان ایران در بازهٔ زمانی فصل اول ۱۳۸۳ تا فصل چهارم ۱۳۹۸ به‌دنبال بررسی اثرگذاری سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران با استفاده از الگوهای بیزی خود رگرسیو برداری با پیشین‌های مینسوتا بود. نتایجی که با تجزیه و تحلیل استنباطی داده‌ها به‌دست آمد به‌صورت زیر است:

شوک در متغیر تغییرات لگاریتم مخارج دولت:

(الف) رشد تولید ناخالص داخلی به‌طور معنی‌داری در بازهٔ زمانی یاد شده تحت‌تأثیر قرار نگرفته است.

(ب) تغییرات تورم هرچند درنتیجهٔ این شوک افزایشی بوده است، اما این تأثیر در سطوح اطمینان ۸۶٪ و نَه ۹۵٪ معنادار نبوده است.

(ج) سرمایه‌گذاری کل بخش خصوصی به‌طور معناداری در دو فصل اول وقوع شوک کاهش نشان می‌دهد که درنتیجهٔ برون‌رانی است. درنتیجه، می‌توان کاهش تولید درنتیجهٔ شوک‌های مخارج دولت را به پدیدهٔ برون‌رانی بخش خصوصی نسبت داد.

(د) سرمایه‌گذاری در بخش مسکن حداقل دو فصل متوالی به‌طور معناداری به این شوک پاسخ مثبت می‌دهد.

(ه) مصرف بخش خصوصی در طول یک فصل بعد از شوک به‌طور معناداری به آن پاسخ مثبت می‌دهد.

شوک در متغیر تغییرات لگاریتم در مالیات بر درآمد، تنها بر تولید ناخالص داخلی برای دو فصل متوالی اثر منفی و معنادار می‌گذارد و عمده اثرات بر خود متغیر مالیات بر درآمد نیز ناشی از شوک‌های این متغیر است؛ بنابراین، مالیات بر درآمد و مخارج دولت تأثیرات متفاوتی بر اجزای مختلف اقتصاد کلان ایران برجای می‌گذارند.

نتایج این پژوهش نشان‌دهندهٔ آن است که شوک‌های وارد آمده بر بخش خصوصی (مصرف بخش خصوصی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی) تأثیر معناداری بر تورم و تولید در بازهٔ زمانی یاد شده نگذاشته‌اند و بنابراین، نمی‌توان ناپایداری‌های اقتصاد ایران را به این بخش نسبت داد.

هم‌چنین، یافته‌های این پژوهش حاکی از آن است که دخالت سیاست مالی از طریق ابزار مالیات بر درآمد در اقتصاد کلان دستاورد قابل‌ملاحظه‌ای درپی ندارد. این موضوع ناشی از عملکرد بد نهادها و سازمان‌های مرتبط مالیاتی در ایران است و بیانگر ضعف دولت در مواجهه با شوک‌های ناپایدارکنندهٔ اقتصاد به‌دلیل نبود ابزارهای

قدرتمند اجرای سیاست مالی است. درنتیجه، ساختار مالیاتی کشور نیازمند بازنگری و گسترش ابزارهای مالیاتی است.

مطابق نتایج این پژوهش، مخارج دولت برروی مصرف و سرمایه‌گذاری بخش مسکن توسط بخش خصوصی اثری کوتاه‌مدت (حداکثر دو فصل) دارد و تأثیری بر تورم ندارد؛ اما به‌دلیل پدیدهٔ کینزی برون‌رانی جایگزینی بخش خصوصی اثر کل آن بر تولید خنثی می‌شود، به‌گونه‌ای که تولید ناخالص داخلی درنهایت واکنشی معنادار به شوک‌های مخارج نمی‌دهد. براساس یافته‌های تجربی با استفاده از الگوی این پژوهش می‌توان پیشنهادهای سیاستی زیر را ارائه کرد:

دولت در استفاده از مخارج دولتی به‌عنوان سیاست پایدارکننده در کوتاه‌مدت باید احتیاط کند؛ زیرا همان‌گونه که نتایج این پژوهش نشان‌داد شوک مخارج دولتی بلافاصله تورم را افزایش و تأثیری بر تولید ندارد.

باوجود این‌که توابع واکنش تولید به شوک‌های بخش خصوصی رفتار معنی‌داری را نشان نمی‌دهند که این موضوع می‌تواند عدم قطعیت‌های ناشی از ساختار نمونه و مدل باشد، اما واکنش تولید به این شوک‌ها بسیار ناپایدار است. این موضوع رصد فعالیت‌های بخش خصوصی و عدم دخالت دولت به‌گونه‌ای که این بخش را ناپایدار سازد، گوش‌زد می‌کند.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از اساتید گروه اقتصاد دانشکدهٔ اقتصاد دانشگاه بوعلی‌سینا همدان برای بهبود و رونق بخشیدن به متن مقاله قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

نویسندگان اعلام می‌دارند که با توجه به استخراج مقاله از رسالهٔ دکتری، نگارش برعهدهٔ نویسندهٔ اول با راهنمایی و نظارت نویسندهٔ دوم و مشاورهٔ نویسندهٔ سوم صورت گرفته است.

تضاد منافع

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

کتابنامه

– اکبرزاده، معین؛ صادقی‌شاهدانی، مهدی؛ و مداح، مجید، (۱۳۹۸). «بررسی تأثیر مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی (شرکت‌ها) بر سطح هزینه خانوارهای شهری و روستایی با استفاده از تحلیل داده–ستانده». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۷ (۸۹): ۸۴–۱۱۰. https://qjerp.ir/article-1-2265-fa.html

– اسنودن، برایان؛ و وین، هوارد آر.، (۱۳۹۳). *کتاب اقتصاد کلان جدید (منشأ، سیر تحول و وضعیت فعلی)*. ترجمهٔ دکتر منصور خلیلی‌عراقی، دکتر علی سوری، چاپ دوم، انتشارات سمت.

– اشرفی، یکتا؛ عادلی، محمدحسین؛ سلیمی‌فر، مصطفی؛ و توکلیان، حسین، (۱۳۹۷). «بررسی اثر مخارج دولت بر رفاه در ایران: کاربرد الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی». *فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۶ (۸۵): ۳۳-۸۲. http://qjerp.ir/article-1-1940-fa.html

– تقوی، مهدی؛ و رضایی، ابراهیم، (۱۳۸۳). «بررسی سیاست‌های مالی بر مصرف و اشتغال در اقتصاد ایران». *پژوهشنامه اقتصادی*، ۴(۴): ۱۰۹ تا ۱۳۲. https://joer.atu.ac.ir/article_3002.html

– حیدری، حسن؛ و سعیدپور، لسیان، (۱۳۹۴). «تجزیه و تحلیل تأثیر شوک‌های سیاست مالی و ضرایب فزاینده مالی اقتصاد ایران در چارچوب مدل کینزین‌های جدید». *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۵(۲۰): ۶۱-۷۸. https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_1749.html

– خدایی، مهدی؛ جعفری، محمد؛ و فتاحی، شهرام، (۱۳۹۷). «بررسی اثرات سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی در اقتصاد ایران: مدل‌های حالت- فضا». *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۸ (۳۱): ۷۹-۹۲. https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_4008.html

– خزیر، اسماعیل؛ و دل‌انگیزان، سهراب، (۱۳۹۱). «مطالعه اثرات شوک‌های سیاست مالی بر رشد اقتصادی ایران دوره زمانی ۱۳۸۸- ۱۳۳۸». *راهبرد اقتصادی*، ۱(۳): ۶۷-۲۷. https://econrahbord.csr.ir/article_103220.html

– درویشی، باقر؛ و محمدیان، فرشته، (۱۳۹۶). «بررسی مقایسه‌ای نظام مالیاتی ایران با اصلاحات مالیاتی دهه ۱۹۹۰ با تأکید بر مالیات بر مجموع درآمد». *پژوهشنامه مالیات*، ۳۳ (۸۱): ۱۶۹-۱۱۶. https://taxjournal.ir/article-1-1110-fa.html

– رافعی، میثم؛ بهرامی، جاوید؛ و دانش‌جعفری، داوود، (۱۳۹۳). «ارزیابی سیاست مالی برای اقتصاد ایران در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی مبتنی بر ادوار تجاری حقیقی». *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۴ (۵۴): ۲۲-۴۶. https://joer.atu.ac.ir/article_797.html

– سپهردوست، حمید؛ و زمانی‌شبخانه، صابر، (۱۳۹۴). «بهبود پارتویی توزیع درآمد و سیاست‌گذاری مالیاتی در ایران». *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۳ (۱۰): ۱۰۷-۱۲۷. https://www.jmsp.ir/article_10516.html

– سپهردوست، حمید؛ محتشمی، سارا؛ و فاطمی زردان، یعقوب، (۱۴۰۰). «تأثیر شوک‌های نفتی بر درآمدهای مالیاتی ایران با استفاده از مدل BVAR». *مطالعات اقتصاد کاربردی ایران*، ۱۱ (۴۱): ۱۲۹-۱۶۹. DOI: 10.22084/aes.2021.23376.3229

– غلامی، الهام؛ و هژبرکیانی، کامبیز، (۱۳۹۵). «بررسی کارایی سیاست‌های مالی انبساطی در ایران: مقایسه تطبیقی الگوی VAR خطی و آستانه‌ای». *اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)*، ۱۰ (۳۵): ۲۵-۱. DOR: 20.1001.1.25383833.1395.10.35.1.9

– فطرس، محمدحسن؛ و دلائی‌میلان، علی، (۱۳۹۵). «بررسی اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی». *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۷ (۲۵): ۶۵-۸۴. https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_2588.html

– فلاحتی، علی؛ و مرادپور اولادی، مهدی، (۱۳۹۰). «بررسی اثر شوک‌های مالیاتی در اقتصاد ایران». *پژوهشنامه مالیات*، ۱۹ (۱۲): ۱۸۳-۲۱۰. https://taxjournal.ir/article-1-80-fa.html

– مجدزاده‌طباطبایی، شراره، (۱۳۸۵). «بررسی تأثیر سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی (مطالعه موردی اقتصاد ایران)». *مجله پژوهشی علوم انسانی دانشگاه اصفهان*، ۲۱(۲): ۵۱-۶۷. DOI: 10.22084/aes.2023.27202.3539

– عبداله‌میلانی، مهرنوش، بهرامی، جاوید؛ توکلیان، حسین؛ و اکبرپوروشن، نرگس، (۱۳۹۷). «اثر سیاست‌های مالیاتی بر اقتصاد زیرزمینی: الگوی DSGE». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۳ (۷۶): ۱-۵۱. DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2018.9511

- Abdullah Milani, M., Bahrami, J., Tavaklian, H. & Akbarpour Roshan, N., (2017). The effect of tax policies on the underground economy: DSGE model. *Iran Economic Research*, 23 (76): 51-1. https://doi.org/10.22054/ijer.2018.9511 (In Persian).

- Afonso, A. & Sousa, R. M., (2011). The macroeconomic effects of fiscal policy in Portugal: a Bayesian SVAR analysis. *Portuguese Economic Journal*, *10*(1), 61-82. https://doi.org/10.1007/s10258-011-0071-2

- Ahmadian, A., (2014). Modeling a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for the Iranian Bank Withdrawal. *Economic Policy*, 7 (14): 77-103. https://dorl.net/dor/20.1001.1.26453967.1394.7.14.4.7 (In Persian).

- Ashrafi, Y., Adeli, M., Salimifar, M., Tavaklian, H., (2017). Investigating the Effects of Government Expenditures on Welfare in Iran: Application of Dynamic Stochastic General Equilibrium Models. *Economic Research and Policy Quarterly*, 26(85): 33-82. http://qjerp.ir/article-1-1940-fa.html (In Persian).

- Ball, L. & Mankiw, N. G., (1995). Relative-price changes as aggregate supply shocks. *The Quarterly Journal of Economics*, *110*(1), 161-193. https://doi.org/10.2307/2118514

- Bańbura, M., Giannone, D. & Reichlin, L., (2010). Large Bayesian vector auto regressions. *Journal of applied Econometrics*, *25*(1), 71-92. https://doi.org/10.1002/jae.1137

- Beetsma, R. & Giuliodori, M., (2012). The changing macroeconomic response to stock market volatility shocks. *Journal of Macroeconomics*, *34*(2), 281-293. https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2012.02.008

- Benigno, P., (2015). New-Keynesian economics: an AS–AD view. *Research in Economics*, *69*(4), 503-524. https://doi.org/10.1016/j.rie.2015.07.005

- Blanchard, O. & Perotti, R., (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *the Quarterly Journal of economics*, *117*(4), 1329-1368. https://doi.org/10.1162/003355302320935043

- Bobasu, A., (2016). Quantifying the impact of fiscal policy on economic growth in the Romanian economy: A Bayesian approach. *Journal of Economics, Business and Management*, *4*(1), 72-75. https://www.joebm.com/vol4/369-B024.pdf

- Carmignani, F., (2010). Cyclical fiscal policy in Africa. *Journal of Policy Modeling*, *32*(2), 254-267. https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2010.01.002

- Chen, S. S., (2007). Does monetary policy have asymmetric effects on stock returns?. *Journal of money, credit and banking*, *39*(2-3), 667-688. https://doi.org/10.1111/j.0022-2879.2007.00040.x

- Cover, J. P., (1992). Asymmetric effects of positive and negative money-supply shocks. *The Quarterly Journal of Economics*, *107*(4), 1261-1282. https://doi.org/10.2307/2118388

- Darvishi, B. & Mohammadian, F., (2016). Comparative study of Iran's tax system with the tax reforms of the 1990s with an emphasis on total income tax. *Research Journal of Taxation*, 33 (81); 116-169. http://taxjournal.ir/article-1-1110-fa.html (In Persian).

- De Castro, F. & de Cos, P. H., (2008). The economic effects of fiscal policy: the case of Spain. *Journal of Macroeconomics*, *30*(3), 1005-1028. https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2007.08.009

- Del Negro, M. & Schorfheide, F., (2004). Priors from general equilibrium models for VARs. *International Economic Review*, *45*(2), 643-673. https://doi.org/10.1111/j.1468-2354.2004.00139.x

- Delnadyan, S. & Khazeer, I., (2011). Studying the effects of fiscal policy shocks on Iran's economic growth in the period 2018-2018. *Economic Strategy*, 1(3): 27-67. https://econrahbord.csr.ir/article_103220.html (In Persian).

- Devereux, M. B., Head, A. C. & Lapham, B. J., (1996). Monopolistic competition, increasing returns, and the effects of government spending. *Journal of Money, credit and Banking*, *28*(2), 233-254. https://doi.org/10.2307/2078025

- Falahati, A. & Muradpur Oladi, M., (2013). Investigating the effect of tax shocks in Iran's economy. *Tax research paper*, 19 (12): 210-183. http://taxjournal.ir/article-1-80-fa.html (In Persian).

- Fotros, M. & Delai-Milan, A., (2015). Investigation of the underground economy and tax evasion in the framework of stochastic dynamic general equilibrium models. *Economic growth and development research*, 7 (25): 65-84. https://dorl.net/dor/20.1001.1.22285954.1395.7.25.15.9 (In Persian).

- Franta, M., (2012). Macroeconomic effects of fiscal policy in the Czech Republic: Evidence based on various identification approaches in a VAR framework. *Czech National Bank, Working Paper Series*, *13*, 2012. https://invenio.nusl.cz/record/151556/files/nusl-151556_1.pdf

- Gaber, S., Gruevski, I. & Gaber, V., (2013). The effects of discretionary fiscal policy on macroeconomic aggregates. *BEH-Business and Economic Horizons*, *9*(1), 33-40. https://www.ceeol.com/search/article-detail?id=82359

- Gelman, A., Carlin, J., Stern, H., Dunson, D., Aki, V. & Rubin, D., (2013). Bayesian data analysis Gelman. *J Chem Inf Model*, *53*, 1689-99. http://www.stat.columbia.edu/~gelman/book/BDA3.pdf

- Gholami, E. & Hejbar Kiani, K., (2015). Examining the efficiency of expansionary financial policies in Iran: comparative comparison of linear and threshold VAR model. *Financial Economics (Financial Economics and Development)*, 10 (35): 25-1. https://www.sid.ir/paper/229000/fa (In Persian).

- Giannone, D., Lenza, M. & Primiceri, G. E., (2015). Prior selection for vector autoregressions. *Review of Economics and Statistics*, *97*(2), 436-451. https://doi.org/10.1162/REST_a_00483

- Giordano, R., Momigliano, S., Neri, S. & Perotti, R., (2007). The effects of fiscal policy in Italy: Evidence from a VAR model. *European Journal of Political Economy*, *23*(3), 707-733. https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2006.10.005

- Harris R., (2007). *Times Series Analysis and Forecasting*.

- Hasanov, F. J., Alkathiri, N., Alshahrani, S. A. & Alyamani, R., (2022). The impact of fiscal policy on non-oil GDP in Saudi Arabia. *Applied Economics*, *54*(7), 793-806. https://www.tandfonline.com/doi/pdf/10.1080/00036846.2021.1966370.

- Heydari, H. & Saeedpour, L., (2014). Analyzing the impact of financial policy shocks and increasing financial coefficients of Iran's economy in the framework of the New Keynesian model. *Economic growth and development research*, 5(20): 61-78. https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_1749.html (In Persian).

- Karagöz, K. & Keskin, R., (2016). Impact of fiscal policy on the macroeconomic aggregates in Turkey: Evidence from BVAR model. *Procedia economics and finance*, *38*, 408-420. https://doi.org/10.1016/S2212-5671(16)30212-X

- Karras, G., (1996). Are the output effects of monetary policy asymmetric? Evidence from a sample of European countries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *58*(2), 267-278. https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1996.mp58002004.x

- Khodayi, M., Jafari, M. & Fatahi, S., (2017). Investigating the effects of financial policies on economic growth in Iran's economy: state-space models. *Economic growth and development research*, 8 (31): 79-92. https://dorl.net/dor/20.1001.1.22285954.1397.8.31.5.2 (In Persian).

- Koop, G. M., (2013). Forecasting with medium and large Bayesian VARs. *Journal of Applied Econometrics*, *28*(2), 177-203. https://doi.org/10.1002/jae.1270

- Litterman, R. B., (1980). A *Bayesian procedure for forecasting with vector autoregressions*. Massachusetts Institute of Technology. https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=2912401

- Magud, N. E., (2008). On asymmetric business cycles and the effectiveness of counter-cyclical fiscal policies. *Journal of Macroeconomics*, *30*(3), 885-905. https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2007.02.008

- Majdzadeh Tabatabayi, S., (2015). Investigating the impact of financial policies on macroeconomic variables (a case study of Iran's economy). *Isfahan University Humanities Research Journal*, 21(2): 51-67. https://www.sid.ir/paper/24925/fa (In Persian).

- Mankiw, G., (2001). Lecture on Macroeconomics, *Fifth Edition, Worth publishers*.

- Medee, P. N. & Nenbee, S. G., (2011). Econometric analysis of the impact of fiscal policy variables on Nigeria's economic growth (1970-2009). *International Journal of Economic Development Research and Investment*, *2*(1), 171-183. https://www.researchgate.net/publication/341100017_ECONOMETRIC_ANALYSIS_OF_THE_IMPACT_OF_FISCAL_POLICY_VARIABLES_ON_NIGERIA'S_ECONOMIC_GROWTH_1970_-2009

- Mencinger, J., Aristovnik, A. & Verbič, M., (2017). Asymmetric effects of fiscal policy in EU and OECD countries. *Economic Modelling*, *61*, 448-461. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.12.023

- Munir, K. & Riaz, N., (2019). Macroeconomic effects of fiscal policy in Pakistan: a disaggregate analysis. *Applied Economics*, *51*(52), 5652-5662. https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1616074

- Perotti, R., (2005). Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries. *Available at SSRN 717561*. https://ssrn.com/abstract=717561

- Phillips, P. C., (1998). Impulse response and forecast error variance asymptotics in nonstationary VARs. *Journal of econometrics*, *83*(1-2): 21-56. https://doi.org/10.1016/S0304-4076(97)00064-X

- Rafei, M., Bahrami, J. & Danesh-Jaafari, D., (2014). Evaluation of fiscal policy for Iran's economy in a stochastic dynamic general equilibrium model based on real business cycles. Economic Research Quarterly, 14 (54): 22-46. https://joer.atu.ac.ir/article_797.html (In Persian).

- Ravn, M. O., Schmitt-Grohé, S. & Uribe, M., (2012). Consumption, government spending, and the real exchange rate. *Journal of Monetary Economics*, *59*(3), 215-234. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2012.02.001

- Rena, R. & Kefela, G. T., (2011). Restructuring a fiscal policy encourages economic growth–a case of selected African countries. *Journal of Economics and Business*, *14*(2), 23-39. https://www.u-picardie.fr/eastwest/fichiers/art99.pdf

- Sadeghi Shahabi, M., Madah, M. & Akbarzadeh, M., (2018). Investigation of the impact of tax on the income of legal entities (companies) on the cost level of urban and rural households using data-output analysis. *Researches and economic policies*, 27 (89): 84-110 http://qjerp.ir/article-1-2265-fa.html (In Persian).

- Sepherdoost, H. & Zamani Shabkhaneh, S., (2014). Pareto improvement of income distribution and tax policy in Iran. *Strategic and macro policies*, 3 (10): 107-127. https://www.jmsp.ir/article_10516.html (In Persian).

- Sepherdoost, H., Mohtashmi, S. & Fatemi Zardan, Y., (2021). The impact of oil shocks on Iran's tax revenues using the BVAR model. *Iranian Applied Economics Studies*, Volume 11, Number 41, Pages 169-129. https://doi.org/10.22084/aes.2021.23376.3229. (In Persian).

- Sims, C. A., (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1-48. https://doi.org/10.2307/1912017

- Snowden, Brian & Wayne, Howard, R., (2014). The book of new macroeconomics (origin, evolution and current situation). Translated by Dr. Mansour Khalili-Eraghi, Dr. Ali Souri, second edition, *Samt Publications*. (In Persian).

- Tanzi, V., (2008). The role of the state and public finance in the next generation. http://dx.doi.org/10.1787/budget-v8-art6-en

- Taqvi, M. & Rezaei, I., (2013). Investigating financial policies on consumption and employment in Iran's economy. *Economic Research Journal*, 4(4): 109 - 132. https://joer.atu.ac.ir/article_3002.html (In Persian).

- Thoma, M. A., (1994). Subsample instability and asymmetries in money-income causality. *Journal of econometrics*, *64*(1-2), 279-306. https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)90066-3

- Villani, M., (2009). Steady-state priors for vector autoregressions. *Journal of Applied Econometrics*, *24*(4), 630-650. https://doi.org/10.1002/jae.1065

- Wolff, G. B., Tenhofen, J. & Heppke-Falk, K., (2006). The macroeconomic effects of exogenous fiscal policy shocks in Germany: a disaggregated SVAR analysis. https://doi.org/10.1515/jbnst-2010-0305

- Yang, W., (2013). *Macroeconomic effects of fiscal policy* (Doctoral dissertation, School of Social Sciences Theses). http://bura.brunel.ac.uk/handle/2438/7629

- Yuan, B., Leiling, W., Saydaliev, H. B., Dagar, V. & Acevedo-Duque, Á., (2022). Testing the impact of fiscal policies for economic recovery: does monetary policy act as catalytic tool for economic Survival. *Economic Change and Restructuring*, *55*(4), 2215-2235. https://doi.org/10.1007/S10644-022-09383-7

Vol. 13, No. 50, Summer (2024)
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. All rights reserved.
*Copyright©2024, The Authors. This open-access article is published under the terms of the **Creative Commons**. (© The Author(s))*

Bu-Ali Sin University

Analysis of the Effect of Globalization on Economic Well-Being in Iran: Emphasizing the Dimensions and Components of Globalization

Shahryar Zaroki[1], Ahmadreza Ahmadi[2], Mohammad Boushehri[3], Mastaneh Yadollahi Otaghsara[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2024.28403.3637
Received: 2023.10.10; Accepted: 2024.01.14
Pp: 45-80

Abstract

Many variables affect well-being, one of which is globalization. Globalization has many dimensions and layers, among which economic, social and political dimensions are of special importance. In this research, KOF globalization index is used. This index consists of three economic, social and political dimensions and each dimension has two De Facto and De Jure components. In this study, economic well-being was first calculated with the composite index of well-being. Then, in the form of four model, the impact of each of the dimensions of globalization and their components on Iran's economic well-being was investigated and tested in the period of 1979-2020 with using the ARDL model. The long run results indicate that all three dimensions of globalization (economic, political and social) have a positive effect on economic well-being. Both De Facto and De Jure components of economic and political globalization have a positive effect on economic well-being. Although De Jure component of social globalization has a positive effect on economic well-being, but its De Facto does not have a significant effect on economic well-being. Another finding is that economic growth and real GDP per capita have a positive effect and inflation has a negative effect on economic well-being.

Keywords: Economic Well-Being, Globalization, Dimensions and Components, Iran.
JEL Classification: I31, F30, C22.

1. Associate Professor, Department of Energy Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran (Corresponding Author).
Email: Sh.zaroki@umz.ac.ir
2. M.A. Student in Economics, Department of Theoretical Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.
3. M.A. Student in Economics, Department of Theoretical Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran
4. M.A. in Economic Science, Department of Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran

Citations: Zaroki, S., Ahmadi, A., Boushehri, M. & Yadollahi Otaghsara, M., (2024). "Analysis of the Effect of Globalization on Economic Well-Being in Iran: Emphasizing the Dimensions and Components of Globalization". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(50): 45-80. doi: 10.22084/aes.2024.28403.3637
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5453.html?lang=en

1. Introduction

Sen (1999) goes further and argues that well-being is an essential condition for development. It cannot be denied that almost all the countries of the world have experienced rapid changes in their social, economic and political conditions due to the accelerated process of globalization, especially since 1990, which is the result of their integration with the global economy. Well-being, whether as a general issue or as approaches that are included in the social and economic policies of governments; It is affected by the inevitable process of globalization. The issue of well-being and the issue of indexing to measure it, despite its great importance, is one of the issues that has not been given serious attention in economic studies, especially in our country. Considering the nature of well-being and considering that various factors can play a role in creating or improving well-being, the use of composite indicators of well-being has been proposed as a solution to measure these factors. One of the variables affecting well-being is globalization (Bakhtiari et al., 2013). The aim of the current research is to analyze the impact of globalization on economic well-being in Iran, emphasizing the dimensions and components of globalization using the data of 1979-2020. The research findings and suggestions will be presented in the final section. For this purpose, the ARDL model has been used. In the following sections, the research model will be explained in detail, and then the results obtained from the model

2. Materials and Methods

In the continuation of the beginning, the first model is specified with the aim of explaining the effect of the three economic, political and social dimensions of globalization along with other variables on economic well-being. Then, with the aim of analyzing the effect of the two De Facto and De Jure components of globalization in each of the three dimensions on economic well-being, the pattern of research in three formats (the second, third and fourth model) based on the components in each of the three dimensions of globalization will be specified. So that in these four specifications of the research model, $IEWB$ as a dependent variable represents economic well-being index. $EGlo$ is economic globalization, $PGlo$ is political globalization, $SGlo$ is social globalization. $EGloFa$, $PGloFa$ and $SGloFa$, respectively, are De Facto components in the three economic, political and social dimensions of globalization; And $EGloJu$, $PGloJu$ and $SGloJu$ are De Jure components in the three economic, political and social dimensions of globalization, respectively. Also in the models, EG is economic growth, $RGDPPC$ is real GDP per capita and Inf is inflation.

Specification of the first model (Measuring of the effect of globalization dimensions on economic well-being):

The definition of the first model is based on Autoregressive Distributed Lags ($ARDL(p,q,r,s,u,v,w)$) in Eq.(1):

$$IEWB_t = \sum_{j=1}^{p} \rho_j IEWB_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \gamma_j EGlo_{t-j} + \sum_{j=0}^{r} \delta_j PGlo_{t-j} + \sum_{j=0}^{s} \omega_j SGlo_{t-j} + \sum_{j=0}^{u} \sigma_j EG_{t-j} + \sum_{j=0}^{v} \mu_j RGDPPC_{t-j} + \sum_{j=0}^{w} \theta_j Inf_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

In the following, the static relation (1) is extended to the dynamic relation (2):

$$\Delta IEWB_t = \rho IEWB_{t-1} + \gamma EGlo_{t-1} + \delta SGlo_{t-1} + \omega SGlo_{t-1} + \sigma EG_{t-1} + \mu RGDPPC_{t-1} + \theta Inf_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta IEWB_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \gamma_i \Delta EGlo_{t-i} + \sum_{i=0}^{r-1} \delta_i \Delta SGlo_{t-i} + \sum_{i=0}^{s-1} \omega_i \Delta SGlo_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \sigma_i \Delta EG_{t-i} + \sum_{i=0}^{v-1} \mu_i \Delta RGDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{w-1} \theta_i \Delta Inf_{t-i} + e_t \quad (2)$$

Based on Eq. (2), it is possible to test the effect of globalization dimensions (economic, political and social) on Iran's economic well-being in the short and long run.

Specification of the second, third and fourth models (Measuring the effect of the components of the dimensions of globalization on economic well-being):

- The second model (Measuring the effect of economic globalization components on well-being):

$$\Delta IEWB_t = \rho IEWB_{t-1} + \gamma_1 EGloDefa_{t-1} + \gamma_2 EGloDeju_{t-1} + \sigma EG_{t-1} + \mu RGDPPC_{t-1} + \theta Inf_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta IEWB_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \gamma_i \Delta EGloDefa_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2-1} \delta_i \Delta EGloDeju_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \sigma_i \Delta EG_{t-i} + \sum_{i=0}^{v-1} \mu_i \Delta RGDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{w-1} \theta_i \Delta Inf_{t-i} + e_t \quad (3)$$

- The third model (Measuring the effect of political globalization components on well-being):

$$\Delta IEWB_t = \rho IEWB_{t-1} + \delta_1 PGloDefa_{t-1} + \delta_2 PGloDeju_{t-1} + \sigma EG_{t-1} + \mu RGDPPC_{t-1} + \theta Inf_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta IEWB_{t-i} + \sum_{i=0}^{r_1-1} \delta_i \Delta PGloDefa_{t-i} + \sum_{i=0}^{r_2-1} \delta_i \Delta PGloDeju_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \sigma_i \Delta EG_{t-i} + \sum_{i=0}^{v-1} \mu_i \Delta RGDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{w-1} \theta_i \Delta Inf_{t-i} + e_t \quad (4)$$

- The fourth model (Measuring the effect of social globalization components on well-being):

$$\Delta IEWB_t = \rho IEWB_{t-1} + \omega_1 SGloDefa_{t-1} + \omega_2 SGloDeju_{t-1} + \sigma EG_{t-1} + \mu RGDPPC_{t-1} + \theta Inf_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta IEWB_{t-i} + \sum_{i=0}^{s_1-1} \omega_i \Delta SGloDefa_{t-i} + \sum_{i=0}^{s_2-1} \omega_i \Delta SGloDeju_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \sigma_i \Delta EG_{t-i} + \sum_{i=0}^{v-1} \mu_i \Delta RGDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{w-1} \theta_i \Delta Inf_{t-i} + e_t \quad (5)$$

Based on relations (3), (4) and (5), it is possible to test the effect of two De Facto and De Jure components of globalization in three economic, political and social dimensions, respectively, on Iran's economic well-being in the short run and long run.

3. Discussion

The results of the estimated coefficients of the first model in the short run and long run are similar in terms of significance and sign of the coefficients. Economic globalization has a positive effect on economic well-being. Social globalization has a positive effect on economic well-being in the long run. According to the theoretical foundations of economic growth, it has a positive effect on economic well-being. In the long run, real GDP per capita has a positive effect on economic well-being. As expected, inflation has a negative effect on economic well-being. In the second to fourth models, the effects of each of the economic, political and social dimensions on economic well-being were examined separately. The results show that the impact of the components of the economic and political dimensions of globalization on economic well-being in the short run and long run will be positive. Also, the positive effect of the De Jure component of social globalization on economic well-being in the long run was confirmed, but its De Facto component is not associated with a significant effect. Another finding is that in the second to fourth models, economic growth and real GDP per capita have a positive effect and inflation has a negative effect on economic well-being.

4. Conclusion

Based on this and according to the findings of the research, it is suggested that policy makers pay attention to all three dimensions of economic, social and political globalization in order to increase economic well-being in their policy making. In order to increase the economic well-being of the country, in the economic field, there are policies to increase trade in goods, trade in services, international reserves, diversity of business partners,

international investment agreements and foreign direct investment; and in the social field, policies to increase international tourists, foreign immigrants, students and international students, the number of international airports and international patents; And finally, in the political field, policies are proposed in order to increase international treaties and the number of different partners of the country in international treaties.

Acknowledgments
In the end, the authors consider it necessary to express their gratitude to the editor and anonymous reviewers of the Iranian Quarterly Journal of Applied Economic Studies for improving and enriching the text of the article.

Observation Contribution
In the present study, the first to fourth authors contributed 40, 30, 15 and 15% respectively.

Conflict of Interest
The author declares that there is no conflict of intrest while observing publication ethics in referencing.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۵۰، تابستان ۱۴۰۳

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: X۴۷۲-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران
حق نشر متعلق به نویسنده(گان) است و نویسنده تحت مجوز Creative Commons Attribution License به مجله اجازه می‌دهد مقالهٔ چاپ شده را در سامانه به اشتراک بگذارد، منوط بر این‌که حقوق مؤلف اثر حفظ و به انتشار اولیه مقاله در این مجله اشاره شود.

تحلیل اثر جهانی‌شدن بر رفاه اقتصادی در ایران: با تأکید بر ابعاد و اجزای جهانی‌شدن

شهریار زروکی[۱]، احمدرضا احمدی[۲]، محمد بوشهری[۳]، مستانه یدالهی‌اطاقسرا[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2024.28403.3637
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۷/۱۸، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۰/۲۴
صص: ۸۰-۴۵

چکیده

عوامل زیادی رفاه را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد که جهانی‌شدن ازجمله آن است. جهانی‌شدن ابعاد و لایه‌های متعددی دارد که از میان آن‌ها، ابعاد اقتصادی، اجتماعی و سیاسی دارای اهمیت ویژه‌ای است. در این پژوهش از شاخص جهانی‌شدن KOF استفاده شده است که از سه بُعد اقتصادی، اجتماعی و سیاسی تشکیل می‌شود و هر کدام از ابعاد نیز دارای دو جزء عملکردی و قانونی است. در این مطالعه، نخست رفاه اقتصادی با شاخص ترکیبی رفاه محاسبه شد؛ سپس در قالب چهار الگو تأثیر هر کدام از ابعاد جهانی‌شدن و اجزاء آن‌ها بر رفاه اقتصادی ایران با رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی در بازهٔ سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۵۸ مورد بررسی و آزمون قرار گرفت. نتایج در بلندمدت حاکی از آن است هر سه بُعد جهانی‌شدن (اقتصادی، سیاسی و اجتماعی) با اثری مثبت بر رفاه اقتصادی همراه است. هر دو جزء عملکردی و قانونی از جهانی‌شدن اقتصادی و سیاسی اثری مثبت بر رفاه اقتصادی دارد. اگرچه جزء قانونیِ جهانی‌شدن اجتماعی تأثیر مثبت بر رفاه اقتصادی دارد ولی جزء عملکردی آن با اثر معناداری بر رفاه اقتصادی همراه نیست. یافتهٔ دیگر آن‌که، رشد اقتصادی و درآمد سرانه با اثری مثبت و تورم با اثری منفی بر رفاه اقتصادی همراه است.

کلیدواژگان: رفاه اقتصادی، جهانی‌شدن، ابعاد و اجزا، ایران.
طبقه‌بندی JEL: I31, F60, C22.

۱. دانشیار گروه اقتصاد انرژی، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: Sh.zaroki@umz.ac.ir
۲. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد نظری، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
Email: Arz.ahmadi@ut.ac.ir
۳. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد نظری، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
Email: Md.boushehri@ut.ac.ir
۴. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.
Email: Mastaneh.yadolahi@yahoo.com

ارجاع به مقاله: زروکی، شهریار؛ احمدی، احمدرضا؛ بوشهری، محمد؛ و یدالهی‌اطاقسرا، مستانه، (۱۴۰۳). «تحلیل اثر جهانی‌شدن بر رفاه اقتصادی در ایران: با تأکید بر ابعاد و اجزای جهانی‌شدن». فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۵۰): ۴۵-۸۰. doi: 10.22084/aes.2024.28403.3637
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5453.html?lang=fa

۱. مقدمه

تلاش برای سعادت انسان، دغدغهٔ اصلی دولت‌ها و جامعهٔ بین‌المللی است. رفاه به‌طور فزاینده‌ای برای توسعهٔ اقتصادی بلندمدت ضروری شناخته می‌شود که از مهم‌ترین اهداف دولت‌ها است. «سن»[1] (۱۹۹۹) فراتر می‌رود و استدلال می‌کند که رفاه شرط اساسی توسعه است. جهانی‌شدن[2] به فرآیندهای متنوعی، ازجمله تحرک بیشتر سرمایه، کالاها و خدمات و همچنین انتشار ایده‌ها، هنجارها اشاره دارد. نمی‌توان انکار کرد که تقریباً همهٔ کشورهای جهان به‌دلیل روند شتابان جهانی‌شدن، به‌ویژه از سال ۱۹۹۰م. تغییرات سریعی را در شرایط اجتماعی، اقتصادی و سیاسی خود تجربه کرده‌اند که نتیجهٔ یکپارچگی آن‌ها با اقتصاد جهانی است. جهانی‌شدن به‌عنوان یک فرآیند پیچیده، پدیدهٔ جدیدی نیست و جهان ما اثرات آن را بر جنبه‌های مختلف زندگی، ازجمله اقتصادی، اجتماعی، زیست‌محیطی و سیاسی از سال‌ها پیش تجربه کرده است. جهانی‌شدن اقتصادی شامل جریان کالاها و خدمات در سراسر مرزها، جریان سرمایهٔ بین‌المللی، کاهش تعرفه‌ها و موانع تجاری، مهاجرت و گسترش فناوری و دانش فراتر از مرزها است. تأثیرات گستردهٔ جهانی‌شدن بر جنبه‌های مختلف زندگی توجه زیادی را در سه دههٔ گذشته به خود جلب کرده است. با افزایش سرعت بازگشایی کشورها، به‌ویژه کشورهای درحال توسعه در سال‌های اخیر، نگرانی درمورد جهانی‌شدن و اثرات متفاوت آن بر رشد اقتصادی، فقر، نابرابری، محیط‌زیست و تسلط فرهنگی افزایش یافته است.

پژوهشگران اقتصادی، جهانی‌شدن را به روش‌های مختلف تعریف و هر یک از دیدگاه خاصی به این مسأله نگاه کرده‌اند. «کروگمن[3]» (۲۰۱۷) جهانی‌شدن را ادغام بیشتر بازارهای جهانی تعریف کرده است. «فرانکل»[4] (۲۰۰۳) این پدیده را به‌صورت افزایش ادغام بین‌المللی بازارهای ملی شامل: بازار کالا، خدمات، سرمایه و نیروی کار معرفی می‌کند (سلمان‌پور و همکاران، ۲۰۰۲). صندوق بین‌اللملی پول[5] جهانی‌شدن را ادغام وسیع‌تر و عمیق‌تر تعریف می‌کند؛ به‌عبارت دیگر، جهانی‌شدن را رشد وابستگی اقتصادی متقابل کشورها در سراسر جهان، از طریق افزایش حجم و تنوع مبادلات کالاها، خدمات و جریان سرمایه‌داری ماورای مرزها از طریق پخش گسترده‌تر و وسیع‌تر تکنولوژی می‌داند. منطق جهانی‌شدن در نظام سرمایه‌داری، ریشه در حفظ و بسط فرایند تکاثر سرمایه دارد؛ بنابراین، اقتصاد در جبههٔ مقدم فرآیند جهانی‌شدن قرار می‌گیرد (گیلز[6]، ۲۰۰۲). جهانی‌شدن یک جریان مستمر از مسیر تاریخی بین‌المللی شدن است که موجب افزایش وابستگی کشورهای جهان به یک‌دیگر از ابعاد اقتصادی، سیاسی، فرهنگی و به‌ویژه زیست‌محیطی شده است. به‌قول «لوکاس» جهانی‌شدن موجب‌شده که مشکل شما مشکل ما بشود. جنگ در یک کشور هجوم پناهندگان به کشورهای دیگر را منجر شود و مسائل زیست‌محیطی در یک کشور مسبب بروز فاجعه در سایر کشورها شود (لوکاس[7]، ۲۰۰۴). از نگاهی دیگر می‌توان جهانی‌شدن را راهبرد کشف فرصت‌ها در نقاط مختلف جهان و استفاده از آن‌ها به‌منظور بهینه‌سازی فعالیت‌های یک مؤسسه قلمداد کرد

---

1. Sen
2. Globalization
3. Krugman
4. Frankel
5. International Monetary Fund (IMF)
6. Gills
7. Lucas

(پیرس و همکاران[1]، ۲۰۰۰). جهانی‌شدن اقتصاد بر ماهیت بی‌مرز جریان‌های اقتصادی و بر تبدیل‌شدن اقتصاد جهانی به یک واحد همگرا تأکید می‌ورزد. جهانی‌شدن اجتماعی به تعامل انسان‌ها در جوامع فرهنگی مختلف و در ارتباط با موضوعاتی مانند خانواده، مذهب، کار و تحصیلات مرتبط است. در جهانی‌شدن سیاسی، پرسش اساسی در نقش دولت و حکومت در فرآیند جهانی‌شدن است (جعفری‌صمیمی و بحرینی، ۱۳۹۳). مفهوم واقعی جهانی‌شدن، افزایش وابستگی متقابل بین کشورها است. ما در جهانی زندگی می‌کنیم که ازسویی بسیار کوچک و یکپارچه و از سوی دیگر بسیار بزرگ و متنوع است. جهان ما کلّیت واحدی است که هرگونه کم و زیادی در هر یک از اجزای آن بر سایر اجزای تشکیل‌دهنده‌اش تأثیر می‌گذارد. وقایعی که در کشورهای شمال اتفاق می‌افتند؛ سرنوشت کشورهای جنوب را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند و رویدادهای کشورهای شرقی، آیندهٔ کشورهای غربی را رقم می‌زنند. به‌قول «آنتونی گیدنز»، جهانی‌شدن درواقع به‌معنای درهم گره‌خوردن رویدادها و روابط اجتماعی سرزمین‌های دوردست با تار و پود موضعی یا محلی جوامع دیگر است (گیدنز[2]، ۱۹۹۰). شاخص جهانی‌شدن اقتصادی به دو زیربخش اصلی جریان‌های واقعی اقتصاد و موانع و محدودیت‌های تجارت و سرمایه تقسیم می‌شود. شاخص جهانی‌شدن اجتماعی به سه طبقهٔ ارتباطات فردی، جریان اطلاعات و نزدیکی فرهنگی تقسیم می‌شود. رفاه چه به‌عنوان موضوعی عام و چه به‌عنوان رویکردهایی که در سیاست‌گذاری‌های اجتماعی و اقتصادی دولت‌ها گنجانده می‌شود؛ متأثر از فرآیند ناگزیر جهانی‌شدن است. موضوع رفاه و مسأله شاخص‌سازی برای سنجش و اندازه‌گیری آن باوجود اهمیت فراوان، ازجمله موضوعاتی است که در مطالعات اقتصادی، به‌ویژه درکشور ما موردتوجه جدی قرار نگرفته است. با توجه به ماهیت رفاه و عنایت به این مطلب که عوامل مختلفی می‌توانند در ایجاد و یا بهبود رفاه نقش داشته باشند، استفاده از شاخص‌های ترکیبی به‌عنوان راه‌حلی برای منظور کردن این عوامل پیشنهاد شده است. یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر رفاه، جهانی‌شدن است (بختیاری و همکاران، ۱۳۹۱). با توجه به تأثیر جهانی‌شدن بر دولت‌های رفاه، برخی محققان فرآیند جهانی‌شدن را عامل جهت‌گیری‌های اخیر رفاهی می‌دانند و برخی دیگر جهانی‌شدن را در چارچوب کلان‌تری که عوامل بیشتری نظیر: تحرک بازار کار، تغییرات جمعیتی، کنشگران ملی و بین‌المللی را نیز شامل می‌شود، درنظر می‌گیرند. در این پژوهش از شاخص جهانی‌شدن KOF[3] استفاده شده است که این شاخص از سه بُعد اقتصادی، اجتماعی و سیاسی تشکیل شده است که هرکدام از ابعاد دارای دو جزء عملکردی[4] و قانونی[5] هستند که برای محاسبهٔ جزء عملکردی شاخص جهانی‌شدن اقتصادی عواملی مانند: تجارت کالا، تجارت خدمات، ذخایر بین‌المللی، بدهی‌های بین‌المللی، پرداختی‌ها بین‌المللی، تنوع شرکای تجاری، سبد سرمایه‌گذاری و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی درنظر گرفته شده است. در جزء قانونی شاخص جهانی‌شدن اقتصادی عواملی مانند: قوانین تجاری، مالیات تجاری، تعرفه‌ها، توافق‌های تجاری، محدودیت‌های سرمایه‌گذاری، باز بودن حساب سرمایه و تفاهم‌نامه‌های سرمایه‌گذاری بین‌المللی درنظر گرفته شده است؛ هم‌چنین جزء عملکردی شاخص جهانی‌شدن سیاسی شامل عواملی هم‌چون تعداد سفارتخانه‌ها، تعداد نفراتی که در مأموریت‌های صلح سازمان ملل مشارکت کرده‌اند و تعداد سازمان‌های غیردولتی بین‌المللی را شامل می‌شود. جزء

---

1. Pearce et al
2. Giddens
3. KOF Globalization Index (German Acronym for "Konjunkturforschungsstelle" (Economic Research Center))
4. De Facto
5. De Jure

قانونی شاخص جهانی‌شدن سیاسی شامل مواردی ازجمله تعداد سازمان‌های جهانی، معاهدات بین‌المللی و تعداد شرکای مختلف یک کشور در معاهدات بین‌المللی می‌شود. از مهم‌ترین عوامل تشکیل‌دهندهٔ جزء عملکردی شاخص جهانی‌شدن اجتماعی می‌توان جهانگردان بین‌المللی، مهاجران خارجی، دانش‌آموزان و دانشجویان بین‌المللی، پهنای باند اینترنت مصرف‌شده و ثبت اختراع بین‌المللی را نام برد. در ارتباط با جزء قانونی شاخص جهانی‌شدن اجتماعی عواملی هم‌چون تعداد فرودگاه‌های بین‌المللی، مشترکین تلفن ثابت و همراه، دسترسی به اینترنت و تلویزیون را شامل می‌شود. هدف از پژوهش حاضر تحلیل تأثیر جهانی‌شدن بر رفاه اقتصادی در ایران با تأکید بر ابعاد و اجزای جهانی‌شدن با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۵۸ می‌باشد. در ادامه، پژوهش به این‌صورت سازمان‌دهی شده است که در بخش دوم، به ادبیات پژوهش با تأکید بر ادبیات نظری و ادبیات تجربی پرداخته خواهد شد. در بخش سوم، روش پژوهش و توصیف داده‌ها ارائه خواهد شد؛ سپس در بخش چهارم، یافته‌ها حاصل از برآورد الگو با روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی ارائه و تفسیر می‌شود و در پایان، نتایج پژوهش و راهکارها ارائه می‌شود.

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. ادبیات نظری پژوهش

جهانی‌شدن به ادغام فزآینده بین بازیگران مختلف (دولت‌ها، جوامع) در جهان اشاره دارد. جهانی‌شدن فرآیندی است که به‌طور فزآینده‌ای اقتصاد بسیاری از کشورها را ادغام می‌کند و تدوین سیاست های اقتصادی را جهانی می‌کند. علاوه‌بر این، جهانی‌شدن به ظهور فرهنگ جهانی اشاره دارد که به این‌معناست مردم بیشتر و بیشتر از کالاها و خدمات مشابه در بسیاری از کشورها استفاده کنند تعریف اقتصادی جهانی‌شدن به‌عنوان باز بودن فزآینده اقتصاد یک کشور به‌سمت تجارت بین‌المللی، جریان بین‌المللی وجوه و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. «درهر»[1] (۲۰۰۶) جهانی‌شدن را به سه بُعد اقتصادی، اجتماعی و سیاسی تقسیم کرد. جهانی‌شدن در بُعد اقتصادی یا جهانی‌شدن اقتصادی اصطلاحی است که برای تعریف بین‌المللی شدن روزافزون بازار کالا و خدمات، سیستم مالی، شرکت‌ها و صنعت به‌کار می‌رود. جهانی‌شدن فرهنگی، به‌عنوان همگرایی فرهنگی بین کشورها تلقی می‌شود. فرآیند جهانی‌شدن بر کلیهٔ جنبه‌های زندگی بشر اعم از: اقتصادی، اجتماعی، سیاسی، فرهنگی و حقوقی تأثیر می‌گذارد. جهانی‌شدن اقتصاد بر تحرک فزآینده نیروی‌کار، سرمایه و تکنولوژی، گسترش تجارت بین‌المللی به‌معنای پیوستگی روزافزون بازارها و گسترش ارتباطات تأکید دارد (موسوی و همکاران، ۱۳۸۶). یکی از اهداف بنیادین جهانی‌شدن در عرصهٔ اقتصاد از میان رفتن مرزهای اقتصادی و حذف موانع حقوقی-قانونی در کشورهاست به‌گونه‌ای که سرمایه‌ها به‌صورت آزاد در گردش درآیند. به‌طور مشخص، جهانی‌شدن در بُعد اقتصادی از گستردگی، سرعت و عمق بیشتری برخوردار است (جعفری‌صمیمی و سینا، ۱۳۸۴). در تمام حوزه‌های منتسب به جهانی‌شدن، جهانی‌شدن اقتصاد، ملموس‌ترین و فراگیرترین قلمرو را در ذهنیت همگان تشکیل می‌دهد (حمیدی و سرفرازی، ۱۳۹۰). جهانی‌شدن اقتصاد را می‌توان فرآیندی درنظر گرفت که در آن مرزهای اقتصادی میان کشورها هر روز کم‌رنگ‌تر می‌شود و تحرک روزافزون منابع، فن‌آوری، کالا، خدمات، سرمایه و حتی نیروی

[1]. Dreher

انسانی در ماورای مرزها، آسان‌تر صورت می‌گیرد و در نتیجه به افزایش تولید و مصرف در کشورها می‌انجامد (بهیکش، ۱۳۸۰). مفهوم جهانی‌شدن ایده‌ای دربارهٔ تغییر در حوزه‌های مختلف اجتماعی، سیاسی و اقتصادی است. بُعد اجتماعی جهانی‌شدن به اثر جهانی‌شدن بر زندگی و کار مردم، خانواده و جوامع اشاره دارد. فراتر از دنیای کسب و کار، بُعد اجتماعی جهانی‌شدن شامل فرهنگ و هویت، همبستگی خانواده‌ها و جوامع است. به‌طور کلی، جهانی‌شدن اجتماعی مربوط به تعامل انسان‌ها در جوامع فرهنگی مختلف و در ارتباط با موضوعاتی مانند خانواده، مذهب، کار و تحصیلات می‌باشد (جعفری‌صمیمی و سینا، ۱۳۸۸). جهانی‌شدن اجتماعی می‌تواند مبنایی برای توسعهٔ حقوق شهروندی و ارتقای موقعیت اجتماعی باشد که منجر به مشارکت اقتصادی، خدمات عمومی، فعالیت‌های داوطلبانه و سایر فعالیت‌های اجتماعی برای بهبود شرایط زندگی همه شهروندان می‌شود که به نوبهٔ خود منجر به بهبود وضعیت زندگی شهروندان می‌شود (مجیدی، ۲۰۱۷).

از نظر سیاسی، فرآیند جهانی‌شدن، بازتاب جابه‌جایی جهانی مرکز ثقل قدرت می‌باشد. در عصر جهانی‌شدن سیاست دیگر نمی‌توان از حاکمیت ملی، مرزهای ملی و امنیت ملی سخن گفت. فقدان اقتدار در حیطهٔ جغرافیایی خاص، تأکیدی است بر این واقعیت که اقتدار، خصلت ارضی خود را از دست داده است. جهانی‌شدن منافع ملی و امنیت ملی کشورها را با چالش‌های جدی روبه‌رو کرده و کشورهایی که فاقد ابزار لازم برای دفاع از منافع و امنیت خود بوده‌اند؛ به این نتیجه رسیده‌اند که مشارکت در روند جهانی‌شدن، باعث شکنندگی و صدمه‌پذیری آنان می‌گردد. جهانی‌شدن سیاسی، گسترش روابط سیاسی بین کشورها را نشان می‌دهد. بدون‌شک، بهبود روابط سیاسی درمیان کشورها باعث رونق تجارت بین کشورها می‌شود که افزایش رشد اقتصادی را منجر می‌شود؛ هم‌چنین، گسترش روابط سیاسی بین کشورها منجر به کاهش تنش‌ها شده و جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را افزایش داده و به رشد اقتصادی منجر می‌شود (جعفری‌صمیمی و بحرینی، ۱۳۹۳). جهانی‌شدن سیاسی به‌معنای تعامل بین کشورها و تحولات جهانی است که ممکن است تأثیرات منفی و مثبتی‌بر رفاه اقتصادی داشته باشد. جهانی‌شدن سیاسی امکان انتشار سیاست‌ها و نهادهای دولت‌های ملی را ازطریق سازمان‌های بین‌المللی فراهم می‌کند و فرصت‌هایی را برای تحکیم دموکراسی و رشد نهادهای خوب که از عوامل مهم رشد اقتصادی هستند، ارائه می‌دهد؛ هم‌چنین جهانی‌سازی سیاسی می‌تواند به تبادل تجربیات در جنبه‌های حقوق بشر و حفظ صلح جهانی که برای رشد اقتصادی پایدار دارای اهمیت است، کمک نماید. اما برای بدبینان، جهانی‌شدن سیاسی می‌تواند منبع تضاد و هم‌چنین عامل ظهورگروه‌هایی با منافع شخصی باشد (نهاوندیان و قنبری، ۱۳۸۳). از این‌منظر، جهانی‌شدن سیاسی به‌عنوان آسیب به رشد اقتصادی و در نتیجه رفاه تلقی می‌شود.

رفاه، عبارت است از مجموعهٔ سازمان‌یافته‌ای از قوانین، برنامه‌ها و سیاست‌هایی که در چارچوب مؤسسات رفاهی و نهادهای اجتماعی جهت پاسخ‌گویی به نیازهای مادی و معنوی و تأمین سعادت انسان عرضه می‌شود تا زمینهٔ رشد او را فراهم نماید (آرمان‌مهر و فرهمندمنش، ۱۳۹۶). هم‌چنین، رفاه، بیانگر قدرت خرید و تولنایی در کسب تسهیلات و امکانات زندگی است (وفائی و همکاران، ۱۳۹۷). تأثیر متقابل جهانی‌شدن و رفاه، یکی از مباحث مهم اقتصادی است. متغیرهای زیادی رفاه را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد که یکی از این متغیرها، جهانی‌شدن است. یکی از نتایج جهانی‌شدن این است که کشورها می‌توانند ضمن استفاده از امکانات تولیدی یک‌دیگر از انزوای تجاری خارج شده و به این‌ترتیب از سطح کارایی تولید و رفاه اجتماعی برخوردار شوند. با پیشرفت

جهانی‌شدن، شرایط زندگی (به‌ویژه هنگامی‌که با شاخص‌های رفاهی گسترده‌تر اندازه‌گیری می‌شود) به‌طور معنی‌داری تقریباً در تمام کشورها بهبود یافته است. باوجود این، بیشترین منافع، عاید اقتصادهای پیشرفته و تعداد اندکی از کشورهای درحال توسعه شده است. تأثیر رفاهی جهانی‌شدن در سال‌های اخیر به موضوعی به شدت مورد بحث دانشمندان علوم اجتماعی و اقتصاددانان تبدیل شده است. تئوری استاندارد تجارت که توسط مدل هکشر–اوهلین ارائه شده است، انتظار دارد که جهانی‌شدن عمق، شکاف و شدت فقر را در کشورهای درحال توسعه کاهش دهد و از این مجرا می‌توان انتظار داشت که منجر به ارتقای سطح رفاه گردد. برای بررسی علل و عوامل مؤثر بر رفاه، الگوهای فراوانی طراحی شده است. «رانجان»[1] (۲۰۱۴) رفاه و پیامدهای سیاست جهانی‌شدن را هنگامی‌که کارگران با ریسک بیکاری روبه‌رو می‌شوند، بررسی کرده است. اگر مشاغل با استفاده از کارگران داخلی انجام شوند، می‌توانند جایگزین واردات شوند. در این حالت، جهانی‌شدن، دستمزدها را کاهش و بیکاری را افزایش می‌دهد. در این‌شرایط، در غیاب هرگونه مداخلهٔ دولت، جهانی‌شدن نه‌تنها رفاه کارگران را کاهش می‌دهد؛ بلکه می‌تواند رفاه اجتماعی را مشابه زمانی‌که کارگران بسیار ریسک‌گریزند، کاهش دهد. هنگامی‌که توزیع مجدد بهینه و سیاست‌های حمایت اجتماعی وجود دارد، جهانی‌شدن رفاه اجتماعی را بهبود می‌بخشد. جهانی‌شدن اقتصادی مستلزم اتحاد اقتصادی کشورهای جهان، پیرامون افزایش جریان کالاها، خدمات و سرمایه است. طبق تعریف «برادی» و همکاران[2] (۲۰۰۵) جهانی‌شدن اقتصادی به‌عنوان تبادل اقتصادی بین‌المللی و اتحاد اقتصاد بین‌المللی است. به اعتقاد ایشان، جهانی‌شدن تولید و سرمایه‌گذاری موجب کاهش سرعت دولت رفاه می‌شود؛ زیرا دولت‌ها استقلال داخلی بر سیاست‌های رفاه اجتماعی در مقابل اقتصاد جهانی را از دست می‌دهند. بنابر نظر «کیم»[3] (۲۰۰۷) تحت پارادایم اقتصادی نئولیبرال جهانی‌شدن، دولت بزرگ در محیط اقتصادی جهانی، ناکارآمد درنظر گرفته می‌شود؛ زیرا سطوح بالای مالیات و مخارج اجتماعی مانع از پیشرفت یک اقتصاد رقابتی بین‌المللی است. مطالعات متعددی جهانی‌شدن و کاهش رفاه را به‌هم پیوند می‌دهد؛ برای نمونه «گارت» و «میشل»[4] (۲۰۰۱) و «بورگون»[5] (۲۰۰۱) نشان‌داده‌اند باز بودن تجاری با هزینه‌های اجتماعی دولتی کمی همراه است. یک جنبهٔ مثبت که «فرضیهٔ جبران» نامیده می‌شود، ادعا می‌کند پدیدهٔ بین‌المللی شدن اقتصادها با یک تقاضای بالا برای تأمین اجتماعی مرتبط است که به سهم خود، تغییر و تحولات مالیاتی و هزینه‌های اجتماعی را تسهیل می‌کند (کیتل و وینر[6]، ۲۰۰۵). اتحاد اقتصادی منجر به آشفتگی اقتصادهای ملی در اقتصاد جهانی می‌شود که مولد عدم اطمینان و بی‌ثباتی بیشتر در اقتصاد داخلی است. در مواجهه با ناامنی اقتصادی، دولت برای حمایت اجتماعی و بیمه مستلزم اقدامات بیشتری است. به‌طورکلی، جهانی‌شدن اقتصادی تقاضای زیادی را برای جبران هزینه‌های دولت به‌وجود می‌آورد که عوارض جلبه‌جایی‌های اقتصادی و اجتماعی ناشی از افزایش تجارت را کاهش می‌دهد. درنتیجه، اکثر کشورها نوسانات و نااطمینانی از بی‌ثباتی در تجارت و سرمایه‌گذاری بین‌المللی را تجربه می‌کنند و اکثر دولت‌ها به‌منظور تثبیت امنیت اقتصادی، سیاست‌های رفاه اجتماعی را گسترش می‌دهند

---

1. Ranjan
2. Brady et al
3. Kim
4. Garret and Mitchell
5. Burgoon
6. Kittel and Winner

(برادی و همکاران، ۲۰۰۵). مطالعات تجربی متعددی رابطهٔ مثبت بین جهانی‌شـدن و دولت رفاه را اثبات می‌کند. باز بودن اقتصـــادی هزینه‌های اجتماعی را به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای افزایش می‌دهد (هیکس[1]، ۱۹۹۹؛ رودریک[2]، ۱۹۹۷). در یک دیدگاه اعتقاد بر آن است که نه‌تنها دلیلی نظری، بلکه مشاهده‌ای تجربی مبنی‌بر این‌که با افزایش جهانی‌شدن استقلال سیاست اجتماعی داخلی تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد، وجود ندارد (جنشل[3]، ۲۰۰۴). طرف‌داران این دیدگاه، اسـتدلال می‌کنند که سـیاسـت یک کشـور مشـخص به‌جای نیروهای خارجی مثل جهانی‌شـدن، تعیین‌کنندهٔ مدیریت یک سیاست اجتماعی است (پیرسون[4]، ۱۹۹۶). پژوهشگران از این مهم که عوامل داخلی مانند مؤسسات سیاسی و اجتماعی اثرات جهانی‌شدن در روند تشکیل سیاست اجتماعی را به حداقل می‌رسانند، حمایت می‌کنند (برگر[5]، ۲۰۰۰).

- **تورم و رفاه اقتصادی**

تورم از دو مجرای نابرابری درآمد و قدرت خرید بر رفاه اقتصادی اثرگذار است که نقش نابرابری درآمد در رابطه با اثرگذاری تورم بر رفاه اقتصادی پررنگ‌تر است. نقش بازتوزیعی تورم ازطریق تأثیر آن بر دستمزدها به‌طور گسترده در ادبیات شناخته شده است. از زمان «دیوید هیوم»[6]، اعتقاد بر این بوده که دستمزدها با وقفهٔ نسبت به تورم تعدیل می‌شود؛ به‌عبارتی، هنگامی که تورم به‌وقوع می‌پیوندد، قیمت‌ها پیش از افزایش دستمزدهای پولی افزایش می‌یابند؛ بنابراین تورم منجر به تغییر درآمد از حقوق‌بگیران و به‌سمت سودبگیران می‌شود. بر این‌اساس، تورم نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد، زیرا به فقرا بیشتر از ثروتمندان آسیب می‌زند (لایدلر و پارکین[7]، ۱۹۷۷؛ فیشر و مودیگلیانی[8]، ۱۹۷۸). براساس این استدلال، تورم می‌تواند رفاه اقتصادی را ازطریق افزایش نابرابری درآمد کاهش دهد. کانال دیگر توزیع مجدد درآمد از طریق تورم، «فرضیهٔ بدهکار–طلبکار»[9] است. در صورتی‌که نرخ‌های بهره دارایی‌ها بر حسب پول، مورد تعدیل کامل نسبت به تورم قرار نگیرد، توزیع مجدد از طلبکاران اسمی به‌سمت بدهکاران اسمی انجام می‌شود و منجر به بهبود وضعیت نابرابری توزیع درآمد می‌گردد که بر این‌اساس تورم می‌تواند ازطریق کاهش نابرابری درآمد وضعیت رفاه اقتصادی را بهبود بخشد. در ارتباط با مجرای دوم (قدرت خرید) بدیهی است تا جایی‌که درآمد اسمی خانوارها که به‌صورت پول جاری دریافت می‌کنند، به اندازهٔ قیمت‌ها افزایش پیدا نکند، قدرت خرید یا درآمد واقعی آن‌ها کاهش می‌یابد. درآمد واقعی معیاری برای استاندارد زندگی است. زمانی‌که درآمد واقعی افزایش می‌یابد، رفاه نیز افزایش می‌یابد و بالعکس. در یک محیط تورمی، افزایش قیمت‌ها به ناچار قدرت خرید مصرف‌کنندگان را کاهش می‌دهد و این فرسایش درآمد واقعی (کاهش قدرت خرید) بزرگ‌ترین هزینهٔ تورم است (انر[10]، ۲۰۱۰).

---

1. Hicks
2. Rodrik
3. Genschel
4. Pierson
5. Berger
6. David Hume
7. Laidler and Parkin
8. Fischer and Modigliani
9. Debtor-Creditor Hypothesis
10. Oner

- **رشد اقتصادی و رفاه اقتصادی**

رشد اقتصادی ازطریق اشتغال به‌طور مثبت بر رفاه اقتصادی اثرگذار است. رشد اقتصادی بالا و برخورداری از شرایط اقتصادی مناسب‌تر، می‌تواند فرصت‌های بیشتری را برای افزایش درآمدهای جامعه از طریق گسترش بازارها، فرصت‌ها و محرک‌های لازم برای افزایش درآمد تمامی گروه‌های کم‌درآمد ایجاد نماید. در این وضعیت، تولیدکنندگان در پاسخ به فرصت‌های جدید ایجاد شده در بازارها، نیروی کار بیشتری را تقاضا می‌نمایند که این مسأله از طریق جذب نیروی کار مازاد و حتی افزایش دستمزدها می‌تواند نقش قابل‌توجهی در افزایش رفاه جامعه به‌همراه داشته باشد (شهیکی‌تاش و همکاران، ۱۳۹۲). ازسوی دیگر، افزایش اشتغال در بخش رسمی، منجر به انتقال نیروی کار از بخش غیررسمی به رسمی خواهد شد، زیرا بخشی از افراد زمانی که سطح اشتغال در بخش رسمی پایین است به ناچار بخش غیررسمی را انتخاب می‌کنند؛ بنابراین با افزایش فرصت‌های اشتغال در بخش رسمی، این‌دسته از افراد به بخش رسمی انتقال می‌یابند. بدین توضیح که بخش رسمی دستمزد بالاتری از میانگین را به افراد پیشنهاد می‌دهد (موسورف و همکاران[1]، ۲۰۱۹). درنتیجه منجر به افزایش درآمد (قدرت خرید) و رفاه خواهد شد.

۲-۲. ادبیات تجربی پژوهش

در حوزهٔ کاربردی و ادبیات تجربی، مطالعات بسیاری در رابطه با اثرگذاری جهانی‌شدن بر متغیرهای مختلف (ازجمله رشد، تورم و توزیع درآمد) انجام‌شده است. در ادبیات تجربی مطالعهٔ حاضر، نخست مطالعات مرتبط با تأثیر جهانی‌شدن بر متغیرهای اقتصادی مدنظر قرار گرفته است؛ هم‌چنین در ادامه، موضوعات کار شده در ارتباط با اثر متغیرهای اقتصادی بر رفاه (اجتماعی و اقتصادی) و درنهایت مطالعات مرتبط با تأثیر جهانی‌شدن بر رفاه ارائه می‌شود.

«دادگر» و «ناجی‌میدانی» (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای آثار جهانی‌شدن اقتصاد را بر رشد، اشتغال و توزیع درآمد در ایران بررسی کرده‌اند. در این مطالعه با به‌کارگیری شاخص نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخص جهانی‌شدن اقتصاد نشان می‌دهند این فرآیند در ایران، سطح تولید سرانه و نرخ رشد اقتصادی را افزایش و نرخ بیکاری را به مقدار اندکی کاهش می‌دهد.

«رضوی» و «سلیمی‌فرد» (۲۰۱۳) اثرات جهانی‌شدن اقتصاد بر رشد اقتصادی را با استفاده از مدل خودرگرسیونی برداری به منظور تفکیک آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت در دورهٔ ۱۳۹۰-۱۳۵۷هش. در ایران بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد آزادسازی تجاری و مالی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد. «فقه‌مجیدی» و «علی‌مرادی افشار» (۲۰۱۲) با استفاده از داده‌های ۲۰۰۹-۱۹۷۰م. و روش داده‌های تابلویی رابطهٔ جهانی‌شدن اقتصاد و رشد اقتصادی را در ۲۱ کشور منا بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد در طول دورهٔ بررسی‌شده، جهانی‌شدن اثر مثبت بر رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا داشته است. جهانی‌شدن آثار گسترده‌ای بر نابرابری گوناگون، ازجمله نابرابری‌های شمال، جنوب، منطقه‌ای شهری، روستایی و

[1]. Mussurov et al

غیره گذاشته است. نتایج مطالعات پژوهشگران در جوامع گوناگون گویای آن است که به‌موازات جهانی‌شدن، توزیع درآمد ناعادلانه‌تر شده و در سطح بین‌المللی نیز به افزایش شکاف اقتصادی میان کشورها انجامیده است.

«صابونچی» و «رشیدزاده» (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای اثر جهانی‌شدن و سرمایه‌گذاری خارجی بر روی توزیع درآمد در ایران را مورد تحلیل قرار دادند. به این‌منظور از شاخص‌های سرمایه‌گذاری خارجی، سرانۀ تولید ناخالص داخلی، توان دوم سرانۀ تولید ناخالص داخلی، شاخص آزادسازی تجاری (جهانی‌شدن) طی دورۀ زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۳ و با روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی استفاده شد. نتیجۀ به‌دست آمده حاکی از این است که «نظریۀ کوزنتس» در رابطۀ بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی صادق است؛ به این‌معنا که بین رشد درآمد سرانه و توزیع درآمد رابطه‌ای به‌شکل U معکوس وجود دارد. هم‌چنین، یافته‌ها نشان‌داد که با افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و آزادسازی تجاری نابرابری درآمدی به‌موازات افزایش همگرایی اقتصاد ایران به‌سوی اقتصاد جهانی کاهش می‌یابد.

«طیب‌نیا» و «زندیه» (۱۳۸۸) در مطالعۀ اثرات فرآیند جهانی‌شدن بر تورم در ایران نتیجه گرفتند هرچه اقتصاد ایران بازتر باشد اثرپذیری تورم از ادوار تجاری داخلی کمتر می‌شود و درواقع نوسانات تورم کاهش می‌یابد.

«سلمان‌پور» و همکاران (۲۰۰۹) در بررسی پیامد جهانی‌شدن بر تورم داخلی در ایران براساس تجزیۀ واریانس داده‌ها نتیجه گرفتند سهم عمده‌ای از تورم داخلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت ناشی از تورم وارداتی است و افزایش درجۀ بازبودن اقتصاد در ایران موجب تأثیرپذیری بیشتر اقتصاد ملی از عوامل خارجی می‌شود و با توجه به‌وجود تورم جهانی تورم را افزایش می‌دهد.

«آرسپرانگ»[1] (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای پیرامون موضوع جهانی‌شدن و دولت رفاه به اثر جهانی‌شدن بر دولت اشاره می‌کند. او معتقد است جهانی‌شدن با توجه به اثر کارایی، اندازۀ دولت‌ها را کوچک‌تر کرده و بر کارایی آن‌ها می‌افزاید (اثر کارایی)؛ اما خطرات ناشی از جهانی‌شدن، مانند بیکار شدن برخی از کارگران، دولت‌ها را مجبور به حمایت و جبران خسارت، به‌صورت انواعی از بیمه‌ها، می‌کند که این سبب افزایش اندازۀ دولت می‌شود (اثرجبرانی)؛ بدین‌ترتیب اثرجبرانی، اثر کارایی را خنثی می‌نماید، به‌طوری‌که احتمال کاهش مخارج دولت و کوچک‌تر شدن دولت را مورد تردید قرار می‌دهد. این بدان‌معناست که تأثیر کل جهانی‌شدن بر دولت کماکان در پردۀ ابهام باقی می‌ماند و هنوز امکان اظهار نظر قطعی وجود ندارد.

«رانجان»[2] (۲۰۱۴) رفاه و پیامدهای سیاست جهانی‌شدن را هنگامی‌که کارگران با ریسک بیکاری روبه‌رو می‌شوند، بررسی کرده است. اگر مشاغل با استفاده از کارگران داخلی انجام شوند، می‌توانند جایگزین واردات شوند. در این حالت، جهانی‌شدن دستمزدها را کاهش و بیکاری را افزایش می‌دهد. در این‌شرایط، در غیاب هرگونه مداخلۀ دولت، جهانی‌شدن نه‌تنها رفاه کارگران را کاهش می‌دهد؛ بلکه می‌تواند رفاه اجتماعی را مشابه زمانی‌که کارگران بسیار ریسک‌گریزند، کاهش دهد. هنگامی‌که توزیع مجدد بهینه و سیاست‌های حمایت اجتماعی وجود دارند، جهانی‌شدن رفاه اجتماعی را بهبود می‌بخشد.

---

[1]. Ursprung
[2]. Ranjan

«ینگ» و همکاران [1](۲۰۱۴) از تجزیه و تحلیل داده‌های تابلویی برای بررسی تأثیر پویایی کوتاه‌مدت و روابط تعادلی بلندمدت بین جهانی‌شدن و رشد کشورهای ASEAN[2] بین سال‌های ۱۹۷۰ و ۲۰۰۸م. استفاده کردند. کشش رشد اقتصادی با توجه به جهانی‌شدن‌اقتصادی را ۱/۴۸ برآورد کردند که نشان می‌دهد جهانی‌شدن اقتصاد تأثیر مثبت قابل‌توجهی بر رشد اقتصادی دارد. با این‌حال، نتایج هم‌چنین نشان می‌دهد که جهانی‌شدن اجتماعی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد، درحالی‌که جهانی‌شدن سیاسی تأثیر منفی غیرقابل‌توجهی دارد.

«کلیک»[3] (۲۰۱۵) در پژوهش خود با استفاده از روش حداقل مربعات اثرات ثابت و آزمون علّیت گرنجر که توسط «دمیترسکیو» و «هرلین»[4] (۲۰۱۲) برای کشورهای درحال توسعه بین سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۸۱م. توسعه‌یافته است، تأثیر جهانی‌شدن اقتصادی، اجتماعی و سیاسی بر سطوح رشد کشورهای درحال توسعه و رابطهٔ علّیت بین متغیرها را مورد آزمون قرارداد. نتایج تجزیه و تحلیل نشان می‌دهد که جهانی‌شدن اقتصادی و سیاسی بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت دارد؛ درحالی‌که جهانی‌شدن اجتماعی بر رشد اقتصادی تأثیر منفی داشته است. درنهایت رابطهٔ علّیت بین متغیرها با استفاده از آزمون علّیت گرنجر که توسط دومیترسکیو و هرلین تهیه شده است، مورد آزمون قرار گرفت. براساس آزمون علّیت گرنجر، رابطه دوسویه بین جهانی‌شدن اقتصادی و رشد اقتصادی و یک رابطهٔ یک‌طرفه بین جهانی‌شدن اجتماعی و رشد اقتصادی وجود داشت.

«حسین‌بر» و همکاران [5](۱۴۰۱) شوک‌های مصرف انرژی و تورم بر شاخص رفاه در کشورهای عضو اوپک را بررسی کردند و نتیجه گرفتند شوک تورمی در دوره‌های نخست تأثیر منفی بر رفاه داشته و این‌کار عمدتاً ازطریق کاهش مصرف متوسط و اوقات فراغت صورت می‌گیرد، ولی پس از آن سبب افزایش رفاه در کشورهای عضو اوپک شده است.

«آنتراس» و همکاران[6] (۲۰۱۶) پیامدهای رفاهی تجارت باز در جهان را بررسی کرده‌اند که در آن تجارت نه‌تنها درآمد کل بلکه نابرابری درآمد را افزایش داده است و باید توزیع مجدد ازطریق یک نظام انتقال مالیات بر درآمد اختلال‌زا اتفاق بیفتد. نتایج این مطالعه نشان داده است که افزایش در نابرابری درآمد ناشی از تجارت آزاد می‌تولند تا ۲۰٪ منافع تجارت آزاد را کاهش دهد؛ هم‌چنین با توزیع مجدد درآمد ازطریق روش‌های غیراختلال‌زا می‌توان تا ۱۵٪ بر منافع ناشی از تجارت آزاد افزود.

«شهیکی‌تاش» و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی ارتباط رشد اقتصادی و ضریب رفاه اجتماعی براساس رهیافت بیزین پرداخته‌اند. نتایج این بررسی مؤید آن بوده است که ارتباط میان تغییرات رشد اقتصادی و رفاه در ایران مثبت بوده است؛ یعنی جریان رشد اقتصادی تأثیرات مثبتی بر افزایش رفاه در ایران به‌همراه داشته است.

«مینهارد» و «پترافکی»[7] (۲۰۱۴) معتقدند دو فرضیه به پیوند جهانی‌شدن و دولت رفاه مربوط می‌شود، «فرضیهٔ کارایی»[8] پیش‌بینی می‌کند که جهانی‌شدن اندازهٔ بخش دولتی و ظرفیت دولت‌ها را برای تأمین مالی

---

1. Ying et al
2. Association of Southeast Asian Nations
3. Kilic
4. Dumitrescu-Hurlin
5. Hosseinbor et al
6. Antras et al.
7. Meinhard and Potrafke
8. Efficiency Hypothesis

دولت رفاه کاهش می‌دهد. در مقابل، «فرضیهٔ جبران خسارت»[1] پیش‌بینی می‌کند که جهانی‌شدن تقاضای بالاتری را برای بیمه اجتماعی ایجاد می‌کند که منجر به یک دولت رفاه گسترده می‌شود. با بررسی مجموعه داده‌های تابلویی سالانه ۱۸۶ کشور برای بازهٔ سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴م. شواهد را دوباره بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که جهانی‌شدن، بخش‌های دولتی را در سراسر جهان افزایش داده است و جهانی‌شدن اجتماعی، به‌ویژه تأثیر مثبتی داشت. اثرات ناشی از جهانی‌شدن در کشورهای OECD قوی‌تر بود و جهانی‌شدن کلی و جهانی‌شدن اقتصادی قیمت نسبی مخارج دولت را کاهش داد که این یافته‌ها نشان می‌دهد که جهانی‌شدن به‌هیچ‌وجه دولت رفاه را به خطر نمی‌اندازد.

«بایدوو» و همکاران[2] (۲۰۲۳) به تخمین تأثیر جهانی‌شدن اقتصادی بر رفاه ۴۴ کشور آفریقایی در بازهٔ ۱۹۹۶–۲۰۱۷م. پرداختند که نتایج نشان می‌دهد جهانی‌شدن اقتصادی باعث افزایش رفاه در آفریقا می‌شود. نتایج هم‌چنین حمایت از فرضیهٔ جبران خسارت را نشان می‌دهد که بیان می‌کند جهانی‌شدن اقتصادی باعث افزایش مخارج دولت و در نتیجه بهبود رفاه می‌شود. نتیجهٔ یافته‌ها این است که جهانی‌شدن اقتصادی برای کشورهای آفریقایی خوب است؛ بنابراین، در جبههٔ سیاست، نیاز است که کشورهای آفریقایی چنین فضای باز اقتصادی (جهانی‌شدن اقتصادی) را به‌نفع خود بررسی کنند، ولی با طمینان از این‌که توافقات تجاری، سیاست‌هایی مانند تعرفه‌ها و مالیات‌ها را به خطر نیاندازد، تضمین می‌کند که کشورهای آفریقایی از مزایای کامل مرتبط با جهانی‌شدن اقتصادی برخوردار شوند.

«جعفری‌صمیمی» و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی اثر ابعاد اقتصادی، اجتماعی و سیاسی جهانی‌شدن بر رفاه اقتصادی برای ۵۰ کشور منتخب در سه طبقهٔ درآمدی طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۵–۲۰۱۵م. پرداخته‌اند و نتایج برآورد الگو نشان‌داد در کشورهای با درآمد بالا بُعد اقتصادی و اجتماعی جهانی‌شدن بر رفاه اقتصادی اثر مثبت داشته و بُعد سیاسی اثر معناداری ندارد. این درحالی است که در کشورهای با درآمد متوسط، تنها بُعد اقتصادی جهانی‌شدن بر رفاه اثرگذار (مثبت) است؛ هم‌چنین در کشورهای با درآمد پایین، رفاه اقتصادی به‌طور معکوس از جهانی‌شدن اقتصادی و اجتماعی اثر می‌پذیرد و جهانی‌شدن سیاسی اثر معناداری بر رفاه اقتصادی ندارد.

مروری بر مطالعات گزارش‌شده حاکی از آن است که پژوهش‌ها به‌طور معمول در ارتباط با تحلیل تأثیر ابعاد جهانی‌شدن بر رشد اقتصادی، توزیع درآمد، اشتغال، تورم و رفاه اجتماعی (و نه رفاه اقتصادی) در ایران صورت گرفته است. بر این‌مبنا نخستین تمایز مطالعهٔ حاضر با مطالعات پیشین تبیین و تحلیل تأثیر ابعاد سه‌گانهٔ اقتصادی، اجتماعی و سیاسی جهانی‌شدن و هم‌چنین اجزای قانونی و عملکردی هرکدام از ابعاد بر رفاه اقتصادی است. تمایز دیگر در دورهٔ پژوهش است. بدین‌توضیح که محاسبهٔ رفاه اقتصادی مبتنی بر شاخص ترکیبی به‌ندرت طی پنج دهه محاسبه و به‌کار گرفته شده است. همان‌طورکه در ادامه توضیح داده شده است، در محاسبهٔ شاخص ترکیبی رفاه از متغیرهای متعددی استفاده شده است. استخراج، جمع‌آوری و پردازش آن‌ها به نسبت سخت و زمان‌بر بوده و از این‌منظر نیز شاید بتوان محاسبهٔ رفاه اقتصادی مبتنی بر شاخص ترکیبی طی پنج دهه را از دیگر تمایزات مطالعهٔ حاضر با دیگر مطالعات قلمداد نمود.

---

[1]. Compensation Hypothesis
[2]. Baidoo et al

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳-۱. شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی

در بین شاخص‌های رفاه اقتصادی، شاخص IEWB[1] به‌عنوان شاخصی جامع و فراگیر، جهت بررسی الگوی موردنظر پژوهش حاضر استفاده می‌شود. شاخص IEWB رفاه اقتصادی را تابعی از ابعاد جریان مصرف سرانهٔ مؤثر، خالص انباشت اجتماعی ذخایر و منابع مولد ثروت، نابرابری اقتصادی و ناامنی اقتصادی درنظر می‌گیرد. در این‌راستا، برای هر یک از این ابعاد به روش خاصی وزن‌هایی درنظر گرفته می‌شود؛ بنابراین وزن‌های اختصاص‌یافته به هر بُعد با توجه به مشاهدات مختلف، متفاوت خواهد بود (آزبرگ و شارپ[2]، ۲۰۰۹). فرم کلی این شاخص به‌صورت زیر است:

$$IEWB = CF + WS + ID + E \quad (۱)$$

مقدار شاخص رفاه اقتصادی را با اجزای چهارگانه‌ای اندازه می‌گیرند که عبارت از جریان مصرف[3] (CF)، موجودی دارایی مولد[4] (WS)، توزیع درآمدهای فردی[5] (ID) و سطح امنیت اقتصادی[6] (ES) است (بختیاری و همکاران، ۱۳۹۱). الگوی کلی این شاخص به‌صورت زیر است:

$$IEWB = \alpha_1 (C + G + WT - RE)(LE) + \alpha_2(K + RD + HC + NR + FDI - ED) + \alpha_3[(\beta(PHR) + (1-\beta)GiNi)] + \alpha_4[WWR + b(RHR) + C(PHR) + d(PHR)] \quad (۲)$$

اجزای رابطهٔ ارائه‌شده به‌ترتیب عبارتنداز:

- **جریان مصرف**

$$CF = \alpha_1 + (C + G + WT - RE)(LE) \quad (۳)$$

که در آن C سرانه حقیقی مخارج مصرفی نهایی خانوار[7]، G سرانهٔ حقیقی مخارج مصرفی نهایی دولت[8]، WT سرانهٔ حقیقی تغییرات در مدت‌زمان کار[9]، RE سرانهٔ حقیقی مخارج جبرانی[10] (جبران خدمات کارکنان، ارزش واقعی سرانهٔ تولید یک ساعت) و LE امید به زندگی در زمان تولد نسبت به سال پایه و کشور پایه[11] می‌باشد. مقدار متغیر سرانهٔ حقیقی تغییرات در مدت‌زمان کار، از رابطهٔ زیر به‌دست‌آمده است:

$$WT = \left(\frac{WAP}{POP}\right).VL_{WAP} \quad (۴)$$

$$VL_{WAP} = \left[1 - \frac{TR}{GDP}\right].S \quad (۵)$$

$$S = \frac{WR}{WAP} \quad (۶)$$

---

[1] Index of Economic Well- being
[2]. Osberg & Sharpe
[3]. Consumption Flow
[4]. Wealth Stocks
[5]. Distribution of Individual Income
[6]. Level of Economic Security
[7]. Real Per capita Household Consumption Expenditure Etc. (Constant 2010 Us$)
[8]. Real Per Capita General Government Final Consumption Expenditure (Constant 2010 Us$)
[9]. Real Per capita Value of Variation in Working Time
[10]. Real Per capita Value of Regrettable Expenditures
[11]. Index of Life Expectancy Relative to The Base Year and Country

که در آن، WR جبران خدمات کارکنان[۱]، WAP جمعیت فعال (۱۵ سال به بالا)[۲]، POP جمعیت کل[۳]، VL_{WAP} ارزش‌افزودهٔ فراغت یک نفر در سن کار[۴]، TR درآمد مالیاتی[۵]، S توسط جبران خدمات هر فرد[۶] و GDP تولید ناخالص داخلی[۷] می‌باشد. سرانهٔ حقیقی مخارج جبرانی نیز از فرمول زیر به‌دست می‌آید:

$$RE = \frac{GDP}{WAP} \quad (۷)$$

- **انباشت ثروت**

نحوهٔ محاسبهٔ مقدار این متغیر و اجزاء آن در شاخص بدین‌صورت است:

$$WS = \alpha_2[K + RD + HC + NR + FDI - ED] \quad (۸)$$

که در آن، K سرانهٔ حقیقی سرمایهٔ ثابت ناخالص (سرانهٔ حقیقی مصرف سرمایه)[۸]، RD سرانه حقیقی مخارج تحقیق و توسعه[۹]، HC سرانه حقیقی موجودی سرمایهٔ انسانی[۱۰]، NR سرانهٔ حقیقی موجودی ثروت منابع طبیعی[۱۱]، FDI سرانهٔ حقیقی خالص جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[۱۲]، ED سرانهٔ حقیقی هزینهٔ اجتماعی فرسایش محیطزیست[۱۳] (ناشی از انتشار کربن دی‌اکسید) می‌باشد.

- **توزیع درآمد**

نحوهٔ محاسبهٔ مقدار این متغیر و اجزاء آن در شاخص بدین‌صورت است:

$$ID = \alpha_3[(\beta(PHR) + (1 - \beta)Gini)] \quad (۹)$$

که در آن β برابر با ۰/۷۵ وزن نسبی است و شاخص توزیع درآمد از میانگین موزون شدت فقر به‌دست می‌آید؛ هم‌چنین PHR نسبت فقر سرپرست خانوار در حداقل درآمد ۱/۲۵ دلار در روز[۱۴] و $Gini$ برابر با ضریب جینی[۱۵] است. برای سنجش نحوهٔ توزیع درآمد، شدت فقر و نابرابری، شاخص‌های متعددی وجود دارد. در این پژوهش به‌علت محدودیت آماری و داده از متغیر ضریب جینی به‌عنوان معیاری برای سنجش شدت فقر برای این بُعد استفاده شده است.

- **امنیت اقتصادی**

نحوهٔ محاسبهٔ مقدار این متغیر و اجزاء آن در شاخص بدین‌صورت است:

$$ES = \alpha_4[WWR + b(RHP) + c(PHR) + d(PHR)] \quad (۱۰)$$

---

1. Employee Service Compensation
2. Active Population
3. Total Population
4. Added Value of Leisure
5. Tax Income
6. Average Service Vompensation
7. Gross Domestic Product
8. Real Per Capita Capital Stock (Adjusted Savings: Real Per Capita Consumption of Fixed Capital (Constant Us$))
9. Real Per capita Stock of Research and Development
10. Real Per Capita Stock of Human Capital (Adjusted Savings: Real Per Capita Education Expenditure (Constant Us$))
11. Real Per capita Stock of Natural Resource Wealth
12. Real Per Capita Foreign Direct Investment Net Inflows
13. Real Per Capita Social Costs ff Environmental Degradation (Adjusted Savings: Real Per Capita Carbon Dioxide Damage (Constant Us$))
14. Poverty Headcount Ratio at $1.25 a Day (Ppp)
15. Gini Index

که در آن b سهم جمعیتی[1] است که در معرض ریسک بیماری واقع‌اند که ۱۰۰٪ درنظر گرفته می‌شود؛ بدین‌معنی‌که ۱۰۰٪ افراد یک جامعه در معرض خطر بیماری‌اند. هم‌چنین c نسبت زنان بیکار به جمعیت[2] و d نسبت جمعیت بالای ۶۵ سال به‌کل جمعیت را دربر می‌گیرد. جزء اول نسبت جمعیت ۶۵–۱۵ سال به‌کل جمعیت است که نشان‌دهندهٔ ریسک بیکاری می‌باشد.

$$WWR = \frac{WR}{52} \quad (۱۱)$$

جز دوم نشان‌دهندهٔ سهم مخارج شخصی کل درآمد قابل‌تصرف است که ریسک امنیت اقتصادی در مقابل بیماری را نشان می‌دهد و از نسبت مخارج شخصی کل برای سلامتی به درآمد قابل‌تصرف به‌دست می‌آید.

$$RHP = \frac{HP}{Disp} \quad (۱۲)$$

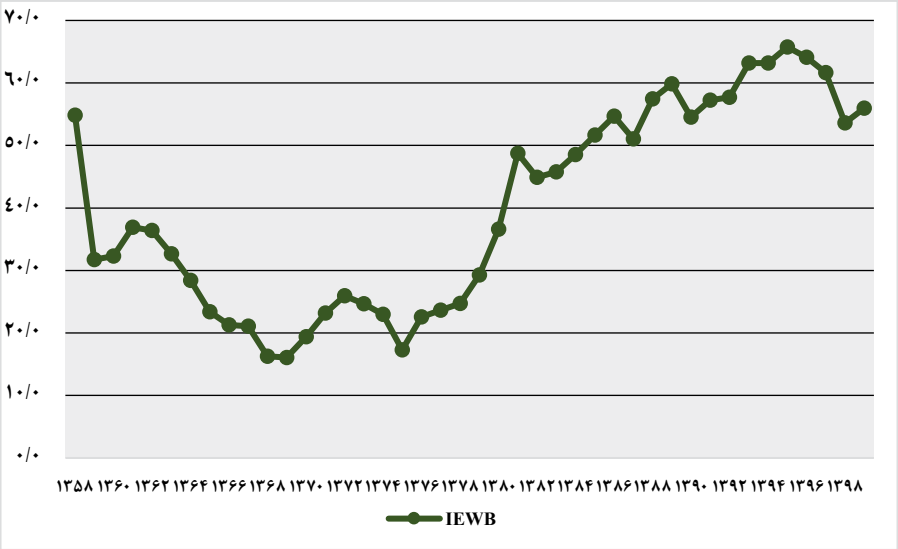
که در آن HP کل هزینهٔ شخصی برای سلامتی و $Disp$ درآمد قابل‌تصرف[3] (تولید ناخالص داخلی منهای مالیات) می‌باشد. عبارت سوم به‌میزان امنیت اقتصادی زنانی که تحت پوشش تأمین اجتماعی نیستند، اشاره دارد. جزء چهارم بیانگر فقر سالمندان است و میزان امنیت اقتصادی آن‌ها در جامعه را بیان می‌کند. جهت محاسبهٔ شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی، با توجه به نسبت اهمیت هر یک از اجزای شاخص، به هرکدام از ابعاد به‌ترتیب، ضرایب مختلفی تعلق می‌گیرد. در این مطالعه نیز با توجه به مطالعات گذشته و به پیروی از مطالعهٔ «اوزبرگ» و «شارپ» (۲۰۰۹)، ضرایب اجزاء چهارگانه به‌ترتیب، ۰/۴ به مصرف، ۰/۱ به موجودی منابع مولد و به دو جزء توزیع درآمد و امنیت اقتصادی ضریب یکسان ۰/۲۵ اختصاص داده‌شده است. توضیح پایانی آن‌که با توجه به متفاوت بودن واحد سنجش هر یک از ابعاد، قبل از محاسبهٔ میانگین وزنی، مقادیر محاسباتی هر یک از ابعاد نرمالایز می‌شود؛ بدین‌مفهوم که اگر بُعد با x نشان داده شود، از فرمول زیر آن بُعد نرمال شده است:

$$x_N = \frac{x_i - x_{min}}{x_{max} - x_{min}}$$

با توجه به روش مذکور شاخص ترکیبی رفاه در دورهٔ زمانی ۱۳۵۸ الی ۱۳۹۹هـ.ش. محاسبه و در نمودار (۲) ترسیم شده است. روند حرکتی شاخص رفاه نشان می‌دهد که شاخص رفاه از برنامهٔ اول تا برنامهٔ پنجم روند افزایشی داشته است. به‌نحوی‌که از رقم ۲۰/۹ در برنامهٔ اول به رقم ۶۰/۳ در برنامهٔ پنجم رسیده است. بیشترین و کمترین میزان رفاه به‌ترتیب مربوط به سال‌های ۱۳۹۵ و ۱۳۶۹هـ.ش. با رقم‌های ۶۸/۸ و ۱۶/۱ بوده و هم‌چنین پس از برنامهٔ سوم در مابقی زیردوره‌ها میزان رفاه بیشتر از میانگین دورهٔ بررسی بوده است.

---

[1]. Demographic Share
[2]. Unemployment Female (% of Total Population)
[3]. Disposable Income



نمودار ۱: شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی (منبع: یافته‌های پژوهش).

Graph. 1: Composite index of economic well-being (Source: research finding).

- ارائه الگوی پژوهش

همان‌طورکه در مقدمه بدان اشاره شد هدف پژوهش حاضر بررسی اثر ابعاد و اجزای جهانی‌شدن بر رفاه اقتصادی طی سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۵۸ در ایران است. برای این‌منظور از رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی[1] (ARDL) استفاده شده است. در ادامه ابتدا، الگوی نخست با هدف تبیین اثر سه بُعد اقتصادی، سیاسی و اجتماعی جهانی‌شدن به‌همراه سایر متغیرها بر رفاه اقتصادی تصریح می‌شود؛ سپس با هدف تحلیل اثر دو جزء عملکردی و قانونی جهانی‌شدن در هر یک از سه بُعد بر رفاه اقتصادی، الگوی پژوهش مجدد در سه قالب (الگوی دوم، سوم و چهارم) برمبنای اجزا در هر یک از سه بُعد جهانی‌شدن تصریح خواهد شد. به‌نحوی‌که در این چهار تصریح از الگوی پژوهش، $IEWB$ به‌عنوان متغیر وابسته بیانگر رفاه اقتصادی می‌باشد که با شاخص ترکیبی رفاه (تشریح شده در بخش قبل) محاسبه شده است. $EGlo$ جهانی‌شدن اقتصادی، $PGlo$ جهانی‌شدن سیاسی، $SGlo$ جهانی‌شدن اجتماعی است. $EGloFa$، $PGloFa$ و $SGloFa$ به‌ترتیب جزء عملکردی در سه بُعد اقتصادی، سیاسی و اجتماعی جهانی‌شدن؛ و $EGloJu$، $PGloJu$ و $SGloJu$ به‌ترتیب جزء قانونی در سه بُعد اقتصادی، سیاسی و اجتماعی جهانی‌شدن است. هم‌چنین در الگوها، EG رشد اقتصادی، $RGDPPC$ سرانهٔ تولید ناخالص داخلی حقیقی و Inf تورمِ سبد کل کالاها و خدمات می‌باشد.

- تصریح الگوی نخست (سنجش اثر ابعاد جهانی‌شدن بر رفاه اقتصادی):

تصریح الگوی نخست، برمبنای الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی $(ARDL(p,q,r,s,u,v,w))$ در معادلهٔ (۱۳) است:

$$IEWB_t = \sum_{j=1}^{p} \rho_j IEWB_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \gamma_j EGlo_{t-j} + \sum_{j=0}^{r} \delta_j PGlo_{t-j} + \sum_{j=0}^{s} \omega_j SGlo_{t-j} + \sum_{j=0}^{u} \sigma_j EG_{t-j} + \sum_{j=0}^{v} \mu_j RGDPPC_{t-j} + \sum_{j=0}^{w} \theta_j Inf_{t-j} + \varepsilon_t \quad (۱۳)$$

در ادامه رابطهٔ ایستایِ (۱۳) به رابطهٔ پویایِ (۱۴) برمبنای الگوی تصحیح خطا تعمیم داده شده است:

[1]. Autoregressive Distributed Lags

$$\Delta IEWB_t = \rho IEWB_{t-1} + \gamma EGlo_{t-1} + \delta SGlo_{t-1} + \omega SGlo_{t-1} + \sigma EG_{t-1} + \mu RGDPPC_{t-1} + \theta Inf_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta IEWB_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \gamma_i \Delta EGlo_{t-i} + \sum_{i=0}^{r-1} \delta_i \Delta SGlo_{t-i} + \sum_{i=0}^{s-1} \omega_i \Delta SGlo_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \sigma_i \Delta EG_{t-i} + \sum_{i=0}^{v-1} \mu_i \Delta RGDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{w-1} \theta_i \Delta Inf_{t-i} + e_t \quad (۱۴)$$

بر اساس الگوی فوق می‌توان اثر ابعاد (اقتصادی، سیاسی و اجتماعی) جهانی‌شدن را بر رفاه در اقتصاد ایران در وضعیت کوتاه‌مدت و بلندمدت آزمون نمود.

- **تصریح الگوهای دوم، سوم و چهارم (سنجش اثر اجزاء ابعادِ جهانی‌شدن بر رفاه اقتصادی)**

در تصریح الگوهای دوم، سوم و چهارم از فرآیند بالا استفاده شده و رابطهٔ پویا بر اساس هر یک از ابعاد جهانی‌شدن به‌صورت زیر است:

- الگوی دوم (سنجش اجزای جهانی‌شدن اقتصادی بر رفاه):

$$\Delta IEWB_t = \rho IEWB_{t-1} + \gamma_1 EGloDefa_{t-1} + \gamma_2 EGloDeju_{t-1} + \sigma EG_{t-1} + \mu RGDPPC_{t-1} + \theta Inf_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta IEWB_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \gamma_i \Delta EGloDefa_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2-1} \delta_i \Delta EGloDeju_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \sigma_i \Delta EG_{t-i} + \sum_{i=0}^{v-1} \mu_i \Delta RGDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{w-1} \theta_i \Delta Inf_{t-i} + e_t \quad (۱۵)$$

- الگوی سوم (سنجش اجزای جهانی‌شدن سیاسی بر رفاه):

$$\Delta IEWB_t = \rho IEWB_{t-1} + \delta_1 PGloDefa_{t-1} + \delta_2 PGloDeju_{t-1} + \sigma EG_{t-1} + \mu RGDPPC_{t-1} + \theta Inf_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta IEWB_{t-i} + \sum_{i=0}^{r_1-1} \delta_i \Delta PGloDefa_{t-i} + \sum_{i=0}^{r_2-1} \delta_i \Delta PGloDeju_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \sigma_i \Delta EG_{t-i} + \sum_{i=0}^{v-1} \mu_i \Delta RGDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{w-1} \theta_i \Delta Inf_{t-i} + e_t \quad (۱۶)$$

- الگوی چهارم (سنجش اجزای جهانی‌شدن اجتماعی بر رفاه):

$$\Delta IEWB_t = \rho IEWB_{t-1} + \omega_1 SGloDefa_{t-1} + \omega_2 SGloDeju_{t-1} + \sigma EG_{t-1} + \mu RGDPPC_{t-1} + \theta Inf_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta IEWB_{t-i} + \sum_{i=0}^{s_1-1} \omega_i \Delta SGloDefa_{t-i} + \sum_{i=0}^{s_2-1} \omega_i \Delta SGloDeju_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \sigma_i \Delta EG_{t-i} + \sum_{i=0}^{v-1} \mu_i \Delta RGDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{w-1} \theta_i \Delta Inf_{t-i} + e_t \quad (۱۷)$$

براساس روابط (۱۵)، (۱۶) و (۱۷) می‌توان اثر دو جزء عملکردی و قانونی جهانی‌شدن را به‌ترتیب در سه بُعد اقتصادی، سیاسی و اجتماعی بر رفاه در اقتصاد ایران در وضعیت کوتاه‌مدت و بلندمدت آزمون نمود. لازم به توضیح است که کلیهٔ متغیرهای پژوهش به‌جز شاخص رفاه اقتصادی در قالب سالانه و طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۹–۱۳۵۸ از درگاه اینترنتی مرکز آمار و بانک مرکزی ایران استخراج و پردازش شده است.

- **توصیف داده‌های پژوهش**

جهت تبیین داده‌ها، میانگین متغیرهای اصلی پژوهش در کل دوره و هفت زیر دوره محاسبه شده است که به‌شرح جدول (۱) می‌باشد. همان‌طورکه بیان شد در این پژوهش از شاخص جهانی‌شدن KOF استفاده شده است که از سه بُعد اقتصادی، اجتماعی و سیاسی برخوردار بوده و هر بُعد نیز دارای دو جزء عملکردی و قانونی است. مطابق جدول (۱) و در ارتباط با شاخص اقتصادی جهانی‌شدن بیشترین و کمترین مقدار به‌ترتیب مربوط به برنامهٔ چهارم و سال‌های ۱۳۵۸ تا پایان جنگ با رقم‌های ۳۱/۸ و ۱۷ بوده و جزء قانونی در تمامی زیردوره‌ها بیشتر از مقادیر جزء عملکردی در این بعد بوده است؛ هم‌چنین از برنامهٔ سوم به‌بعد، در تمامی زیردوره‌ها شاخص اقتصادی جهانی‌شدن بیشتر از میانگین کل دوره است. شاخص اجتماعی جهانی‌شدن روند کاملاً افزایشی دارد؛ به‌طوری‌که از رقم ۲۱/۳ در زیردورهٔ ۱۳۵۸ تا پایان جنگ، به‌رقم ۵۶/۷ در زیردورهٔ آخر رسیده است که بیشترین مقدار شاخص اجتماعی جهانی‌شدن در تمامی زیردوره‌هاست؛ هم‌چنین جزء قانونی شاخص اجتماعی جهانی‌شدن همواره بیشتر از جزء عملکردی بوده است. براساس جدول (۱) بیشترین مقدار شاخص سیاسی جهانی‌شدن مربوط به زیردورهٔ ۹۹–

۱۳۹۶ با رقم ۷۸ و کمترین مقدار مربوط به برنامهٔ اول با رقم ۴۹/۱ بوده است. شاخص سیاسی جهانی‌شدن از برنامهٔ اول به‌بعد روندی افزایشی داشته است و از برنامهٔ سوم به‌بعد مقدار شاخص سیاسی جهانی‌شدن از میانگین تمامی زیردوره‌ها بیشتر بوده است؛ هم‌چنین در ارتباط با شاخص سیاسی جهانی‌شدن، جزء قانونی به‌جز در زیردوره‌های ۱۳۵۸ تا پایان جنگ و برنامهٔ اول، در سایر زیردوره‌ها بیشتر از جزء عملکردی بوده است.

جدول ۱: میانگین متغیرهای پژوهش

Tab. 1: Average research variables

زیر دوره	$IEWB$	$EGlo$	$EGloDefa$	$EGloDeju$	$PGlo$	$PGloDefa$	$PGloDeju$	$SGlo$	$PGloDefa$	$PGloDeju$
۱۳۵۸ تا پایان جنگ	۳۱/۹	۱۷	۱۹/۴	۱۴/۶	۴۹/۷	۴۵/۳	۵۴	۲۱/۳	۲۵/۶	۱۷/۱
برنامهٔ اول	۲۰/۹	۲۱/۱	۱۸/۷	۲۳/۵	۴۹/۱	۴۳/۵	۵۴/۶	۲۱/۷	۲۳/۸	۱۹/۶
برنامهٔ دوم	۲۲/۲	۲۰	۲۰/۴	۱۹/۶	۵۷/۸	۶۱/۴	۵۴/۲	۲۳/۸	۲۸/۳	۱۹/۴
برنامهٔ سوم	۴۱/۱	۳۱/۳	۳۸/۴	۲۴/۲	۶۶/۶	۶۸/۳	۶۴/۹	۳۱/۵	۳۷/۹	۲۵/۱
برنامهٔ چهارم	۵۳/۹	۳۱/۸	۳۹/۶	۲۴	۷۵/۴	۷۶/۴	۷۴/۳	۴۲/۲	۵۰/۹	۳۳/۶
برنامهٔ پنجم	۶۰/۳	۲۸/۸	۳۷	۲۰/۶	۷۷/۱	۷۸/۷	۷۵/۵	۵۴/۱	۶۴/۹	۴۳/۴
۹۹-۱۳۹۶	۵۸/۸	۲۷	۳۱	۲۳	۷۸	۷۹/۹	۷۶/۱	۵۶/۷	۶۹/۹	۴۳/۶
میانگین کل دوره	۴۱/۳	۲۵/۳	۲۹/۲	۲۱/۳	۶۴/۸	۶۴/۸	۶۴/۸	۳۵/۹	۴۳	۲۸/۸

منبع: یافته‌های تحقیق

٤. بحث و تحلیل

پیش از برآورد الگو لازم است تا آزمون ایستایی متغیرها انجام شود. برای این‌منظور از آزمون ریشهٔ واحد دیکی–فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس–پرون استفاده‌شده است. نتایج آزمون‌های ریشهٔ واحد دیکی–فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس–پرون (گزارش‌شده در جدول ۲) نشان می‌دهد هیچ‌کدام از متغیرهای مورد بررسی انباشت از مرتبهٔ دوم نیستند. به‌نحوی‌که برخی متغیرها در سطح ایستا و تعدادی نیز با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. با توجه به نتیجهٔ حاصل از آزمون ریشهٔ واحد می‌توان از رهیافت خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی در برآورد الگو بهره جست. لازم به توضیح آن‌که در برآورد الگوها، نتایج آزمون‌های تشخیصی حاکی از آن است که در آزمون‌های خودهمبستگی سریالی، نرمالیتی و ناهمسانی واریانس فرضیهٔ صفر مبنی‌بر عدم وجود خودهمبستگی، نرمال بودن و همسانی واریانس در جملات پسماند رد نمی‌شود؛ هم‌چنین به‌منظور اطمینان از وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها از آزمون کرانه‌ها استفاده شده است. مقدار آمارهٔ این آزمون در هر چهار برآورد از کرانهٔ یک و دو در سطح اطمینان ۹۰٪ بزرگ‌تر است؛ از این‌رو، فرض عدم وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها در سطح اطمینان ۹۰٪ پذیرفته نمی‌شود.

جدول ۲: آزمون‌های ریشهٔ واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون

Tab. 2: Augmented Dicky- Fuller (ADF) and Phillips- Perron (PP) unit root tests

متغیرها	دیکی فولر- تعمیم‌یافته				فیلیپس پرون			
	در سطح		در تفاضل مرتبهٔ اول		در سطح		در تفاضل مرتبهٔ اول	
	آمارهٔ آزمون	سطح احتمال	آمارهٔ آزمون	سطح احتمال	آمارهٔ آزمون	سطح احتمال	آمارهٔ آزمون	سطح احتمال
رفاه اقتصادی	-۰/۲۷	۰/۹۲۰	-۵/۸۰	۰/۰۰۰	-۰/۵۱	۰/۸۸۰	-۵/۸۱	۰/۰۰۰
جهانی‌شدن اقتصادی	-۲/۲۴	۰/۴۵۷	-۴/۷۴	۰/۰۰۲	-۲/۵۵	۰/۳۰۴	-۴/۷۴	۰/۰۰۲
جهانی‌شدن اقتصادی (عملکردی)	-۲/۹۹	۰/۱۴۸	-۴/۶۶	۰/۰۰۳	-۲/۵۷	۰/۲۹۷	-۴/۴۷	۰/۰۰۵
جهانی‌شدن اقتصادی (قانونی)	-۱/۹۹	۰/۵۸۸	-۵/۱۳	۰/۰۰۱	-۲/۲۰	۰/۴۷۷	-۵/۱۴	۰/۰۰۱
جهانی‌شدن سیاسی	-۰/۰۷	۰/۹۴۶	-۶/۹۵	۰/۰۰۰	-۰/۱۸۸	۰/۹۳۲	-۷/۱۳	۰/۰۰۰
جهانی‌شدن سیاسی (عملکردی)	-۱/۰۰	۰/۷۴۴	-۸/۶۱	۰/۰۰۰	-۱/۰۷	۰/۷۱۹	-۸/۷۸	۰/۰۰۰
جهانی‌شدن سیاسی (قانونی)	-۰/۰۹	۰/۹۴۴	-۴/۶۲	۰/۰۰۱	-۰/۳۲۲	۰/۹۱۳	-۴/۶۲	۰/۰۰۱
جهانی‌شدن اجتماعی	-۰/۲۷	۰/۹۲۱	-۳/۹۱	۰/۰۰۵	-۰/۶۸	۰/۹۹۰	-۴/۱۱	۰/۰۰۳
جهانی‌شدن اجتماعی (عملکردی)	-۰/۳۰	۰/۹۱۶	-۶/۴۳	۰/۰۰۰	-۰/۳۱	۰/۹۱۵	-۶/۴۲	۰/۰۰۰
جهانی‌شدن اجتماعی (قانونی)	-۲/۸۷	۰/۱۸۲	-۴/۵۶	۰/۰۰۴	-۲/۷۴	۰/۲۲۸	-۴/۵۵	۰/۰۰۴
رشد اقتصادی	-۴/۶۸	۰/۰۰۱	-	-	-۴/۶۳	۰/۰۰۱	-	-
درآمد سرانه	-۲/۱۱	۰/۲۴۴	-۵/۹۸	۰/۰۰۰	-۲/۳۰	۰/۱۷۷	-۷/۸۲	۰/۰۰۰
تورم	-۳/۸۶	۰/۰۰۵	-	-	-۵/۵۵	۰/۰۰۰	-	-

(منبع: یافته‌های پژوهش).

٤-١. نتایج حاصل از برآورد الگوی نخست

برآورد الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی در کوتاه‌مدت نیازمند تعیین وقفهٔ بهینه است. با توجه به تعداد مشاهدات در این الگو جهت تعیین وقفهٔ بهینه از معیار شوارتز-بیزین استفاده شده است. کمینهٔ آمارهٔ شوارتز-بیزین نشانگر وقفهٔ بهینهٔ سه می‌باشد. نتایج برآورد کوتاه‌مدت، بلندمدت به‌همراه جملهٔ تصحیح خطا در جدول (۳) گزارش شده است. نتایج ضرایب برآوردی الگوی نخست در کوتاه‌مدت گویای آن است جهانی‌شدن اقتصادی با ضریب ۰/۵۵ اثر مثبت بر رفاه اقتصادی دارد. مطابق با آزمون والد جهانی‌شدن سیاسی با ضریب ۰/۱۴ تأثر مثبت بر رفاه اقتصادی دارد. مطابق با آزمون والد و البته مشابه با جهانی‌شدن اقتصادی، جهانی‌شدن اجتماعی اثری مثبت بر رفاه اقتصادی دارد و با ضریب ۰/۶۷ بر آن موثر است. درآمد سرانه برمبنای آزمون والد و رشد اقتصادی مطابق با انتظار به‌ترتیب با ضرایب ۰/۲۸ و ۰/۱۷ به‌طور مثبت بر رفاه اقتصادی اثرگذار است و تورم (با ضریب ۰/۱۸-) با اثری منفی بر رفاه اقتصادی همراه است. ضریب برآورد متغیر مجازی ($D5868$) نیز منفی است. بر این‌اساس در طول یک‌سال پس از انقلاب تا یک‌سال پس از جنگ، سطح رفاه اقتصادی در ایران به‌طور متوسط به‌میزان ۵/۶۸ واحد کاهش یافته است. ضریب جملهٔ تصحیح خطا منفی و قدرمطلق آن از یک کوچک‌تر است و نشان می‌دهد که در هر دوره ۷۹٪ از عدم تعادل رفاه اقتصادی از مسیر بلندمدتش، توسط متغیرهای الگو اصلاح می‌شود و حرکت

به‌سمت تعادل با سرعت نسبتاً بالایی صورت می‌گیرد. نتایج ضرایب برآوردی الگوی نخست در بلندمدت از حیث معناداری و علامت ضرایب مشابه با کوتاه‌مدت است. مطابق با جدول (۳) جهانی‌شدن اقتصادی با اثری مثبت بر رفاه اقتصادی همراه است؛ به‌نحوی‌که با افزایش یک واحدی در این عامل، رفاه اقتصادی به‌میزان ۰/۶۹ واحد افزایش می‌یابد. در توجیه این نتیجه می‌توان اظهارداشت که جهانی‌شدن اقتصادی منجر به کم‌رنگ‌تر شدن مرزهای اقتصادی میان کشورها می‌شود و تحرک روزافزون منابع، فناوری، کالا، خدمات، سرمایه و حتی نیروی انسانی آسان‌تر می‌گردد و درنهایت با افزایش تولید و مصرف به افزایش در رفاه اقتصادی می‌انجامد. جهانی‌شدن سیاسی با ضریب ۰/۱۸ اثر مثبت بر رفاه اقتصادی دارد. بدین‌توضیح که با افزایش یک واحدی در جهانی‌شدن سیاسی، رفاه اقتصادی به‌میزان ۰/۱۸ واحد افزایش خواهد یافت. جهانی‌شدن سیاسی، گسترش روابط سیاسی بین کشورها را نشان می‌دهد. بدون‌شک، بهبود روابط سیاسی بین کشورها باعث رونق تجارت بین کشورها، کاهش تنش‌ها و افزایش جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شود که افزایش رشد اقتصادی و رفاه را به‌همراه دارد. جهانی‌شدن اجتماعی تأثیر مثبت بر رفاه اقتصادی در بلندمدت دارد؛ بدین‌ترتیب که با افزایش یک واحدی در جهانی‌شدن اجتماعی به‌میزان ۰/۸۵ واحد بر رفاه اقتصادی افزوده می‌شود. در توجیه این نتیجه می‌توان چنین اظهارداشت که جهانی‌شدن اجتماعی باعث افزایش تعاملات بین کشورها و فرهنگ‌های مختلف می‌شود که منجر به افزایش تجارت و سودآوری شرکت‌ها می‌گردد. این تعاملات بهبود رقابت در بازار جهانی را به‌همراه دارد که نتایج آن بهبود کیفیت محصولات و خدمات، افزایش فرصت‌های شغلی و درنهایت افزایش رفاه اقتصادی خواهد بود. مطابق با مبانی نظری، رشد اقتصادی اثر مثبت بر رفاه اقتصادی دارد. مطالعات «اولیمپیا» و «استلا»[1] (۲۰۱۷)، «الماس» و «سانگچون»[2] (۲۰۱۰) و «گورگول» و «لاچ»[3] (۲۰۱۴) نشانگر تأثیر مثبت ابعاد جهانی‌شدن بر رشد اقتصادی بوده است که با توجه به اثرگذاری مستقیم رشد اقتصادی بر رفاه، می‌توان اثر مثبت ابعاد جهانی‌شدن بر رفاه اقتصادی را انتظارداشت. بدین‌توضیح که با افزایش یک‌درصدی در رشد اقتصادی میزان رفاه اقتصادی به اندازهٔ ۰/۲۱ واحد افزایش خواهد یافت؛ درواقع، رشد اقتصادی بالاتر و برخورداری از شرایط اقتصادی مناسب، می‌تواند فرصت‌های بیشتری را برای افزایش درآمدهای جامعه ازطریق گسترش بازارها و فرصت‌ها ایجاد نماید. در چنین وضعیتی تولیدکنندگان در پاسخ به چنین فرصت‌های ایجاد شده در بازارها، تقاضای نیروی کار بیشتری خواهند داشت که این روند از طریق مازاد تقاضای نیروی کار و افزایش دستمزدها می‌تواند نقش قابل‌توجهی در افزایش رفاه داشته باشد. درآمد سرانه در بلندمدت با ضریب ۰/۳۵ تأثیر مثبت بر رفاه اقتصادی دارد؛ به‌نحوی‌که با افزایش یک واحدی (میلیون ریال) در درآمد سرانهٔ حقیقی، رفاه اقتصادی به‌میزان ۰/۳۵واحد افزایش می‌یابد. مطابق انتظار افزایش درآمد سرانه از طریق افزایش قدرت خرید، توسعهٔ زیرساخت‌ها، توسعهٔ آموزش و به‌طورکلی افزایش کمی و کیفی استانداردهای زندگی تأثیر مثبت بر رفاه اقتصادی دارد. تورم مطابق با انتظار با اثری منفی بر رفاه اقتصادی همراه است. اندازه این اثرگذاری بدین‌شکل است که با افزایش یک‌درصدی در تورم، ۰/۲۳ واحد از رفاه اقتصادی کاسته می‌شود. مطابق مبانی نظری تورم از دو کانال افزایش نابرابری درآمد و کاهش قدرت خرید اثری معکوس بر رفاه

---

1. Olimpia & Stela
2. Almas and Sangchoon
3. Gurgul and Lach

اقتصادی خواهد داشت؛ هم‌چنین نتیجهٔ حاصله در رابطه با اثرگذاری نامطلوب تورم بر رفاه اقتصادی با نتایج مطالعاتی هم‌چون «مالسوچ پروک»[1] (۲۰۰۸) و «زروکی» و همکاران (۲۰۲۳) هم‌راستا است.

جدول ۳: نتایج برآورد الگوی نخست پژوهش

Tab. 3: The results of estimation of the first research model

	متغیرهای توضیحی	ضریب	آمارهٔ t	سطح احتمال
کوتاه‌مدت	$IEWB_{(-1)}$	۰/۲۱	۱۴/۹۱	۰/۰۰۰
	$EGlo$	۰/۵۵	۱۱/۶۱	۰/۰۰۰
	$PGlo$	۰/۸۰	۸/۴۹	۰/۰۰۰
	$PGlo(-1)$	−۰/۶۶	−۶/۲۹	۰/۰۰۰
	$SGlo$	−۱/۲۱	−۴/۹۲	۰/۰۰۰
	$SGlo(-1)$	۱/۸۹	۱۳/۸۳	۰/۰۰۰
	EG	۰/۱۷	۴/۰۵	۰/۰۰۰
	$RGDPPC$	۰/۰۴	۱/۲۳	۰/۲۳۰
	$RGDPPC(-1)$	۰/۲۳	۳/۳۶	۰/۰۰۲
	Inf	−۰/۱۸	−۴/۸۷	۰/۰۰۰
	$DUM5868$[2]	−۵/۶۸	−۶/۳۹	۰/۰۰۰
آزمون والد[3]				
$wald_{PGlo} = 3/03(0.093)[0/14]$ $wald_{SGlo} = 42/5(0.000)[0/67]$ $wald_{RGDPPC} = 14/5(0.000)[0/28]$				
	جملهٔ تصحیح خطا	−۰/۷۹	−۹/۲۸	۰/۰۰۰
بلندمدت	$EGlo$	۰/۶۹	۷/۱۳	۰/۰۰۰
	$PGlo$	۰/۱۸	۱/۷۸	۰/۰۸۵
	$SGlo$	۰/۸۵	۶/۵۸	۰/۰۰۰
	EG	۰/۲۱	۳/۷۲	۰/۰۰۰
	$RGDPPC$	۰/۳۵	۳/۷۲	۰/۰۰۰
	Inf	−۰/۲۳	−۵/۲۲	۰/۰۰۰
آزمون‌های تشخیصی				
نرمالیتی	آماره			۲/۳۶۱
	سطح احتمال			۰/۳۱
ناهمسانی واریانس	آماره			۱۵/۱۴
	سطح احتمال			۰/۲۳۴
خودهمبستگی سریالی	آماره			۱/۷۱
	سطح احتمال			۰/۱۹۱
آزمون کرانه‌ها				
آمارهٔ آزمون		کرانهٔ یک	کرانهٔ دو	سطح خطا
۸/۶۲		۳/۹۹	۵/۴۶	۱٪
		۳/۱	۴/۲۰	۵٪

[1]. Malešević Perović

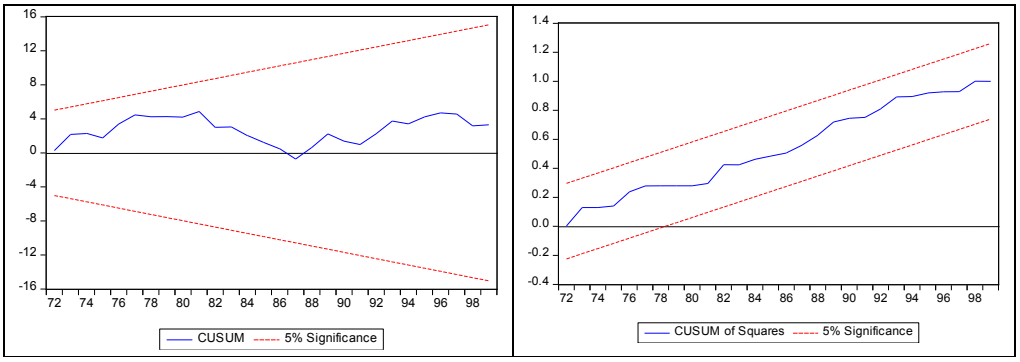
[2]. در برآورد الگوی‌های مطالعهٔ حاضر، برای متغیر مجازی ($DUM5868$)، سال‌های ۵۸-۶۸ با عدد یک و سایر سال‌ها با عدد صفر کدگذاری شده است.

[3]. برای آزمون والد در کوتاه‌مدت، اعداد در کروشه بیانگر مجموع ضرایب و یا برآیند ضرایب مثبت و منفی می‌باشد. هم‌چنین اعداد در پرانتز سطح احتمال مربوط به آمارهٔ F محاسباتی است.

	۲/۶۱	۳/۶۴	۱۰٪

منبع: یافته‌های پژوهش.

پس از برآورد مدل رگرسیونی و انجام آزمون‌های تشخیصی، نوبت ارائه آزمون‌های ثبات ساختاری است. در این‌راستا از آزمون‌های ثبات ساختاریِ پسماند تجمعی[1] و مجذور پسماند تجمعی[2] که منعکس‌کنندهٔ ثبات در ضرایب برآوردی در طول دورهٔ مورد بررسی می‌باشد، استفاده شده است. اگر نمودار پسماند تجمعی و یا نمودار مذکور پسماند تجمعی، بین دو خط مقطع مستقیم قرار گیرد، فرضیهٔ صفر مبنی‌بر عدم وجود شکست ساختاری را نمی‌توان رد نمود. در غیر این‌صورت، فرضیهٔ رقیب مبنی‌بر وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. شایان ذکر است که این فاصله در سطح اطمینان ۹۵٪ و توسط «براون» و «دوربین» و «اوانس» تعیین شده است (تشکینی، ۲۰۰۵). نتایج آزمون‌های مذکور در نمودار (۳) منعکس‌شده است. براساس نمودار (۳) می‌توان اظهارداشت که ضرایب برآوردی الگوی نخست در دورهٔ مورد بررسی دارای ثبات ساختاری بوده و وجود شکست ساختاری تأیید نمی‌شود.



نمودار ۲: آزمون های ثبات ساختاریِ پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در الگوی نخست (منبع: محاسبات پژوهش).

Graph. 2: Cumulative Sum of Residuals and Cumulative Sum of Squared Residuals tests in the first model (Source: research findings).

٤-۲. نتایج حاصل از برآورد الگوی دوم

در این برآورد نیز به‌مانند الگوی نخست جهت تعیین وقفهٔ بهینه از معیار شوارتز-بیزین استفاده شده است. کمینهٔ آمارهٔ شوارتز-بیزین نشانگر وقفهٔ بهینهٔ دو می‌باشد. نتایج برآورد در کوتاه‌مدت، بلندمدت به‌همراه جملهٔ تصحیح خطا در جدول (۴) گزارش شده است. نتایج ضرایب برآوردی الگوی دوم در کوتاه‌مدت گویای آن است که اجزای عملکردی و قانونی جهانی‌شدن اقتصادی به‌ترتیب با ضرایب ۰/۲۸ و ۰/۱ تأثیر مثبت بر رفاه اقتصادی دارد. مطابق انتظار رشد اقتصادی با ضریب ۰/۳۱ تأثیر مثبت بر رفاه اقتصادی دارد و درآمد سرانه نیز مطابق آزمون والد با ضریب ۰/۲۶ به‌طور مثبت بر رفاه اقتصادی اثرگذار است. تورم نیز مشابه با برآورد قبلی اثری منفی بر رفاه اقتصادی دارد. ضریب متغیر مجازی ($D5868$) ۵/۸۹- برآورد شده که نشانگر آن است در طول یک‌سال پس از انقلاب تا یک‌سال پس از جنگ به‌طور متوسط به‌میزان ۵/۸۹ واحد از سطح رفاه اقتصادی در ایران کاسته شده است. ضریب

[1]. Cumulative Sum of Residuals (CUSUM)
[2]. Cumulative Sum of Squared Residuals (CUSUMQ)

جملهٔ تصحیح خطا منفی و بیانگر آن است در هر دورهٔ ۵۷٪ از عدم تعادل رفاه اقتصادی از مسیر بلندمدتش، توسط متغیرهای الگو اصلاح می‌شود. نتایج ضرایب برآوردی الگوی دوم در بلندمدت نشان می‌دهد که جزء عملکردی جهانی‌شدن اقتصادی با ضریب ۰/۴۹ اثر مثبت بر رفاه اقتصادی دارد؛ بدین‌توضیح که یک واحد افزایش در جزء عملکردی جهانی‌شدن اقتصادی، رفاه اقتصادی را ۰/۴۹ واحد افزایش خواهد داد. جزء قانونی جهانی‌شدن اقتصادی نیز با ضریب ۰/۱۸ اثر مثبت بر رفاه اقتصادی در بلندمدت دارد؛ به‌طوری‌که یک واحد افزایش در جزء قانونی آن رفاه اقتصادی ۰/۱۸ واحد افزایش خواهد یافت. رشد اقتصادی و درآمد سرانه در بلندمدت مشابه با قبل با اثری مثبت و تورم با اثری منفی بر رفاه اقتصادی همراه است.

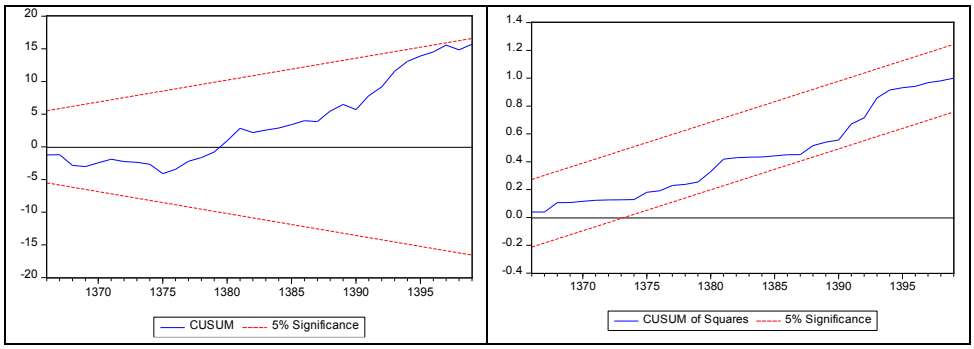
جدول ٤: نتایج برآورد الگوی دوم پژوهش

Tab. 4: The results of estimation of the second research model

	متغیرهای توضیحی	ضریب	آمارهٔ t	سطح احتمال
کوتاه‌مدت	$IEWB(-1)$	۰/۴۳	۱۵/۰۱	۰/۰۰۰
	$EGloDefa$	۰/۲۸	۲/۳۶	۰/۰۲۵
	$EGloDeju$	۰/۱۰	۱/۹۴	۰/۰۶۲
	EG	۰/۳۱	۳/۶۱	۰/۰۰۱
	$RGDPPC$	۰/۰۳۵	۰/۲۹	۰/۷۷۶
	$RGDPPC(-1)$	۰/۲۳	۲/۰۵	۰/۰۴۸
	Inf	−۰/۱۲	−۴/۴۸	۰/۰۰۰
	$DUM5868$	−۵/۸۹	−۳/۹۷	۰/۰۰۰
آزمون والد				
$wald_{RGDPPC} = 21/13(0.000)[0/26]$				
	جمله تصحیح خطا	−۰/۵۷	−۵/۳۶	۰/۰۰۰
بلندمدت	$EGloDefa$	۰/۴۹	۲/۲۷	۰/۰۳۰
	$EGloDeju$	۰/۱۸	۱/۸۳	۰/۰۷۷
	EG	۰/۵۴	۳/۷۴	۰/۰۰۰
	$RGDPPC$	۰/۴۵	۴/۶۲	۰/۰۰۰
	Inf	−۰/۲۱	−۵/۱۴	۰/۰۰۰
آزمون‌های تشخیصی				
نرمالیتی	آماره			۰/۱۸
	سطح احتمال			۰/۹۱۶
ناهمسانی واریانس	آماره			۵/۷۶
	سطح احتمال			۰/۷۶۴
خودهمبستگی سریالی	آماره			۰/۰۱
	سطح احتمال			۰/۹۱۹
آزمون کرانه‌ها				
آمارهٔ آزمون		کرانه یک	کرانه دو	سطح خطا
۴/۴۴		۴/۴۳	۵/۸۴	۱٪
		۳/۲۶	۴/۴۳	۵٪
		۲/۷۸	۳/۸۱	۱۰٪

منبع: یافته‌های پژوهش.

مشابه با قبل، پس از برآورد الگوی دوم آزمون‌های ثبات ساختاری انجام شده است. نتایج آزمون‌های ثبات ساختاریِ پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در برآورد الگوی دوم (نمودار (۴)) حاکی از آن است که ضرایب برآوردی الگوی دوم در دورهٔ مورد بررسی دارای ثبات ساختاری بوده و وجود شکست ساختاری تأیید نمی‌شود.



نمودار ۳: آزمون ثبات ساختاریِ پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در الگوی دوم (منبع: محاسبات پژوهش).

Graph. 3: Cumulative Sum of Residuals and Cumulative Sum of Squared Residuals tests in the second model (Source: research findings).

٤-۳. نتایج حاصل از برآورد الگوی سوم

در برآورد الگوی سوم نیز جهت تعیین وقفهٔ بهینه از معیار شوارتز-بیزین استفاده شده و کمینهٔ آن بیانگر وقفهٔ بهینهٔ سه می‌باشد. نتایج برآورد در کوتاه‌مدت، بلندمدت به‌همراه جملهٔ تصحیح خطا در جدول (۵) گزارش شده است. نتایج ضرایب برآوردی الگوی سوم در کوتاه‌مدت گویای آن است که مطابق آزمون والد، جزء عملکردی جهانی‌شدن سیاسی با ضریب ۰/۱۹۳ اثر مثبت بر رفاه اقتصادی در کوتاه‌مدت دارد؛ هم‌چنین جزء قانونی آن نیز در کوتاه‌مدت با ضریب ۰/۱۱ با اثری مثبت بر رفاه اقتصادی همراه است. رشد اقتصادی و درآمد سرانهٔ مطابق با انتظار و البته بر اساس آزمون والد به‌ترتیب با ضرایب ۰/۱۱ و ۰/۳۵ به‌طور مثبت بر رفاه اقتصادی اثرگذار بوده و تورم (با ضریب ۰/۱۳-) با اثری منفی بر رفاه اقتصادی در کوتاه‌مدت همراه است. ضریب متغیر مجازی ($D5868$) ۵/۴۴- برآورد شده که بدین‌معناست در بازهٔ سال‌های ۵۸ تا ۶۸، سطح رفاه اقتصادی در ایران به‌طور متوسط به‌میزان ۵/۴۲ واحد کاهش یافته است. ضریب جملهٔ تصحیح خطا منفی و که نشان می‌دهد در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل، ۳۴٪ از عدم تعادل رفاه اقتصادی از مسیر بلندمدتش، در دورهٔ بعد توسط متغیرهای الگو اصلاح می‌شود. نتایج ضرایب برآوردی الگوی سوم در بلندمدت از حیث معناداری و علامت ضرایب مشابه با نتایج کوتاه‌مدت است. مطابق جدول (۵) در بلندمدت اجزای عملکردی و قانونی جهانی‌شدن سیاسی به‌ترتیب با ضرایب ۰/۵۸ و ۰/۳۴ اثر مثبت بر رفاه اقتصادی دارد؛ بدین‌توضیح که یک واحد افزایش در جزء عملکردی و قانونی جهانی‌شدن سیاسی رفاه اقتصادی را به‌ترتیب به‌میزان ۰/۵۸ و ۰/۳۴ واحد افزایش می‌دهد. رشد اقتصادی و درآمد سرانه به‌ترتیب با ضرایب ۰/۳۲ و ۱/۰۳ اثر مثبت و تورم با ضریب ۰/۴- اثر منفی بر رفاه اقتصادی در بلندمدت دارد.

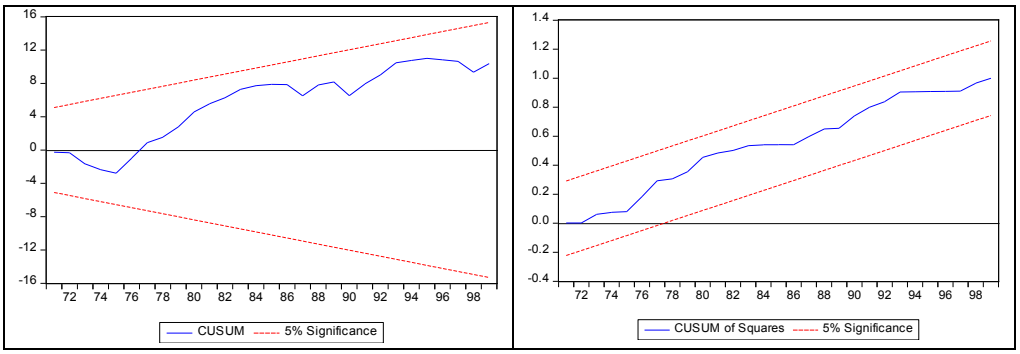
جدول ۵: نتایج برآورد الگوی سوم پژوهش

Tab. 5: The results of estimation of the third research model

	متغیرهای توضیحی	ضریب	آمارهٔ t	سطح احتمال
کوتاه‌مدت	$IEWB(-1)$	۰/۶۶	۳۳/۷۵	۰/۰۰۰
	$PGloDefa$	−۰/۵۹	−۷/۵۵	۰/۰۰۰
	$PGloDefa(-1)$	۰/۷۹	۹۲/۲۸	۰/۰۰۰
	$PGloDeju$	۰/۱۱	۷/۶۵	۰/۰۰۰
	EG	۰/۲۳	۶/۷۴	۰/۰۰۰
	$EG(-1)$	−۰/۱۲	−۳۰/۱۱	۰/۰۰۰
	$RGDPPC$	۰/۰۳	۰/۶۶	۰/۵۱۴
	$RGDPPC(-1)$	۰/۳۲	۲۰/۲۲	۰/۰۰۰
	Inf	−۰/۱۳	−۱۸/۱۱	۰/۰۰۰
	$DUM5868$	−۵/۴۲	−۴/۰۳	۰/۰۰۰
آزمون والد				
$wald_{PGloDefa} = 7/64(0.009)[0/193]$				
$wald_{EG} = 8/44(0.007)[0/11]$				
$wald_{RGDPPC} = 39/32(0.000)[0/35]$				
جملهٔ تصحیح خطا		−۰/۳۴	−۴/۶۱	۰/۰۰۰
بلندمدت	$PGloDefa$	۰/۵۸	۳/۲۹	۰/۰۰۲
	$PGloDeju$	۰/۳۴	۷/۷۴	۰/۰۰۰
	EG	۰/۳۲	۳/۴۸	۰/۰۰۱
	$RGDPPC$	۱/۰۳	۹/۷۸	۰/۰۰۰
	Inf	−۰/۴	−۸/۷۷	۰/۰۰۰
آزمون‌های تشخیصی				
نرمالیتی	آماره			۲/۹۸
	سطح احتمال			۰/۲۲۵
ناهمسانی واریانس	آماره			۳/۶۴
	سطح احتمال			۰/۹۷۹
خودهمبستگی سریالی	آماره			۰/۰۶
	سطح احتمال			۰/۸۰۵
آزمون کرانه‌ها				
آمارهٔ آزمون		کرانه یک	کرانه دو	سطح خطا
۵/۵۲		۴/۴۳	۵/۸۴	۱٪
		۳/۲۶	۴/۴۳	۵٪
		۲/۷۸	۳/۸۱	۱۰٪

منبع: یافته‌های پژوهش

مشابه با قبل، پس از برآورد الگوی سوم آزمون‌های ثبات ساختاری انجام شده است. نتایج آزمون‌های ثبات ساختاریِ پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در برآورد الگوی سوم (نمودار (۵)) حاکی از آن است که ضرایب برآوردی الگوی سوم در دورهٔ مورد بررسی دارای ثبات ساختاری بوده و وجود شکست ساختاری تأیید نمی‌شود.



نمودار ٤: آزمون ثبات ساختاری پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در الگوی سوم (منبع: محاسبات پژوهش).

Graph. 4: Cumulative Sum of Residuals and Cumulative Sum of Squared Residuals tests in the third model (Source: research findings).

٤-٤. نتایج حاصل از برآورد الگوی چهارم

در این برآورد الگوی چهارم نیز جهت تعیین وقفهٔ بهینه از معیار شوارتز-بیزین استفاده شده و کمینهٔ آن نشانگر وقفهٔ بهینهٔ سه می‌باشد. نتایج برآورد در کوتاه‌مدت، بلندمدت به‌همراه جملهٔ تصحیح خطا در جدول (۶) گزارش شده است. نتایج ضرایب برآوردی الگوی چهارم در کوتاه‌مدت گویای آن است که جزء قانونی جهانی‌شدن اجتماعی در کوتاه‌مدت با ضرایب ۰/۱۵۹ تأثیر مثبت بر رفاه اقتصادی دارد. جزء عملکردی جهانی‌شدن اجتماعی نیز برمبنای آزمون والد، با ضریب ۰/۱۲۵ اثری مثبت بر رفاه اقتصادی در کوتاه‌مدت دارد. رشد اقتصادی و درآمد سرانه بهترتیب با ضرایب ۰/۱۲ و ۰/۳۱ اثر مثبت بر رفاه اقتصادی در کوتاه‌مدت دارند و تورم نیز با ضریب ۰/۱۸- به‌طور منفی بر رفاه اقتصادی در کوتاه‌مدت اثرگذار است. ضریب متغیر مجازی ($D5868$) ۵/۲۴- برآورد شده که نشانگر آن است در طول یک‌سال پس از انقلاب تا یک‌سال پس از جنگ، سطح رفاه اقتصادی در ایران به‌طور متوسط به‌میزان ۵/۲۴ واحد کاهش یافته است. ضریب جملهٔ تصحیح خطا منفی و قدرمطلق آن از یک کوچک‌تر است و نشان می‌دهد که در هر دوره ۵۵٪ از عدم تعادل رفاه اقتصادی از مسیر بلندمدتش، توسط متغیرهای الگو اصلاح می‌شود. نتایج برآورد در بلندمدت گویای آن است که جزء قانونی جهانی‌شدن اجتماعی تأثیر مثبت بر رفاه اقتصادی دارد. بدین‌توضیح که با افزایش یک واحدی در جزء قانونی جهانی‌شدن اجتماعی، رفاه اقتصادی به‌میزان ۰/۲۹ واحد افزوده می‌شود. این درحالی است که جزء عملکردی آن برخلاف کوتاه‌مدت در بلندمدت با اثر معناداری بر رفاه اقتصادی همراه نیست. مطابق نتایج برآورد در جدول (۶) رشد اقتصادی و درآمد سرانه به‌ترتیب با ضرایب ۰/۲۲ و ۰/۵۷ به‌طور مثبت و تورم با ضریب ۰/۳۳- به‌طور منفی بر رفاه اقتصادی اثرگذار است.

جدول ٦: نتایج برآورد الگوی چهارم پژوهش

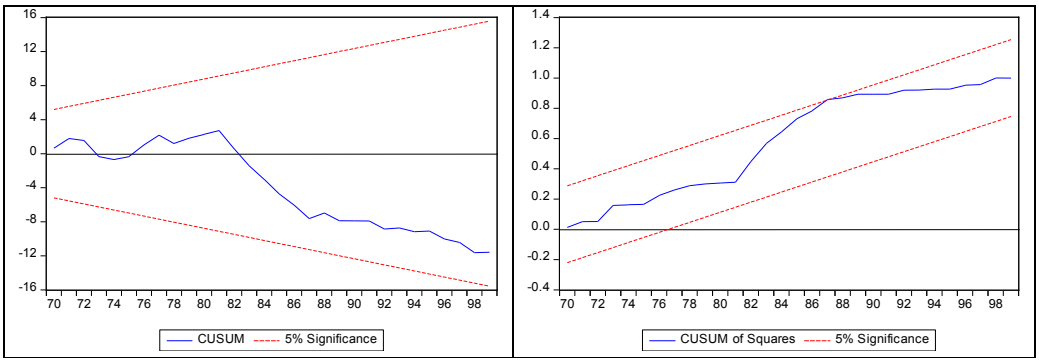
Tab. 6: The results of estimation of the fourth research model

	متغیرهای توضیحی	ضریب	آمارهٔ t	سطح احتمال
کوتاه‌مدت	$IEWB(-1)$	۰/۴۵	۱۰/۵۹	۰/۰۰۰
	$SGloDefa$	-۰/۹۸	-۵/۱۳	۰/۰۰۰
	$SGloDefa(-1)$	۱/۱۱	۱۰/۴۲	۰/۰۰۰
	$SGloDeju$	۰/۱۵۹	۳/۹۳	۰/۰۰۰

	EG	۰/۱۲	۳/۳۶	۰/۰۰۲
	$RGDPPC$	۰/۳۱	۸/۹۱	۰/۰۰۰
	Inf	−۰/۱۸	−۳/۷۶	۰/۰۰۰
	$DUM5868$	−۵/۲۴	−۳/۷۱	۰/۰۰۰
آزمون والد				
$wald_{SGloDefa} = 0/19(0.667)[0/125]$				
جمله تصحیح خطا		−۰/۵۵	−۷/۴۶	۰/۰۰۰
بلندمدت	$SGloDefa$	۰/۲۳	۰/۴۵	۰/۶۵۷
	$SGloDeju$	۰/۲۹	۳/۷۶	۰/۰۰۰
	EG	۰/۲۲	۴/۱۵	۰/۰۰۰
	$RGDPPC$	۰/۵۷	۶/۰۴	۰/۰۰۰
	Inf	−۰/۳۳	−۴/۶۸	۰/۰۰۰
آزمون‌های تشخیصی				
نرمالیتی	آماره			۱/۲۶۳
	سطح احتمال			۰/۵۳۲
ناهمسانی واریانس	آماره			۴/۲۸
	سطح احتمال			۰/۸۹۲
خودهمبستگی سریالی	آماره			۰/۷۴۱
	سطح احتمال			۰/۳۸۹
آزمون کرانه‌ها				
آمارهٔ آزمون		کرانه یک	کرانه دو	سطح خطا
۶/۶۷		۴/۲۵	۵/۹۷	۱٪
		۳/۲۱	۴/۳۱	۵٪
		۲/۷۵	۳/۷۴	۱۰٪

منبع: یافته‌های پژوهش.

مشابه با قبل، پس از برآورد الگوی چهارم آزمون‌های ثبات ساختاری انجام شده است. نتایج آزمون‌های ثبات ساختاریِ پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در برآورد الگوی چهارم (نمودار (۶)) حاکی از آن است که ضرایب برآوردی الگوی چهارم در دورهٔ مورد بررسی دارای ثبات ساختاری بوده و وجود شکست ساختاری تأیید نمی‌شود.



نمودار ۵: آزمون ثبات ساختاریِ پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در الگوی چهارم (منبع: محاسبات پژوهش).

Graph. 5: Cumulative Sum of Residuals and Cumulative Sum of Squared Residuals tests in the fourth model (Source: research findings)

۵. نتیجه‌گیری

در مطالعهٔ حاضر، تلاش شده است تا اثر ابعاد و اجزای جهانی‌شدن را بر رفاه اقتصادی تبیین شود. برای این‌منظور نخست رفاه اقتصادی با شاخص ترکیبی رفاه و مبتنی‌بر چهار بُعد در دورهٔ زمانی ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۹ محاسبه و برآورد ضرایب در قالب چهار الگو با رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی انجام شد. نتایج حاصل از محاسبهٔ شاخص رفاه و توصیف داده‌ها حاکی از آن است که که شاخص رفاه از زیردورهٔ برنامهٔ اول تا زیردورهٔ برنامهٔ پنجم روند کاملاً صعودی داشته است به‌نحوی‌که از رقم ۲۰/۹ در زیردورهٔ برنامهٔ اول به رقم ۶۰/۳ در زیردورهٔ برنامه پنجم رسیده است. بیشترین و کمترین میزان رفاه به‌ترتیب مربوط به سال‌های ۱۳۹۵ و ۱۳۶۹ با رقم‌های ۶۸/۸ و ۱۶/۱ بوده و هم‌چنین پس از زیر دورهٔ برنامهٔ سوم در مابقی زیردوره‌ها میزان رفاه بیشتر از میانگین دوره‌های مورد بررسی بوده است.

در ارتباط با شاخص اقتصادی جهانی‌شدن بیشترین و کمترین مقدار به‌ترتیب مربوط به برنامهٔ چهارم و سال‌های ۱۳۵۸ تا پایان جنگ با رقم‌های ۳۱/۸ و ۱۷ بوده و جزء قانونی در تمامی زیردوره‌ها بیشتر از مقادیر جزء عملکردی در این بعد بوده است. جهانی‌شدن اجتماعی روندی کاملاً افزایشی داشته و مقادیر جزء قانونی آن همواره بیشتر از جزء عملکردی بوده است. جهانی‌شدن سیاسی از برنامهٔ اول به‌بعد روندی افزایشی داشته و مقادیر جزء قانونی آن به‌جز در زیردوره‌های ۱۳۵۸ تا پایان جنگ و برنامهٔ اول در تمامی زیردوره‌ها بیشتر از جزء عملکردی بوده است. نتایج حاصل از برآورد الگوی اول که صرفاً اثر ابعاد اقتصادی، سیاسی و اجتماعی جهانی‌شدن بر رفاه اقتصادی را در ایران مورد بررسی قرار داد حاکی از آن است هر سه بُعد جهانی شدن (اقتصادی، اجتماعی و سیاسی) در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبت بر رفاه اقتصادی داشته است. در الگوهای دوم تا چهارم تأثیر هرکدام از ابعاد اقتصادی، سیاسی و اجتماعی جهانی‌شدن و اجزای آن‌ها بر رفاه اقتصادی به‌صورت جداگانه مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد که تأثیر اجزای بُعد اقتصادی و سیاسی جهانی‌شدن (عملکردی و قانونی) بر رفاه اقتصادی در بلندمدت مثبت خواهد بود؛ هم‌چنین باوجود آن‌که اثر مثبت جزء قانونی جهانی‌شدن اجتماعی بر رفاه اقتصادی در بلندمدت تأیید شد، ولی جزء عملکردی آن با اثر معناداری همراه نیست. یافتهٔ دیگر آن‌که رشد اقتصادی و درآمد سرانه به‌طور مثبت و تورم به‌طور منفی بر رفاه اقتصادی اثرگذار است. بر این‌اساس و با توجه به یافته‌های پژوهش، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران بر هر سه بُعد اقتصادی، اجتماعی و سیاسی جهانی‌شدن جهت افزایش رفاه اقتصادی در سیاست‌گذاری خود توجه داشته باشند؛ به‌نحوی‌که در راستای افزایش رفاه اقتصادی کشور، در حوزهٔ اقتصادی سیاست‌هایی جهت افزایش تجارت کالا، تجارت خدمات، ذخایر بین‌المللی، تنوع شرکای تجاری، تفاهم‌نامه‌های سرمایه‌گذاری بین‌المللی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی؛ و در حوزهٔ اجتماعی سیاست‌هایی جهت افزایش جهانگردان بین‌المللی، مهاجران خارجی، دانش‌آموزان و دانشجویان بین‌المللی، تعداد فرودگاه‌های بین‌المللی و ثبت اختراع بین‌المللی؛ و درنهایت در حوزهٔ سیاسی سیاست‌هایی در راستای افزایش معاهدات بین‌المللی و تعداد شرکای مختلف کشور در معاهدات بین‌المللی پیشنهاد می‌شود.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از داوران ناشناس فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصاد کاربردی ایران برای بهبود و رونق بخشیدن به متن مقاله قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

در پژوهش حاضر نویسندگان نخست تا چهارم به‌ترتیب به میزان ۴۰، ۳۰، ۱۵ و ۱۵ درصد در نگارش مشارکت داشته‌اند.

تضاد منافع

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

کتابنامه

– بهکیش، محمدمهدی، (۱۳۸۰). *اقتصاد ایران در بستر جهانی شدن*. نشر نی.

– جعفری‌صمیمی، احمد؛ و سینا، کرم، (۱۳۸۴). *جهانی شدن، شاخص‌ها و جایگاه اقتصاد ایران*. تهران: شرکت چاپ و نشر بازرگانی.

– جعفری‌صمیمی، احمد؛ و سینا، کرم، (۱۳۸۸). «بررسی و ارزیابی جایگاه ایران در جهانی‌شدن و ارائه یک الگوی مدیریتی مناسب». *مجلهٔ پژوهش‌های مدیریت*، ۸۰: ۵۹-۴۱. https://journals.srbiau.ac.ir/article_6628.html

– جعفری‌صمیمی، احمد؛ و بحرینی، نصرت، (۱۳۹۳). «بررسی رابطه جهانی‌شدن اقتصادی، اجتماعی و سیاسی: مطالعه موردی کشورهای منتخب منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا». *فصلنامهٔ علمی و پژوهشی راهبرد اقتصادی*، ۴(۱۳): ۱۱۰-۷۷. https://econrahbord.csr.ir/article_103285.html

– صابونچی، محمدحسین؛ و رشیدزاده، علی، (۱۳۹۳). «اثر جهانی‌شدن و سرمایه‌گذاری خارجی بر روی توزیع درآمد در ایران». *مجلهٔ اقتصادی (دوماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی)*، ۱۴ (۱ و ۲): ۱۱۷-۱۳۴. https://ejip.ir/article-1-660-fa.html

– طیب‌نیا، علی؛ و زندیه، رضوان، (۱۳۸۸). «اثرات فرآیند جهانی‌شدن بر تورم در ایران». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۳(۳۸): ۵۳-۹۶. https://ijer.atu.ac.ir/article_3515.html

- Almas, H. & Sangchoon, L. E. E., (2010). “The relationship between globalization, economic growth and income inequality”. *Journal of Globalization Studies*, *1*(2): 87-117. https://www.sociostudies.org/journal/articles/140648/

- Antras, P.; Gortari, A. & Itskhoki, O., (2016). “Globalization, inequality and welfare”. *NBER Working Paper*, No. 22676. https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2017.07.009

- Armanmehr, M. & Farahmandmanesh, A., (2018). "Investigating the effect of inflation on income inequality of urban households in Iran using the Atkinson approach". *Journal of Economics and Regional Development*, *25*(16): 127-152. doi: 10.22067/erd.v25i15.62836

- Baidoo, S. T.; Sakyi, D.; Ayesu, E. K.; Asante, G. N. & Dramani, J. B., (2023). "Estimating the effect of economic globalization on welfare in Africa". *SN Business & Economics*, *3*(9): 168. http://doi.org/10.1007/s43546-023-00543-z

- Bakhtiari, S. Ranjbar, H. & Ghorbani, S., (2013). "Composite index of economic well-being and its measurement for selected developing countries". *Economic Growth and Development Research*, 3(9): 58-41. https://dorl.net/dor/20.1001.1.22285954.1391.3.9.3.7 (In Persian)

- Benigno, P. & Faia, E., (2016). "Globalization, pass-through and inflation dynamics". *International Journal of Central Banking*, *12*(4): 263-306. http://doi.org/10.3386/w15842

- Berger, S., (2000). "Globalization and politics". *Annual Review of the Political Science*, 3: 43-62. https://doi.org/10.1146/annurev.polisci.3.1.43

- Brady, D.; Beckfield, J. & Seeleib-Kaiser, M., (2005). "Economic globalization and the welfare state in affluent democracies". *American Sociological Review*, 70: .921-948. https://www.jstor.org/stable/4145400

- Burgoon, B., (2001). "Globalization and welfare compensation: Disentangling the ties that bind". *International Organization*, 55: 509-551. https://www.jstor.org/stable/3078656

- Dadgar, Y. & Naji Maidani, A. A., (2004). "The effects of globalization of trade on Iran's economic growth". *The Journal of Economic Studies and Policies*, *0*(5): 33-64. https://economic.mofidu.ac.ir/article_47905.html?lang=en

- Dreher, A., (2006). "Does globalization affect growth? Evidence from a new index of globalization". *Applied economics*, *38*(10): 1091-1110. http://dx.doi.org/10.1080/00036840500392078

- Dumitrescu, E.-I. & Hurlin, C., (2012). "Testing for granger non-causality in heterogeneous panels". *Economic Modelling*, 29: 1450-1460. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.014

- Feghe Majidi, A. & Ali Moradi Afshar, P., (2012). "The study of the relationship between globalization and economic growth in the Middle East and North Africa". *Political & Economic Ettelaat, 290: 92-101.* https://doi.org/10.32598/JMSP.7.1.30

- Fischer, S. & Modigliani, F., (1978). "Towards an understanding of the real effects and costs of inflation". *Review of World Economics*, *114*(4): 810-833. https://www.jstor.org/stable/40438708

- Frankel, J. A., (2003). The Environment and Globalization. Working Paper 10090: 1–39. http://www.nber.org/papers/w10090.pdf

- Garret, G. Mitchell, D., (2001). "Globalization, government spending and taxation in the OECD". *Europen Journal of Political Research*, 39: 145-177. https://doi.org/10.1111/1475-6765.00573

- Genschel, P., (2004). "Globalizationan and the welfare state: A retrospective". *Journal of European Public Policy*, 11: 613-636. https://doi.org/10.1080/1350176042000248052

- Giddens, A., (1990). the consequences of modernity, Cambridge, Polity Press. https://www.jstor.org/stable/23004200

- Gills, D. S., (2002). "Economic globalization and women in Asia: Challenges and responses". In *43rd Annual ISA Convention New Orleans, LA* (pp. 24-27). https://doi.org/10.1177/000271620258100110

- Gurgul, H. & Lach, Ł., (2014). "Globalization and economic growth: Evidence from two decades of transition in CEE". *Economic Modelling*, *36*: 99-107. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.09.022

- Hamidi, H. & Sarfarazi, M., (2010). "Globalization and human resources management". *Strategic Studies of Public Policy*, *1*(1): 1-48. https://sspp.iranjournals.ir/article_626.html?lang=en. (In Persian)

- Hicks, A., (1999). "Social Democracy and Welfare Capitalism". Ithaca, NY: Cornell University Press. https://www.jstor.org/stable/10.7591/j.ctv75d1k5

- Hosseinbor, N. Musavi, S. N. & Amini Far, A., (2023). "Investigating energy consumption and inflation shocks on the welfare index in OPEC member countries". *Political Sociology of Iran*, *5*(11): 4800-4824. doi: 10.30510/psi.2022.360012.3914

- Jafari Samimi, A.; Zaroki, S. & Sadati Amiri, S. R., (2019). "Economic welfare analysis with an emphasis on aspects of globalization". *Economic Modelling*, *12*(44): 1-23. https://sanad.iau.ir/en/Article/995383?FullText=FullText. (In Persian)

- Kilic, C., (2015). "Effects of globalization on economic growth: Panel data analysis for developing countries". *Petroleum-Gas University of Ploiesti Bulletin, Technical Series*, *67*(1). https://upg-bulletin-se.ro/old_site/archive/2015-1/1.Kilic.pdf

- Kim, S., (2007). "Openness, external Risk, and volatility: Implications for the compensation hypothesis". *International Organization*, 61: 181-216. https://doi.org/10.1017/S0020818307070051

- Kittel, B. & Winner, H., (2005). "How reliable is pooled analysis in political economy? The globalization-welfare state nexus revisited". *European Journal of Political Research*, 44: 269-293. https://doi.org/10.1111/j.1475-6765.2005.00228.x

- Kılıcarslan, Z. & Dumrul, Y., (2018). "The Impact of globalization on economic growth: Empirical evidence from the Turkey". *International Journal of Economics and Financial Issues*, *8*(5): 115–123. https://ideas.repec.org/a/eco/journ1/2018-05-17.html

- Krugman, P., (2017). Crises: "The price of globalisation?" In *Economics of Globalisation* (pp. 31-50). Routledge.

- Laidler, D. E. W. & Parkin, J. M., (1977). "Inflation: A Survey". *Palgrave Macmillan Books*, 169-237. https://doi.org/10.1007/978-1-349-01863-5_4

- Lucas, M., (2004). "How can we make globalization work for sustainable development?" *Afrique PALOP: Developpement et mondialisation seminaire-Universite Libre de Bruxelles*, 1-2.

- Majidi, A. F., (2017). "Globalization and economic growth: The case study of developing countries". *Asian Economic and Financial Review*, *7*(6): 589. https://doi.org/10.18488/journal.aefr.2017.76.589.599

- Malešević Perović, L., (2008). "Subjective economic well-being in transition countries: Investigating the relative importance of macroeconomic variables". *Financial theory and practice*, *32*(4): 519-537. https://hrcak.srce.hr/file/55174

- Meinhard, S. & Potrafke, N., (2012). "The globalization–welfare state nexus reconsidered". *Review of International Economics*, *20*(2): 271-287. https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.2012.01021.x

- Mousavi, N.; Bakhshoude, M.; Mohamadi, H.; Yazdani, S. & Taheri, F., (2007). "Evaluating the effects of globalization on poverty measures". *REFAHJ*. *6*(24): 259-282. https://refahj.uswr.ac.ir/article-1-2135-en.html

- Mussurov, A.; Sholk, D. & Arabsheibani, G. R., (2019). "Informal employment in Kazakhstan: A blessing in disguise?" *Eurasian Economic Review*, *9*: 267-284. https://doi.org/10.1007/s40822-018-0117-1

- Nahavandian, M. & Ghanbari, M. F. A., (2004). "We and globalization. *Tehran*": *Institute for Humanities and Cultural Studies*. (In Persian)

- Olimpia, N. & Stela, D., (2017). "Impact of globalisation on economic growth in Romania: An empirical analysis of its economic, social and political dimensions". *Studia Universitatis „Vasile Goldis" Arad–Economics Series*, *27*(1): 29-40. https://doi.org/10.1515/sues-2017-0003

- Oner, C., (2010). "What is inflation?" *Finance & Development*, *47*(1): 44. https://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/2010/03/basics.htm

- Osberg, L. & Sharpe, A., (2009). "Measuring economic security in insecure times: New perspectives, new events and the index of economic well-being". Presented at Canadian Economics Association Annual Conference. http://www.csls.ca/reports/csls2009-12.pdf

- Pearce, J. A.; Robinson, R. B. & Subramanian, R., (2000). "*Strategic management: Formulation, implementation, and control*". Columbus, OH: Irwin/McGraw-Hill.

- Pierson, P., (1996). "The new politics of the welfare state". *World politics*, *48*(2): 143-179. https://doi.org/10.1093/0198297564.001.0001

- Ranjan, P., (2014). "Globalisation, Jobs, and Welfare: The roles of social protection and redistribution". CESifo Working Paper Series, No. 5191. https://www.economics.uci.edu/research/wp/globalization_welfare_ranjan.pdf

- Razavi, A. & Salimi far, M., (2013). "The effect of economic globalization on economic growth, using vector auto regression model". *Strategic Studies of public policy*, *4*(12): 9-32. https://sspp.iranjournals.ir/article_4073.html?lang=en .(In Persian)

- Rodrik, D., (1997). "Has Globalization Gone Too Far?" Washington, DC: Institute for International Economics. http://www.jstor.org/stable/40721822

- Salmanpour, A., Taghi Soltani, M., & Shafei, E., (2009). "The consequence of globalization of the economy on internal inflation in Iran". *Quarterly Journal of Economic Modeling,* *1*(7): 11-93. https://sanad.iau.ir/en/Journal/eco/Article/555660?jid=555660&lang=fa .(In Persian)

- Sen, A., (1999). "*Development as Freedom*". New York: Alfred A. Knopf.

- Shahiki Tash, M. N.; Molaee, S. & Dinarzehi, K., (2014). "Examining the relationship between economic growth and coefficient of social welfare under the Bayesian approach in Iran". *Economic Growth and Development Research*, *4*(16): 52-41. https://dorl.net/dor/20.1001.1.22285954.1393.4.16.3.2. (In Persian)

- ShahikiTash, M.; Molaei, S. & Shivaei, A., (2013). "Cardinal welfare assessment and evaluation of the effect of macro variables on welfare changes in Iran based on fuzzy

regression". *Quarterly Journal of Economic Research and Policy*, 21(65): 182-165. (In Persian)

- Ursprung, H., (2006). "The impact of globalization on the composition of government expenditures: Evidence from panel data". CESifo Working, Paper No.1755. DOI:10.1007/s11127-007-9223-4

- Vafaei, E.; Mohammadzadeh, P.; Fallahi, F. & Asgharpour, H., (2017). "The convergence of social welfare in the Iranian provinces using spatial STAR nonlinear technique". *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 4(2): 79-102. (In Persian)

- Yazdani Boroujeni, F., (2005). "Globalization and inequality". *REFAHJ*. *5*(18): 201-222. URL: http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-1938-fa.html .(In Persian)

- Ying, Y. H. Chang, K. & Lee, C. H., (2014). "The impact of globalization on economic growth". *Romanian Journal of Economic Forecasting*, *17*(2): 25-34. https://ipe.ro/rjef/rjef2_14/rjef2_2014p25-34.pdf

- Zaroki, S.; Yousefi Barfurushi, A.; Yousefzadeh Roshan, Z. & Ahmadi, A., (2023). "Analysis of the effect of oil rent on economic well-being in Iran with an emphasis on the underground economy". *Journal of Economic Research (Tahghighat- E-Eghtesadi)*, *58*(3): 395-431. doi: 10.22059/jte.2023.356519.1008801. (In Persian)

Vol. 13, No. 50, Summer (2024)
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
Copyright©2024, The Authors. This open-access article is published under the terms of the ***Creative Commons****.* **(© The Author(s))**

Bu-Ali Sin University

The Application of the Bargaining Game Model to Efficiency Decomposition of the Two-Stage Centralized Model in Iranian Banks

Ali Abdolvand[1], Bahram Fathi[2], Mohammad Khorsandzak[3], Majid Anisi[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/ 10.22084/AES.2024.28759.3660
Received: 2024.01.06; Accepted: 2024.01.22
Pp: 81-108

Abstract

The efficiency of banks in any country is a key factor in the growth and development of that country's economy. Recently, the evaluation and improvement of the efficiency of the banking industry in Iran has received a lot of attention. The purpose of this article is to evaluate the efficiency of selected Iranian banks in 2021. Although in many studies of the banking industry, classical DEA models have been used without considering the internal structure and partial processes of banks. To overcome the limitations of the classic DEA model, the use of network data envelopment analysis (NDEA) models with the Nash bargaining game approach is the innovation of this research. In this model, all the internal components of the process and its overall coherence are considered to evaluate the efficiency of partial processes and to identify the sources of inefficiency of the entire banking system. Another advantage of the results of these evaluations is that they can provide managers with sufficient management information to identify the causes and factors affecting efficiency and gain competitive advantages. The results show that only future banks, Middle East, Mellat Saderat, Tejarat, export development in both stages and the whole performance system are efficient. Bargaining game model has also been used to fairly analyze efficiency and identify the stage that caused inefficiency. According to the private bank's goal to earn profit, banks that do not perform properly have not been able to use their physical resources and capacities optimally to attract deposits and generate more profit.

Keywords: Network Data Envelopment Analysis, Nash Bargaining Game, Efficiency Decomposition, Two-stage System.
JEL Classification: H21, G21, C14.

1. Ph.D. student of Economic Sciences, Department of Economics, Faculty of Humanities, Aligudarz Branch, Islamic Azad University, Aligudarz, Iran.
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities, Shahryar Branch, Islamic Azad University, Shahryar, Iran (Corresponding Author). ***Email:*** Bahram125fathi@gmail.com
3. Assistant Professor, Department of Mathematics, Faculty of Mathematical Sciences, Aligudarz Branch, Islamic Azad University, Aligudarz, Iran.
4. Assistant Professor, Department of Mathematics, Faculty of Mathematical Sciences, Qazvin Branch, Islamic Azad University, Qazvin, Iran.

Citations: Abdolvand, A., Fathi, B., Khorsandzak, M. & Anisi, M., (2024). "The Application of the Bargaining Game Model to Efficiency Decomposition of the Two-Stage Centralized Model in Iranian Banks". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(50): 81-108. doi: 10.22084/aes.2024.28759.3660
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5467.html?lang=en

1. Introduction

Today, the banking industry is one of the most important and complex economic institutions of any country and is the main supporter of the country's wealth and assets. Since various services are provided in the financial and credit field, the growth and prosperity of the country's economy depends on the growth and development of this field. Considering that the accumulation of capital is one of the requirements for achieving economic development, therefore, banks as an intermediary between manufacturing and industrial enterprises and the owners of financial resources and directing funds in the economy towards the manufacturing and industrial sectors can provide the necessary platform for Achieve economic growth and development. Normally, developing countries face a lack of inputs due to the growth of demand in the field of services, and it is of particular importance to achieve better banking performance through the provision of efficient services using less resources (Baratri et al., 2020). In the growing competitive market, it has highlighted the importance of evaluating banks' performance in order to continuously improve operations and monitor financial conditions. There are many measures to evaluate and analyze the performance of banks, considering the identification of sources of operational inefficiency, gaps in the allocation of effective resources, the effects of changes in current laws and regulations on the operations of banks and their empowerment. Bank managers should direct the business towards current business trends, profitable business processes, etc. (Paradi and Zhou, 2013). In Iran's economy, due to the underdevelopment of the capital market, banks can play a significant role in long-term financial provision by planning in the banking network mechanism. On the other hand, financing in the country's economy is highly dependent on banks, and any deficiency in this industry may have a negative effect on the country's economic conditions. Therefore, it is necessary for bank management and policy makers to pay enough attention to improve the efficiency of this industry. Also, in the process of financial market liberalization and connection with global markets, efficiency is a necessary condition (Atiye Tarkhani et al., 2019). For this reason, evaluating the efficiency of private banks in Iran's economy is the subject of this research. On the other hand, due to the entry of private banks into the banking industry and increased competition between public and private banks, it is necessary to re-evaluate the efficiency of branches.

2. Literature review

In the DEA model, performance is relative, and the efficiency frontier is created by a convex combination of efficient units. Therefore, each DMU that is located on the efficient frontier is efficient, and otherwise, it will be inefficient. In order to make an inefficient unit efficient, some changes must be made to its inputs and outputs. NDEA models measure the overall efficiency of the organization and the efficiency of each of the organization's sub-processes. In addition, these models allow the overall efficiency to be broken down using mathematical relationships between organizational efficiency and sub-processes efficiency. In the NDEA models, the network structure is used instead of the hierarchical structure of activities. Network DEA is related to the use of DEA technique in order to measure the relative efficiency of a system with respect to its internal structure (Wanke *et al.*, 2019). In the NDEA, more meaningful and informative results are obtained compared to the common black box approach.

3. Methodology

Note that efficiency decomposition can be modeled from the perspective of game theory. The two stages can be regarded as two players in bargaining game. Thus, we can approach the efficiency decomposition by using Nash bargaining game theory directly. Firstly, we give a brief introduction of Nash bargaining game. To begin bargaining, we need to find a breakdown point for the two players. The breakdown point represents the possible payoff pairs obtained if one decides not to bargain with the other player. Note that, in our case, the bargaining should not harm the efficiency of the whole system. Thus, we can use the minimal achievable efficiencies of the two stages as the breakdown points. One would not bargain with the other if its efficiency is lower than the minimal achievable efficiencies, otherwise the efficiency of the whole system would decrease.

4. Discussion

There is flexibility for each bank to split performance between the two stages. The minimum and maximum efficiency score in the first stage for 7 banks, Ayandeh, Middle East, Mellat, Saderat, Tejarat, and Export Development is equal to one. This is despite the fact that in the second stage, in addition to the above banks, the minimum and maximum efficiency scores of Gardeshgari banks, Iran, Venezuela, and Capital are also equal to one. Therefore, it cannot be concluded that the banks that have an effective performance have a lower performance in the bargaining solution. Therefore, analyzing the overall efficiency using the bargaining model helps to identify the stage that causes inefficiency. In addition, based on the presented results, the difference between the minimum and maximum efficiency scores and ranks is also determined. Based on the results of the overall efficiency of the future banks, Middle East, Mellat, Pasargad, Saderat, Saderat, and Export Development have the highest overall efficiency. In other words, 7 out of 22 banks are located on the border and these banks are fully operational. And other banks have the least efficiency and have a weaker performance, which shows that these banks have the most non-optimal use of resources. In fact, the detection power of the centralized efficiency model is very low with increasing input and output. In other words, the number of inputs and outputs affects the number of inefficient banks. This shows that some banks that are inefficient are not really inefficient, so if the number of banks increases, they may change to efficient banks.

5. Conclusion

In this research, the measure of the efficiency of 22 private banks is obtained using the data envelopment analysis method, which is considered as a suitable measure for performance evaluation in economics. Because due to the use of a strong basis of linear programming, the data coverage analysis methodology makes it possible for managers to have a correct and realistic assessment of their unit and therefore make the right decisions in line with the optimal allocation of resources. do Bargaining game model has also been used for fair efficiency decomposition. The results show that only future banks, Middle East, nation, export, trade, export development in both stages and the whole performance system are efficient. In other words, the other 16 investigated banks have not been able to use their physical resources and capacities to attract more deposits and generate profits in an optimal way. Analyzing the overall efficiency using the bargaining model helps to identify the stage that caused the inefficiency. Based on the results of the bargaining game, in the first stage,

the banks of Ayandeh, Qarz al-Hasneh Mehr, Middle East, Mellat, Pasargad, Post Bank, Sina, Tejarat, Export Development are ranked, and in the second stage, the banks of Iran and Venezuela, Mellat, Pasargad, Saderat, capital, trade and export development are equal.

Acknowledgments

In the end, the authors consider it necessary to express their gratitude to all the contributors of Iran's Applied Economic Studies Journal and anonymous reviewers for improving and enriching the text of the paper.

Observation Contribution

This paper is extracted from a doctoral thesis with the guidance of the second and third author and the advice of the Fourth author and written by the first author.

Conflict of Interest

The authors, while observing publication ethics in referencing, declares the absence of conflict of interest.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۵۰، تابستان ۱۴۰۳

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران
حق نشر متعلق به نویسنده(گان) است و نویسنده تحت مجوز Creative Commons Attribution License به مجله اجازه می‌دهد مقالهٔ چاپ شده را در سامانه به اشتراک بگذارد، منوط بر این‌که حقوق مؤلف اثر حفظ و به انتشار اولیه مقاله در این مجله اشاره شود.

کاربرد مدل بازی چانه‌زنی جهت تجزیهٔ کارایی مدل متمرکز دو مرحله‌ای در بانک‌های ایران

علی عبدالوند[۱]، بهرام فتحی[۲]، محمد خرسندزاک[۳]، مجید انیسی[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/ 10.22084/AES.2024.28759.3660
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۱۶، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۰۲
صص: ۱۰۸-۸۱

چکیده

کارایی بانک‌ها در هر کشوری عامل کلیدی در رشد و توسعهٔ اقتصاد آن کشور است. اخیراً ارزیابی و ارتقای کارایی صنعت بانک‌داری در ایران بسیار موردتوجه قرار گرفته است. هدف این پژوهش ارزیابی کارایی بانک‌های منتخب ایران در سال ۱۴۰۰ است. اگرچه در بسیاری از مطالعات صنعت بانک‌داری استفاده از مدل‌های کلاسیک DEA بدون توجه به ساختار داخلی و فرآیندهای جزئی بانک‌ها انجام شده است. برای غلبه بر محدودیت‌های مدل کلاسیک DEA استفاده از مدل‌های تحلیل پوششی داده‌های شبکه‌ایی (NDEA) با رویکرد بازی چانه‌زنی نش نوآوری این تحقیق است. در این مدل تمام اجزای داخلی فرآیند و انسجام کل آن جهت ارزیابی کارایی فرآیندهای جزئی به شناسایی منابع ناکارآمدی کل سیستم بانکی درنظر گرفته شده است. مزیّت دیگر نتایج حاصل از این ارزیابی‌ها می‌تواند اطلاعات کافی مدیریتی را برای شناسایی علل و عوامل اثرگذار بر کارایی و کسب مزایای رقابتی در اختیار مدیران قراردهد. نتایج نشان می‌دهد که فقط بانک‌های آینده، خاورمیانه، ملت، صادرات، تجارت، توسعهٔ صادرات در هر دو مرحله و کل سیستم عملکرد کارایی دارند. مدل بازی چانه‌زنی نیز برای تجزیهٔ عادلانهٔ کارایی و شناسایی مرحله‌ای که باعث ناکارآمدی شده، استفاده شده است. با توجه به هدف بانک خصوصی برای کسب سود، بانک‌هایی که عملکرد کارایی مناسبی ندارند، درحقیقت نتوانسته‌اند از منابع فیزیکی و ظرفیت‌های خود به‌طور مطلوب برای جذب سپرده و سودآوری بیشتر بهره ببرند.

کلیدواژگان: تحلیل پوششی داده‌های شبکه‌ای، بازی چانه‌زنی نش، تجزیهٔ کارایی، سیستم دو مرحله‌ایی.
طبقه‌بندی JEL: H21, G21, C14.

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم انسانی، واحد الیگودرز، دانشگاه آزاد اسلامی، الیگودرز، ایران.
Email: abdolvand2017@gmail.com
۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم انسانی، واحدشهریار، دانشگاه آزاد اسلامی، شهریار، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: Bahram125fathi@gmail.com
۳. استادیار گروه ریاضی، دانشکدهٔ علوم ریاضی، واحد الیگودرز، دانشگاه آزاد اسلامی، الیگودرز، ایران.
Email: khorsandzak@yahoo.com
۴. استادیار گروه ریاضی، دانشکدهٔ علوم ریاضی، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران.
Email: majid_anisi@yahoo.com

ارجاع به مقاله: عبدالوند، علی؛ فتحی، بهرام؛ خرسندزاک، محمد؛ و انیسی، مجید، (۱۴۰۳). «کاربرد مدل بازی چانه‌زنی جهت تجزیهٔ کارایی مدل متمرکز دو مرحله‌ای در بانک‌های ایران». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۵۰): ۸۱-۱۰۸. doi: 10.22084/aes.2024.28759.3660
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5467.html?lang=fa

۱. مقدمه

امروزه صنعت بانک‌داری جزء مهم‌ترین و پیچیده‌ترین نهادهای اقتصادی هر کشوری بوده و حامی اصلی ثروت و دارایی‌های کشور است. از آنجایی‌که خدمات متنوعی در حوزهٔ مالی و اعتباری ارائه می‌شود، رشد و شکوفایی اقتصاد کشور بستگی به رشد و توسعهٔ این حوزه دارد. با توجه این‌که انباشت سرمایه از الزامات دستیابی به توسعهٔ اقتصادی است، لذا بانک‌ها به‌عنوان یک واسطهٔ بین بنگاه‌های تولیدی و صنعتی و دارندگان منابع مالی و هدایت وجوه در اقتصاد به‌سمت بخش‌های تولیدی، صنعتی می‌تواند بستر لازم را برای دستیابی به رشد و توسعهٔ اقتصادی ایجاد کنند. به‌طور معمول کشورهای درحال‌توسعه به‌دلیل رشد تقاضا در حوزهٔ خدمات با کمبود نهاده روبه‌رو بوده و برای دستیابی به عملکرد بهتر بانک‌داری ازطریق ارائه خدمات کارآمد با استفاده از منابع کمتر از اهمیت، ویژه‌ای برخوردار است (باراتری و همکاران[1]، ۲۰۲۰). در بازار رقابتی رو به رشد، اهمیت ارزیابی عملکرد بانک‌ها به‌منظور بهبود مستمر عملیات و نظارت بر شرایط مالی را برجسته کرده است. برای ارزیابی و تحلیل عملکرد بانک‌ها با توجه به شناسایی منابع ناکارآمدی عملیاتی، خلأهای موجود در تخصیص منابع مؤثر، تأثیرات تغییرات قوانین و مقررات جاری بر عملیات بانک‌ها و توانمندسازی آن‌ها، اقدامات زیادی برای ارزیابی و تحلیل عملکرد بانک‌ها وجود دارد. مدیران بانک‌ها بایستی کسب و کار را به‌سمت روندهای تجاری فعلی، فرآیندهای تجاری سودآور و غیره هدایت کنند (پارادی و ژو[2]، ۲۰۱۳).

بانک‌ها منبع اصلی نقدینگی برای بسیاری از اقتصادها بوده و در زمان وقوع شوک‌ها مانند بحران مالی استدلال می‌شود که بانک‌ها به‌ویژه نقش کلیدی در جذب شوک دارند (آچاریا و استفن[3]، ۲۰۲۰؛ آلوارزبوتاس و همکاران[4]، ۲۰۲۱). بر این‌اساس انعطاف‌پذیری بخش بانکی یک محرک مهم برای بهبود اقتصاد جهانی است. با این‌حال، بانک‌های ناکارآمد یا کمتر بهره‌ور ممکن است چالش‌های شدیدی را برای اقتصاد، به‌ویژه در زمان بحران ایجاد کنند. شناسایی زودهنگام و پاک‌سازی بانک‌های کم‌بازده، هم‌افزایی مثبتی را برای صنعت و اقتصاد به‌طور یکسان فراهم می‌کند (چاترودی[5]، ۲۰۲۱). در این‌راستا، صندوق بین‌المللی پول با توجه به‌شرایط حمایتی بخش‌های بانکی و مالی، نرخ رشد مثبت ۴.۹٪ را برای اقتصاد جهان در سال‌های ۲۰۲۴م. پیش‌بینی می‌کند (دمیرگوچ‌کانت و همکاران[6]، ۲۰۲۱). ازطرفی کارایی صنعت بانک‌داری کشورهای درحال توسعه ضعیف بوده و همانند کشورهای توسعه‌یافته کارایی نداشته و ارزیابی جنبه‌های مختلف مالی بانک‌ها به‌دلیل نقش واسطه‌ای حیاتی صنعت بانک‌داری در بازارهای مالی، جایگاه اساسی در اقتصاد دارند (تزمرس[7]، ۲۰۱۵). در اقتصاد ایران به‌دلیل توسعه‌نیافتگی بازار سرمایه، بانک‌ها با برنامه‌ریزی در مکانیزم شبکهٔ بانکی می‌توانند در تأمین مالی بلندمدت نقش به‌سزایی را داشته باشند؛ ازطرف دیگر، تأمین مالی در اقتصاد کشور وابستگی زیادی به بانک‌ها داشته و هرگونه کاستی این صنعت ممکن است، بر شرایط اقتصادی کشور تأثیری منفی داشته باشد؛ بنابراین لازم است مدیریت بانک‌ها و سیاست‌گذاران توجه کافی را در جهت بهبود کارایی این صنعت داشته باشند؛ هم‌چنین در فرآیند آزادسازی بازارهای

---

1. Barattieri & *et al*. (2020)
2. Paradi & Zhu (2013)
3. Acharya & Steffen (2020)
4. Álvarez-Botas& *et al*. (2021)
5. Chaturvedi & *et al*. (2021)
6. Demirgüç-Kunt & *et al*. (2021)
7. Tzeremes (2215)

مالی و پیوند با بازارهای جهانی کارایی شرط لازم است (ترخانی و همکاران، ۱۳۹۹). به‌همین‌دلیل ارزیابی کارایی بانک‌های خصوصی در اقتصاد ایران موضوع این پژوهش قرار گرفته است؛ از طرفی با توجه به ورود بانک‌های خصوصی به صنعت بانک‌داری و افزایش رقابت بین بانک‌های دولتی و خصوصی نیاز است که کارایی شعب مورد ارزیابی مجدد قرار گیرند. بر این‌اساس، پژوهش حاضر در پنج بخش تدوین شده است؛ در بخش دوم، مبانی نظری بررسی شده است. در بخش سوم، مطالعات تجربی در این حوزه بیان‌شده و در بخش چهارم، به توصیف داده‌ها و برآورد روش مورد استفاده پرداخته شده و نتایج برآورد برای بخش بانکی ایران به‌دست آمده است. بخش پنجم نیز به خلاصه و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲. مبانی نظری

بررسی ادبیات موجود نشان می‌دهد که برای ارزیابی و اندازه‌گیری کارایی بانک‌ها از روش‌های مختلفی که برخی موفق و برخی نیز ناموفق بوده‌اند. یکی از دلایل عدم موفقیت در برنامه‌های ارزیابی ناشی از انتخاب روش نامناسب اندازه‌گیری و سنجش ارزیابی ارزیابی‌کنندگان است. به‌طورکلی، دو روش پارامتریک و ناپارامتریک برای کارایی مورداستفاده قرار می‌گیرد. در روش پارامتریک مانند تحلیل مرزی تصادفی، تحلیل مرزی انبوه، تحلیل بیزین ابتدا با برآورد تابع تولید، هزینه یا سود بانک‌ها، مرز کارایی شناسایی می‌شود؛ سپس مقاسیهٔ عملکرد فعلی بانک به نسبت مرز شعب کارا یا ناکارا شناسایی شده و روش‌های ناپارامتریک مانند تحلیل پوششی داده‌ها[1] (DEA) کارایی مورداستفاده محققین قرار می‌گیرد (امروزنژاد و یانگ[2]، ۲۰۱۸).

۲-۱. تحلیل پوششی داده‌ها

ایدهٔ اولیه تحلیل پوششی داده‌ها ارائه روشی برای شناسایی موارد با بهترین عملکرد درمیان مجموعه‌ای از واحدهای تصمیم‌گیری قابل مقایسه و درنتیجه شکل‌دادن به مرز کارآمد بود. علاوه‌بر این، روش یادشده قادر است سطح عملکرد واحدهای غیر مرزی را اندازه گیری کند. به‌منظور شناسایی مجموعه مرجع در برابر سایر واحدهای ناکارآمد، مقایسه‌هایی انجام شده است (آذر و همکاران[3]، ۲۰۱۶).

تحلیل پوششی داده‌ها یک تکنیک برنامه‌ریزی خطی ناپارامتریک است که به‌طور گسترده برای ارزیابی کارایی نسبی مجموعه‌ای از واحدهای همگن با ورودی‌ها و خروجی‌های مشابه استفاده می‌شود؛ از نظر ریاضی، تحلیل پوششی داده‌ها یک روش برنامه‌ریزی خطی است که برای به‌دست آوردن امتیازهای کارایی مثل روش پارامتریک به تابع تولید نیاز نداشته و عملکرد هر واحد تصمیم‌گیرنده را براساس مجموعهٔ امکان تولید تعیین و محاسبه می‌کند (زرافات‌انگیز و همکاران[4]، ۲۰۱۲).

مدل‌های مرسوم DEA به‌صورت یک مرحله‌ای، بدون توجه به ساختار داخلی بودند و با توجه به سیستم عملیاتی بسیار پیچیدهٔ صنعت بانک‌داری و ورودی و خروجی‌های چندگانه نمی‌تواند ارزیابی درستی از کارایی ارائه دهد یا منبع عدم کارایی را مشخص کنند. یکی دیگر از ضعف‌های مطرح‌شده در مدل‌های سنتی برای ارزیابی

---

1. Data Envelopment Analysis
2. Emrouznejad & Yang (2018)
3. Azar & *et al*. (2016)
4. Zerafat Angiz & *et al*. (2012)

عملکرد بانک‌ها که ضرورت استفاده از مدل‌های توسعه داده شده را بیشتر می‌کند، بحث تعیین نهاده‌ها (ورودی) و ستانده‌ها (خروجی) است. برای تعیین نهاده‌ها و ستانده‌ها در بانک‌ها دو رویکرد تولید و واسطه وجود دارد. نقش سپرده‌ها در رویکرد تولید به‌عنوان خروجی و در رویکرد واسطه‌ای به‌عنوان ورودی است. از آنجایی‌که مزیّتی برای استفاده از هیچ‌کدام از این روش‌ها وجود ندارد، به‌صورت انتخابی محققان از آن‌ها استفاده می‌کنند و این موضوع سبب ناسازگاری در تخمین کارایی در بین مطالعات شده است (محمودی و امروزنژاد[1]، ۲۰۱۹).

۲-۲. تحلیل پوششی داده‌های شبکه[2]

در ارزیابی عملکرد براساس دیدگاه تولید، مدل‌های سنتی تحلیل پوششی داده‌ها به‌عنوان یک جعبه‌سیاه عمل می‌کنند، به‌طوری‌که ورودی‌های این مراحل واحدهای تصمیم‌گیرنده[3] (DMUs) به خروجی تبدیل می‌شوند، درحالی‌که فرآیند تبدیل واقعی عموماً به‌طور واضح مدل‌سازی نمی‌شود. این برای زمانی کافی است که هدف آن تنها شناسایی واحدهای تصمیم‌گیری ناکارآمد و تعیین میزان ناکارآمدی آن‌ها باشد. با این‌حال، شناسایی ناکارآمدی فرآیندهای داخلی واحدهای تصمیم‌گیرنده‌ها گاهی موردنیاز است؛ بنابراین در درون‌نگری از واحدهای تصمیم‌گیرنده‌ها و فرآیند داخلی آن‌ها نیاز است تا بتوان هر واحد تصمیم‌گیرنده را به شبکه‌ای از واحدهای تصمیم‌گیری جزئی‌تر تبدیل کرد. محققان برای حل این مشکل مفاهیم تحلیل پوششی داده‌ها را با برنامه‌ریزی ریاضی چندسطحی ترکیب کردند و مدل‌های DEA با ساختار شبکه‌ای و چندمرحله‌ای را پیشنهاد دادند که فرآیندهای تولیدی و ساختار درونی واحدها را در کنار نهاده‌ها و ستانده‌ها لحاظ می‌کنند. برخلاف مدل‌های مرسوم، این مدل‌ها یک فرم استاندارد ندارند و با توجه به ساختار واحد، نحوهٔ ارتباط اجزا و نوع ورودی و خروجی‌ها ساختار مدل تغییر می‌کند و از این‌رو، قدرت تمایز و تفکیک بیشتری دارند، در سطح بانکی نیز سپرده‌ها نقش دوگانه دارند و خروجی یک مرحله و ورودی مرحلهٔ دیگر هستند (ونک و همکارن[4]، ۲۰۱۹).

مدل‌های شبکهٔ تحلیل پوششی داده‌ها به مدیران هر واحد کمک می‌کند تا بیشتر بر استراتژی افزایش کارایی مراحل منحصربه‌فرد فرآیند تولید تمرکز کنند مدل DEA شبکهٔ کارایی کلی سازمان و کارایی هر یک از فرآیندهای فرعی سازمان را اندازه‌گیری می‌کنند. علاوه‌بر این، این مدل‌ها اجازه می‌دهند که کارایی کلی با استفاده از روابط ریاضی بین کارایی سازمانی و کارایی فرآیندهای فرعی تجزیه شود. نتایج معنی‌دار و آموزنده‌تری در مقایسه با رویکرد جعبه‌سیاه مشترک به‌دست می‌آید. هم‌چنین مواردی وجود دارد که همهٔ اجزای فرآیند یک واحد عملکرد بدتری نسبت به سایر واحدها دارند، درحالی‌که عملکرد کلی سیستم بهتر است (فوکویاما و همکاران[5]، ۲۰۱۷). این نتایج نشان می‌دهد که مدل DEA شبکه برای تولید نتایج دقیق‌تر و مطمئن‌تر موردنیاز است، به‌ویژه زمانی‌که مشکل دارای ساختار شبکه باشد.

---

1. Mahmoudabadi & Emrouznejad (2019)
2. Network - DEA
3. Decision Making Units (DMUs)
4. Wanke & *et al*. (2019)
5. Fukuyama & *et al*. (2017)

۳. پیشینهٔ پژوهش

۳-۱. مطالعات خارجی

«آنتونس» و همکاران[1] (۲۰۲۴) برای ارزیابی روابط متقابل بین کارایی هزینهٔ بانک‌های چین و سایر متغیرهای خاص بانک از یک مدل نوآورانه تحلیل پوششی داده‌ها براساس شبکه‌های عصبی استفاده کرده‌اند. بررسی آن نشان داده است که بانک‌هایی که سطح کارایی پایینی دارند باید به‌جای تمرکز بر فعالیت‌های بانک‌داری سنتی بر کسب و کارهای جایگزین و سودآور متمرکز شوند.

«آقاکریمی» و همکاران[2] (۲۰۲۳) در مطالعهٔ خود شاخص‌های (کفایت سرمایه، کیفیت دارایی، مدیریت، سود، نقدینگی و حساسیت به ریسک بازار) مورد ارزیابی قرار گرفته است. تجزیه و تحلیل پوششی داده‌ها برای محاسبهٔ امتیاز کارایی واحدهای تصمیم‌گیری استفاده می‌شود. تجزیه و تحلیل مؤلفهٔ اصلی نیز برای تأیید نتایج تجزیه و تحلیل پوششی داده‌ها استفاده می‌شود. هم‌چنین، چندین تحلیل حساسیت روی بانک‌های خصوصی انجام‌شده است. نتایج تجزیه و تحلیل حساسیت توسط آزمون‌های آماری دقیق می‌باشند. هم‌چنین نتایج تحلیل حساسیت و آزمون‌های آماری نشان می‌دهد که بانک‌های خصوصی ایران ازنظر شاخص‌های مدیریت و کفایت سرمایه، بهترین عملکرد و ازنظر کیفیت دارایی ضعیف‌ترین عملکرد را دارند.

«نسیم» و همکاران[3] (۲۰۲۳)، در مطالعه‌ای به بررسی چگونگی تأثیر شوک‌های انرژی بر بانک‌ها به‌عنوان واسطه‌ای مهم برای ثبات مالی و رشد اقتصادی پرداخته است و کارایی عملیاتی و سرمایه‌گذاری بانک‌ها را با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها و مدل‌های اثر ثابت کاربردی، اثر تصادفی، و روش تعمیم‌یافتهٔ پانل پویا اندازه‌گیری می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های انرژی حتی پس از کنترل عوامل اقتصاد کلان، کارایی عملیاتی و سرمایه‌گذاری بانک‌ها را کاهش می‌دهند. این یافته‌ها هم‌چنین برای سیاست‌گذاران در اقتصادهای نوظهور برای دستیابی به رشد اقتصادی ثابت و ثبات مالی کشورها می‌توانند با استفاده از پوشش ریسک و تعدیل تدریجی نرخ‌های بهره، تأثیر شوک‌های انرژی بر کارایی بانک‌ها را محدود کنند.

«عمرانی» و همکاران[4] (۲۰۲۳) در تحقیقات خود در زمینهٔ اندازه‌گیری کارایی بانک‌ها با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها شبکه‌ایی، مقادیر صحیح را برای برخی از متغیرهای ورودی درنظر می‌گیرد. نتایج حاکی از آن است که میانگین کارایی کلی برای تمامی شاخه‌ها بالا است؛ با این‌حال، برخی از شعب در مرحلهٔ تولید یا سودآوری کارایی کافی ندارند. برای شناسایی منبع ناکارآمدی در این‌گونه شاخه‌ها، مقادیر پیش‌بینی محاسبه شده است.

«یسمین» و همکاران[5] (۲۰۲۳) در این مطالعه، عملکرد و کارایی بانک‌های برنامه‌ریزی شده (بانک‌های دولتی، تجاری خصوصی، تجاری خارجی و بانک‌های تخصصی) فعال در بنگلادش را بررسی کردند. برای اندازه‌گیری عملکرد و کارایی بانک‌ها از سیستم رتبه‌بندی کملز و روش تحلیل پوششی داده‌ها استفاده شد. در رتبه‌بندی کلی

---

1. Antunes & *et al*. (2024)
2. Aghakarimia & *et al*. (2024)
3. Nasim *et al*. (2023)
4. Omrani *et al*. (2023)
5. Yesmine *et al*. (2023)

بانک‌ها، نتایج نشان‌داد که بانک تجاری خارجی و بانک دولتی به ترتیب در جایگاه اول و آخر قرار گرفتند. در بین چهار دستهٔ بانک‌ها، بانک‌های تجاری خارجی بهترین عملکرد و بانک‌های دولتی بدترین عملکرد را داشتند.

«عمرانی» و همکاران[1] (۲۰۲۳) در این مطالعه، یک مدل DEA چند هدفه را برای محاسبهٔ سه نوع کارایی، ازجمله سودآوری، عملیاتی، و تراکنش برای شعب بانک‌ها در زمانی‌که داده‌های نامشخص باشد را توسعه دادند. ابتدا یک مدل DEA اصلاح‌شده را اعمال درنظر گرفته که قادر است وزن مشترک همهٔ ورودی‌ها و خروجی‌ها را با حل تنها یک مدل برنامه‌ریزی خطی محاسبه کند؛ سپس از یک رویکرد قوی برای مدیریت عدم قطعیت در داده‌ها استفاده شده است. هم‌چنین عدم قطعیت در داده‌ها با سناریوهای گسسته توصیف می‌شود. درنهایت، از یک روش برنامه‌نویسی فازی برای تبدیل مدل چندهدفهٔ پیشنهادی به مدل تک‌هدفه استفاده می‌گردد. نتایج نشان می‌دهد که مدل پیشنهادی می‌تواند نتایج دقیقی را در سناریوهای مختلف ایجاد کند.

«اوزدمیرچی»[2] (۲۰۲۳)، این مطالعه یک مدل تصمیم‌گیری چندمعیاره را برای ارزیابی سیستم‌های بانک‌داری جایگزین (بدون هزینهٔ بهره) با استفاده از آزمایشگاه ارزیابی و آزمایش تصمیم‌گیری فازی پیشنهاد می‌کند. تعیین وزن اهمیت عوامل درنظر گرفته شده است و سیستم‌های بانک‌داری اجتماعی جایگزین بدون هزینهٔ بهره برای به حداقل رساندن اثرات منفی بهره بر اقتصاد طراحی شده‌اند. تحلیل علّیت نشان می‌دهد که تحلیل ریسک مؤثر و استخدام پرسنل واجد شرایط مؤثرترین معیار بر سایر عوامل بوده است. علاوه‌بر این، بهبود زیرساخت‌های فناوری نیز تحت‌تأثیر سایر عوامل است. تحلیل ریسک مؤثر به‌عنوان مهم‌ترین معیار برای عملکرد سیستم بانک‌داری جایگزین تعیین می شود.

«پرونکا» و همکاران[3] (۲۰۲۳)، در مطالعه‌ایی به بررسی تأثیر مدیریت سود بر کارایی بانک‌های منطقهٔ یورو و تحول زمانی آن تا اجرای استاندارد بین‌المللی گزارش‌گری مالی می‌پردازد. در این تحقیق با استفاده از داده‌های ۷۰ بانک، مدیریت سود، که به‌عنوان ذخایر زیان وام اختیاری تعریف می‌شود، تأثیر منفی بر کارایی داشته است. هم‌چنین با لحاظ غیراختیاری مفاد وام تأثیر مثبت بر کارایی تخصیص به‌دست می‌آید و برخلاف تأثیر منفی مفاد اختیاری مدیریت سود بر کارایی بانکی کمک می‌کند.

« آلندجانی»[4] (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای تأثیر انتشار اوراق قرضهٔ اسلامی بر کارایی بانک‌های صادرکننده را در کشورهای منتخب شورای همکاری خلیج‌فارس با بهره گیری از رویکرد مرزی تصادفی با تابع هزینهٔ ترانسلوگ بررسی می‌کند. این تجربه شامل ۱۳ بانک اسلامی و بانک‌های متعارف ارائه‌دهندهٔ کشورهای عربستان سعودی، امارات متحده عربی و قطر را با استفاده از داده‌های فصلی از سه ماههٔ سوم ۲۰۰۹ تا سه ماههٔ دوم ۲۰۱۹م. پوشش می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که انتشار اوراق قرضهٔ اسلامی کارایی بانک را ازطریق افزایش مالی افزایش می‌دهد. نتایج تجزیه و تحلیل اهرم و نقدینگی مرز هزینه نشان می‌دهد که قیمت نهاده‌های بالاتر وجوه بیشتری را به‌همراه داشته که کارایی بانک را افزایش می‌دهد.

---

1. Omrani *et al.* (2023)
2. Ozdemirci *et al.* (2023)
3. Proença *et al.* (2023)
4. Alandejani (2022)

«بلانکسون» و همکاران[1] (۲۰۲۲)، در تحقیقی کارایی فنی و کارایی هزینهٔ بانک‌های غنا را در دورهٔ ۲۰۰۸–۲۰۱۹م. با استفاده از تکنیک ناپارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها اندازه‌گیری و ارزیابی می‌کند. هم‌چنین عوامل مؤثر بر کارایی بانک را با استفاده از برآوردگرهای رگرسیون پانل ایستا و پویا بررسی می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که میانگین کلی کارایی فنی و هزینه‌ایی در مقایسه با سطح معیار کارا بودن نسبتاً پایین است. متغیرهای اندازهٔ بانک، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و تورم به‌عنوان مهم‌ترین عوامل در تعیین کارایی بانک درنظر گرفته شده است. هم‌چنین یافته‌ها نشان می‌دهد که بازده دارایی‌ها، نقدینگی و تأمین وام، عوامل مهمی در تعیین کارایی فنی و هزینه نمی‌باشند و سرمایهٔ بانک نیز تأثیر ناچیزی در تعیین کارایی فنی خالص بانک‌ها داشته است.

«محمودآبادی» و «امروزنژاد»[2] (۲۰۱۹) کارایی عملیاتی، اثربخشی خدمات، اثربخشی اجتماعی یکی از بزرگ‌ترین بانک‌های تجاری ایران را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. با توجه به این‌که مدل‌های تحلیل پوششی استاندارد ساختار داخلی بانک را در ارزیابی کارایی درنظر نمی‌گیرند از مدل‌های DEA شبکه‌ای استفاده کرده‌اند. این مدل‌ها عملکرد جامعی برای ارزیابی هم‌زمان صنعت بانک‌داری در بخش‌های تولید، واسطه‌گری و رفاه اجتماعی دارند.

«لیم» و «ژو»[3] (۲۰۱۹) بیان کردند که در DEA استاندارد، مدل مضربی و پوششی به‌دلیل دوآل بودن برابر هستند و باوجود رویکرد متفاوت، جواب یکسانی می‌دهند، اما در مدل‌های شبکه‌ای تطابق حالت مضربی و پوششی مدل‌ها مشخص نیست؛ بنابراین با تعریف مجموعهٔ امکان‌های تولید برای ساختارهای دومرحله‌ای متوالی، روشی را برای تطابق اولیه–ثانویه پیشنهاد کردند.

«محمودی» و همکاران[4] (۲۰۱۹) برای سنجش کارایی شعب بانک از تحلیل پوششی داده‌ها با رویکرد تئوری بازی‌های منطبق بر بازی چانه‌زنی نش استفاده کردند. در این رویکرد مدل‌سازی به‌صورت دو مرحله‌ای و با توجه به شبکه‌های فرعی انجام شده، برای به حداکثر رساندن سنجش کارایی هر مرحله به‌عنوان یک بازیکن وارد بازی چانه‌زنی نش شده است.

«ونک» و همکاران[5] (۲۰۱۸) در مطالعهٔ خود سطوح کارایی صنعت بانک‌داری را در کشورهای بریکس (برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی) از سال ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۴م. با استفاده از یک رویکرد فازی یکپارچه دو مرحله‌ای تجزیه و تحلیل می‌کند. اغلب اوقات قابلیت اطمینان داده‌های جمع‌آوری شده از کشورها مورد تردید است. در این تحقیق، ابتدا از تاپسیس فازی برای دریافت ابهام در کارایی نسبی بانک‌داری کشورهای موردمطالعه در طول زمان استفاده شده است. در مرحلهٔ دوم، با استفاده از رگرسیون فازی براساس سیستم‌های مبتنی‌بر قوانین مختلف مورد تحلیل قرار می‌گیرد تا قدرت متغیرهای اجتماعی–اقتصادی، نظارتی و جمعیتی مهم را برای پیش‌بینی کارایی بانکی افزایش یابد. نتایج نشان می‌دهد که کارایی در صنعت بانک‌داری پس‌انداز ناخالص کشور با شاخص ضریب جینی ارتباط مثبت دارد، اما با نسبت‌های تورم نسبتاً بالا رابطهٔ منفی دارد.

---

1. Blankson & *et al*. (2022)
2. Mahmoudabadi & Emrouznejad (2019)
3. Lim & Zhu (2018)
4. Mahmoudi & *et al*. (2019)
5. Wanke & *et al*. (2018)

«میردهقان» و «فوکویاما»[1] (۲۰۱۶) با مثال‌های عددی نشان‌دادند که بعضی از مدل‌های شبکه‌ای با نظریهٔ کارایی پاره‌تو-کوپمن ناسازگار هستند و با مثال‌های عددی یک روش NDEA[2] دومرحله‌ای که هم نمره‌های کارایی کلی و هم کارایی بخش‌های آن را می‌دهد برمبنای مدل راسل و SBM[3]، ارائه کردند. «حاتمی ماربینی» و همکاران[4] (۲۰۱۵) یک رویکرد جامع برای بهینه‌سازی ورودی‌ها یا خروجی‌ها پیشنهاد داده‌اند که باوجود بهبود محاسبهٔ کارایی نهایی هر واحد تصمیم‌گیری پیچیدگی محاسباتی کمتری دارد. برای نشان‌دادن اثربخشی مدل پیشنهادی از یک مثال عددی نیز استفاده کرده‌اند. «ابراهیم‌نژاد» و همکاران[5] (۲۰۱۴) یک مدل سه‌مرحله‌ای DEA با دومرحله موازی مستقل که به مرحلهٔ سوم نهایی مرتبط می‌شود را پیشنهاد داده‌اند. برای نشان‌دادن اثربخشی رویه‌ها و قابلیت کاربرد مدل پیشنهادی از آن برای سنجش کارایی در صنعت بانک‌داری استفاده کرده‌اند.

۳-۲. مطلعات داخلی

«طاهری» و همکاران (۱۴۰۱) با استفاده از نظر خبرگان بانکی و انجام تجزیه و تحلیل با رویکرد تحلیل سلسله‌مراتبی و روش دلفی فازی معیارهای ناکارایی شعب بانک ملی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان‌داد که نسبت مطالبات سررسید گذشته به کل ماندهٔ تسهیلات، نسبت دارایی به درآمد حاصل از تسهیلات، نسبت‌های سود سپرده‌ها به سود تسهیلات پرداختی و نسبت نقدینگی به مجموع دارایی‌های در هر شعبه سبب عدم کارایی خواهند شد.

«تقوی‌فرد» و همکاران (۱۴۰۰) با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها کارایی ۵۴ شعبهٔ بانک سپه در استان تهران به تفکیک محیط‌های تجاری، مسکونی، پادگانی و جاده‌ای در سطوح سرپرستی و شعب اندازه‌گیری کردند؛ علاوه‌بر این کارایی درآمدی و کارایی فنی سطح شعب با فرض بازده متغیر به مقیاس اندازه‌گیری شده است. نتایج نشان داده است که باید به کارایی سطح سرپرستی توجه بیشتری شود؛ زیرا تصمیمات استراتژیک اتخاذ شده ازسوی سطح سرپرستی کمتر مورد سنجش و ارزیابی قرار می‌گیرد.

«تقوی‌فرد» و همکاران (۱۳۹۹) کارآیی درآمدی را به‌صورت کمی (ترکیب کارایی سطح شعبه و سطح سرپرستی) را به‌عنوان هدف کلی بانک، در ۵۴ شعبه استان تهران در سطح سرپرستی و شعب به تفکیک محیط‌های تجاری، مسکونی، جاده‌ای و پادگانی را با روش تحلیل پوششی داده‌ها اندازه‌گیری کرده‌اند. نتایج نشان‌داده است که باید به کارایی سطح سرپرستی نسبت به کارایی سطح شعبه وجه بیشتری کرد؛ زیرا تصمیمات اتخاذ شده در سطح سرپرستی که بسیار استراتژیک و اثرگذار هستند کمتر مورد سنجش و ارزیابی قرار گرفته است.

«راضی‌پورقلعه‌جوق» و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها، مدلی برای ارزیابی، تحلیل حساسیت و الگویابی ۱۸ شعبه یکی از بانک‌های تجاری ایران با نسبت‌های مالی ارائه کردند. به‌همین‌سبب برای تخمین خروجی با داده‌های نسبتی مدل طراحی کردند که با تغییر مقادیر ورودی، میزان تغییرات موردنیاز در خروجی‌ها برای حفظ کارایی و همچنین حفظ رتبه با استفاده از مدل داده نسبتی پیشنهادی قابل محاسبه می‌باشد.

---

1. Mirdehghan et al. (2016)
2. Network data envelopment analysis
3. Slack Based Model
4. Hatami Marbini & *et al.* (2015)
5. Ebrahimnejad & *et al.* (2013)

«درودی» و «امینی» (۱۳۹۸) کارایی شعب بانک قوامین با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها در قالب رویکرد پنجره‌ای کارایی شعب بانک‌های استان زنجان را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان‌داد که روش تحلیل پوششی داده‌ها با درنظر گرفتن منابع جذب‌شده، مصارف و تعداد مشتریان به‌عنوان متغیرهای خروجی و نرخ بهای تمام‌شده، تعداد پرسنل شعبه و مبلغ معوقات به‌عنوان متغیرهای ورودی، توانایی تجمیع این داده‌ها و تبدیل آن‌ها به یک معیار واحد را دارد. روش تحلیل پوششی داده‌ها می‌تواند به‌عنوان روشی مکمل در کنار روش‌های سنتی تحلیل داده‌های مالی بانک استفاده شود.

«عرب‌مازار» و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از مدل تحلیل پوششی داده‌های شبکه‌ای (NDEA) کارایی ۱۸ بانک کشور با درنظر گرفتن نیروی کار، دارایی‌های ثابت و هزینهٔ اداری و عمومی به‌عنوان نهاده، سپرده بانک‌ها به‌عنوان یک متغیر واسطه، سود بانک‌ها به‌عنوان ستانده مطلوب نهایی و مطالبات معوق بانک‌ها به‌عنوان ستانده نامطلوب موردارزیابی قرار دادند. نتایج نشان‌داد که عملکرد بعضی از بانک‌ها بسیار ضعیف بوده و بانک‌هایی که دارای نسبت بالاتری از مطالبات معوق هستند، عمدتاً کارایی پایین‌تری دارند.

«سلیمانی‌دامنه» و همکاران (۱۳۹۶) یک مدل DEA شبکه‌ای پویا هم‌زمان ساختار و زمان را در ارزیابی درنظر می‌گیرد توسعه دادند و علاوه‌بر این دو روش برای محاسبهٔ کارایی کردند. برای ارزیابی تجربی مدل کارایی هر مرحله، شبکه و شبکه‌ای پویا برای چهارده بانک برآورد شد. مدل های ارائه‌شده دلایل ناکارایی هر بانک را با جزئیات نشان می‌دهد، چون مدل‌ها ماهیت خروجی محور دارند، ناکارا شدن هر بانک به این‌معنا است که بانک دیگری یا ترکیب محدبی از بانک‌های دیگر وجود دارد که با همین ورودی‌ها یا ورودی‌های کمتر، خروجی‌های بیشتری تولید می‌کند.

«شفیعی» (۱۳۹۵) با استفاده مدل عملکرد چندین شعبه از بانک‌های کشور موردارزیابی قرار گرفت و سپس از فعالیت‌های درونی و متغیرهای میانجی موجود در سیستم صرف‌نظر شده و عملکرد شعب به‌صورت یک جعبه سیاه که تنها دارای تعدادی ورودی و خروجی است با استفاده از مدل کلاسیک تحلیل پوششی داده‌ها موردارزیابی قرار گرفت. نتایج نشان‌داد تمام واحدهایی که طبق مدل کلاسیک دارای کارایی یک بودند در مدل جدید لزوماً دارای کارایی یک نیستند؛ زیرا طبق مدل جدید یک واحد سازمانی تنها زمانی دارای کارایی یک است که سطح رهبر و هم در سطح پیرو همکاری کاملی با یک‌دیگر داشته باشند و هر دو دارای کارایی یک باشند.

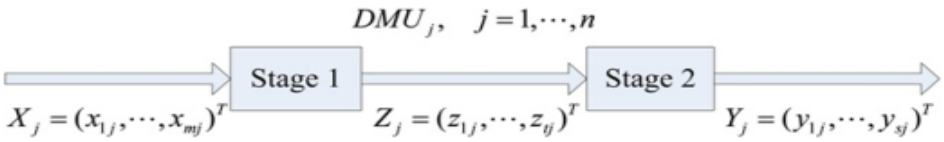
با وجود این‌که پژوهش‌های بسیاری در حوزهٔ استفاده از روش‌های تحلیل پوششی داده‌ها برای اندازه‌گیری کارایی بانک‌ها وجود دارد که هریک به نوبهٔ خود سعی‌در بهبود و توسعهٔ تکنیک‌ها داشته‌اند، اما مزیّت این مطالعه آن است که برای غلبه بر محدودیت‌های مدل‌های استاندارد تحلیل پوششی داده‌ها، این مدل‌ها را با مدل بازی چانه‌زنی و سایر تکنیک‌های مدل‌سازی ریاضی ترکیب کرده و همین‌امر سبب توسعهٔ مدل‌های تحلیل پوششی داده‌ها در حالت چنددسته‌ای شده است. مزیّت دیگر آن است که کاربرد مدل معرفی‌شده را در یک مطالعهٔ نمونه‌ای از بانک‌های خصوصی مورد سنجش قرار داده است.

٤. روش‌شناسی

روش پژوهش این مطالعه به صورت تحلیلی و از زیر گروه پژوهش‌های تحلیل ریاضی می‌باشد. در اینگونه از مدل‌ها با توسعه روابط به صورت ریاضی و استفاده از داده‌ها، نظریه های مورد ارزیابی و آزمون قرارمی‌گیرند. در این مطالعه بعد از ارائه مدل، به‌عنوان مثال عددی از آن برای ارزیابی بانک‌های خصوصی از الگوی برنامه‌ریزی در مدل برنامه‌ریزی ناپارامتریک با استفاده از روش ترکیبی تحلیل پوششی داده‌ها و تئوری بازی‌ها استفاده شده است. روش تحلیل پوششی داده‌ها مبتنی بر برنامه‌ریزی خطی سطوح کارایی هر واحد را در داخل یک گروه که دارای بیشترین سطح کارایی و عملکرد باشد را نشان می‌دهد.

٤-١. مدل بازی چانه‌زنی نش برای تجزیهٔ کارایی

با بهره‌گیری از «کائو» و همکاران[1] (۲۰۰۹) محاسبهٔ کارایی کل و هر مرحله طبق شکل (۱) استفاده شده است. این نوع نگرش اگر کارایی در مرحلهٔ دوم پایین باشد برای افزایش آن باید ورودی‌ها (خروجی مرحلهٔ اول) را کاهش داد، در این‌صورت برای بهبود کارایی در مرحلهٔ دوم باید کارایی مرحلهٔ اول را کم کرد. در یک سیستم دو مرحله‌ای با تعداد n واحد تصمیم‌گیرندهٔ (DMU) مانند نمودار در j امین DMU، بردار $x_j = (x_{1j},...,x_{mj})^T$ ورودی مرحلهٔ اول، بردار $z_j = (z_{1j},...,x_{tj})^T$ خروجی مرحله اول و تنها ورودی مرحله دوم را نشان می‌دهد که به آن بردار میانی[2] نیزگفته می‌شود. بردار خروجی مرحله دوم با $Y_j = (Y_{1j},...,Y_{sj})^T$ نشان داده شده است. در صورت نادیده گرفتن معیارهای میانی و تحت فرض بازده به مقیاس ثابت[3] (CRS)، میزان کارایی کل سیستم برای j امین DMU که به اختصار DMU_0 نامیده می‌شود، را می‌توان به وسیله مدل CCR محاسبه کرد.



شکل ۱: سیستم دو مرحله‌ایی (منبع: فتحی و همکاران، ۲۰۲۳).

Fig. 1: Two-stage system (Fathi et al., 2023).

با توجه به کاستی‌های مدل‌های سنتی و مستقل یک مدل شبکه‌ای توسعه‌یافته معرفی و مدل‌سازی متمرکز کارایی‌های کل سیستم و زیرسیستم‌ها مبتنی‌بر بازی‌های همکارانه به‌صورت روابط زیر ارائه می‌گردد.

---

1. Kao *et al*. (2009)
2. intermediate vector
3. constant return to scale

$$e_0^{Centralized} = \max \frac{\sum_{r=1}^{s} u_r Y_{r0}}{\sum_{i=1}^{m} v_i X_{i0}} \qquad (۱)$$

$$s.t \quad \begin{cases} \dfrac{\sum_{d=1}^{D} w_d Z_{dj}}{\sum_{i=1}^{m} v_i X_{ij}} \le 1 \qquad j = 1,2,\ldots,n \\ \dfrac{\sum_{r=1}^{s} u_r Y_{rj}}{\sum_{d=1}^{D} w_d Z_{dj}} \le 1 \qquad j = 1,2,\ldots,n \\ v_i \ge \varepsilon, \quad i = 1,2,\ldots,m; \quad w_d \ge \varepsilon \quad d = 1,2,\ldots,D; \\ u_r \ge \varepsilon, \quad r = 1,2,\ldots,s \end{cases}$$

با فرض این‌که جواب بهینهٔ مدل(۱)، به صورت $V^* = (v_1^*,\ldots,v_m^*),\ W^* = (w_1^*,\ldots,w_D^*),\ U^* = (u_1^*,\ldots,u_s^*)$ باشد، کارایی کلی سیستم و کارایی دو مرحله می‌تواند به‌صورت مدل (۲) بیان شود.

$$e_0^{Centralized} = \frac{\sum_{r=1}^{s} u_r^* Y_{r0}}{\sum_{i=1}^{m} v_i^* X_{i0}}, \quad e_0^{1.Centralized} = \frac{\sum_{d=1}^{D} W_d^* Z_{d0}}{\sum_{i=1}^{m} v_i^* X_{i0}}, \quad e_0^{2.Centralized} = \frac{\sum_{r=1}^{s} u_r^* Y_{r0}}{\sum_{d=1}^{D} W_d^* Z_{d0}} \qquad (۲)$$

بدیهی است که کارایی کلی می‌تواند برابر حاصل‌ضرب کارایی دو مرحله باشد؛ بنابراین اگر مدل (۱) دارای جواب بهینهٔ چندگانه باشد، پاسخ این ضرب دو کارایی منحصربه‌فرد نیست؛ به‌همین‌دلیل، کارایی یک مرحله در ابتدا بیشینه می‌شود، درحالی‌که کارایی کل سیستم بدون تغییر باقی‌بماند. در مرحلهٔ دیگر نیز کارایی متعاقباً به‌دست می‌آید و حداکثر کارایی قابل دسترس در مرحلهٔ اول را می‌توان با مدل(۳) به‌دست آورد:

$$e_0^{1+} = \max \sum_{d=1}^{D} w_d Z_{d0} \qquad (۳)$$

$$s.t \quad \begin{cases} \sum_{i=1}^{m} v_i X_{i0} = 1 \\ \sum_{r=1}^{s} u_r Y_{r0} = e_0^{Centralized} \\ \sum_{d=1}^{D} w_d Z_{dj} \le \sum_{i=1}^{m} v_i X_{ij} \qquad j = 1,2,\ldots,n \\ \sum_{r=1}^{s} u_r Y_{rj} \le \sum_{d=1}^{D} w_d Z_{dj} \qquad j = 1,2,\ldots,n \\ v_i \ge \varepsilon, \quad i = 1,2,\ldots,m; \quad w_d \ge \varepsilon \quad d = 1,2,\ldots,D; \\ u_r \ge \varepsilon, \quad r = 1,2,\ldots,s \end{cases}$$

حال کمترین کارایی قابل دسترس برای مرحلهٔ اول از رابطهٔ $e_0^{1-} = \dfrac{e_0^{Centralized}}{e_0^{2+}}$ به‌دست می‌آید. به‌طریق مشابه، نیز بیشترین کارایی قابل دسترس برای مرحلهٔ دوم می‌تواند از رابطهٔ زیر به‌دست آید:

$$e_0^{2+} = \max \sum_{r=1}^{s} u_r Y_{r0} \qquad (۴)$$

$$s.t \quad \begin{cases} \sum_{d=1}^{D} w_d Z_{d0} = 1 \\ \sum_{r=1}^{s} u_r Y_{r0} = e_0^{Centralized} \sum_{i=1}^{m} v_i X_{i0} \\ \sum_{d=1}^{D} w_d Z_{dj} \le \sum_{i=1}^{m} v_i X_{ij} \qquad j = 1,2,...,n \\ \sum_{r=1}^{s} u_r Y_{rj} \le \sum_{d=1}^{D} w_d Z_{dj} \qquad j = 1,2,...,n \\ v_i \ge \varepsilon, \quad i = 1,2,...,m; \quad w_d \ge \varepsilon \quad d = 1,2,...,D; \\ u_r \ge \varepsilon, \quad r = 1,2,...,s \end{cases}$$

متعاقباً کمترین کارایی قابل دسترس برای مرحلهٔ اول از رابطهٔ $e_0^{1-} = \dfrac{e_0^{Centralized}}{e_0^{2+}}$ به‌دست می‌آید. اگر این روابط برقرار باشد $e_0^{1-} \neq e_0^{1+}$ یا $e_0^{2-} \neq e_0^{2+}$ تجزیهٔ کارایی منحصربه‌فرد نبوده و ممکن است منجر به انعطاف‌پذیری تجزیه بین دو مرحله شود. از دیدگاه بازی‌های همکارانه، زمانی‌که کارایی کلی مشخص شد، برای یافتن تجزیه‌ای که تا حد امکان برای هر دو مرحله عادلانه باشد، اقدام می‌گردد.

٤-۲. مدل بازی چانه‌زنی نش

از دیدگاه بازی‌ها این امکان وجود داشته که تجزیهٔ کارایی مدل‌سازی شود، یعنی این دو مرحله را می‌توان به‌عنوان دو بازیکن در بازی چانه‌زنی درنظر گرفت؛ بنابراین می‌توان تجزیهٔ کارایی را مستقیماً با استفاده از نظریهٔ بازی چانه‌زنی نش به‌دست آورد. در بازی چانه‌زنی نش دو بازیکن را با $N = \{1,2\}$ درنظر داشته و بردار پیامد[1] به‌عنوان یک عضو از فضای دو بُعدی $\mathbf{R}^2$ تعریف می‌شود. مجموعهٔ شدنی[2] $S \subset \mathbf{R}^2$ و زوج مرتب نقطهٔ شکست[3] نیز جدای از $b \in \mathbf{R}^2$ است. مسأله چانه‌زنی را می‌توان به‌صورت (N, S, b) نشان‌داد. نش[4] استدلال کرد که یک جواب معقول برای بازی چانه‌زنی باید در ۴ شرط پیش‌رو صدق کند: ۱- کارایی پارتو[5](PE)، ۲- عدم تغییر نسبت به تبدیل آفین[6] (IAT)، ۳- استقلال گزینه‌های غیر مرتبط[7] (IIAs)، و ۴- تقارن[8]{قرینگی}(SYM). وی استدلال کرد که همیشه یک جواب منحصربه‌فرد وجود دارد، یعنی جواب نش، برای مسأله چانه‌زنی می‌تواند به‌وسیلهٔ مدل زیر حل شود:

---

1. Payoff
2. feasible set
3. breakdown point
4. Nash (1950, 1953)
5. Pareto efficiency
6. invariance with respect to affine transformation
7. independence of irrelevant alternatives
8. symmetry

$$\max_{u\in s,u\geq b}\prod_{i=1}^{2}(u_i-b_i) \qquad (۵)$$

که u_i و b_i به‌ترتیب i امین عنصر از u و b هستند. برای سنجیدن تجزیهٔ کارایی در مدل متمرکز، دو مرحله را به‌عنوان دو بازیکن در مدل چانه‌زنی درنظر گرفته شده است. آن‌ها منافع خود، یعنی کارایی‌هایشان را بدون خسارت وارد کردن به منافع کل سیستم، یعنی کارایی کلی، دنبال می‌کنند. اعداد کارایی و وزن‌ها می‌تواند به‌ترتیب به‌عنوان برد–باخت و استراتژی‌ها درنظر گرفته شود. برای شروع چانه‌زنی نیاز است که نقطهٔ شکست را برای بازیکنان به‌دست آید و در این حالت چانه‌زنی نباید به کارایی کل سیستم آسیب وارد کند؛ بنابراین می‌توان کمترین کارایی قابل حصول دو مرحله را به‌عنوان نقطهٔ شکست درنظر گرفت. یک بازیکن اگر کارایی آن از حداقل کارایی قابل دسترس، یعنی نقطهٔ شکست کمتر باشد وارد بازی چانه‌زنی نمی‌شود؛ زیرا در این صورت کارایی کل سیستم کاهش می‌یابد؛ بنابراین می‌توان مدل چانه‌زنی زیر را برای سنجیدن تجزیه کارایی در مدل متمرکز ارائه می‌گردد، که e_0^{1-} و e_0^{2-} به‌ترتیب کمترین کارایی قابل حصول در مراحل اول و دوم است؛ به‌طوری‌که کارایی کلی $e_0^{Centralized}$ تغییر نکند، به‌وضوح روشن است که مدل (۶) با مدل زیر معادل است:

$$\max \quad \left(\frac{\sum_{d=1}^{D}w_dZ_{d0}}{\sum_{i=1}^{m}v_iX_{i0}}-e_0^{1-}\right)\left(\frac{\sum_{r=1}^{s}u_rY_{r0}}{\sum_{d=1}^{D}w_dZ_{d0}}-e_0^{2-}\right) \qquad (۶)$$

$$s.t \quad \begin{cases} \sum_{d=1}^{D}w_dZ_{d0}\geq e_0^{1-}\sum_{i=1}^{m}v_iX_{i0} \\ \sum_{r=1}^{s}u_rY_{r0}\geq e_0^{2-}\sum_{d=1}^{D}w_dZ_{d0} \\ \sum_{r=1}^{s}u_rY_{r0}=e_0^{Centralized}\sum_{i=1}^{m}v_iX_{i0} \\ \sum_{d=1}^{D}w_dZ_{dj}\leq\sum_{i=1}^{m}v_iX_{ij} \qquad j=1,2,...,n \\ \sum_{r=1}^{s}u_rY_{rj}\leq\sum_{d=1}^{D}w_dZ_{dj} \qquad j=1,2,...,n \\ v_i\geq\varepsilon,\quad i=1,2,...,m;\quad w_d\geq\varepsilon\quad d=1,2,...,D; \\ u_r\geq\varepsilon,\quad r=1,2,...,s \end{cases}$$

«نش»[1] (۱۹۵۰ و ۱۹۵۳) استدلال کرد که مجموعه شدنی باید فشرده، محدب و شامل بردار برد–باخت باشد؛ به‌طوری‌که برد–باخت هر بازیکن حداقل به اندازهٔ پیامد نقطهٔ شکست است و تمام قیود در مدل (۶) خطی می‌باشند. درنتیجه، مجموعه شدنی S پیوسته، فشرده و محدب است. از مدل‌های (۳) و (۴) می‌توان بردارهای پیامد (e_0^{1-},e_0^{2+}) و (e_0^{1+},e_0^{2-}) را به‌دست آورد که به‌وضوح جواب شدنی مدل (۶) می‌باشند.

[1]. Nash

۵. نتایج تجربی

۵-۱. داده‌ها

لازمهٔ هر تحقیق کاربردی بررسی و شناخت مؤثر پارامترهای مؤثر در حوزهٔ کاری تحقیق است. برای این‌منظور در راستای شناخت و استخراج شاخص‌های مؤثر ورودی و خروجی و واسطه‌ای بر ارزیابی کارایی نسبی بانک‌ها، مطالعات بسیاری برروی سیستم بانک‌ها انجام‌شد؛ هرچند اجماع کاملی برای انتخاب متغیرها به‌عنوان بهترین عملکرد توضیح‌دهنده وجود ندارد. در مرحلهٔ حاضر مشابه مطالعات ونک و همکاران (۲۰۱۹)، محمودی و همکاران (۲۰۱۹)، محمودآبادی و همکاران (۲۰۱۹) ورودی و خروجی‌های مدل دو سطحی طبق جدول (۱) می‌باشد. در ارتباط با انتخاب متغیرها باید این نکته را نیز قید کرد که در اکثر مطالعات انجام شده در حوزهٔ ارزیابی کارایی بانک‌ها متغیر نیروی انسانی، هزینه‌های اداری، عمومی و دارایی‌های ثابت بانک‌ها به‌عنوان نهاده درنظر گرفته می‌شوند. با توجه به نقش سپرده‌های بانکی در عملکرد بانک، در مرحلهٔ اول به‌عنوان ستانده و در مرحلهٔ دوم به‌عنوان نهاده وارد مدل شده است. این نوع نگرش سبب دور شدن از رهیافت‌های سنتی نهاده یا ستانده بودن سپرده‌ها می‌شود.

جدول ۱: ورودی‌ها و خروجی‌ها

Table. 1: inputs and outputs

ورودی مرحلهٔ اول	نماد	خروجی مرحلهٔ اول	نماد
هزینه‌های اداری عملیاتی	X1	سپرده‌های مشتریان	W1
هزینه‌های سرمایه ای	X2	تسهیلات اعطایی به اشخاص دولتی	W2
دارائی‌های ثابت	X3	تسهیلات اعطایی به اشخاص غیر دولتی	W3
تعداد نیروی انسانی	X4	سرمایه‌گذاری‌ها	W4
ورودی مرحلهٔ دوم	نماد	خروجی مرحلهٔ دوم	نماد
سپرده‌های مشتریان	W1	سود	Y1
تسهیلات اعطایی به اشخاص دولتی	W2	مطالبات از بانک‌ها و سایر مؤسسات مالی	Y2
تسهیلات اعطایی به اشخاص غیردولتی	W3	معوقات	Y3
سرمایه‌گذاری‌ها	W4	مشکوک‌الوصول	Y4
		درآمدهای تسهیلاتی وسپرده‌گذاری	Y5

آمار توصیفی متغیرهای ورودی و خروجی مورداستفاده در مدل برای بیست و دو بانک خصوصی موردمطالعه شامل: آینده، اقتصاد نوین، گردشگری، قرض‌الحسنه مهر، ایران ونزوئلا، کارآفرین، خاورمیانه، مسکن، ملل، ملت، پارسیان، پاسارگاد، پست بانک، رفاه، صادرات، سامان، سرمایه، شهر، سینا، تجارت، توسعه صادرات، توسعه تعاون، در سال ۱۴۰۰ در جدول (۲) گزارش شده است. اعداد مندرج در جدول (۲) نشان می‌دهد بانک ملت دارای بیشترین میزان هزینه‌های اداری و عمومی، دارایی‌های ثابت، تسهیلات اعطایی به مشتریان دولتی و غیردولتی، مطالبات از بانک‌ها، معوقات و درآمدهای تسهیلاتی و سپرده‌گذاری است. در مقابل بانک ایران ونزوئلا کمترین میزان دارایی ثابت، نیروی انسانی، سپرده‌های مشتریان، تسهیلات اعطایی به اشخاص غیردولتی، سرمایه‌گذاری، معوقات و درآمدهای تسهیلاتی و سپرده‌گذاری را به خود اختصاص داده است. محاسبات نیز در نرم‌افزار گمز انجام شده است.

جدول ۲: آمار توصیفی متغیرها

Tab. 2: Descriptive statistics of variables

واحد	نام بانک	ماکزیمم	نام بانک	مینیمم	میانگین	انحراف معیار
هزینه‌های اداری عمومی	ملت	۲۴۱۱۱۱	سامان	۱۱۲	۲۳۸۸۹.۳۶	۵۱۵۳۰.۸۹
هزینه‌های سرمایه‌ای	صادرات	۵۰۸۸۰.۳	پست بانک	۱۰	۹۰۳۰.۹۲	۱۳۷۲۴.۶۸
دارائی‌های ثابت	ملت	۲۰۷۷۲۶	ایران ونزوئلا	۳۳۲	۵۳۱۶۸.۵۵	۶۰۱۰۱.۲۷
نیروی انسانی	صادرات	۲۲۹۳۱	ایران ونزوئلا	۸۵	۵۸۸۱.۷۸	۶۲۸۱.۱۹
سپرده‌های مشتریان	ملت	۲۶۶۸۲۱۹	ایران ونزوئلا	۳۸	۴۷۱۴۶۶.۸۶	۶۶۰۸۷۲.۸۳
تسهیلات اشخاص دولتی	ملت	۳۱۸۹۳۲۳	ملل	۲.۲۴۲	۱۴۴۲۴۵.۷۱	۶۴۹۳۱۶.۷۸
تسهیلات اشخاص غیردولتی	ملت	۳۸۱۲۱۰۱	ایران ونزوئلا	۲۹۸۸	۱۱۴۶۱۲۵.۴	۱۰۵۵۵۵۴.۰
سرمایه‌گذاری‌ها	آینده	۸۱۳۸۱۸	ایران ونزوئلا	۷۹۶	۱۲۲۷۳۶.۳۲	۱۸۹۷۸۸.۸۲
سود	تجارت	۵۶۶۰۰.۱	توسعه تعاون	۶۹	۱۲۱۰۵.۰۶	۱۷۶۷۰.۴۳
مطالبات از بانک‌ها و سایر مؤسسات	ملت	۱۱۲۸۴۷۳	ملل	۰	۱۱۷۸۱۵.۴۵	۲۴۷۶۹۰.۸۰
معوقات	ملت	۳۱۱۴۸۷	ایران ونزوئلا	۰	۲۴۰۰۹.۷۸	۶۴۳۴۴.۶۱
مشکوک‌الوصول	صادرات	۵۲۱۱۹۸	خاورمیانه	۲۱.۰۱	۱۰۵۷۱۷.۷۹	۱۵۳۶۷۰.۶۱
درآمدهای تسهیلاتی وسپرده‌گذاری	ملت	۶۶۰۷۹۳	ایران ونزوئلا	۶۸۶	۱۵۹۷۶۶.۰۹	۱۶۷۲۶۱.۲۶

(منبع: یافته‌های پژوهش).

۵-۲. بحث و تحلیل

پس از جمع‌آوری داده‌های موردنیاز از بانک‌های منتخب، با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها و بازی چانه‌زنی نش امتیازات کارایی کل توسط مدل متمرکز ارائه شده است. به‌بیان دیگر نتایج حاصل از کارایی متمرکز، حداکثر کارایی در مرحلهٔ اول و دوم و هم‌چنین بازی چانه‌زنی به‌ترتیب با استفاده از مدل‌های (۱)، (۳)، (۴)، (۶) نیز در جدول (۳) نشان داده شده است. رتبه‌بندی همهٔ مراحل نیز در داخل پرانتز قید شده است. در این جدول امتیاز حداقل کارایی مراحل اول و دوم به‌ترتیب در ستون‌های سوم و پنجم و امتیازات حداکثر کارایی مراحل اول و دوم به‌ترتیب در ستون‌های چهارم و ششم لیست شده‌اند. فقط بانک‌های آینده، خاورمیانه، ملت، صادرات، تجارت، توسعه صادرات در هر دو مرحله و کل سیستم عملکرد کارایی دارند. مهم‌ترین علت کارا بودن بانک آینده میزان سرمایه‌گذاری بالا (۸۱۳۸۱۸ میلیارد ریال) در این بانک است که نسبت به میانگین (۱۲۲۷۳۶ میلیارد ریال) بسیار بالاتر است. مهم علت کارا بودن بانک تجارت در هر دو مرحله را نیز می‌توان به‌میزان سود بالا و معادل ۵۶۶۰۰ میلیارد ریالی این بانک نسبت داد. بانک خاورمیانه در بین بانک‌های مورد بررسی کمترین میزان مطالبات

مشکوک‌الوصول را دارد و شاید این امر تأثیر به‌سزایی در افزایش سطح کارایی این بانک داشته است؛ درصورتی‌که برای ۱۶ بانک باقی‌مانده امتیازات کارایی حداقل و حداکثر در هر مرحله متفاوت است. متوسط سطح کارایی کلی، مرحلهٔ اول، مرحلهٔ دوم که بین ۰/۶۵۸ تا ۰/۸۳۰ است نشان می‌دهد که اکثریت بانک‌ها نتوانسته‌اند که از منابع فیزیکی و ظرفیت‌ها شامل دارایی‌های ثابت، نیروی کار و هزینه‌های اداری و عمومی برای جذب سپرده بیشتر و استفاده هرچه مؤثرتر از این سپرده‌ها در راستای سود آوری استفاده بهینه داشته باشند.

برای تجزیه کارایی بین دو مرحله برای هر بانک انعطاف‌پذیری وجود دارد. امتیاز کارایی حداقل و حداکثر در مرحلهٔ اول برای هفت بانک: آینده، خاورمیانه، ملت، صادرات، تجارت، توسعه صادرات برابر یک است. این درحالی است که در مرحلهٔ دوم علاوه‌بر بانک‌های فوق، امتیاز کارایی حداقل و حداکثر بانک‌های گردشگری، ایران ونزوئلا و سرمایه نیز برابر یک است؛ بنابراین نمی‌توان نتیجه گرفت بانک‌هایی که عملکرد مؤثری دارند در راه‌حل چانه‌زنی از عملکرد کمتری برخوردارند؛ لذا تجزیهٔ کارایی کلی با استفاده از مدل چانه‌زنی به شناسایی مرحله‌ای که باعث ناکارآمدی می‌شود کمک می‌کند. علاوه‌براین، به استناد نتایج ارائه شده تفاوت بین نمرات و رتبه‌های حداقل و حداکثر کارایی نیز مشخص می‌شود.

براساس نتایج حاصل از کارایی کلی بانک‌های آینده، خاورمیانه، ملت، پاسارگاد، صادرات، تجارت، توسعه صادرات بیشترین کارایی کلی را دارند؛ به‌عبارت دیگر، تعداد (۷ از ۲۲ بانک) در مرز قرار دارند و این بانک‌ها کاملاً کارا عمل می‌کنند و سایر بانک‌ها از کمترین کارایی برخوردار بوده و عملکرد ضعیف‌تری دارند که نشان می‌دهد این بانک‌ها بیشترین استفاده غیر بهینه از منابع را دارند. درحقیقت، قدرت تشخیص مدل کارایی متمرکز با افزایش ورودی و خروجی بسیار کم است. به‌عبارت دیگر، تعداد ورودی‌ها و خروجی‌ها بر میزان بانک‌های ناکارآمد تأثیر می‌گذارد. این نشان می‌دهد که برخی از بانک‌هایی که ناکارا می‌باشند واقعاً ناکارا نیستند؛ بنابراین اگر تعداد بانک‌ها افزایش یابد، امکان دارد به بانک‌های کارآمد تغییر پیدا کنند؛ بنابراین نیاز به مقایسهٔ DMUها در شرایط دیگر است. برای این‌منظور امتیازات کارایی حداکثر و حداقل برای دو مرحلهٔ جداگانه با استفاده از مدل‌های (۳)، (۴) در جدول ۳، به‌ترتیب در ستون‌های ۳ تا ۶ آورده شده است. طبق این نتایج، در مرحلهٔ اول بانک‌های آینده، خاورمیانه، ملت، پاسارگاد، صادرات، تجارت، توسعه صادرات در حداکثر و حداقل بیشترین کارایی را داشتند و بانک‌های قرض‌الحسنه مهر، پارسیان، پست بانک، سامان، شهر، سینا، توسعه تعاون کویت در حداکثر کارایی یک و در حداقل کارایی کمتر از یک را داشته است. در مرحلهٔ دوم نیز بانک‌های آینده، گردشگری، ایران ونزوئلا، خاورمیانه، ملت، پاسارگاد، صادرات، سرمایه، تجارت، توسعه صادرات در حداکثر و حداقل کارایی بیشترین امتیاز را داشتند و سایر بانک‌ها دارای امتیازات کمتر از یک می‌باشند. در این مرحله، تنها مؤسسه ملل در حالت حداکثر شرایط امتیاز کارایی برابر یک را دارد.

طبق محاسبات انجام‌شده در جدول ۳، امتیازات متوسط کارایی حداقل و حداکثر مرحلهٔ اول بانک‌ها به‌ترتیب ۰/۷۸۸۲ و ۰/۸۲۹۶ می‌باشد. بر این‌اساس می‌توان با افزایش ستانده‌ها به‌طور متوسط به‌ترتیب به‌میزان ۲۶/۸۷ و ۲۰٪/۵۴ و کاهش نهاده‌ها به‌طور متوسط به‌ترتیب به‌میزان ۲۱/۱۸ و ۱۷/۰۴٪ عملکرد را بهبود بخشیده و به کارایی دست‌یافت. هم‌چنین نتایج متوسط حاصل در مرحلهٔ دوم نیز به‌ترتیب ۰/۷۹۳۱ و ۰/۸۲۲۶ است، که با

افزایش ستانده‌ها به‌طور متوسط به‌ترتیب ۲۶/۴۲ و ۲۱/۵۶ و کاهش نهاده‌ها به‌طور متوسط به‌ترتیب ۲۰/۶۹ و ۱۷٪/۷۴ می‌توان عملکرد کارایی را بهبود بخشید.

جدول ۳: نتایج امتیاز کارایی و رتبه‌بندی مدل متمرکز

Tab. 3: Performance score results and centralized model ranking

بانک	کلی	مرحلهٔ اول		مرحلهٔ دوم		چانه‌زنی نش (۱)	چانه‌زنی نش (۲)
		مینیمم	ماکزیمم	مینیمم	ماکزیمم		
آینده	۱(۱)	۱(۱)	۱(۱)	۱(۱)	۱(۱)	۱(۱)	۱(۱)
اقتصاد نوین	۰.۶۲۳(۱۲)	۰.۶۷۹(۱۵)	۰.۶۸۰(۱۷)	۰.۹۲۹(۱۲)	۰.۹۳۱(۱۲)	۰.۶۸۰(۱۷)	۰.۹۳۰(۱۲)
گردشگری	۰.۹۳۶(۸)	۰.۹۳۶(۱۴)	۰.۹۳۶(۱۵)	۱(۲)	۱(۲)	۰.۹۳۶(۱۴)	۱(۲)
قرض الحسنه مهر	۰.۱۹۱(۲۱)	۰.۹۹۹(۸)	۱(۲)	۰.۱۹۰(۲۲)	۰.۱۹۰(۲۲)	۱(۲)	۰.۱۹۰(۲۲)
ایران ونزوئلا	۰.۲۲۸(۱۹)	۰.۲۲۸(۲۲)	۰.۲۲۸(۲۲)	۱(۳)	۱(۳)	۰.۲۲۸(۲۲)	۱(۳)
کارآفرین	۰.۴۷۱(۱۶)	۰.۶۴۳(۱۶)	۰.۹۰۵(۱۶)	۰.۵۲۰(۱۹)	۰.۷۳۲(۱۵)	۰.۷۳۶(۱۵)	۰.۶۱۷(۱۸)
خاورمیانه	۱(۲)	۱(۲)	۱(۳)	۱(۴)	۱(۴)	۱(۳)	۱(۴)
مسکن	۰.۲۲۱(۱۰)	۰.۳۱۶(۱۹)	۰.۳۱۶(۲۰)	۰.۶۹۸(۱۵)	۰.۶۹۸(۱۶)	۰.۳۱۶(۱۹)	۰.۶۹۸(۱۵)
ملل	۰.۳۱۱(۱۷)	۰.۳۱۱(۲۰)	۰.۳۱۴(۲۱)	۰.۹۸۹(۱۱)	۱(۵)	۰.۳۱۳(۲۰)	۰.۹۹۵(۱۱)
ملت	۱(۳)	۱(۳)	۱(۴)	۱(۵)	۱(۶)	۱(۴)	۱(۵)
پارسیان	۰.۶۲۴(۱۳)	۰.۹۹۸(۱۱)	۱(۵)	۰.۶۲۴(۱۷)	۰.۶۲۵(۱۸)	۰.۹۹۹(۱۱)	۰.۶۲۵(۱۷)
پاسارگاد	۱(۴)	۱(۴)	۱(۴)	۱(۶)	۱(۷)	۱(۵)	۱(۶)
پست بانک	۰.۵۹۳(۱۴)	۰.۹۹۹(۹)	۱.۰۰۰(۷)	۰.۵۹(۱۸)	۰.۵۹۳(۲۰)	۱(۶)	۰.۵۹۳(۱۹)
رفاه	۰.۰۸۵(۲۲)	۰.۲۶۲(۲۱)	۰.۳۷۲(۱۹)	۰.۲۲۹(۲۱)	۰.۳۲۶(۲۱)	۰.۳۱۲(۲۱)	۰.۲۷۴(۲۱)
صادرات	۱(۵)	۱(۵)	۱(۸)	۱(۷)	۱(۸)	۱(۷)	۱(۷)
سامان	۰.۷۸۱(۱۰)	۰.۹۹۴(۱۲)	۱(۹)	۰.۷۸۱(۱۴)	۰.۷۸۶(۱۴)	۰.۹۹۷(۱۲)	۰.۷۸۳(۱۴)
سرمایه	۰.۵(۱۵)	۰.۵۰۰(۱۷)	۰.۵۰۰(۱۸)	۱(۸)	۱(۹)	۰.۵۰۰(۱۸)	۱(۸)
شهر	۰.۹۰۲(۹)	۰.۹۸۰(۱۳)	۱(۱۰)	۰.۹۰۲(۱۳)	۰.۹۲۰(۱۳)	۰.۹۹۰(۱۳)	۰.۹۱۱(۱۳)
سینا	۰.۶۹۵(۱۱)	۰.۹۹۹(۱۰)	۱(۱۱)	۰.۶۹۵(۱۶)	۰.۶۹۶(۱۷)	۱(۸)	۰.۶۹۵(۱۶)
تجارت	۱(۶)	۱(۶)	۱(۱۲)	۱(۹)	۱(۱۰)	۱(۹)	۱(۹)
توسعه صادرات	۱(۷)	۱(۷)	۱(۱۳)	۱(۱۰)	۱(۱۱)	۱(۱۰)	۱(۱۰)
توسعه تعاون	۰.۲۹۸(۱۸)	۰.۴۹۵(۱۸)	۱(۱۴)	۰.۲۹۸(۲۰)	۰.۶۰۱(۱۹)	۰.۷۰۴(۱۶)	۰.۴۲۳(۲۰)

(منبع: یافته‌های پژوهشگر).

در مدل چانه‌زنی، تمام امتیازات کارایی بین حداقل و حداکثر در هر مرحله قرار دارد و درنظر داشتن رتبه‌های نمرات کارایی بسیار مهم و اهمیت دارد؛ لذا منطقی است که امتیازات کارایی چانه‌زنی برای هر مرحله در همسایگی یا بین حداقل و حداکثر امتیازات کارآیی قرار داشته باشد. در نتایج بازی چانه‌زنی ملاحظه می‌شود که در یک شرایط رقابتی تمامی بانک‌ها با داشتن برخورداری از مزیت رقابتی رتبه‌بندی شده‌اند. نتایج چانه‌زنی مرحلهٔ اول بانک‌های آینده، قرض‌الحسنه مهر، خاورمیانه، ملت، پاسارگاد، پست بانک، سینا، تجارت، توسعه صادرات برابر یک است و دارای رتبهٔ یکسان می‌باشند. در این مرحله همان‌طورکه انتظار می‌رود نتایج چانه‌زنی بین امتیازات حداقل و حداکثر است. در مرحلهٔ دوم نیز نتایج چانه‌زنی بانک‌های ایران ونزوئلا، ملت، پاسارگاد، صادرات، سرمایه، تجارت

و توسعه صادرات برابر یک است و بازهٔ نتایج این مرحله نیز برای همهٔ بانک‌ها بین امتیازات حداقل و حداکثر قرار گرفته است.

شکل ۲: امتیاز کارایی کل، بازی چانه‌زنی مرحلهٔ اول و دوم (منبع: یافته‌های پژوهش).

Fig. 2: Total efficiency score, first and second stage bargaining game

شکل(۲) به‌نوعی دیگر اطلاعات جدول (۳) امتیاز کارایی کلی و نتایج بازی چانه‌زنی را نمایش می‌دهد. مدل کارایی کلی با در برخی از موارد (۷ بانک) کارایی یک را نشان می‌دهد. این درحالی‌که، نمرات کارایی بانک‌ها که توسط مدل بازی چانه‌زنی نش در مرحلهٔ اول و دوم اندازه‌گیری شده‌اند، برای ۹ تا ۱۰ بانک برابر یک است؛ به‌طورکلی بیشترین و کمترین تعداد بانک‌های کارا به‌ترتیب در حالت مدل بازی چانه‌زنی نش مرحلهٔ اول و کارایی کلی به‌دست می‌آید.

٦. نتیجه‌گیری

وجود یک بازار پولی کارآمد و پویا جهت دستیابی به تخصیص بهینهٔ منابع، رشد پایدار غیرتورمی و تأمین نیازمندی‌های بخش‌های دیگر اقتصاد الزامی است. بررسی عملکردی و ارزیابی کارایی بانک‌ها طی دهه‌های گذشته نشان می‌دهد که آن‌ها از منظر مالی در وضعیت مناسبی قرار ندارند. برای بهبود این وضعیت باید در کنار شناخت نقاط ضعف و قوت برنامه‌ریزی جامعی برای تجدید ساختار نظام بانکی و افزایش کارایی اجرا شود؛ زیرا که شناخت منبع اصلی ضعیف بودن عملکرد یا ناکارایی بانک‌ها از مهم‌ترین الزامات برای ارائه رهنمودهای مدیریتی و کارشناسی کافی و دقیق در همهٔ سطوح است.

در این پژوهش، معیار اندازهٔ کارایی ۲۲ بانک خصوصی با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها به‌دست می‌آید که در اقتصاد به‌عنوان معیار مناسبی برای ارزیابی عملکرد درنظر گرفته می‌شود؛ زیرا به‌دلیل استفاده از مبنای قوی برنامه‌ریزی خطی، روش‌شناسی تحلیل پوششی داده‌ها این امکان را ایجاد می‌کند تا مدیران بتوانند ارزیابی درست و واقع‌بینانه‌ای از واحد خود داشته باشند و به‌همین سبب تصمیمات درستی در راستای تخصیص بهینهٔ منابع اتخاذ کنند. مدل بازی چانه‌زنی نیز برای تجزیهٔ عادلانه کارایی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که فقط بانک‌های آینده، خاورمیانه، ملت، صادرات، تجارت، توسعه صادرات در هر دو مرحله و کل سیستم عملکرد کارایی دارند؛ به‌بیان دیگر، ۱۶ بانک دیگر مورد بررسی نتوانسته‌اند از منابع فیزیکی و ظرفیت‌های خود برای جذب سپرده بیشتر و سودآوری به‌صورت بهینه استفاده کنند. تجزیهٔ کارایی کلی با استفاده از مدل چانه‌زنی به شناسایی مرحله‌ای که باعث ناکارآمدی شده است، کمک می‌کند. به استناد نتایج بازی چانه‌زنی در مرحلهٔ اول رتبهٔ بانک‌های آینده، قرض‌الحسنه مهر، خاورمیانه، ملت، پاسارگاد، پست بانک، سینا، تجارت، توسعه صادرات برابر و در مرحلهٔ دوم بانک‌های ایران ونزوئلا، ملت، پاسارگاد، صادرات، سرمایه، تجارت و توسعه صادرات برابر یکسان است. با توجه به نتایج تحقیق چند پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی به‌شرح زیر توصیه می‌گردد.

۱- چگونگی ساختارهای شبکه‌ایی پویا با ورودی یا خروجی مشترک بین مراحل و ساختارهای ترکیبی در بانک‌ها.

۲- چگونگی تعمیم مدل‌های بازده به مقیاس متغیر، مبتنی‌بر متغیرهای کمکی و ارائه مدل شبکه‌ای پویا با رویکرد غیرشعاعی.

۳- چگونگی ایجاد یک شبکهٔ اصلی به شبکه‌های فرعی در بانک‌ها.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از تمام دست اندرکاران مجله مطالعات اقتصاد کاربردی ایران و داوران ناشناش برای بهبود و رونق بخشیدن به متن مقاله قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

این مقاله مستخرج از رساله دکتری و نگارش نگارنده اول، به راهنمایی نگارنده دوم و سوم و مشاوره نگارنده چهارم است.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع دهی، نبود تضاد منافع را اعلام می دارد.

کتابنامه

- ترخانی، عطیه؛ نظری، عظیم؛ و نیلوفر، پریسا، (۱۳۹۶). «بررسی عوامل مؤثر بر کارایی صنعت بانک‌داری ایران (روش دو مرحله‌ای سیمار و ویلسون)». *فصلنامهٔ اقتصاد مقداری*، ۱۱ (۲)۱۳۹۹: ۱-۴۱. https://doi.org/10.22055/jqe.2019.14838

– تقوی فرد، محمدتقی؛ حبیبی، رضا؛ و علی‌یاری، عباس، (۱۳۹۹). «سنجش کارایی بانک‌ها با استفاده از رهیافت بیزین: مطالعه موردی بانک‌های منتخب ایران». *فصلنامهٔ علمی پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۵ (۸۴): ۱۴۳-۱۶۶. https://doi.org/10.22054/ijer.2020.32378.556

– تقوی‌فرد، محمدتقی؛ حبیبی، رضا؛ و مهدی‌زاده، حجت، (۱۴۰۰). «سنجش عملکرد بانک‌ها با استفاده از مدل DEA دو مرحله‌ای(مطالعه موردی شعبه بانک سپه استان تهران)». بررسی‌های بازرگانی. ۱۹(۱۰۹): ۹۹-۱۱۴. https://doi.org/10.22034/BS.2021.247044

– درودی، هما؛ و امینی، محمدباقر، (۱۳۹۸). «سنجش کارایی نسبی و رتبه بندی شعب بانک‌ها، رویکرد پنجره‌ای: مطالعهٔ موردی استان زنجان». *اقتصاد مالی*، ۱۳(۴۸): ۲۳۹-۲۶۰ . dor: 20.1001.1.25383833.1398.13.48.9.4

– راضی‌پورقلعه‌جوق، سمیه؛ حسین‌زاده‌لطفی، فرهاد؛ رستمی‌مال‌خلیفه، محسن؛ و شرفی، حمید، (۱۴۰۰). «ارزیابی عملکرد شعب بانک با شاخصهای مالی با استفاده از تحلیل پوششی داده‌های نسبتی». *فصلنامهٔ مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۱۱(۴۵): ۱۲۷-۱۴۶. Dor: 20.1001.1.22519165.1399.11.45.6.3

– سلیمانی دامنه، رضا؛ مومنی، منصور؛ مصطفایی، امین؛ و رستمی‌مال‌خلیفه، محسن، (۱۳۹۶). «توسعه یک مدل تحلیل پوششی داده‌ای شبکه‌ای پویا برای ارزیابی عملکرد بانک‌ها». *چشم‌انداز مدیریت صنعتی*، ۷(۱): ۸۹-۶۷. https://jimp.sbu.ac.ir/article_87208.html

– شفیعی، مرتضی، (۱۳۹۶). «طراحی مدل تحلیل پوششی داده‌های چند سطحی در ارزیابی کارایی مؤسسات مالی». *مجلهٔ تحقیق در عملیات در کاربردهای آن*، ۱۴(۲): ۶۶-۴۱. Dor: 20.1001.1.22517286.2017.14.2.8.5

– طاهری، علی؛ زاهدغروی، مهدی؛ و آسایش، حمید، (۱۴۰۱). «اولویت بندی معیارهای نا کارایی شعب بانک ملی در ایران». *اقتصاد مالی*، ۱۶(۶۰): ۲۳۶-۲۱۳. https://doi.org/10.30495/fed.2022.697612

– عرب‌مازار، عباس؛ ورهرامی، ویدا؛ و حسنی، حسین، (۱۳۹۷). «ارزیابی عملکرد بانک‌های کشور با استفاده از تحلیل پوششی داده‌های شبکه‌ای». *فصلنامهٔ علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*، ۱۵(۲): ۲۱-۱. https://doi.org/10.22055/jqe.2017.21388.1596

- Aghakarimia, E., Fereidounia, Z., Hamid, M., Rabbanib,E. Rabbania, M., (2023). “An integrated framework to assess and improve the financial soundness of private banks”. *Scientia Iranica.* Articles in Press. https://doi 10.24200/SCI.2023.60931.7060

- Alandejani, M., (2022). “Does issuing Islamic bonds through banks increase banking efficiency”. *Heliyon*, 8 (8): e10041. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2022.e10041.

- Álvarez-Botas, C., Fernández-Méndez, C. & González, V. M., (2021). “Large bank shareholders and terms of bank loans during the global financial crisis”. *Journal of*

International Financial Management & Accounting 33 (1): 107–133. https://doi.org/10.1111/jifm.12137

- Antunes, J., Hadi- Vencheh, A., Jamshidi,A., Tan.Y. & Wanke. P., (2024). "Cost efficiency of Chinese banks: Evidence from DEA and MLP-SSRP analysis*". Expert Systems with Applications,* Vol. 237, Part A. https://doi.org/10.1016/j.eswa.2023.121432

- Arabmazar, A., Varharmi, V. & Hasani, H., (2018). " Survey Performance of Iran's Banks with Network Data Envelopment Analysis Method". *Quantitative Economics*, 15(2): 1-21. https://doi.org/10.22055/jqe.2017.21388.1596 (In Persian).

- Azar, A., Zarei Mahmoudabadi, M. & Emrouznejad, A., (2016). "A new fuzzy additive model for determining the common set of weights in Data Envelopment Analysis". *Journal of Intelligent & Fuzzy Systems, 30*(1): 61-69. DOI: 10.3233/IFS-151710

- Barattieri, A., Eden, M. & Stevanovic, D., (2020). "Risk sharing, efficiency of capital allocation, and the connection between banks and the real economy". *Journal of Corporate Finance,* 60: 101538. DOI: 10.1016/j.jcorpfin.2019.101538.

- Blankson, N., Bugri Anarfo, E., Amewu, G. & Doabil, L. (2022). "Examining the determinants of bank efficiency in transition: empirical evidence from Ghana". *Heliyon,* 8(2): e10156. DOI: 10.1016/j.heliyon.2022.e10156

- Chaturvedi, K., Akhtar, S., Azhar, N. & Shamshad, M., (2021). "Impact of corporate social responsibility on financial performance of selected banks in india: based on camel model". *Studies in Economics and Business Relations,* 2(2). https://www.sabapub.com/index.php/sebr/article/view/366

- Demirgüç-Kunt, A., Pedraza, A. & Ruiz-Ortega, C., (2021). "Banking sector performance during the COVID-19 crisis". *Journal of Banking & Finance,* 133. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2021.106305

- Doorodi, H. & Amini, M B., (2019). "Measuring the relative efficiency and ranking of bank branches, window approach: A case study of Zanjan province". Financial Economics, 13(48): 239-260. dor: 20.1001.1.25383833.1398.13.48.9.4 (In Persian).

- Ebrahimnejad, A., Tavana, M., Hosseinzadeh Lotfi, F., Shahverdi, R. & Yousefpour, M., (2014). "Three-Stage Data Envelopment Analysis Model with Application to Banking Industry". *Measurement*, 49: 308-3019. https://doi.org/10.1016/j.measurement.2013.11.043

- Emrouznejad, A. & Liang Yang, G., (2018). "A survey and analysis of the first 40 years of scholarly literature in DEA: 1978-2016*". Socio-Economic Planning Sciences,* 61 (1): 4-8. https://doi.org/10.1016/j.seps.2017.01.008

- Fathi, B., Ashena, M. & Majid Anisi, M., (2023). "Efficiency evaluation of sustainability indicators in a two-stage network structure: a Nash bargaining game approach". *Environment, Development and Sustainability,* 25: 1832–1851. https://doi.org/10.1007/s10668-022-02325-3

- Floros, C., (2020). "Banking development and economy in Greece: Evidence from regional data". *Journal of Risk and Financial Management, Basel,* 13(10): 1-13. https://doi.org/10.3390/jrfm13100243

- Fukuyama, H. & Matousek, R., (2017). "Modelling bank performance: A network DEA approach". *European Journal of Operational Research,* 259(2): 721-732. https://doi.org/10.1016/j.ejor.2016.10.044

- Hatami-Marbini, A., Madjid Tavana, M., Agrell, P J., Hosseinzadeh Lotfi, F. & Ghelej Beigi, Z., (2015). "A common-weights DEA model for centralized resource reduction and target setting". *Computers & Industrial Engineering,* 79: 195-203. https://doi.org/10.1016/j.cie.2014.10.024

- Kao, C., (2009). "Efficiency decomposition in network data envelopment analysis: A relational model". *European Journal of Operational Research,* 192(3): 949–962. https://doi.org/10.1016/j.ejor.2007.10.008

- Lim, S. & Zhu, J., (2019). "Primal-dual correspondence and frontier projections in *two-stage network* DEA models". *Omega,* 83: 236-248. https://doi.org/10.1016/j.omega.2018.06.005

- Mahmoudabadi M. Z. & Emrouznejad A., (2019). "Comprehensive performance evaluation of banking branches: A three-stage slacks-based measure (SBM) data envelopment analysis". *International Review of Economics and Finance,* 64(C): 359-376. DOI: 10.1016/j.iref.2019.08.001

- Mahmoudi, R., Emrouznejad, A. & Barzoki, M., (2019). "A Bargaining Game model for performance assessment in network DEA considering sub-networks: A real case study in Banking". *Neural Computing and Applications*. https://doi.org/10.1007/s00521-018-3428-y

- Mirdehghan, M. & Fukuyama, H., (2016). "Pareto–Koopmans efficiency and network DEA". *Omega*, 61(C): 78-88. DOI: 10.1016/j.omega.2015.07.008

- Nash, J. F., (1950). "The bargaining problem". *Econometrica*, 18(2): 155–162. https://doi.org/10.2307/1907266

- Nash, J. F., (1953). "Two-person cooperative games". *Econometrica*, 21(1): 128–140. https://doi.org/10.2307/1906951

- Nasim, A., Ullah, S., Ryong Kim, J. & Hameed, A., (2023). "Energy shocks and bank efficiency in emerging economies". *Energy Economics*, 126: 107005. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.107005

- Omrani, H., Alizadeh, A, Emrouznejad, A. & Oveysi, Z., (2023). "A novel best-worst-method two-stage data envelopment analysis model considering decision makers' preferences: An application in bank branches evaluation". *Finance & Economic,* 28(4): 3593-3610. https://doi.org/10.1002/ijfe.2609

- Omrani, H., Shamsi, M. Emrouznejad, A. & Teplova, T., (2023). "A robust DEA model under discrete scenarios for assessing bank branches". *Expert Systems with Applications,* 219: 119694. DOI: 10.1016/j.eswa.2023.119694

- Omrani, H. Oveysi, Z. Emrouznejad, A. & Teplova, T., (2023). "A mixed-integer network DEA with shared inputs and undesirable outputs for performance evaluation: Efficiency measurement of bank branches". *Journal of the Operation Research Society*, 74. DOI: 10.1080/01605682.2022.2064783

- Ozdemirci, F., Yüksel, S., Dinçer, H. & Eti, S., (2023). "An assessment of alternative social banking systems using T-Spherical fuzzy TOP-DEMATEL approach". *Decision Analytics*, 6: 100184. https://doi.org/10.1016/j.dajour.2023.100184.

- Paradi, J. C. & Zhu, H., (2013). "A survey on bank branch efficiency and performance research with data envelopment analysis". *Omega*, 41(1): 61–79. DOI: 10.1016/j.omega.2011.08.010

- Proença, C., Augusto, M. & Murteira, J., (2023). "The effect of earnings management on bank efficiency: Evidence from ECB-supervised banks". *Finance Research Letters,* 51: 103450. https://doi.org/10.1016/j.frl.2022.103450

- Razipour GhalehJough, S., Hosseinzadeh Lotfi, F., Rostamy Maslkhalifeh, M. & Sharafi, H., (2020). "Evaluation of bank branches with financial indicators using data envelopment analysis". *Quarterly Financial Engineering & Securities Management,* 11(45): 127-146. Dor: 20.1001.1.22519165.1399.11.45.6.3 (In Persian).

- Shafiei, M., (2017). "Designing a Multi-level Data Envelopment Analysis Model to Evaluate the Efficiency of Financial Organizations". *Journal of Operational Research and Its Applications,* 14 (2): 41-66. Dor: 20.1001.1.22517286.2017.14.2.8.5 (In Persian).

- Soleimani Damaneh, R., Momeni, M., Mostafaei, A. & Rostami Malkhalife, M., (2017). "Developing of a Dynamic Network Data Envelopment Analysis Model for Performance Evaluating Banking Sector". *Industrial Management Perspective*, 7(1): 67-89. https://jimp.sbu.ac.ir/article_87208.html. (In Persian).

- Taheri, A., ZahedGharavi, M. & Asayesh, H., (2022). "Prioritizing inefficient criteria of Bank Melli branches in Iran". *Financial Economics,* 16(60): 213-236. https://doi.org/10.30495/fed.2022.697612 (In Persian).

- Tarkhani, A., Nazari, A. & Niloofar, P., (2020). "Investigating effective factors on the Efficiency of Iranian Banking Industry (Simar and Wilson's two-stage method*)". Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 17 (2): 1-41. https://doi.org/10.22055/jqe.2019.14838. (In Persian).

- Taghavifard, M. T., Habibi, R. & Ali Yari, A., (2020). "Bank efficiency assessment: A bayesian approach (Case study of the selected banks of Iran)". *Iranian Journal of Economic Research,* 25(84): 143-166. https://doi.org/10.22054/ijer.2020.32378.556 (In Persian).

- Taghavifard, M. T., Habibi, R., & Mahdizadeh, H., (2021). "Performance Measurement of Bank Branches Using 2-stage DEA Model (Case Study of Bank Sepah in Tehran)". *Commercial Surveys,* 19(109): 99-114. https://doi.org/10.22034/BS.2021.247044 (In Persian).

- Tzeremes, N. G., (2015). "Efficiency dynamics in Indian banking: A conditional directional distance approach". *European Journal of Operational Research, 240*(3): 807–818. DOI: 10.1016/j.ejor.2014.07.029

- Wanke, P., Kalam Azad,Md A. & Emrouznejad, A., (2018). "Efficiency in BRICS banking under data vagueness: A two-stage fuzzy approach". *Global Finance Journal,* 35: 58-71. https://doi.org/10.1016/j.gfj.2017.05.001

- Wanke, P., Kalam Azad, Md. A., Emrouznejad, A. & Antunes, J., (2019). "A Dynamic Network DEA Model for Accounting and Financial Indicators: A Case of Efficiency in MENA Banking". *International Review of Economics & Finance*, 61: 52-68. DOI: 10.1016/j.iref.2019.01.004

- Yesmine, T., Hossain, M. E., Khan, M. A., Mitra, S., Saha, S. M. & Amin, M. R., (2023). "Benchmarking the banking sector of Bangladesh: a comprehensive analysis of performance and efficiency". *Asian Journal of Economics and Banking*, 7 (1): 121-145. https://doi.org/10.1108/AJEB-08-2021-0094

- Zerafat Angiz, M., Emrouznejad, A. & Mustafa, A., (2012). "Fuzzy data envelopment analysis: A discrete approach". *Expert Systems with Applications, 39* (3): 2263–2269. https://doi.org/10.1016/j.eswa.2011.07.118

Vol. 13, No. 50, Summer (2024)
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
Copyright©2024, The Authors. This open-access article is published under the terms of the ***Creative Commons****.* **(© The Author(s))**

Bu-Ali Sin University

The Effect of Monetary and Fiscal Policies on the Ecological Footprint in Iran

Zanko Ghorbani[1], Zana Mozaffari[2], Saman Ghaderi[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2024.28533.3651
Received: 2023.11.15; Accepted: 2024.02.17
Pp: 109-136

Abstract

One of the most important challenges of societies in the last few decades is the destructive and repeated human activities to destroy the environment. The ecological footprint is the latest index measuring the extent of individuals' influence and engagement in addressing the issue of climate change as well as their negative impact on the environment. The economic policies adopted by societies have a significant effect on the process of ecological footprint. Monetary and Fiscal Policies are among the most important policies that, in addition to affecting the productive and economic activities of society, also affect the environment. Therefore, the main purpose of this study is to investigate the effect of monetary and Fiscal policies on the ecological footprint in Iran during the period from 1980 to 2021 and using the structural vector autoregression method. "Liquidity and the government's final consumption expenditures have been employed as monetary and fiscal policy tools, while economic growth, urbanization, and foreign direct investment have been utilized as control variables." The results of this research show that foreign direct investment and urbanization have a negative and significant impact on the ecological footprint. Also, economic growth, monetary policy, Fiscal policy and the dependent variable itself have a positive and significant effect on the ecological footprint and lead to an increase in the ecological footprint during the mentioned time period. On the other hand, fiscal policy impulses in the long term have resulted in a rise in environmental degradation in Iran. The results of variance analysis in the 10th period show that monetary policy explains 6.70% and Fiscal policy 24.06% of changes in the dependent variable.

Keywords: Ecological Footprint, Monetary Policy, Fiscal Policy, SVAR.
JEL Classification: E62, E52, Q57, C22.

1. M.A. Student in Economics, Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran (Corresponding Author).
Email: Z.mozaffari@uok.ac.ir
3. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.

Citations: Ghorbani, Z., Mozaffari, Z. & Ghaderi, S., (2024). "The Effect of Monetary and Fiscal Policies on the Ecological Footprint in Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(50): 109-136. doi: 10.22084/aes.2024.28533.3651
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5497.html?lang=en

1. Introduction

Today, one of the important issues that societies are facing is environmental degradation and climate change. The destruction of the environment not only diminishes natural resources and biodiversity but also leads to higher levels of air pollution, global warming, and various issues related to climate change. (Lin and Lee, 2022). The impact of human activities on the ecosystem, aimed at generating the necessary goods and services, is linked to the emission of environmentally harmful gases (Nathanil et al., 2021). Alternatively, the surge in population over recent years has resulted in a heightened demand for food, consequently leading to the excessive utilization of natural resources and arable land. Moreover, the increase in energy consumption caused by these activities leads to the destruction of the environment (Alola et al., 2019). Therefore, the ecological footprint index is used as a new and comprehensive index to measure the quality of the environment; Because this index, in addition to the amount of greenhouse gas emissions that was previously used for this purpose, also considers climate change, desertification, land degradation, sustainable land management, and food security (Global Ecological Footprint Network, 2022). On the other hand, one of the basic challenges of developing countries is to achieve rapid economic growth and development with the least amount of environmental pollution and destruction. However, industrial production and economic growth by causing environmental pollution and environmental destruction lead to ecological shortage (Alola et al., 2019). Since governments play a significant role in environmental destruction by adopting their policies, they should be careful in choosing these policies. Coordinating monetary and fiscal policies is crucial in the realm of economic strategies. It is essential to prioritize the green economy while minimizing environmental damage and avoiding ecological deficits. (Halkos and Payzanos, 2013; Zahra et al., 2022; Ellah et al., 2021).

2. Materials and Methods

Government final consumption expenditure as a percentage of gross domestic product is used as a tool of fiscal policy in this study. In foreign studies, the interest rate is used as a tool of monetary policy; however, given that the interest rate is not very practical in Iran, in this study, the money supply as a percentage of gross domestic product is used as a tool of monetary policy. Urbanization (as a percentage of the total population), foreign direct investment (as a percentage of gross domestic product), and economic growth are also other independent variables.

In this study, the SVAR method is used to estimate the model. The SVAR method is a statistical method used in social and economic research. This method is used to estimate the impact of one or more independent variables on a dependent variable.

3. Data

The sample under study is Iran. The data needed for this study were collected through documentary methods by referencing the information archives of the World Bank, the Central Bank, and the Global Footprint Network. The data for estimating the model cover the period from 1980 to 2021.

4. Discussion

Population growth in recent years increases food consumption and exploitation of natural resources. Considering Korea's available resources, this issue has transformed into a crisis

related to land. (Gali et al., 2012). The destructive activities of humans in the environment in order to produce the goods and services they need have led to pollution and environmental problems in the ecological field (Qaiser Gilani et al., 2021). The ecological footprint is a new index to measure the extent of human influence in creating climate changes and, consequently, the negative impact of people on the environment (Ecological Footprint Network, 2022). This index includes 6 variables including: pastures, war zones, carbon emissions, agricultural lands and water areas (Yogen et al., 2010). The ecological footprint is a recent measure that helps assess the extent of human influence on climate change and its adverse effects on the environment. (Ecological Footprint Network, 2022). In fact, this index compares the rate of consumption and production of human waste with the rate of reproduction of resources and disposal of waste by the environment (Manfarda et al., 2004). On the other hand, the government's fiscal development by attracting foreign direct investment has led to economic growth and development, which is associated with an increase in human activities and environmental destruction (Ngok and Avan, 2022; Ashraf et al., 2022). In addition, the increase in industrial production to achieve economic growth and development is associated with the frequent use of natural resources, increased energy consumption and the increasing emission of environmental polluting gases, the acceleration of the climate change process, the pressure of human activity on the environment and ecological shortage (Syed and Buri, 2021; Doghan and Sekar, 2016; Salahuddin et al., 2015). Also, using monetary policy tools such as interest rate adjustment, central banks encourage investors to invest in green industries and environmental projects in order to mitigate the negative outcomes of ecological scarcity. (Zahra et al., 2022). The government is also directly and indirectly related to the added value of the agricultural sector, industry and services, as well as energy consumption and environmental sustainability, using fiscal policy tools. Therefore, Fiscal policies influence the ecological footprint of production by impacting the economic added value. (Youssef et al., 2022).

5. Conclusion

Today, environmental degradation and the long lag time between consumption and the renewal of environmental resources have become one of the main challenges of societies. Humans' excessive use of natural resources and the increase in harmful production by individuals to meet their food, goods, and services needs in the ecosystem have led to serious damage to the environment. In this context, pastures, forests, seas, agricultural lands, and water bodies are among the resources of the biosphere that humans are capable of destroying or depleting. The depletion of these natural resources represents ecological scarcity.

Because the ecological footprint index, as a new and appropriate indicator for measuring environmental quality, measures the impact of humans in creating climate change and, consequently, the negative impact of individuals on the environment. This index consists of the variables of pastures, forest areas, carbon emissions, agricultural land, and water bodies. The adoption of appropriate fiscal, commercial, economic, political, and even currency policies by policy makers has a significant impact on the trend of climate change, the use of natural resources, environmental degradation, and ecological scarcity.

Monetary and fiscal policies are among the important policies whose inappropriate approach, without taking into account the aspect of environmental protection, has an impact on the ecosystem of societies and the ecological footprint. The results of this study show

that foreign direct investment and urbanization have a negative impact on the ecological footprint. This means that with the growth of cities and the decline in the rural population, villagers use less pastures, forests, pastures, and water bodies, and ultimately the ecological footprint decreases.

Alternatively, economic growth, fiscal policy, monetary policy, and the dependent variable itself have a positive impact on the ecological footprint. In a way that by adopting the approach of monetary and fiscal policies and also economic growth, the environment is destroyed and the ecological footprint increases. fiscal policy shocks in the long run have led to an increase in the ecological footprint in Iran. Also, according to the results of variance decomposition, in the tenth period, 24.06% of the changes in the ecological footprint are explained by fiscal policy.

Acknowledgments

In the end, the authors consider it necessary to thank the referees of the article for improving and enriching the text of the article.

Observation Contribution

The article has been written with equal contributions from the authors. Additionally, it is derived from the master's thesis of the first author, supervised by the second author and consulted by the third author.

Conflict of Interest

The authors declare the absence of contradiction while observing publication ethics in referencing.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۵۰، تابستان ۱۴۰۳

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران
حق نشر متعلق به نویسنده(گان) است و نویسنده تحت مجوز Creative Commons Attribution License به مجله اجازه می‌دهد مقالهٔ چاپ شده را در سامانه به اشتراک بگذارد، منوط بر این‌که حقوق مؤلف اثر حفظ و به انتشار اولیه مقاله در این مجله اشاره شود.

تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر ردپای بوم‌شناختی در ایران

زانکو قربانی[۱]، زانا مظفری[۲]، سامان قادری[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2024.28533.3651
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۸/۲۴، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۲۸
صص: ۱۳۶-۱۰۹

چکیده

تخریب محیط‌زیست امروزه ازجمله مهم‌ترین عوامل تهدیدکنندهٔ امنیت انسان‌ها به‌خصوص در کشورهای درحال‌توسعه است. ردپای بوم‌شناختی، جدیدترین شاخصی است که مقدار تأثیر و دخالت انسان‌ها در مسأله تغییرات آب‌وهوایی و هم‌چنین اثرگذاری منفی آن‌ها بر محیط‌زیست را موردسنجش قرار می‌دهد. سیاست‌های اقتصادی که دولت‌ها اتخاذ می‌کنند، در روند ردپای بوم‌شناختی تأثیر به‌سزایی دارد. سیاست‌های پولی و مالی، ازجمله مهم‌ترین سیاست‌های اتخاذی هستند که علاوه‌بر تأثیر بر فعالیت‌های تولیدی و اقتصادی جامعه، بر محیط‌زیست نیز اثرگذار هستند؛ ازاین‌رو، هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر ردپای بوم‌شناختی در ایران طی بازهٔ زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۴۰۰ و با استفاده از روش SVARاست. از حجم نقدینگی، مخارج مصرف نهایی دولت به‌ترتیب به‌عنوان ابزارهای سیاست پولی و مالی و از رشد اقتصادی، شهرنشینی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌عنوان متغیرهای کنترلی استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و شهرنشینی تأثیر منفی و معنی‌دار بر ردپای بوم‌شناختی دارند. هم‌چنین رشد اقتصادی، سیاست پولی، سیاست مالی و خود متغیر وابسته تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ردپای بوم‌شناختی دارند و منجر به افزایش ردپای بوم‌شناختی طی دورهٔ زمانی مذکور می‌شوند. ازطرفی، تکانه‌های سیاست مالی در بلندمدت به افزایش ردپای بوم‌شناختی در ایران منجر شده است؛ از سوی دیگر، نتایج تجزیهٔ واریانس در دورهٔ دهم نشان می‌دهد که سیاست پولی ۶/۷۰٪ و سیاست مالی ۲۴/۰۶٪ از تغییرات ردپای بوم‌شناختی را توضیح می‌دهند.

کلیدواژگان: ردپای بوم‌شناختی، سیاست پولی، سیاست مالی، روش خودرگرسیون برداری ساختاری.
طبقه‌بندی JEL: E62, E52, Q57, C22.

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.
Email: zanko.ghorbani@uok.ac.ir
۲. استادیار گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: z.mozaffari@uok.ac.ir
۳. استادیار گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.
Email: s.ghaderi@uok.ac.ir

ارجاع به مقاله: قربانی، زانکو؛ مظفری، زانا؛ و قادری، سامان، (۱۴۰۳). «تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر ردپای بوم‌شناختی در ایران». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران: ۱۳(۵۰): ۱۰۹-۱۳۶. doi: 10.22084/aes.2024.28533.3651
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5497.html

۱. مقدمه

امروزه یکی از مهم‌ترین و جدی‌ترین مسائلی که جوامع با آن روبه‌رو هستند، تخریب محیط‌زیست و تغییرات اقلیمی است؛ زیرا تخریب کیفیت محیطی با کاهش منابع طبیعی و تنوع زیستی، افزایش آلودگی هوا، گرم‌تر شدن کره‌زمین و تغییرات اقلیمی در ارتباط است (لین و لی[۱]، ۲۰۲۲). تغییرات آب‌وهوایی اخیر که عمدتاً ناشی از فشار فعالیت‌های انسانی و تولید گازهای گلخانه‌ای آلایندهٔ اکوسیستم است، یکی از عوامل مهم در ناپایداری محیط‌زیست و مانعی بزرگ در دستیابی به توسعهٔ پایدار محسوب می‌شود (ناتانیل و همکاران[۲]، ۲۰۲۱)؛ زیرا یکی از مهم‌ترین چالش‌های چند دههٔ اخیر جوامع که می‌تواند اقتصاد جهان را با مشکل مواجه سازد، عدم دستیابی به سطح مطلوبی از توسعهٔ پایدار است (قیصرگیلانی و همکاران[۳]، ۲۰۲۱). به‌علاوه افزایش جمعیت طی سالیان اخیر، منجر به افزایش تقاضای مواد غذایی، بهره‌برداری بی‌رویه از زمین‌های قابل‌کشت و استفاده بیش از حد از منابع طبیعی شده است. ازطرفی، افزایش مصرف انرژی درنتیجهٔ فعالیت‌های اقتصادی بشر برای دستیابی به رشد و توسعهٔ اقتصادی کشورها، منجر به تخریب محیط‌زیست شده که نمایانگر بُعدی از ردپای بوم‌شناختی[۴] است (آلولا و همکاران[۵]، ۲۰۱۹). پیش‌تر در مطالعات تجربی، پژوهشگران جهت سنجش کیفیت محیط‌زیست از میزان انتشار کربن استفاده می‌کردند؛ اما امروزه ردپای بوم‌شناختی شاخص جامع‌تری برای سنجش کیفیت اکوسیستم است؛ زیرا این شاخص، علاوه‌بر این‌که میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای را درنظر می‌گیرد، تغییرات آب‌وهوایی، میزان بیابان‌زایی، تخریب زمین، مدیریت پایدار زمین و امنیت غذایی جوامع را نیز مورد سنجش قرار داده و ازاین‌حیث شاخص مطلوب‌تری برای سنجش کیفیت محیط‌زیست محسوب می‌شود (شبکهٔ جهانی ردپای بوم‌شناختی[۶]، ۲۰۲۲). از دههٔ ۱۹۷۰م. به‌بعد، بشر با پدیدهٔ کمبود بوم‌شناختی مواجه است؛ زیرا تقاضای روزافزون افراد از منابع طبیعی و ظرفیت بوم‌شناختی زمین فراتر رفته است (اوینگ و همکاران[۷]، ۲۰۱۰). پژوهش‌های اخیر نیز حاکی از آن است که امروزه بیشتر کشورها با مشکلات ناشی از افزایش ردپای بوم‌شناختی روبه‌رو هستند؛ زیرا عدم استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر، رفتار مصرفی نامناسب و بی‌رویه از منابع طبیعی، منجر به کمبود بوم‌شناختی شده است (جلولی و همکاران[۸]، ۲۰۲۲).

یکی از چالش‌های اساسی کشورهای درحال‌توسعه، دستیابی به رشد و توسعهٔ اقتصادی سریع با ایجاد کمترین میزان آلودگی و حفظ محیط‌زیست است، اما رسیدن به رشد و توسعهٔ اقتصادی مستقیماً با تخریب محیط‌زیست و کمبود بوم‌شناختی همراه است (بانک جهانی[۹]، ۲۰۱۷). به‌علاوه اهداف اصلی بانک‌های مرکزی ثبات پولی و مالی، مدیریت و تخصیص بهینهٔ منابع به‌صورت عادلانه است. دولت نیز ازطریق ابزارهای سیاست مالی[۱۰] مانند: درآمدها و مخارج دولت و وضع مالیات در مبارزه با تغییرات اقلیم، پایداری محیط‌زیست و ردپای بوم‌شناختی نقش دارند؛ درنهایت بانک‌های مرکزی و دولت‌ها در جامعهٔ جهانی بایستی در انتخاب استراتژی‌های هدف به‌نحوی عمل کنند

---

1. Lin & Li
2. Nathaniel et al.
3. Qaiser Gillani et al.
4. Ecological Footprint
5. Alola et al.
6. Global Footprint Network
7. Ewing et al.
8. Djellouli et al.
9. World Bank
10. Fiscal Policy

تا کمترین آسیب را به محیطزیست برسانند؛ از این‌رو پایداری اکوسیستم و کاهش ردپای بوم‌شناختی در گرو هماهنگی بین سیاست‌های پولی[1] و سیاست‌های مالی است (هالکوس و پایزانوس[2]، ۲۰۱۳). نتایج مطالعات تجربی اخیر، حاکی از آن است که ایجاد تعادل بین ردپای بوم‌شناختی و رشد اقتصادی مستلزم اتخاذ سیاست‌های پولی و مالی مناسب است؛ زیرا عدم تعادل در این سیاست‌ها در کشورهای توسعه‌یافته و به‌خصوص درحال‌توسعه می‌تواند در کوتاه‌مدت و حتی بلندمدت به تخریب محیطزیست و کمبود بوم‌شناختی منجر شود (الله و همکاران[3]، ۲۰۲۱)؛ ازسوی دیگر، اتخاذ سیاست‌های مالی مناسب در یک کشور می‌تواند در جهت رسیدن آن جامعه برای اهداف بخش انرژی کمک‌رسان باشد (یائو و همکاران[4]، ۲۰۲۱). درنهایت، تعاملات بین کشورها و تعاملات بین سیاست‌های مالی و پولی بایستی به‌نحوی باشد که اهداف اقتصاد سبز را در اولویت قرار دهد؛ هم‌چنین زمانی‌که این سیاست‌ها در یک جامعه توسط سیاست‌گذاران وضع می‌شوند، بایستی آن‌چنان کارا و مناسب باشند که منجر به کاهش آلودگی‌های زیست‌محیطی و ردپای بوم‌شناختی شوند؛ از این‌رو هماهنگی بین سیاست‌های مالی و پولی در اقتصاد بسیار حائز اهمیت است (زهرا و همکاران[5]، ۲۰۲۲).

جهان در سال ۲۰۲۱م. دارای ۲۵میلیارد هکتار جهانی ردپای بوم‌شناختی بوده است. در این‌میان کشور ایران با ۲۶۶میلیون هکتار جهانی جزو کشورهایی از این‌حیث محسوب می‌شود که بیشترین ردپای بوم‌شناختی را دارد. سهم جهانی ایران در سال ۲۰۱۸م. از ردپای بوم‌شناختی مقدار ۱/۲۱٪ معادل ۲۶۷میلیون هکتار جهانی بوده است (شبکهٔ جهانی ردپای بوم‌شناختی، ۲۰۲۲). براساس آمارهای اقتصادی منتشر شده ازسوی بانک مرکزی، نرخ رشد نقدینگی در سال ۱۴۰۱ نسبت به سال ۱۴۰۰هش. معادل ۲۶/۳٪ و مقدار ۶۱۰۳هزار میلیارد تومان بوده است؛ به‌علاوه حجم پول در سال ۱۴۰۱ به مقدار ۱۵۴۵هزار میلیارد تومان رسیده است. ازطرفی، هزینهٔ مصرف نهایی دولت در سال ۱۴۰۰ نسبت به سال ۱۳۹۹ که مقدار ۳۷/۸٪ از درآمدها اعلام شده است با یک رشد چشمگیر به مقدار ۵۵/۳٪ افزایش‌یافته است. به‌علاوه درآمدهای مالیاتی در سال ۱۳۹۹ حدود ۳۶/۶٪ بوده که در سال ۱۴۰۰ به مقدار ۵۸/۵٪ رسیده است (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۴۰۲).

باتوجه به مطالب ذکر شده می‌توان استدلال نمود که درحال‌حاضر با پدیدهٔ تخریب محیطزیست مواجه هستیم که اثرات مخربی بر فعالیت‌های مختلف جامعه به‌همراه دارد. ازآنجاکه تاکنون برای بررسی اثرگذاری سیاست‌های پولی و مالی بر تخریب محیطزیست از جایگزین ناقص مانند انتشار گازهای گلخانه‌ای استفاده شده است؛ بنابراین نمی‌توان دیدگاه جامعی نسبت به این ارتباط ارائه داد. ردپای بوم‌شناختی یا فعالیت‌های بیش از حد بشر در استفاده از منابع طبیعی، مهم‌ترین پیامد مخربی است که از عدم هماهنگی مناسب بین سیاست‌های پولی و مالی دولت‌ها سرچشمه می‌گیرد. به‌نحوی‌که اتخاذ سیاست پولی یا مالی در کشورهای درحال‌توسعه جهت تسریع روند رشد و توسعهٔ اقتصادی، ممکن است با افزایش در مصرف انرژی، افزایش انتشار گازهای آلاینده، استفاده کاربری بیش از حد از زمین و آب و موارد دیگری همراه باشد که درنهایت به تخریب محیطزیست و کمبود بوم‌شناختی منجر شود؛ ازاین‌رو، پژوهش حاضر تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر ردپای بوم‌شناختی در کشور ایران طی سال‌های ۱۳۵۹

---

[1]. Monetary Policy
[2]. Halkos & Paizanos
[3]. Ullah et al.
[4]. Yao et al.
[5]. Zahra et al.

تا ۱۴۰۰هش. مورد بررسی قرار داده است. در بخش دوم پژوهش، مبانی نظری مرور شده است. بخش سوم، دربر گیرندهٔ پیشینه است. در بخش چهارم پژوهش، مدل و روش تحقیق تصریح گردیده است. بخش پنجم پژوهش، یافته‌ها و نتایج تخمین ارائه شده است. در بخش ششم پژوهش، جمع‌بندی کلی و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری

نرخ بالای رشد جمعیت طی چند دههٔ اخیر، منجر به افزایش تقاضا جهت دستیابی به غذا و بهره‌برداری بیش از حد از منابع طبیعی شده است. این درحالی است که منابع کره‌زمین ثابت است. این پدیده منجر به پیامدهای بوم‌شناختی در سطح جهانی می‌شود (گالی و همکاران[1]، ۲۰۱۲). زمین و آب، ازجمله منابع مهمی از اکوسیستم هستند که افراد برای تولید کالاها و خدماتی که در جهت ایجاد و حفظ یک زندگی مطلوب لازم دارند، مصرف می‌کنند؛ هم‌چنین تولیدات و فعالیت‌های آلایندهٔ انسان‌ها در محیط‌زیست منجر به ایجاد آلودگی‌ها و مشکلات زیست‌محیطی در حوزهٔ بوم‌شناختی می‌شود (قیصرگیلانی و همکاران، ۲۰۲۱). ردپای بوم‌شناختی، شاخص جدیدی جهت سنجش میزان تأثیر انسان در ایجاد تغییرات اقلیمی و به‌تبع تأثیر منفی افراد بر محیط‌زیست است (شبکهٔ ردپای بوم‌شناختی، ۲۰۲۲). این شاخص شامل شش متغیر ازجمله: مراتع، مناطق جنگی، انتشار کربن، زمین‌های زراعی و پهنه‌های آبی است. پیش‌تر در مطالعات تجربی جهت بررسی و سنجش میزان تغییرات آب‌وهوایی و تأثیراتی که بر محیط‌زیست خواهد گذاشت، از میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای استفاده می‌شد. اما امروزه به‌کارگیری شاخص ردپای بوم‌شناختی جهت سنجش کیفیت محیط‌زیست، علاوه‌بر نوآوری در پژوهش، نتایج مطالعه را نیز متفاوت‌تر از قبل خواهد کرد (یوگن و همکاران[2]، ۲۰۱۰). ردپای بوم‌شناختی جدیدترین شاخص برای تعیین مقدار تأثیر و دخالت انسان‌ها در مسألهٔ تغییرات آب‌وهوایی و اثرگذاری منفی بر محیط‌زیست است. درحقیقت این شاخص به مقایسهٔ مابین نرخ مصرف و تولید ضایعات انسان‌ها با نرخ بازتولید منابع و دفع ضایعات توسط محیط‌زیست می‌پردازد؛ به‌عبارتی، مقدار زمین مورداستفادهٔ انسان‌ها برای تولید و مصرف ضایعات و بازتولید و دفع این ضایعات توسط محیط‌زیست را مشخص می‌کند. هکتار جهانی به‌عنوان واحد اندازه‌گیری این شاخص به‌کار برده می‌شود. مقدار بالای این شاخص به منزلهٔ استفادهٔ بیش از حد جامعه از منابع زمین برای تولید و رفع نیازهای خود است (جواهری و همکاران، ۱۴۰۲).

از طرفی، نتایج برخی از پژوهش‌ها حاکی از آن است که شهرنشینی تأثیر کمی بر ردپای بوم‌شناختی دارد (دیتز و همکاران[3]، ۲۰۰۷)؛ ازسوی دیگر، برخی دیگر از پژوهشگران به این نتیجه رسیده‌اند که شهرنشینی یکی از مواردی است که منجر به تخریب محیط‌زیست و افزایش ردپای بوم‌شناختی می‌شود (ال‌مولالی و همکاران[4]، ۲۰۱۵). ازآنجایی‌که شهرنشینی فرآیندی چندبُعدی است و نشان‌دهندهٔ مهاجرت افراد ساکن روستا به شهرها، افزایش

[1]. Galli et al.
[2]. Eugene et al.
[3]. Dietz et al.
[4]. Al-Mulali et al.

جمعیت شهری، گسترش شهرها و طبقه‌بندی افراد جامعه است، نتایج اغلب پژوهش‌های اخیر حاکی از آن است که افزایش روند شهرنشینی منجر به رشد اقتصادی می‌شود (گراس و اویانگ[1]، ۲۰۲۱).

به‌علاوه، اغلب مطالعات اخیر نیز حاکی از آن است که با افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی جریان عظیمی از فناوری، دانش تولیدی، مدیریت مدرن و سرمایه به شهرها وارد می‌شود و افراد ساکن روستا درپی یافتن شغل و بهره‌مندی از این موهبت به‌سوی شهرها مهاجرت می‌کنند؛ از این‌رو سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بخش اولیه اقتصاد کشورها، یعنی کشاورزی را به‌سوی بخش ثانویه، یعنی تولیدات صنعتی هدایت می‌کند؛ بنابراین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی علاوه‌بر تأثیرگذاری بر توسعهٔ شهرنشینی و تغییرات ساختاری در اقتصاد یک کشور، به رشد اقتصادی نیز منجر می‌شود (وو و چن[2]، ۲۰۱۶). هم‌چنین بسیاری از مطالعات اخیر حاکی از تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی است؛ زیرا افزایش در جریان ورودی سرمایه و فناوری، به افزایش بهره‌وری، ایجاد اشتغال و افزایش رقابت منجر شده که به نوبهٔ خود به رشد اقتصادی کمک می‌کند (بوناگ[3]، ۲۰۲۳).

۲-۱. سیاست پولی و تخریب محیط‌زیست

زمانی‌که توسعهٔ مالی جزو اهداف اصلی سیاست‌گذاران باشد، تولیدکنندگان برای توسعهٔ تجهیزات و خرید ماشین‌آلات جدید درصدد آن هستند که علاوه‌بر کاهش هزینه‌های مالی خود، وام‌های ارزان‌قیمت را از بانک‌ها و مؤسسات پولی و مالی دریافت کنند؛ ازطرفی فشار تقاضای تولیدکنندگان داخلی به بانک‌ها و مؤسسات مالی منجر به تغییر رویکرد سیاست‌های پولی از قبیل: پرداخت تسهیلات ارزان‌قیمت، کاهش یا افزایش در نرخ بهره، تغییر حجم پول و افزایش یا کاهش پایهٔ پولی می‌شود (سید و بوری[4]، ۲۰۲۱). به‌علاوه با اتخاذ رویکرد توسعهٔ مالی از یک‌سو، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشتری جذب‌شده تا منجر به توسعهٔ اقتصادی شود و درنهایت با افزایش فعالیت‌های انسانی به تخریب محیط‌زیست منجر می‌شود (نگوک و آوان[5]، ۲۰۲۲؛ اشرف و همکاران[6]، ۲۰۲۲). ازطرفی، براساس دیدگاه برخی از پژوهشگران در این‌زمینه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یکی از ابزارهای مهم انتقال فناوری مدرن به کشورهای درحال‌توسعه است؛ زیرا استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر را در این کشورها تشویق می‌کند. برخی دیگر از پژوهشگران معتقدند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی صنایع آلودهٔ کشورهای توسعه‌یافته را به‌سوی کشورهای درحال‌توسعه هدایت می‌کند؛ زیرا کشورهای درحال‌توسعه قوانین و مقررات سخت‌گیرانه‌ای برای کاهش تخریب محیط‌زیست ندارند (یاسمین و همکاران[7]، ۲۰۲۲).

اکنون ارتباط مستقیم سیاست‌های پولی با توسعهٔ بازارهای مالی از این‌طریق قابل شهود است؛ هم‌چنین توسعهٔ مالی دولت با افزایش تولیدات صنعتی، استفاده مکرر از منابع طبیعی، افزایش مصرف انرژی و انتشار فزآینده گازهای

---

1. Gross & Ouyang
2. Wu & Chen
3. Bunnag
4. Seyd & Bouri
5. Ngoc & Awan
6. Ashraf et al.
7. Yasmeen et al.

آلایندهٔ محیطزیست، تسریع روند تغییرات اقلیمی، فشار فعالیت انسان‌ها بر محیطزیست و کمبود بوم‌شناختی همراه است؛ از این‌رو، اتخاذ رویکرد توسعهٔ مالی دولت منجر به گسترش سیاست‌های پولی می‌شود. درنهایت گسترش سیاست‌های پولی ناشی از توسعهٔ مالی نیز با افزایش فشار فعالیت‌های انسانی و مصرف بیش از اندازه از منابع طبیعی، سرانجام به تخریب محیطزیست و کمبود بوم‌شناختی منجر می‌شود (سید و بوری، ۲۰۲۱؛ دوغان و سکر[1]، ۲۰۱۶؛ صلاح‌الدین و همکاران[2]، ۲۰۱۵). ابزارهای سیاست پولی تنظیم نرخ بهره و سیاست‌های ارزی است که توسط بانک‌های مرکزی وضع می‌شود؛ مثلاً تنظیم مناسب نرخ بهره منجر به تشویق سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در صنایع سبز و پروژه‌های زیست‌محیطی می‌شود. هم‌چنین بانک‌های مرکزی با اتخاذ سیاست‌های ارزی مناسب می‌توانند صادرات و واردات کالاهای زیست‌محیطی را تشویق کنند و درنتیجه ردپای بوم‌شناختی را از این‌طریق بهبود بخشند (زهرا و همکاران، ۲۰۲۲).

۲-۲. سیاست مالی و تخریب محیطزیست

ابزارهای سیاست مالی به‌طور مستقیم و غیرمستقیم با اندازهٔ دولت، ارزش‌افزودهٔ بخش کشاورزی، صنعت و خدمات و هم‌چنین مصرف انرژی و پایداری محیطزیست ارتباط دارند، به‌علاوه ابعاد تأثیرگذاری سیاست‌های مالی بر محیطزیست نیز متنوع است (بالسیلار و همکاران[3]، ۲۰۱۶)؛ مثلاً افزایش مالیات به‌عنوان یکی از ابزارهای سیاست مالی از یک‌سو می‌تواند منجر به افزایش درآمدهای دولت و افزایش تولید ناخالص داخلی شود که ردپای بوم‌شناختی تولیدی را نمایان می‌سازد. ازسوی دیگر نیز با افزایش مالیات فعالیت‌های تولیدی و خدماتی در بخش صنعت، حمل‌ونقل و انرژی افزایش می‌یابد که منجر به تخریب محیطزیست و افزایش ردپای بوم‌شناختی مصرفی می‌شود (الله و همکاران، ۲۰۲۱). ازطرفی، چون‌که ابزارهای سیاست مالی بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، صنعت و خدمات در یک اقتصاد تأثیر به‌سزایی دارند؛ از این‌رو می‌توان بیان کرد که سیاست‌های مالی ازطریق ارزش‌افزودهٔ اقتصاد بر ردپای بوم‌شناختی تولیدی تأثیرگذار است. هم‌چنین با افزایش در مصرف انرژی و مصرف منابع طبیعی این سیاست بر ردپای بوم‌شناختی مصرفی تأثیر به‌سزایی دارد. افزایش درآمد دولت که ازطریق اعمال مالیات بر بخش صنعت، حمل‌ونقل و انرژی صورت می‌گیرد، است؛ به افزایش انتشار گازهای آلایندهٔ اکوسیستم منجر می‌شود. به‌علاوه کسری بودجهٔ دولت نیز به افزایش فعالیت‌های تولیدی، افزایش در مصرف انرژی و افزایش انتشار گازهای آلایندهٔ محیطزیست منجر می‌شود؛ زیرا بخش‌های تولیدی جهت تأمین منابع موردنیاز برای پرداخت مالیات اعمال شده به دولت، فعالیت بیشتری خواهند داشت که به نوبهٔ خود به افزایش در مصرف انرژی و تخریب محیطزیست منجر می‌شوند. این سازوکار به‌صورت آشکار تأثیرگذاری سیاست‌های مالی بر محیطزیست و ردپای بوم‌شناختی را نشان می‌دهد (یوسف و همکاران[4]، ۲۰۲۲).

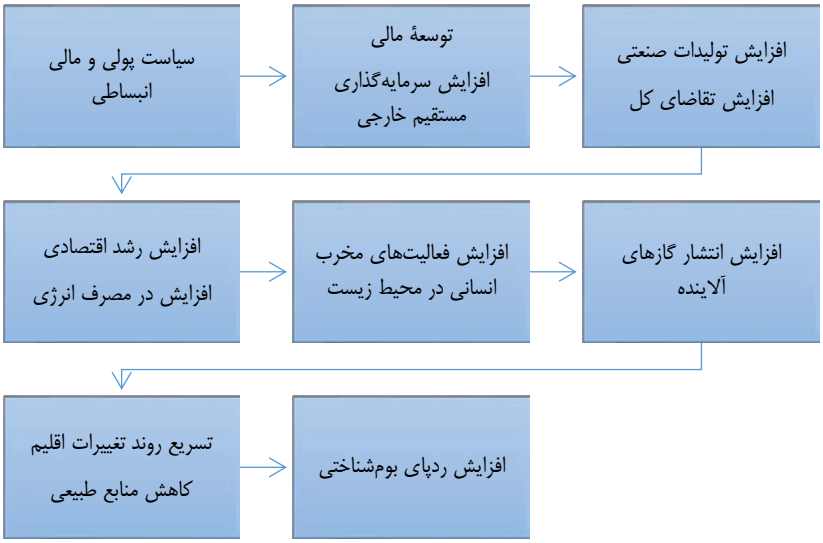
بسیاری از کشورهای آسیایی و اروپایی درحال‌حاضر با استفاده از ابزارهای سیاست مالی و پولی درصدد حفظ و پایداری محیطزیست هستند. سیاست‌گذاران در این کشورها ازطریق نهادهای مالی و پولی تلاش می‌کنند که با

---

[1]. Dogan & Seker
[2]. Salahuddin et al.
[3]. Balcilar et al.
[4]. Yousaf et al.

تأمین مالی، بودجهٔ موردنیاز پروژه‌های اقتصاد سبز و پروژه‌های انرژی پاک را فراهم کنند تا انتشار گازهای آلاینده محیطزیست را کاهش‌دهند و به توسعهٔ پایدار کمک کنند (دسوزا و رانا[1]، ۲۰۲۰)؛ به‌طورکلی سیاست‌های مالی و پولی، انبساطی و انقباضی هستند. در شرایطی که سیاست انبساطی اعمال شود، تقاضای کل در اقتصاد افزایش می‌یابد و به‌تبع این افزایش تقاضا منجر به افزایش تولید و تخریب محیطزیست خواهد شد. در مقابل سیاست انقباضی منجر به کاهش تقاضا در اقتصاد، کاهش تولید و کاهش تخریب محیطزیست می‌شود (هالکوس و پایزانوس، ۲۰۱۶). پژوهش‌های اخیر نیز حاکی از آن است که سیاست‌های مالی و پولی ازطریق انتشار فزآیندهٔ گاز کربن بر محیطزیست اثرگذار هستند؛ از این‌رو، اتخاذ ابزارهای مناسب سیاست مالی و پولی می‌تواند منجر به افزایش کیفیت محیطزیست و دستیابی به توسعهٔ پایدار شود (چان[2]، ۲۰۲۰).

به‌طور خلاصه در نمودار (۱) مبانی نظری نحوهٔ اثرگذاری سیاست‌های پولی و مالی بر ردپای بوم‌شناختی نشان داده شده است.



نمودار ۱: نحوهٔ اثرگذاری سیاست‌های پولی و مالی بر ردپای بوم‌شناختی از نظر مطالعات نظری (منبع: یافته‌های پژوهش).

Fig. 1: How monetary and fiscal policies affect the ecological footprint in terms of theoretical studies (source: research findings).

۳. پیشینهٔ پژوهش

۳-۱. پیشینهٔ پژوهش داخلی

«افتخاری‌پور» و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعهٔ خود به بررسی تأثیر شوک‌های پولی، مالی، تجاری و ارزی بر توسعهٔ پایدار اقتصادی در کشور ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۰ و با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری[3]

[1]. D'souza & Rana
[2]. Chan
[3]. Svar

پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که سیاست پولی انبساطی اثر منفی، سیاست مالی انبساطی اثر مثبت، نوسان نرخ ارز اثر منفی و سیاست تجاری باز، اثر منفی بر توسعهٔ پایدار اقتصادی دارد.

«مریدیان» و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهش خود به بررسی نقش پیچیدگی اقتصادی بر ردپای بوم‌شناختی در کشور ایران طی دورهٔ زمانی ۱۹۶۵ تا ۲۰۱۷ و با استفاده از آزمون کرانه‌های بوت استراپی با یک فرکانس فوریه‌ای کسری[1] پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که مصرف انرژی و رشد اقتصادی منجر به افزایش ردپای بوم‌شناختی می‌شود؛ هم‌چنین پیچیدگی اقتصادی تأثیر کاهشی بر ردپای بوم‌شناختی دارد.

«فاخر» و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعهٔ خود به بررسی تأثیر رابطهٔ باز بودن تجاری و مالی بر ردپای بوم‌شناختی در کشورهای درحال‌توسعه طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۴ و با استفاده از مدل سیستم معادلات هم‌زمان پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که متغیر باز بودن تجاری و متغیر باز بودن مالی اثر مثبت و معنادار بر ردپای بوم‌شناختی دارند.

۳-۲. پیشینهٔ پژوهش خارجی

«لورنته» و همکاران[2] (۲۰۲۳) در پژوهش خود به بررسی ارتباط بین توسعهٔ مالی و ردپای بوم‌شناختی در کشورهای سازمان همکاری‌های اقتصادی آسیا-پاسفیک (APEC)[3] طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۴م. و با استفاده از مدل حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده[4] و آزمون علّیت پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که یک رابطهٔ علّیت دوطرفه و یک رابطهٔ Uشکل معکوسی بین توسعهٔ مالی و ردپای بوم‌شناختی وجود دارد؛ هم‌چنین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و بازبودن تجارت منجر به افزایش ردپای بوم‌شناختی می‌شوند.

«یوسف» و همکاران (۲۰۲۲) در مطالعهٔ خود به بررسی حساسیت محیطی با استفاده از ردپای بوم‌شناختی به سیاست‌های مالی و پولی در کشور چین طی بازهٔ زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰م. و با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری با وقفهٔ توزیعی، حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده و حداقل مربعات معمولی پویا[5] پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که رشد تولید ناخالص داخلی سرانه و سوخت‌های فسیلی (عمدتاً زغال‌سنگ) تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ردپای بوم‌شناختی دارند؛ اما سیاست مالی انبساطی (افزایش هزینه‌های دولت) و سیاست پولی انقباضی (افزایش نرخ بهره) و استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر، تأثیر منفی و معکوس بر ردپای بوم‌شناختی دارند.

«محمود» و همکاران[6] (۲۰۲۲) در پژوهش خود به بررسی تأثیر سیاست‌های مالی و پولی بر مصرف و انتشار دی‌اکسیدکربن در کشورهای شورای همکاری خلیج‌فارس (GCC)[7] طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹م. و با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری[8] پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که سیاست مالی در بلندمدت و کوتاه‌مدت و سیاست پولی در کوتاه‌مدت اثرات مقیاس در اقتصادهای شورای همکاری خلیج‌فارس دارند.

---

1. Fardl
2. Lorente et al.
3. Asia-Pacific Economic Cooperation
4. Fmols
5. Dols
6. Mahmood et al.
7. Gulf Cooperation Council
8. Vecm

«الله» و همکاران (۲۰۲۱) در مطالعهٔ خود به بررسی اثرات نامتقارن ابزارهای سیاست مالی و پولی بر آلودگی محیطزیست در کشور پاکستان طی دورهٔ زمانی ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۹م. و با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی غیرخطی[1] پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت و منفی در ابزارهای سیاست مالی و پولی منجر به افزایش انتشار گاز کربن در کوتاه‌مدت می‌شود. شوک مثبت در ابزارهای سیاست پولی در بلندمدت منجر به کاهش انتشار گاز کربن می‌شود؛ هم‌چنین شوک‌های مثبت و منفی در ابزارهای سیاست مالی در بلندمدت تأثیر کاهشی بر آلودگی محیطزیست دارد.

۳-۳. نوآوری پژوهش

با عنایت به پشتوانهٔ نظری و تجربی مطرح‌شده می‌توان اظهارداشت که یکی از عوامل مؤثر در برقراری و یا عدم برقراری فرضیهٔ زیست‌محیطی کوزنتس، سیاست‌های پولی و مالی است. شاخص ردپای بوم‌شناختی یک از شاخص‌های جدید در زمینهٔ اقتصاد محیطزیست است که در مطالعات داخلی کمتر موردتوجه قرار گرفته است. در مطالعات پیشین داخلی تأثیر عوامل دیگر بر ردپای بوم‌شناختی (اکولوژیکی) مورد بررسی قرار گرفته است و اثرگذاری سیاست پولی و مالی بر ردپای بوم‌شناختی جزء خلاء مطالعات داخلی می‌باشد؛ بنابراین باتوجه به ادبیات مطرح‌شده در قسمت‌های قبل، سیاست‌های پولی و مالی بر محیطزیست و ردپای بوم‌شناختی مؤثر هستند که در مطالعهٔ حاضر این ارتباط مورد بررسی قرار گرفته است.

٤. روش تحقیق

٤-١. تصریح مدل و معرفی متغیرهای پژوهش

هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر ردپای بوم‌شناختی در کشور ایران است. داده‌ها به‌صورت سری زمانی و از سال ۱۳۵۹ تا ۱۴۰۰هـ.ش. است. برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها از نرم‌افزار ایویوز استفاده شده است. مدل اقتصادسنجی این پژوهش برگرفته از مطالعهٔ یوسف و همکاران (۲۰۲۲) و تعدیل آن مطابق شرایط اقتصاد ایران است که به‌صورت معادلهٔ (۱) تصریح شده است:

$$EF_t = \beta_0 + \beta_1 FP_t + \beta_2 MP_t + \beta_3 GDP_t + \beta_4 URB_t + \beta_5 FDI_t + \varepsilon_t \quad (۱)$$

ابزارهای سیاست مالی و پولی در این مطالعه به‌ترتیب مخارج مصرف نهایی دولت و حجم نقدینگی است. متغیرهای مورداستفاده در معادلهٔ اقتصادسنجی تصریح‌شده به‌صورت کامل در جدول (۱) معرفی شده‌اند. از مخارج مصرف نهایی دولت که درصدی از تولید ناخالص داخلی است، به‌عنوان ابزار سیاست مالی در این مطالعه استفاده می‌شود (یوسف و همکاران، ۲۰۲۲). در مطالعات خارجی از نرخ بهره به‌عنوان ابزار سیاست پولی استفاده می‌شود؛ اما باتوجه به این که نرخ بهره در ایران به‌صورت واقعی اعلام نمی‌شود و نرخ بهرهٔ بانکی نیز به‌صورت دستوری

[1]. Nardl

توسط بانک مرکزی اعلام می‌شود؛ از این‌رو، نمی‌توان از نرخ بهره به‌عنوان شاخصی مناسب برای ارائه سیاست‌های پولی استفاده کرد؛ از این‌رو، با پیروی از مطالعات «حسینی» و همکاران (۱۳۹۹)، «عمادی» و همکاران (۱۳۹۸) در این پژوهش از حجم نقدینگی که درصدی از تولید ناخالص داخلی است، به‌عنوان ابزار سیاست پولی استفاده می‌شود. شهرنشینی (درصدی از کل جمعیت)، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (درصدی از تولید ناخالص داخلی) و رشد اقتصادی نیز متغیرهای مستقل دیگری هستند که به پیروی از مطالعات «الملالی» و همکاران (۲۰۱۵)، «رافیندادی» و همکاران[1] (۲۰۱۸)، «شارف‌الدین» و «مرابت»[2] (۲۰۱۷) و یوسف و همکاران (۲۰۲۲) در این پژوهش استفاده می‌شوند.

جدول ۱: معرفی متغیرهای پژوهش

Tab. 1: Introduction of research variables

نوع متغیر	نماد	متغیر	واحد	منبع
وابسته	EF	ردپای بوم‌شناختی	هکتار جهانی	Global Footprint Network
مستقل	FP	مخارج مصرف نهایی دولت	درصدی از تولید ناخالص داخلی	World Bank
	MP	حجم نقدینگی	درصدی از تولید ناخالص داخلی	World Bank
	GDP	رشد اقتصادی	درصد ٪	World Bank
	URB	شهرنشینی	درصدی از کل جمعیت	World Bank
	FDI	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	درصدی از تولید ناخالص داخلی	World Bank

(منبع: محاسبات پژوهش).

٤-۲. روش شناسی پژوهش

برای اولین‌بار اعمال محدودیت‌های نظری بر تأثیرات هم‌زمان شوک‌ها توسط «لپر» و همکاران[3] (۱۹۹۶)، «بلاچارد» و «واتسون»[4] (۱۹۸۶) و «برنانکی» (۱۹۸۶) توسعه داده شد. مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) سپس توسط «بلاچارد» و «دنی»[5] (۱۹۸۸) و «کلریدا» و «گالی»[6] (۱۹۹۴) با اعمال محدودیت‌های نظری بر اثرات بلندمدت شوک‌ها توسعه داده و توابع واکنش آنی را شناسایی شده است. به‌طور صریح مدل (SVAR) اعمال پارامترهای ساختاری و رویکرد اساسی یک نظریهٔ اقتصادی را مجاز می‌داند (شهرازی و همکاران[7]، ۲۰۲۳). به‌علاوه این مدل دارای یک منطق اقتصادی مبتنی‌بر تئوری‌های اقتصادی جهت اعمال قیود و محدودیت‌ها است؛ هم‌چنین شناسایی تکانه‌های ساختاری به‌صورت ضمنی صورت می‌گیرد که یک مزیت نسبت

1. Rafindadi et al.
2. Charfeddine & Mrabet
3. Leeper et al.
4. Blanchard & Watson
5. Blanchard & Danny
6. Clarida & Gali
7. Shahrazi et al.

به مدل خودرگرسیون برداری[1] است (چاتزینتونیو و همکاران[2]، ۲۰۱۳)؛ از این‌رو، از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری جهت بررسی تأثیر ابعاد مختلف ناشی از اثرات شوک‌های سیاست پولی و مالی بر ردپای بوم‌شناختی در کشور ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۴۰۰ در پژوهش حاضر استفاده می‌شود. مدل خودرگرسیون برداری ساختاری پژوهش حاضر طبق معادلهٔ (۲) است.

$$\boldsymbol{BY_t = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^{n} \Gamma_i \, Y_{t-i} + \varepsilon_t} \qquad (۲)$$

در معادلهٔ فوق $Y_t = (EF, FP, MP, GDP, URB, FDI)$ بردار ۱×۶ متغیرها، B ماتریس ۶×۶ هم‌زمان، Γ_0 بردار مقادیر ثابت، Γ_i ماتریس ۶×۶ ضرب خودرگرسیون و n تعداد وقفه‌های بهینه است. ازطرفی، ε_t بردار ۱×۶ نوآوری‌های ساختاری و نامرتبط متقابل است. هنگامی‌که عناصر B^{-1} تخمین زده می‌شوند، می‌توانیم بردار شوک‌های ساختاری را محاسبه کنیم. درنتیجهٔ ماتریس ضرایب بلندمدت ما به‌شکل زیر خواهد بود.

$$e_t = \begin{bmatrix} e_t^{FDI} \\ e_t^{URB} \\ e_t^{GDP} \\ e_t^{MP} \\ e_t^{FP} \\ e_t^{EF} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & \alpha_{44} & 0 & 0 \\ \alpha_{51} & \alpha_{52} & \alpha_{53} & \alpha_{54} & \alpha_{55} & 0 \\ \alpha_{61} & \alpha_{62} & \alpha_{63} & \alpha_{64} & \alpha_{65} & \alpha_{66} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} e_t^{FDIShok} \\ e_t^{URBShok} \\ e_t^{GDPShok} \\ e_t^{MPShok} \\ e_t^{FPShok} \\ e_t^{EFShok} \end{bmatrix} \qquad (۳$$

که ۰ در ماتریس فوق نشان می‌دهد که هیچ پاسخ خاصی از شوک‌های مورد انتظار نیست، عناصر غیرصفر مانند α_{ij} (i = ۱، ۲، ۳، ۴، ۵، ۶) و (j = ۱، ۲، ۳، ۴، ۵، ۶) ضرایب پاسخ i به شوک j هستند (چن و همکاران[3]، ۲۰۱۶). هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر ردپای بوم‌شناختی در ایران است؛ برای رسیدن به این هدف از متغیرهای کنترلی شامل: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، شهرنشینی و رشد اقتصادی استفاده شده که از این متغیرهای کنترلی به‌صورت برون‌زا در تخمین استفاده شده است. در این پژوهش، بررسی تأثیر شوک‌های متغیرهای مستقل‌بر یک‌دیگر از اهداف این مطالعه نبوده، اما به‌همین‌دلیل از ماتریس پایین مثلثی استفاده شده که تنها تأثیر شوک‌های متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته، یعنی ردپای بوم‌شناختی مورد بررسی قرار گیرد، به‌همین‌دلیل مابقی درایه‌ها به‌صورت صفر درنظر گرفته شده‌اند؛ درواقع این صفر به‌معنی عدم وجود رابطهٔ بین متغیرهای مستقل در این‌زمینه نیست؛ بلکه صرفاً به این‌معنی است که هدف پژوهش صرفاً بررسی تأثیر شوک متغیرهای مستقل‌بر متغیر وابسته است.[4]

---

[1]. Var
[2]. Chatziantoniou et al.
[3]. Chen et al.
[4]. یک تخمین مجدد درنظر گرفته شده که در این تخمین کل متغیرهای مستقل در قسمت برون‌زای مدل قرار گرفته و صرفاً تأثیر دو متغیر اصلی سیاست پولی و سیاست مالی بر ردپای بوم‌شناختی مورد بررسی قرار گرفته است. با توجه به محدودیت تعداد صفحات مقاله، نتایج و تحلیل آن در اختیار متقاضیان قرار خواهد گرفت.

ابتدا آزمون‌های تشخیصی شامل آزمون ریشهٔ واحد زیوت–اندروز (۱۹۹۲) با درنظرگرفتن یک شکست ساختاری، آزمون تشخیص طول وقفهٔ بهینه برای نشان‌دادن طول وقفهٔ بهینه در مدل و آزمون ثبات مدل خودرگرسیون برداری به‌منظور بررسی پایدار مدل VAR انجام شد. برای نشان‌دادن طول وقفهٔ بهینه در مدل، از معیارهای اطلاعات مانند آکائیک[1]، حنان–کوین[2]، شوارتز–بیزین[3] و خطای پیش‌بینی نهایی[4] استفاده می‌شود. باتوجه‌به مطالعهٔ «گلایستر»[5] (۱۹۸۴) قبل از تجزیه‌وتحلیل توابع واکنش آنی در مدل‌های خودرگرسیون برداری بایستی شرایط ثبات مدل بررسی شود. جهت بررسی پایداری مدل VAR از آزمون ریشهٔ واحد معکوس چندجمله‌ای استفاده می‌شود. پس از آزمون‌های تشخیصی و اطمینان از درستی برازش، نتایج تخمین مدل مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد.

۵. نتایج پژوهش

۵-۱. آزمون‌های تشخیصی

در جدول (۲) نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد زیوت–اندریوز را با درنظر گرفتن یک شکست ساختاری نشان داده شده است.

جدول ۲: آزمون ریشه واحد زیوت – اندروز متغیرهای پژوهش
Tab. 2: Zivot – Andrews unit root test of research variabales

نماد	متغیر	آمارهٔ آزمون			
		سطح	یک‌بار تفاضل	سال شکست ساختاری	مانایی
EF	ردپای بوم‌شناختی	-۴/۱۰ (۰/۰۱)	–	۱۳۹۳	I(0)
FP	سیاست مالی	-۴/۶۷ (۰/۰۱)	–	۱۳۸۹	I(0)
MP	سیاست پولی	-۳/۳۴ (۰/۰۳)	–	۱۳۸۴	I(0)
GDP	رشد اقتصادی	-۴/۷۵ (۰/۰۴)	–	۱۳۸۷	I(0)
URB	شهرنشینی	-۳/۳۴ (۰/۰۰۲)	–	۱۳۸۵	I(0)
FDI	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	-۴/۴۴ (۰/۰۰۱)	–	۱۳۸۰	I(0)

(منبع: نتایج پژوهش). (یادداشت: مقادیر داخل پرانتز () نشان‌دهندهٔ سطح احتمال است).

[1]. AIC: Akaike Information Criterion
[2]. HQ: Hannan-Quinn Information Criterion
[3]. SC: Schwarz Information Criterion
[4]. FPE: Final Prediction Error
[5]. Glaister

همان‌طورکه از جدول (۲) مشاهده می‌شود تمامی متغیرهای پژوهش با درنظرگرفتن یک شکست ساختاری در سطح مانا هستند. درنتیجه امکان استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری در پژوهش حاضر وجود دارد؛ در ادامه، طول وقفهٔ بهینهٔ مدل در جدول (۳) ارائه شده است:

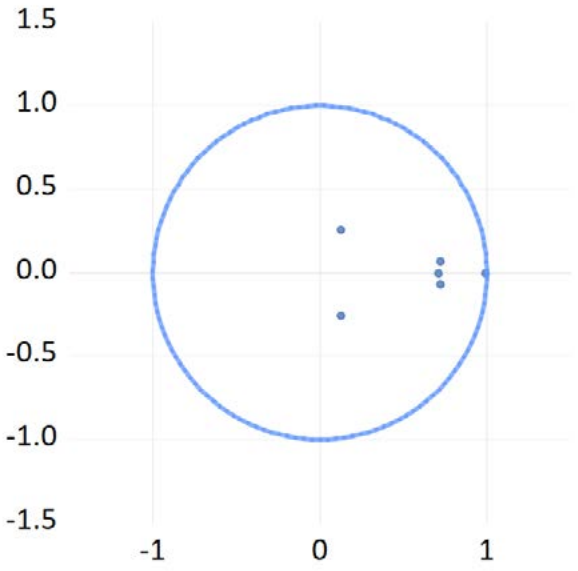
جدول ۳: طول وقفهٔ بهینه مدل
Tab. 3: Optimal lag length Model

وقفه	آکائیک	حنان–کوین	شوارتز–بیزین	خطای پیش‌بینی نهایی
۰	۱۱/۲۴	۱۱/۳۳	۱۱/۴۹	۰/۰۰۳
۱	۰/۹۳	۱/۵۷	۲/۷۲*	۱/۰۵e–۰۷
۲	۰/۱۵	۱/۳۴	۳/۴۷	۵/۵۰e–۰۸
۳	–۰/۵۰*	۱/۲۴*	۴/۳۶	۴/۲۰e–۰۸*

(منبع: نتایج پژوهش). (یادداشت: * نشانگر طول وقفه بهینه است).

باتوجه به آمارهٔ معیارهای اطلاعات آکائیک، حنان–کوین، شوارتز– بیزین و خطای پیش‌بینی نهایی در جدول (۳) و باتوجه به این‌که تعداد داده‌ها کمتر از ۱۰۰ عدد است و معیار شوارتز از اصل تعادل پیروی می‌کند، درنهایت از کمترین آمارهٔ موجود معیار شوارتز برای طول وقفهٔ بهینه استفاده می‌شود؛ از این‌رو، طول وقفهٔ ۱ برای مدل تعیین می‌شود.

پایداری مدل VAR از آزمون ریشهٔ واحد معکوس چندجمله‌ای در شکل (۱) مورد بررسی قرار گرفته است:



شکل ۱: آزمون دایرهٔ ریشه‌های معکوس چندجمله‌ای (منبع: نتایج پژوهش).
Fig. 1: Inverse roots of AR characteristic polynomial (source: research findings).

همان‌طورکه از شکل (۱) مشخص است، هیچ ریشه‌های خارج از دایره واحد قرار ندارد. درنتیجه مدل خودرگرسیون برداری شرایط ثبات را برآورد می‌کند و مشکلی برای تفسیر نتایج مدل وجود ندارد.

۵-۲. نتایج مدل

اگرچه ضرایب در مدل‌های خودرگرسیون برداری قابل‌تفسیر نیست؛ اما باتوجه به علائم و سطح معناداری آن‌ها، تفسیری آماری از این ضرایب ارائه خواهد شد و سپس به نتایج توابع واکنش آنی و تجزیهٔ واریانس پرداخته خواهد شد. جدول (۴) نتایج برآورد بلندمدت در مدل خودرگرسیون ساختاری ارائه شده که ردیف‌ها نشان‌دهندهٔ متغیرهای وابسته و ستون‌ها نشان‌دهندهٔ پاسخ هر متغیر به شوک‌ها است.

جدول ٤: نتایج مدل خودرگرسیون برداری ساختاری
Tab. 4: Results of structural autoregression model

	FDI	URB	GDP	MP	FP	EF
FDI	۱۱/۵۲*	–	–	–	–	–
URB	۱۱/۴۰*	۹/۵۹*	–	–	–	–
GDP	۲/۳۵**	−۰/۲۹***	۶/۱۹*	–	–	–
MP	۰/۰۷***	−۰/۰۰۷***	−۰/۰۵***	۰/۲۵*	–	–
FP	−۰/۶۵***	۰/۶۴***	۰/۲۱***	۱/۳۶**	۳/۶۹*	–
EF	−۰/۰۷*	−۰/۰۶*	۰/۰۱*	۰/۰۱**	۰/۰۲**	۰/۰۱*

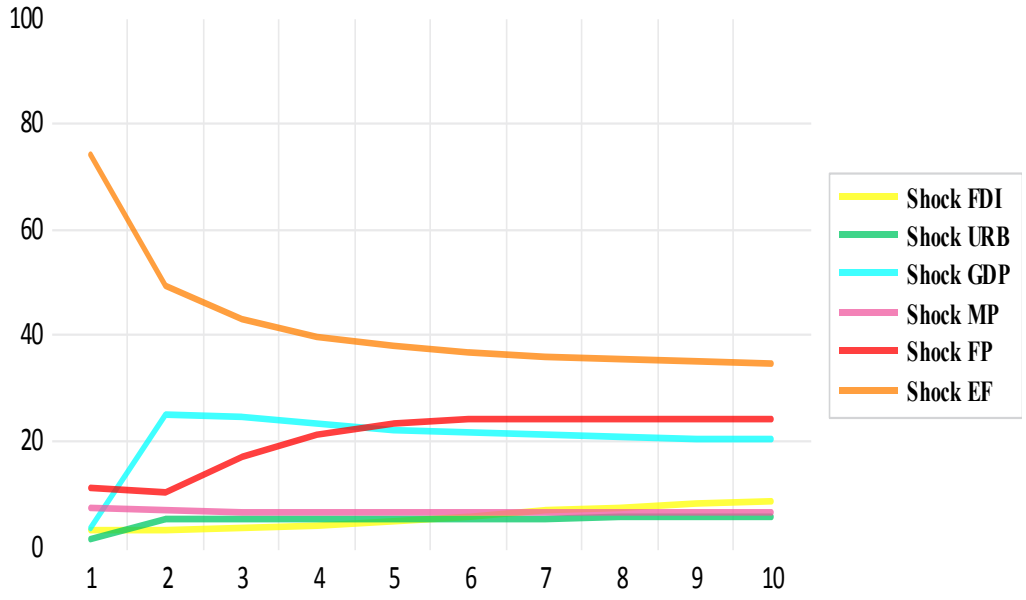
(منبع: نتایج پژوهش). (یادداشت: *، **، *** به‌ترتیب بیانگر سطح احتمال ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است).

همان‌طورکه از جدول (۴) مشخص است، سیاست مالی (FP) دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص ردپای بوم‌شناختی (EF) است. دلیل این‌امر می‌تواند اتخاذ سیاست‌های مالی انبساطی در برخی از سال‌ها توسط دولت‌های مختلف در ایران باشد که تاحدودی منجر به تخریب محیط‌زیست شده است؛ زیرا ساخت پروژه‌های عظیم سدسازی و مسکن مهر و غیره طی این سال‌ها توسط دولت‌های وقت منجر به نابودی زمین‌ها، دریاچه‌ها، جنگل‌ها شده است؛ به‌طورمثال، اتخاذ رویکرد سیاست مالی انبساطی در سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸ منجر به افزایش ردپای بوم‌شناختی‌شده و این مسأله براساس روندی که متغیرهای[۱] سیاست مالی و ردپای بوم‌شناختی طی این سال‌ها دارند، موردتأیید است. سیاست پولی نیز تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ردپای بوم‌شناختی دارد؛ البته لازم به ذکر است که سیاست‌های پولی در کشور ایران تحت‌سلطهٔ مالی دولت و سیاست‌های مالی است. درنهایت ممکن است تأثیر

۱. به‌دلیل طولانی‌شدن بحث و محدودیت تعداد صفحات مقاله در قالب فرمت نشریه از ارائه بررسی روند متغیرهای پژوهش خودداری شده است. لازم به ذکر است که نتایج تحلیل روند متغیرهای پژوهش در صورت لزوم در اختیار متقاضیان قرار می‌گیرد.

سیاست‌های پولی بر ردپای بوم‌شناختی به اندازهٔ سیاست‌های مالی نباشد و گاهی نیز این تأثیر مثبت و معنی‌دار به پیروی از غلبه سیاست مالی باشد. ازطرفی، براساس روند متغیرهای ردپای بوم‌شناختی و سیاست پولی طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵، سیاست پولی اعمال شده غالباً از نوع انبساطی بوده و ردپای بوم‌شناختی نیز طی این سالیان افزایش یافته است. افزایش حجم نقدینگی یا چاپ پول منجر به تأمین بودجهٔ موردنیاز دولت برای مخارج مصرفی کشور می‌شود که از این‌طریق می‌تواند تأثیر به‌سزایی بر تخریب محیط‌زیست داشته باشد. ازسوی دیگر، مطالعات اخیر تأثیر مثبت رشد اقتصادی بر تخریب محیط‌زیست و افزایش ردپای بوم‌شناختی را تأیید می‌کنند؛ از این‌رو، نتایج این مطالعه نیز حاکی از تأثیر مثبت و معنی‌دار رشد اقتصادی بر ردپای بوم‌شناختی است. ازطرفی، روند رشد اقتصادی در ایران طی برخی از سال‌ها مثبت، منفی و حتی صفر است، اما براساس نتایج تخمین، این متغیر در ایران نیز نتایجی مشابه مطالعات پیشین دارد؛ زیرا رشد اقتصادی منجر به افزایش تولیدات، افزایش فعالیت‌های بشر در محیط‌زیست جهت تأمین کالا و خدمات موردنیاز خود می‌شود که این مسأله نقش به‌سزایی در تخریب اکوسیستم دارد. ازسوی دیگر، نتایج پژوهش حاکی از تأثیر منفی و معنی‌دار متغیر شهرنشینی بر ردپای بوم‌شناختی است. براساس روند متغیر شهرنشینی طی بازهٔ زمانی پژوهش، افزایش جمعیت شهری، رشد شهرها و شهرنشینی شدن منجر به آسیب کمتر به محیط‌زیست ازسوی روستاییان شده است؛ زیرا زمانی‌که جمعیت روستاییان کمتر شده و به‌سوی شهرها مهاجرت می‌کنند، مزارع، چراگاه‌ها، جنگل‌ها، زمین‌ها و آب‌های زیرزمینی کمتری استفاده می‌شود. از طرفی، نتایج پژوهش حاکی از تأثیر منفی و معنی‌دار سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر ردپای بوم‌شناختی است. این تأثیر منفی بدان‌معناست که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران به کاهش ردپای بوم‌شناختی منجر شده است. این نتیجه برخلاف مطالعات برخی از پژوهشگران و هم‌چنین مورد تأیید مطالعات برخی دیگر از پژوهشگران است؛ زیرا براساس پژوهش «یاسمین» و همکاران (۲۰۲۲)، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در صورتی منجر به کاهش ردپای بوم‌شناختی می‌شود که افراد جامعه را تشویق به مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر کند. ازطرفی، روند متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران گاهی منفی، صفر و مثبت است. بر این‌اساس، می‌توان ادعا کرد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران ممکن است بر روند ردپای بوم‌شناختی بلااثر باشد؛ زیرا در کشور ایران به‌دلیل وقوع جنگ، تحریم‌های شدید، بالا بودن ریسک‌های مالی، اقتصادی و سیاسی، نااطمینانی اقتصاد کلان، بالا بودن تورم، ضعف در روابط تجاری و اقتصادی با کشورهای پیشرفتهٔ اقتصادی عملاً سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یا صورت نگرفته یا آن چنان کم است که تأثیر آن در نتایج این مطالعه ممکن است برخلاف مطالعات خارجی اخیر باشد. ازطرفی، سهم ایران از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در جهان در سال ۲۰۲۲م. حدود ۱/۱٪ و در سال ۲۰۲۱م. حدود ۰/۰۹٪ بوده است (کنفرانس تجارت و توسعهٔ سازمان ملل، ۲۰۲۳). به‌علاوه، در سال ۱۳۹۱ میزان جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران حدود ۴.۵میلیارد دلار بوده که با کاهشی چشمگیر در سال ۱۳۹۴ به کمترین میزان خود، یعنی ۹۴۵میلیون دلار طی ۲۰ سال اخیر رسیده است؛ هم‌چنین با امضای توافق‌نامهٔ برجام یک رشد کوتاه‌مدت را در سال ۱۳۹۵ تجربه کرد و پس از پایان این توافق مجدداً با یک روند نزولی در سال ۱۳۹۸ به حدود ۱ میلیارد رسید (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۴۰۰). خود ردپای بوم‌شناختی نیز تأثیر مثبت و معنی‌دار بر این شاخص دارد. در ادامه، توابع واکنش آنی و تجزیهٔ واریانس مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

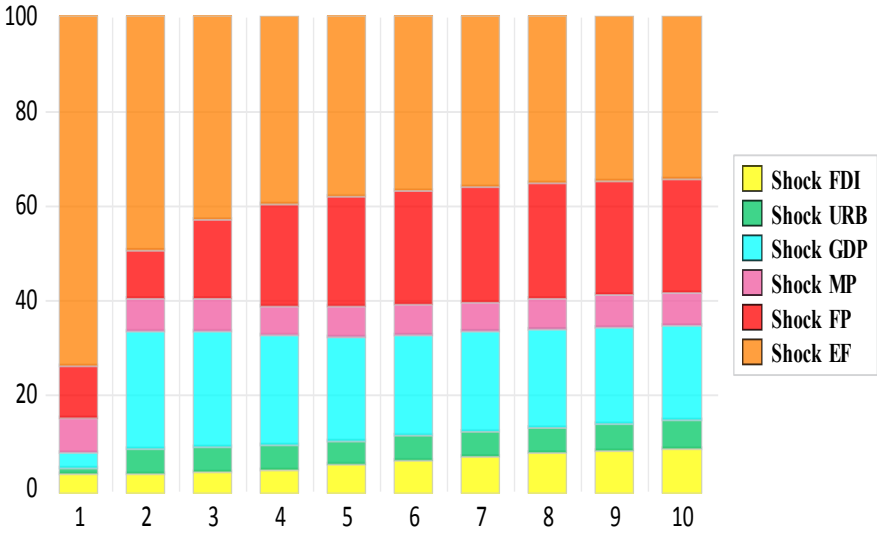
تحلیل واکنش آنی به این‌صورت است که اثر یک تکانهٔ مثبت از یک متغیر تا چه اندازه در متغیر دیگر تأثیرگذار است.



نمودار ۲: توابع واکنش آنی (منبع: نتایج پژوهش).

Graph. 2: Combined impulse-response functions (source: research findings).

نمودار (۲) واکنش آنی شاخص ردپای بوم‌شناختی نسبت به تکانه‌های متغیرها را طی ۱۰ دوره و در سطح احتمال ۹۵٪ نشان می‌دهد. همان‌طورکه مشخص است، تکانهٔ متغیر سیاست مالی (خط قرمز) از دورهٔ دوم تا انتهای دورهٔ دهم تأثیر به‌شدت مثبت و افزایشی بر ردپای بوم‌شناختی دارد. تکانهٔ متغیر سیاست پولی (خط صورتی) از دورهٔ اول تا انتهای دورهٔ دهم تأثیر مثبت و ثابت بر ردپای بوم‌شناختی دارد. تکانهٔ متغیر رشد اقتصادی (خط آبی روشن) در دورهٔ اول تأثیر مثبت و افزایشی و از دورهٔ دوم تا دهم تأثیر مثبت و تقریباً ثابت بر ردپای بوم‌شناختی دارد. تکانهٔ متغیر شهرنشینی (خط سبز) در دورهٔ اول تأثیر مثبت و نسبتاً افزایشی و از دورهٔ دوم تا انتهای دورهٔ دهم تأثیر مثبت و ثابت بر ردپای بوم‌شناختی دارد. تکانهٔ متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (خط زرد) از دورهٔ اول تا دورهٔ هشتم تأثیر مثبت و ثابت و از دورهٔ هشتم تا انتهای دورهٔ دهم تأثیر مثبت و نسبتاً افزایشی بر ردپای بوم‌شناختی دارد. تکانهٔ متغیر ردپای بوم‌شناختی (خط نارنجی) در دورهٔ اول تأثیر مثبت و به‌شدت کاهشی و از دورهٔ دوم تأثیر مثبت و کاهشی بر ردپای بوم‌شناختی دارد. نتایج توابع واکنش آنی تأییدکنندهٔ ضرایب بلندمدت در جدول (۵) است. در ادامه نیز نتایج تابع تجزیهٔ واریانس ارائه شده است.



نمودار ۳: تابع تجزیهٔ واریانس (منبع: نتایج پژوهش).

Graph. 3: Variance decomposition function (source: research findings).

جدول ۵: جدول تجزیهٔ واریانس

Tab. 5: Variance analysis table

دوره	S.E.	شوک EF	شوک FP	شوک MP	شوک GDP	شوک URB	شوک FDI
۱	۰/۴۳	۷۳/۹۷	۱۰/۹۸	۷/۲۹	۳/۴۱	۱/۲۷	۳/۰۵
۲	۰/۵۰	۴۹/۴۸	۱۰/۳۹	۶/۸۵	۲۴/۸۰	۵/۲۶	۳/۱۹
۳	۰/۵۳	۴۲/۹۸	۱۶/۸۸	۶/۷۰	۲۴/۶۰	۵/۳۲	۳/۵۰
۴	۰/۵۵	۳۹/۸۶	۲۱/۳۸	۶/۴۳	۲۳/۱۴	۵/۱۲	۴/۰۴
۵	۰/۵۵	۳۸/۰۸	۲۳/۳۸	۶/۳۳	۲۲/۲۰	۵/۰۸	۴/۹۰
۶	۰/۵۶	۳۶/۹۰	۲۴/۱۳	۶/۳۶	۲۱/۵۶	۵/۱۶	۵/۸۶
۷	۰/۵۶	۳۶/۰۶	۲۴/۳۴	۶/۴۴	۲۱/۰۹	۵/۳۰	۶/۷۴
۸	۰/۵۶	۳۵/۴۳	۲۴/۳۲	۶/۵۴	۲۰/۷۳	۵/۴۸	۷/۴۷
۹	۰/۵۶	۳۴/۹۶	۲۴/۲۰	۶/۶۳	۲۰/۴۵	۵/۶۸	۸/۰۵
۱۰	۰/۵۷	۳۴/۶۰	۲۴/۰۶	۶/۷۰	۲۰/۲۴	۵/۸۷	۸/۵۰

(منبع: نتایج پژوهش).

تجزیه‌وتحلیل واکنش تجزیهٔ واریانس مشخص می‌کند که میزان اطلاعاتی که شوک‌های هر متغیر مستقل به ردپای بوم‌شناختی در مدل خودرگرسیون اضافه می‌کند، چه مقدار است. بدان‌معنی‌که چقدر از واریانس خطای پیش‌بینی ردپای بوم‌شناختی توسط شوک‌های سیاست مالی، سیاست پولی، رشد اقتصادی، شهرنشینی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی توضیح داده شود. تجزیه‌وتحلیل واریانس مدل خودرگرسیون برداری براساس سهم متغیرها در خطای پیش‌بینی استوار است. همان‌طورکه از نمودار (۳) نیز مشخص است، شوک‌های سیاست مالی

(رنگ قرمز) در دورهٔ اول حدود ۱۰/۹۸٪ از تغییرات ردپای بوم‌شناختی را توضیح داده و با یک افزایش در دورهٔ دهم با ۲۴/۰۶٪ ثابت می‌شود. شوک‌های سیاست پولی (رنگ صورتی) در دورهٔ اول ۷/۲۹٪ از تغییرات ردپای بوم‌شناختی را توضیح داده و طی یک کاهش نسبی در دورهٔ دهم با ۶/۷۰٪ می‌رسد. شوک‌های رشد اقتصادی (آبی روشن) در دورهٔ اول ۳/۴۱٪ و طی یک افزایش در دورهٔ دهم ۲۰/۲۴٪ از تغییرات ردپای بوم‌شناختی را توضیح می‌دهد. شوک‌های شهرنشینی در دورهٔ اول ۱/۲۷٪ و با یک افزایش در دورهٔ دهم ۵/۸۷٪ از تغییرات ردپای بوم‌شناختی را توضیح می‌دهد. شوک‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز در دورهٔ اول ۳/۰۵٪ از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهد و در دورهٔ دهم با افزایشی که دارد به ۸/۵۰٪ می‌رسد. درنهایت شوک‌های ردپای بوم‌شناختی در دورهٔ اول ۷۳/۹۷٪ از تغییرات خود ردپای بوم‌شناختی را توضیح می‌دهد و در دورهٔ دهم به ۳۴/۶۰٪ می‌رسد.

٦. نتیجه‌گیری

امروزه، تخریب محیط‌زیست و فاصلهٔ زمانی طولانی‌مدت از زمان مصرف تا بازسازی مجدد منابع زیست‌محیطی به یکی از چالش‌های اصلی جوامع تبدیل شده است. استفاده بی‌رویهٔ بشر از منابع طبیعی و هم‌چنین افزایش تولیدات مضر انسان‌ها در جهت تأمین مواد غذایی، کالا و خدمات موردنیاز خود در اکوسیستم منجر به وقوع آسیب‌های جدی به محیط‌زیست شده است. در این‌میان مراتع، جنگل‌ها، دریاها، زمین‌های زراعی و پهنه‌های آبی، ازجمله منابعی از زیست‌بوم هستند که بشر قادر به تخریب و یا کمبود آن‌ها می‌شود. کمبود این منابع طبیعی نمایانگر کمبود بوم‌شناختی است؛ زیرا شاخص ردپای بوم‌شناختی به‌عنوان یک شاخص جدید و مناسب در جهت سنجش کیفیت محیطی میزان تأثیر انسان در ایجاد تغییرات اقلیمی و به‌تبع تأثیر منفی افراد بر محیط‌زیست عمل می‌کند. این شاخص متشکل از متغیرهای مراتع، مناطق جنگی، انتشار کربن، زمین‌های زراعی و پهنه‌های آبی است. اتخاذ سیاست‌های مالی، تجاری، اقتصادی، سیاسی و حتی ارزی مناسب توسط جوامع در روند تغییرات اقلیمی، استفاده از منابع طبیعی، تخریب محیط‌زیست و کمبود بوم‌شناختی تأثیر به‌سزایی دارد. سیاست‌های پولی و مالی، ازجمله سیاست‌های مهمی هستند که اتخاذ رویکرد نامناسب آن‌ها بدون‌لحاظ جنبه‌ای از حفظ محیط‌زیست، بر اکوسیستم جوامع و ردپای بوم‌شناختی تأثیرگذار است؛ از این‌رو هدف اصلی مطالعهٔ حاضر، تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر ردپای بوم‌شناختی در کشور ایران طی بازهٔ زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۴۰۰هـ.ش. و با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و شهرنشینی تأثیر منفی و معنی‌دار بر ردپای بوم‌شناختی دارند. این بدان‌معناست که با رشد شهرها و کاهش جمعیت روستایی، روستاییان کمتر از مراتع، جنگل‌ها، چراگاه‌ها و پهنه‌های آبی استفاده می‌کنند و در نهایت ردپای بوم‌شناختی کاهش می‌یابد. از طرفی، رشد اقتصادی، سیاست مالی، سیاست پولی و خود متغیر وابسته تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ردپای بوم‌شناختی دارند. به‌نحوی‌که با اتخاذ رویکرد سیاست‌های پولی و مالی و هم‌چنین رشد اقتصادی محیط‌زیست تخریب‌شده و ردپای بوم‌شناختی افزایش می‌یابد. ازطرفی، تکانه‌های سیاست مالی در بلندمدت منجر به افزایش ردپای بوم‌شناختی در ایران شده است؛ هم‌چنین طبق نتایج تجزیهٔ واریانس، در دورهٔ دهم ۲۴/۰۶٪ از تغییرات ردپای بوم‌شناختی توسط سیاست مالی توضیح داده می‌شود. این نتایج هم‌سو و هم‌راستا با مطالعات خارجی یوسف و همکاران (۲۰۲۲)،

یاسمین و همکاران (۲۰۲۲)، شارف‌الدین و مرابت (۲۰۱۷) و الملالی و همکاران (۲۰۱۵) است؛ در ادامه، باتوجه به نتایج حاصل از پژوهش، توصیه‌های سیاستی پیشنهاد می‌شود.

- باتوجه به نتایج پژوهش که حاکی از تأثیرگذاری مثبت سیاست‌های پولی و مالی بر ردپای بوم‌شناختی در ایران دارد، به سیاست‌گذاران اقتصادی توصیه می‌شود که سیاست‌هایی اتخاذ کنند که علاوه‌بر این که به محیط‌زیست کمترین میزان آسیب را وارد کند، در جهت حفظ محیط‌زیست نیز مؤثر باشد.
- به سیاست‌گذاران اقتصادی پیشنهاد می‌شود که برای جلوگیری از تخریب محیط‌زیست، ابزارهایی از سیاست‌های پولی و مالی را اتخاذ کنند که در جهت تحقق اهداف اقتصاد سبز عمل نماید.
- تشویق سرمایه‌گذاران خارجی برای افزایش سرمایه‌گذاری در جهت توسعهٔ انرژی‌های تجدیدپذیر و ایجاد بستری برای واردکردن فناوری‌هایی که انرژی کمتری مصرف کرده و به تخریب محیط‌زیست منجر نمی‌شود.
- باتوجه به نتایج حاصل از پژوهش حاکی از آن است با افزایش روند شهرنشینی در ایران ردپای بوم‌شناختی کاهش می‌یابد؛ ازاین‌رو، به سیاست‌گذاران در این‌زمینه پیشنهاد می‌شود که با آموزش، توسعهٔ امکانات، فناوری‌های مدرن و تکنولوژی روز جهت استفاده کشاورزان، صیادان و دامداران روستایی که تمایلی به شهرنشینی شدن ندارند، از تخریب منابع طبیعی جلوگیری کرده و از این راهکار برای کاهش ردپای بوم‌شناختی استفاده کنند.

سپاسگزاری

نویسندگان برخود لازم میدانند که از داوران مقاله برای بهبود و غنای متن مقاله قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

مقاله با مشارکت یکسان نویسندگان نگارش گردیده است. همچنین مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد نویسنده اول با راهنمایی نویسنده دوم و مشاوره‌ی نویسنده سوم می‌باشد.

تضاد منافع

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

کتابنامه

– افتخاری‌پور، مریم؛ یاوری، کاظم؛ و علوی‌راد، عباس، (۱۴۰۱). «بررسی تأثیر شوک‌های پولی، مالی، تجاری و ارزی بر توسعه پایدار اقتصادی در ایران رهیافت مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR)». *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۴(۲۸): ۳۴۵–۳۶۴. DOI: 10.22034/EPJ.2023.19679.2402

– جواهری بختیار، قادری سامان، قماشی نیکو، امانی رامین. (۱۴۰۳). «بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی و ردپای اکولوژیکی بر رشد اقتصادی کشورهای اوپک». *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۲۴ (۱): ۲۷– ۵۶ http://ecor.modares.ac.ir/article-18-68015- fa.html

– حسینی، الهام؛ نادمی، یونس؛ آسایش، حمید؛ و سجادی‌فر، سید حسین، (۱۳۹۹). «اثرات متقابل بی‌ثباتی سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران با رهیافت MSVAR». *فصلنامه علمی مطالعات کاربردی ایران*، ۱۰ (۳۷): ۱۶۹–۱۹۹. DOI: 10.22084/AES.2020.22565.3156

– عمادی، سید جواد؛ الهی، ناصر؛ کمیجانی، اکبر؛و کیاالحسینی، سید ضیاءالدین، (۱۳۹۸). «بررسی تأثیر سیاست‌های هم‌زمان پولی و مالی بر رشد اقتصادی در ایران». *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۶ (۲): ۳–۲۸. https://economic.mofidu.ac.ir/article_37180.html

– فاخر، حسینعلی؛ عابدی، زهرا؛ و شایگانی، بیتا. (۱۳۹۶). «بررسی رابطه باز بودن تجاری و مالی با ردپای اکولوژیکی». *فصلنامه علمی مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۱(۴۰): ۴۹–۶۷. https://sanad.iau.ir/journal/eco/Article/604867?jid=604867

– مریدیان، علی؛ یارمحمدیان، ناصر؛ مطلبی، معصومه؛ و شادمهر، افسانه، (۱۴۰۰). «نقش پیچیدگی اقتصادی در ردپای بوم‌شناختی: بررسی فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) برای ایران». *فصلنامهٔ برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۶(۲): ۱۵۳–۱۷۹. DOI: 10.52547/jpbud.26.2.153

- Al-Mulali, U., Weng-Wai, C., Sheau-Ting, L. & Mohammed, A. H., (2015). “Investigating the environmental Kuznets curve (EKC) hypothesis by utilizing the ecological footprint as an indicator of environmental degradation”. *Ecological indicators*, *48*: 315-323.

- Alola, A. A., Bekun, F. V. & Sarkodie, S. A., (2019). “Dynamic impact of trade policy, economic growth, fertility rate, renewable and non-renewable energy consumption on ecological footprint in Europe”. *Science of the Total Environment*, *685*: 702-709.

- Ashraf, A., Nguyen, C. Ph. & Doytch, N., (2022). “The impact of financial development on ecological footprints of nations”. *Journal of Environmental Management,* 322: 116062.

- Balcilar, M., Çiftçioğlu, S. & Güngör, H., (2016). “The effects of financial development on Investment in Turkey”. *The Singapore Economic Review*, *61*(04): 1650002.

- Balsalobre-Lorente, D., Topaloglu, E. E., Nur, T. & Evcimen, C., (2023). “Exploring the linkage between financial development and ecological footprint in APEC countries: A novel view under corruption perception and environmental policy stringency”. *Journal of Cleaner Production*, 137686.

- Bernanke, B. S., (1986). “Alternative explanations of the money-income orrelation”. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, *North Holand,* 25: 49-99

- Blanchard, O. J. & Quah, D., (1988). *The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances*.

- Blanchard, O. J. & Watson, M. W., (1986). "Are business cycles all alike?". In: *The American business cycle: Continuity and change* (pp. 123-180). University of Chicago Press.

- Bunnag, T., (2023). "Analyzing Short-run and Long-run Causality Relationship among CO2 Emission, Energy Consumption, GDP, Square of GDP, and Foreign Direct Investment in Environmental Kuznets Curve for Thailand". *International Journal of Energy Economics and Policy,* 13(2): 341.

- Chan, Y. T., (2020). "Are macroeconomic policies better in curbing air pollution than environmental policies? A DSGE approach with carbon-dependent fiscal and monetary policies". *Energy Policy,* 141: 111454.

- Charfeddine, L. & Mrabet, Z., (2017). "The impact of economic development and social-political factors on ecological footprint: A panel data analysis for 15 MENA countries". *Renewable and sustainable energy reviews*, 76: 138-154.

- Chatziantoniou, I., Duffy, D. & Filis, G., (2013). "Stock market response to monetary and fiscal policy shocks: Multi-country evidence". *Economic modelling*, 30: 754-769.

- Chen, H., Liao, H., Tang, B. J. & Wei, Y. M., (2016). "Impacts of OPEC's political risk on the international crude oil prices: An empirical analysis based on the SVAR models". *Energy Economics*, 57: 42-49.

- Clarida, R. & Gali, J., (1994). "Sources of real exchange-rate fluctuations: How important are nominal shocks?". In: *Carnegie-Rochester conference series on public policy,* December, North-Holland: 411-56.

- D'souza, R. & Rana, T. A. N. Y. A., (2020). "The Role of Monetary Policy in Climate Change Mitigation". *Observer Research Foundation: ORF issue brief*, (350).

- Dietz, Th., Eugene, A. R. & York, R., (2007). "Driving the human ecological footprint". *Frontiers in Ecology and the Environment,* 5 (1): 13-18.

- Djellouli, N., Abdelli, L., Elheddad, M., Ahmed, R. & Mahmood, H., (2022). "The effects of non-renewable energy, renewable energy, economic growth, and foreign direct investment on the sustainability of African countries". *Renewable Energy*, 183: 676-686.

- Dogan, E. & Seker, F., (2016). "The influence of real output, renewable and non-renewable energy, trade and financial development on carbon emissions in the top renewable energy countries". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 60: 1074-1085.

- Eftekharipour, M., Yavari, K. & Alavi rad, A., (2023). "Investigating the impact of monetary, financial, commercial and currency shocks on sustainable economic development in Iran through the structural vector autoregression model approach (SVAR)". *The Journal of Economic Policy*, *14*(28): 345-364. doi: 10.22034/EPJ.2023.19679.2402 (In Persian).

- Emadi, S. J., Elahi, N., Komijani, A. & Kiyaalhoseini, S. Z., (2019). "Investigate effect of interaction monetary and fiscal policies on economic growth in Iran". *The Journal of*

Economic Studies and Policies, *6*(2): 3-28. https://economic.mofidu.ac.ir/article_37180.html (In Persian).

- Eugene, A. R., Andreas, D., Thomas, D. & Carlo, J., (2010). *Human footprints on the global environment*: threats to sustainability.

- Ewing, B., Moore, D., Goldfinger, S., Oursler, A., Reed, A. & Wackernagel, M. (2010). *The Ecological Footprint.* Atlas 2010. Oakland: Global Footprint Network.

- Fakher, H.-A., Abedi, Z., Shaygani, B., (2018). "Investigating the Relationship between Trade and Financial Openness with Ecological Footprint". *Economic Modeling*, 40, 49-67. https://sanad.iau.ir/en/Journal/eco/Article/604867?jid=604867 (In Persian).

- Galli, A., Wiedmann, T., Ercin, E., Knoblauch, D., Ewing, B., & Giljum, S. (2012). "Integrating ecological, carbon and water footprint into a "footprint family" of indicators: definition and role in tracking human pressure on the planet". *Ecological indicators*, *16*, 100-112.

- Glaister, S., (1984). Mathematical methods for economists. *(No Title)*.

- Global Footprint Network, (2020). Available Online: http://data.footprintnetwork.org

- Gross, J. & Ouyang, Y. (2021). "Types of urbanization and economic growth". *International Journal of Urban Sciences*, *25*(1): 71-85.

- Halkos, G. E. & Paizanos, E. A., (2013). "The effect of government expenditure on the environment: An empirical investigation". *Ecological Economics*, 91: 48-56.

- Halkos, G. E. & Paizanos, E. A., (2016). "The effects of fiscal policy on CO2 emissions: evidence from the USA". *Energy Policy*, 88: 317-328.

- Hosseini, E., Nademi, Y., Asayesh, H. & Sajadifar, S. H., (2021). "The Interactions of Instability of Monetary and Fiscal Policies in the Iranian Economy by the MSVAR Approach". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 10(37): 169-199. doi: 10.22084/AES.2020.22565.3156 (In Persian).

- Javaheri, B., Ghaderi, S., Ghomashi, N. & Amani, R., (2024). "Investigating the impact of economic complexity and ecological footprint on economic growth in OPEC countries". QJER: 24 (1): 2 http://ecor.modares.ac.ir/article-18-68015-fa.html (In Persian).

- Leeper, E. M., Sims, C. A., Zha, T., Hall, R. E. & Bernanke, B. S., (1996). "What does monetary policy do?". *Brookings papers on economic activity*, 2: 1-78.

- Lin, B. & Li, Z., (2022). "Towards world's low carbon development: The role of clean energy". *Applied Energy*, 307: 118160.

- Maaboudi, R. & Dare Nazari, Z., (2022). "The Impact of Financialization on Environmental Pollution in Iran". *New economy and trad*, *17*(2): 153-179. doi: 10.30465/jnet.2022.41844.1913. (In Persian).

- Mahmood, H., Adow, A. H., Abbas, M., Iqbal, A., Murshed, M. & Furqan, M., (2022). "The fiscal and monetary policies and environment in GCC countries: analysis of territory and consumption-based CO2 emissions". *Sustainability,* 14(3): 1225.

- Moridian, A., Yarmohammadian, N., Motalebi, M., Shadmehr, A., (2021). "The Role of Economic Complexity in the Ecological Footprint: A Review of the EKC Hypothesis for Iran". *JPBUD*, *26*(2): 153-179. doi:10.52547/jpbud.26.2.153 (In Persian).

- Nathaniel, S. P., Yalçiner, K. & Bekun, F. V., (2021). "Assessing the environmental sustainability corridor: Linking natural resources, renewable energy, human capital, and ecological footprint in BRICS". *Resources Policy*, *70*: 101924.

- Ngoc, B. H. & Awan, A., (2022). "Does financial development reinforce ecological footprint in Singapore? Evidence from ARDL and Bayesian analysis". *Environmental Science and Pollution Research*: 1-15.

- Qaiser Gillani, D., Gillani, S. A. S., Naeem, M. Z., Spulbar, C., Coker-Farrell, E., Ejaz, A. & Birau, R., (2021). "The nexus between sustainable economic development and government health expenditure in Asian countries based on ecological footprint consumption". *Sustainability*, *13*(12): 6824.

- Rafindadi, A. A., Muye, I. M. & Kaita, R. A., (2018). "The effects of FDI and energy consumption on environmental pollution in predominantly resource-based economies of the GCC". *Sustainable Energy Technologies and Assessments*, *25*: 126-137.

- Salahuddin, M., Gow, J. & Ozturk, I., (2015). "Is the long-run relationship between economic growth, electricity consumption, carbon dioxide emissions and financial development in Gulf Cooperation Council Countries robust?". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *51*: 317-326.

- Shahrazi, M., Ghaderi, S. & Sanginabadi, B., (2023). "Commodity prices and inflation: an application of structural VAR". *Applied Economics*, 55(27): 3110-3120.

- Ullah, S., Ozturk, I. & Sohail, S., (2021). "The asymmetric effects of fiscal and monetary policy instruments on Pakistan's environmental pollution". *Environmental Science and Pollution Research*, *28*" 7450-7461.

- Vahabzadeh Moghadam, M. S., Eami, K. & Haju Hassani, F., (2022). "The Role of Economic and Environmental Policies on Preventing Air Pollution". *Economic Modeling*, 59: 1-17. https://sanad.iau.ir/en/Journal/eco/Article/699302?jid=699302 (In Persian).

- World Bank, (2017). *World Development Indicators*. ([WWW.Document]).

- Wu, Y. & Chen, C., (2016). "The impact of foreign direct investment on urbanization in China". *Journal of the Asia Pacific Economy,* 21(3): 339-356.

- Yao, X., Yasmeen, R., Hussain, J. & Shah, W. U. H., (2021). "The repercussions of financial development and corruption on energy efficiency and ecological footprint: Evidence from BRICS and next 11 countries". *Energy*, 223: 120063.

- Yasmeen, R., Zhaohui, C., Shah, W. U. H., Kamal, M. A. & Khan, A., (2022). "Exploring the role of biomass energy consumption, ecological footprint through FDI and technological innovation in B & R economies: A simultaneous equation approach". *Energy*, *244*: 122703.

- Yousaf, U. S., Ali, F., Syed, S. H., Aziz, B. & Sarwar, S., (2022). "Exploring environment sensitivity to fiscal and monetary policies in China: using ecological footprints as a contemporary proxy". *Environmental Science and Pollution Research*, *29*(24): 36412-36425.

- Zahra, S., Khan, D. & Nouman, M., (2022). "Fiscal policy and environment: a long-run multivariate empirical analysis of ecological footprint in Pakistan". *Environmental Science and Pollution Research*, *29*(2): 2523-2538.

- Zivot, E. & Andrews, D. W. K., (2002). "Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis". *Journal of business & economic statistics*, *20*(1): 25-44.

- Syed, Q. R. & Bouri, E., (2022). "Impact of economic policy uncertainty on CO2 emissions in the US: Evidence from bootstrap ARDL approach". *Journal of Public Affairs,* 22(3): e2595.

- https://www.cbi.ir/

- https://www.footprintnetwork.org/

Vol. 13, No. 50, Summer (2024)
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
Copyright©2024, The Authors. This open-access article is published under the terms of the ***Creative Commons****.* **(© The Author(s))**

Bu-Ali Sin University

Prediction of Bank Deposits by Machine Learning Method

Ebrahim Nasiroleslami[1], Ehsan Saniee[2], Ezatollah Abbasian[3], Reza Fatehpourkashani[4], Nagin Qeysari[5]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.27444.3564
Received: 2023.02.22; Accepted: 2023.06.26
Pp: 137-167

Abstract

In this research, based on the historical statistics of the deposits of a private bank (Ansar bank before merging) into four different categories (funds), we are looking for the results and prediction of bank deposits in each of the categories, using machine learning prediction methods for the first time in internal studies. In this forecasting method, the superiority of the machine learning method is confirmed due to the examination of all the time changes of the data in a large volume (from the beginning until now). Forecasting the above deposit statistics for bank decision makers in the future according to the economic conditions can be the basis of macro banking decisions. The results show that partly stable long-term deposit and stable deposit will take a downward trend in the future in the Ansar bank, and unstable and interest-sensitive deposit will also take a downward trend. Qarzol-ha-sa-ne deposit has an upward trend, although it has always fluctuations similar to sin-cos fluctuations. It should be noted that this machine learning prediction method is a stable method without sensitivity analysis and has high reliability. According to this research, paying attention to long-term and stable deposits as well as Qarzol-ha-sa-ne is of great importance in the bank's budget.

Keywords: Deposit, Machine Learning, Quadrilateral, Regression Methods.
JEL Classification: G1, G14, G10.

1. Assistant Professor, Department of Statistics, Faculty of Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran (Corresponding Author). ***Email:*** e.nasiroleslami@basu.ac.ir
2. Ph.D in Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
3. Professor of Economics, Department of Financial Engineering, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran.
4. PhD student in Economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
5. Master of Financial Management, Tehran, Iran.

Citations: Nasiroleslami, E., Saniee, E., Abbasian, E., Fathpour Kashani, R. & Gheysari, N., (2024). "Prediction of Bank Deposits by Machine Learning Method". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(50): 137-167. doi: 10.22084/aes.2023.27444.3564
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5216.html?lang=en

1. Introduction

One of the most important market strategies to optimize bank operations is to provide a bank deposit management model along with customer-oriented management (Sinki, 2001). Therefore, the management of various types of deposits of a private bank is considered here. It is very important that different bank branches have attracted the most deposit groups, including interest-sensitive deposits, service-sensitive deposits, etc.

Considering the statistical role of banks in the economy and the different share of cost-generating and non-cost-generating deposits in the entire banking system, each bank should optimize its optimal share of short-term and long-term deposits, etc. Therefore, one of the most important things of interest to bank managers as a variable influencing the banking industry is to know the status of bank deposits, which the bank's activity largely depends on. Therefore, bank managers are interested in knowing what the total amount of bank deposits will be at a certain time in the future. Forecasting the amount and change and fluctuation of deposits can help banks in planning and decision-making. Therefore, in this bank, according to the different types of deposits that exist, the forecasting of each of the above deposits is done in the form of forecasting methods. so that it can be a basis for the future decision of the bank. Therefore, based on the total statistics of the bank's four-way separate deposits that are described, their optimal amount is predicted in the future with new methods to be a guide for each of the branches in the marketing affairs of their customers.

2. Method

One method to predict deposits is to use the process of regression equations. So that we estimate the equation function using past data and then the optimal value is estimated for the future. For example, consider the interest-sensitive deposit. The process of its equation is estimated in the past and then the appropriate model is selected. After that, based on the mentioned equation, the optimal amount of the deposit is obtained in the future and in the coming days.

A better way to predict data is to use the fuzzy logic method and predict the future and play with the data (machine learning) instead of the regression method. Fuzzy logic is a form of multi-valued logic in which the logical value of variables can be any real number between 0 and 1 and themselves. This logic is used to implement the concept of partial correctness, so that the degree of correctness can be any value between completely true and completely false.

The application of this logic in software science can be simply defined as follows: Fuzzy logic goes beyond the logic of "zero and one" values of classical software and opens a new resource for the world of software science and computers, because it allows the floating and unlimited space between the numbers zero and one. He also uses and challenges in his logic and arguments. Fuzzy logic extracts and applies new

values "may go" or "go if" or even "probably go" from the space between two values "go" or "don't go". In this way, for example, the bank manager can go beyond the logic of "we will give a loan" or "we will not give a loan" and say: "We will give a loan if..." or "We will not give a loan but..." Fuzzy logic did not make its way out of universities for more than twenty years after 1965 because few people understood what it meant. In the mid-80s of the last century, Japanese industrialists understood the meaning and industrial value of this science and applied fuzzy logic. Their first project was a fully automatic guidance and control plan for the Sendai underground train, which was planned and built by Hitachi. The result of this successful and impressive design of the Japanese is simply summarized as follows: the start of the train's imperceptible movement (impact shocks), imperceptible acceleration, imperceptible braking and stopping, and energy saving.

From now on, fuzzy logic very quickly made its way into the technology of Japanese audio and video devices (including not shaking the digital film image while the cameraman's hand was shaking). Europeans started industrial use of fuzzy logic very late, in the mid-1990s, after the wave of scientific debates about fuzzy logic had subsided. In the fuzzy logic method, actually the changes of the first, middle and... future times are effective.

Artificial neural networks are a general and practical method for learning real-valued, discrete-valued and vector functions from samples. Neural network learning is resistant to errors in data and is used in the interpretation of visual scenes, speech recognition and robot control strategy learning.

3. Conclusion

As it is clear from the forecast charts, the forecast for each of the deposits has been obtained in the next 350 days, which in fact, in the charts above after the vertical line, is the forecast obtained according to the machine learning method and its capabilities. As can be generally predicted from the graphs, the long-term, somewhat stable deposit and the stable deposit will take a downward trend in the future in the said bank, and the unstable and interest-sensitive deposit will also take a downward trend.

It should be noted that by predicting each of the deposits, it is also possible to predict the bank's budget, which of course is possible considering the optimization of this issue. Regarding a small number of graphs, as can be seen, the distance between the predicted value and the actual value is a bit large, which, however, considering that the machine learning method seeks to predict based on all past information by weighting the data over a period of time, and the fluctuations in some data are high is, this slight deviation can be justified, while the regression method is another method of forecasting that can make a forecast based on a little information in the past and not just all the information of the past, while it ignores the fluctuations of the early periods, but the deviations during the forecasting period However, each of these methods has its own limitations, which in this article was based on the machine learning prediction method.

Acknowledgments
In the end, the authors consider it necessary to appreciate the statistics and information department of Ansar Bank for improving and enriching the text of the article.

Observation Contribution
In this article, Ebrahim Nasiroleslami: presented the initial idea and modeling and estimation of the model, Ehsan Saniee: collected statistics and information and data analysis, Ezatollah Abbasian: research management, theoretical foundations and analysis of research findings and results, Reza Fatehpourkashani: research background and Nagin Qaysari. have been in charge of critical review and reading.

Conflict of Interest
The author declares that there is no conflict of interest while observing publication ethics in referencing.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۵۰، تابستان ۱۴۰۳

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران
حق نشر متعلق به نویسنده(گان) است و نویسنده تحت مجوز Creative Commons Attribution License به مجله اجازه می‌دهد مقالهٔ چاپ شده را در سامانه به اشتراک بگذارد، منوط بر این‌که حقوق مؤلف اثر حفظ و به انتشار اولیه مقاله در این مجله اشاره شود.

پیش‌بینی سپرده‌های بانکی به روش یادگیری ماشین

ابراهیم نصیرالاسلامی[۱]، احسان صنیعی[۲]، عزت‌اله عباسیان[۳]، رضا فتح‌پورکاشانی[۴]، نگین قیصری[۵]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.27444.3564
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۰۳، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۴/۰۵
صص: ۱۶۷-۱۳۷

چکیده

در این پژوهش براساس آمار تاریخی سپرده‌های یک بانک خصوصی (انصار) قبل از ادغام در چهار دسته‌بندی (وجه) مختلف، به‌دنبال این هستیم که نتایج و پیش‌بینی سپرده‌های بانک در هریک از دسته‌بندی‌ها، با استفاده از روش‌های پیش‌بینی یادگیری ماشین برای نخسین‌بار در مطالعات داخلی انجام گیرد. در این روش پیش‌بینی، ارجحیت روش یادگیری ماشین به‌دلیل بررسی کلیهٔ تغییرات زمانی داده‌ها در حجم وسیع (از ابتدا تاکنون) مورد تأیید قرار می‌گیرد. پیش‌بینی آمار سپرده‌های فوق برای تصمیم‌گیران بانک در آینده باتوجه به شرایط اقتصادی می‌تواند مبنای تصمیمات کلان بانکی باشد. نتایج نشان می‌دهد که سپرده بلندمدت تاحدودی باثبات و به‌طورکلی سپردهٔ باثبات روند نزولی در آینده در بانک مزبور به خود خواهند گرفت و سپردهٔ بی‌ثبات و حساس به سود نیز روند نزولی به خود خواهند گرفت. سپردهٔ قرض‌الحسنه روند صعودی دارد، اگرچه همواره نوساناتی شبیه نوسانات سینوسی-کسینوسی داشته است. باید دقت کرد که این روش پیش‌بینی یادگیری ماشین، روشی پایدار و فاقد تحلیل حساسیت است و قابلیت اتکا بالایی دارد. مطابق این پژوهش، توجه به سپرده‌های بلندمدت و باثبات و هم‌چنین قرض‌الحسنه از اهمیت بالایی در بودجهٔ بانک قرار دارد.

کلیدواژگان: سپرده، یادگیری‌ماشین، چهاروجهی، روش‌های‌رگرسیونی.
طبقه‌بندی JEL: G1, G14, G10.

۱. استادیار گروه آمار، دانشکدهٔ علوم پایه، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: e.nasiroleslami@basu.ac.ir
۲. دکتری اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
Email: ehsansaniee@yahoo.com
۳. استاد اقتصاد، گروه مهندسی مالی، دانشکدگان مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
Email: e.abbasian@ut.ac.ir
۴. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
Email: r_kashani1@yahoo.com
۵. کارشناسی ارشد مدیریت مالی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
Email: Ngheisari17@yahoo.com

ارجاع به مقاله: نصیرالاسلامی، ابراهیم؛ صنیعی، احسان؛ عباسیان، عزت‌اله؛ فتح‌پورکاشانی، رضا؛ و قیصری، نگین، (۱۴۰۳). «پیش‌بینی سپرده‌های بانکی به روش یادگیری ماشین». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۵۰): ۱۳۷-۱۶۷. doi: 10.22084/aes.2023.27444.3564
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5216.html?lang=fa

۱. مقدمه

یکی از مهم‌ترین استراتژی‌های بازاری در جهت بهینه‌سازی عملیات بانک‌ها ارائه مدل مدیریت سپرده‌های بانک در کنار مدیریت مشتری‌مداری می‌باشد (سینکی، ۲۰۰۱)؛ از این‌رو، مدیریت انواع ترکیب سپرده‌های یک بانک خصوصی در اینجا مدنظر قرار دارد. این موضوع بسیار مهم است که شعب مختلف بانک کدام‌یک از گروه‌های سپرده اعم‌از سپرده حساس به سود، حساس به خدمت و... را بیشتر جذب کرده‌اند و میزان پیش‌بینی جذب هریک از آن‌ها درآینده چه‌قدر است.

باتوجه به نقش آماری بانک‌ها در اقتصاد و سهم مختلف سپرده‌های هزینه‌زا و غیرهزینه‌زا در کل سیستم بانکی، هر بانک می‌بایست سهم بهینهٔ سپرده‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت و... خود را بهینه کند؛ بنابراین، یکی از مهم‌ترین موارد موردعلاقهٔ مدیران بانکی به‌عنوان متغیری تأثیرگذار بر صنعت بانک‌داری، اطلاع از وضعیت سپرده‌های بانکی است که فعالیت بانک تاحدزیادی بستگی به آن دارد؛ از این‌رو، مدیران بانک‌ها علاقه‌مند هستند بدانند که میزان کل سپرده‌های بانک در زمان معینی در آینده چه‌قدر خواهد بود. پیش‌بینی میزان و تغییر و نوسان سپرده‌ها می‌تواند در امر برنامه‌ریزی و تصمیم‌گیری به بانک‌ها کمک نماید؛ لذا در بانک مزبور باتوجه به انواع مختلف سپرده‌ای که وجود دارد پیش‌بینی هریک از سپرده‌های فوق در قالب روش‌های پیش‌بینی صورت می‌گیرد تا بتواند مبنایی برای تصمیم‌گیری آتی بانک باشد. بر این‌اساس به‌صورت کلان براساس آمار کل سپرده‌های تفکیکی چهاروجهی بانک که شرح داده می‌شود، میزان بهینهٔ آن‌ها در آینده با روش‌های جدید پیش‌بینی می‌گردد تا راهنمایی برای هر یک از شعب در امور بازاریابی مشتریان خود باشد.

۲. مبانی نظری و ادبیات موضوع

از آنجایی‌که در مطالعات تجربی، مبانی نظری چندان حائز اهمیت نمی‌باشد؛ لذا صرفاً در این پژوهش به‌دنبال پیش‌بینی ترکیب سپرده‌ها برمبنای مطالعات تجربی قبلی و داده‌های تاریخی هستیم. چنان‌چه صحت پیش‌بینی داده‌ها اهمیت قابل‌اعتبار به‌دست دهند که این در پژوهش این‌گونه بوده است، نتایج قابل اعتبار خواهد بود.

مطابق آمار ماهیانهٔ بانک‌ها و مؤسسات اعتباری در سایت بانک مرکزی در اسفندماه سال ۱۴۰۰، بانک‌ها و مؤسسات اعتباری خصوصی و خصوصی‌شده در حدود ۷۰٪ نقدینگی را به خود اختصاص داده‌اند. ضمناً مطابق آمار خرداد ۱۴۰۰، بانک خصوصی انصار ۴۴۸۲۹۵ میلیارد ریال سپرده دارد و دارایی آن ۸۰۲۶۸۵ میلیارد ریال می‌باشد. هم‌چنین تسهیلات اعطایی این بانک ۴۲۲۴۶۷ میلیارد است. نسبت مطالبات غیرجاری این بانک در آمار در حدود ۸٪ می‌باشد. این بانک از وضعیت درآمدی خوبی نیز برخوردار است. درآمدهای مشاع بانک مثبت ۸۱۱۸میلیارد ریال بوده و سود خالص بانک ۲۲۹۴ میلیارد ریال می‌باشد.

براساس اسناد بالادستی این بانک و گروه‌های مختلف سپرده‌گذاری، انواع سپرده‌های بانک مزبور به شرح ذیل است:

- **سپرده‌های وجه اول (براساس نرخ سود)**

- **سپرده‌های ارزان قیمت:** به آن‌دسته از سپرده‌ها اطلاق می‌گردد که هزینهٔ جذب و تجهیز آن معادل ۲٪ حجم آن باشد؛ مثل حساب‌های قرض‌الحسنهٔ پس‌انداز.

- **سپرده‌های نسبتاً ارزان قیمت:** به آن‌دسته از سپرده‌ها اطلاق می‌گردد که در قالب طرح‌های تسهیلاتی ایجاد شده و با نرخ بازده پایین تجهیز می‌شود؛ نظیر طرح‌های تسهیلاتی قرض‌الحسنه.

- **سپرده‌های نسبتاً گران‌قیمت:** به آن‌دسته از سپرده‌ها اطلاق می‌گردد که هزینهٔ جذب و تجهیز آن معادل ۵۰٪ تجهیز سپرده‌های گران‌قیمت است؛ نظیر حساب‌های پشتیبان و حساب‌های کوتاه‌مدت روزشمار.

- **سپرده‌های گران‌قیمت:** به آن‌دسته از سپرده‌ها اطلاق می‌گردد که هزینهٔ جذب و تجهیز آن بالاترین نرخ را برمبنای مصوبهٔ کمیتهٔ دارایی و بدهی به خود اختصاص می‌دهد؛ نظیر سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار و یک‌ساله با نرخ‌های ترجیهی.

- **سپرده‌های وجه دوم (براساس ماندگاری)**

- **سپرده‌های بی‌ثبات:** فاقد سررسید هستند.

- **سپرده‌های کم‌ثبات:** فاقد سررسید بوده و اما حساس به یک طرح سپرده‌پذیری می‌باشد.

- **سپرده‌های تاحدودی باثبات:** سپرده‌هایی هستند که براساس شرایط قرارداد طرح‌های سپرده‌پذیری حداقل ۳۰روز کاری ماندگاری داشته یا حداقل کفی برای ماندهٔ آن تعیین می‌گردد و یا متصل به یک طرح تسهیلاتی باشد.

- **سپرده‌های باثبات:** به سپرده‌های بالاتر از سررسید ۹ماه گفته می‌شود.

- **سپرده‌های وجه سوم (براساس خدمات)**

- **سپرده‌های حساس به کسب و کار:** به آن‌دسته از طرح‌های سپرده‌پذیری اطلاق می‌گردد که جذب سپرده‌ها مبتنی‌بر ارائه خدمات ارزش‌افزوده برروی کسب و کارهای طرف قرارداد با بانک ایجاد می‌گردد.

– **سپرده‌های حساس به تسهیلات:** سپرده‌هایی که متصل به یک طرح تسهیلاتی بوده و درواقع با هدف اخذ تسهیلات از سوی مشتریان افتتاح می‌گردد.

– **سپرده‌های حساس به خدمات پایه:** در آن سپرده‌پذیری سپرده‌گذار به‌واسطهٔ دریافت خدمات پایهٔ بانکی نسبت به افتتاح حساب اقدام می‌نماید؛ به‌عبارت دیگر، طرح‌های سپرده‌پذیری خدمت محور مبتنی‌بر خدمات پایهٔ بانکی به‌طور معمول مناسب آن‌دسته از سپرده‌گذارانی هستند که به‌صورت مستمر حساب‌های آن‌ها در برخی مقاطع پر و در برخی مقاطع دیگر خالی می‌شوند.

- **سپرده‌های حساس به سود:** سپرده‌هایی هستند که افزایش و یا کاهش نرخ سود در افزایش و یا کاهش حجم منابع آن تأثیر مستقیم دارد.

- **سپرده‌های وجه چهارم (براساس زمان)**

- **سپردهٔ پس‌انداز:** این سپرده از نوع سپرده‌های قرض‌الحسنه می‌باشد. به موجودی این حساب‌ها هیچ‌گونه سودی تعلق نمی‌گیرد، اما صاحبان حساب‌ها می‌توانند از هزاران جایزهٔ ارزندهٔ قرعه‌کشی در دوره‌های اعلامی این حساب‌ها بهره‌مند شوند.

- **حساب سپردهٔ قرض‌الحسنهٔ جاری:** حسابی است که بانک براساس قرارداد فی‌مابین مشتری و بانک به‌منظور قبول سپردهٔ قرض‌الحسنه جاری افتتاح می‌نماید. برداشت و یا انتقال از این حساب می‌تواند از طریق چک، دفترچه، کارت‌های الکترونیکی و یا سایر ابزارهای مجاز انجام‌پذیرد. به موجودی این حساب‌ها سود تعلق نمی‌گیرد.

- **سپردهٔ کوتاه‌مدت:** سپرده‌های با سررسید کمتر از یک‌سال می‌باشد که البته امروزه به دو صورت کوتاه‌مدت عادی و ویژه وجود دارد. منظور از سپرده کوتاه‌مدت عادی آن است که پس از گذشت یک‌ماه، سپرده‌گذار می‌تواند حق برداشت داشته باشد. سپردهٔ کوتاه‌مدت ویژه، منظور سپرده‌های سه‌ماهه، شش‌ماهه و نه‌ماهه هستند که البته در همهٔ بانک‌ها وجود ندارند.

- **سپردهٔ بلندمدت:** سپرده‌های بیشتر از یک‌سال می‌باشد که در گذشته دو الی پنج‌ساله بوده، ولی اکنون سهم سپرده‌های یک‌ساله به‌دلیل تورم و رشد قیمت‌ها در سایر بازارهای مالی و تمایل مردم به کاهش مدت ماندگاری سپرده‌ها در بانک‌ها، افزایش یافته است.

– **سایر سپرده‌ها:** این نوع سپرده‌ها در بانک‌های مختلف کمی با هم متفاوت هستند. به‌طورکلی سایر سپرده‌ها به سپرده‌های نقدی ضمانت‌نامه و اعتبارات نیز گفته می‌شود که به‌دلیل کم‌هزینه بودن برای بانک مناسب می‌باشند.

۲. پیشینهٔ پژوهش

ارائه پیش‌بینی و مدیریت سپرده‌های یک بانک در برخی کارهای داخلی و خارجی مشاهده شده است که به‌شرح ذیل می‌باشد؛ ولی درمورد پیش‌بینی به روش یادگیری ماشین در سپرده‌های بانک مطالعه‌ای تاکنون دیده نشده است، لذا به‌نظر می‌رسد روش جدیدی باشد.

«علیرضا بافنده‌زنده» و «سودا خامنه‌اصل» (۱۳۹۵) در مطالعهٔ خود، با استفاده از روش پویایی‌شناسی سیستم که مبتنی‌بر تحلیل رفتار و تحلیل حساسیت می‌باشد، مدلی برای پیش‌بینی سپرده‌های بانکی ارائه کردند تا بانک‌ها بتوانند با استفاده از این مدل در تجهیز منابع (سپرده‌ها) هوشمندانه عمل کنند؛ لذا با مطالعهٔ

رفتار هر یک از متغیرهای مدل با استفاده از نمودارهای علّی-حلقوی (CLD) و نمودار جریان-انباشت و درنهایت با کمک نرم‌افزار و سیستم ساختاری جهت تحلیل و شبیه‌سازی نتایج حاصل از تصمیمات مختلف این حوزه در قالب سناریوهای گوناگون انجام‌گرفت. در این تحقیق با توجه به موضوع از روش‌های کتابخانه‌ای و میدانی برای گردآوری داده ها استفاده شده که برای دورهٔ زمانی (۱۳۹۹-۱۳۸۸) برای کل بانک‌های ایرانی (دولتی-خصوصی) انجام شده است. نمونهٔ آماری درنظر گرفته شده در این تحقیق ۲۴ نفر از مدیران، رؤسای شعب و معاونین بانک‌ها و استادان مجرب و متخصص صرفاً برای مصاحبه درنظر گرفته شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که روند سپرده‌گذاری در شش‌سال آینده سیر صعودی داشته و برترین سناریو برای افزایش سپرده‌گذاری و حجم سپرده در آینده ارتقاء نرخ بازپرداخت تسهیلات می‌باشد.

«مهری نمک‌آورانی» و «رضا احتشام‌راثی» (۱۳۹۸) در پژوهش خود سعی‌کردند با استفاده از تکنیک‌های آماری و رویکرد مدل‌های شبکه‌های عصبی مصنوعی، مدلی مناسب با بیشترین قدرت تخمین و کمترین میزان خطا برای پیش‌بینی میزان سپرده‌ها یا همان منابع مالی به تفکیک انواع آن‌ها برای بانک موردنظر را معرفی نمایند. برای آزمون فرضیه‌ها از اطلاعات یک بانک خصوصی طی بازهٔ زمانی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۸۷ استفاده شده و در این پژوهش، پس از بررسی توان پیش‌بینی‌کنندگی روش خود رگرسیون میانگین متحرک انباشته (ARIMA) و روش شبکه‌های عصبی مصنوعی، به مقایسهٔ این دو روش پرداخته شده است. نتایج پژوهش بر میزان سپرده‌های بانک به‌صورت ماهانه حاکی از آن است که روش شبکه‌های عصبی تخمین‌های بهتری نسبت به روش ARIMA ارائه می‌نمایند.

«کومار»[1] (۱۹۷۱) با بهره‌گیری از تکنیک برنامه‌ریزی خطی سیمپلکس الگویی را برای تعیین ترکیب بهینهٔ پرتفوی منابع و مصارف بانک نیویورک ارائه کرد.

«جاس کلابین» و همکاران[2] (۱۹۷۶) در تحقیق خود برای بررسی استراتژی‌های بهینهٔ توسعهٔ اعتبار (پرتفوی مصرف) در یک بانک تجاری در فنلاند و در چارچوب ترازنامه از یک الگوی برنامه‌ریزی خطی بین دوره‌ای استفاده نمودند.

«چورافاس»[3] (۱۹۹۱) برروی سپرده‌های بانک و بهبود عملیات بانک‌داری کار کرده است. براساس مطالعات او، کنترل هزینه در کنار بهبود فروش سپرده‌های بلنک مورد بررسی قرار گرفته و در عین‌حال امکانات بازاری و سازمان واحدهای تجاری باید از فروض اصلی موفقیت در عملیات بانک موردتوجه قرار گیرد. او هم‌چنین اشاره کرده است که صنعت بانک‌داری هرروز باتوجه به افزایش شرایط و تقاضای بازاری، درحال تغییرات می‌باشد. یکی از عوامل مهم اندازهٔ بانک می‌باشد که در مواجه به‌شرایط جدید مؤثر است.

---

1. Kumar
2. Klabin and the others
3. Chorafas

برخی از انواع مطالعات خارجی بهینه‌سازی سبد سپرده‌ها و دارایی‌های بانک شامل تحلیل جامع مدیریت بانک‌داری است که در کارهای افرادی همانند: هفرنان و همکاران[1] (۲۰۰۵) به‌چشم می‌خورد. در کار این افراد تحلیل روندهای جدید تخمینی و جاری در سیستم بانک‌داری در کنار معیارهای ارزیابی عملکرد و دلایل ورشکستگی بانکی آورده شده است. «یانگ» (۲۰۰۶) در مقالهٔ خود براساس بهبود کارایی سبد سهام، شیوه‌ای از الگوریتم ژنتیک را به‌کار برد. ضمناً ریسک پرتفوی سهام در این مقاله براساس روش بیزین[2] برآورد شد، اما نتایج نشان‌داد که روش ژنتیک روش بهتری می‌باشد.

«اندرولونی» و همکاران (۲۰۰۷) به اهمیت عملکرد در بانک‌ها پرداخته و امکانات جدید در مدیریت عملیات بانک‌داری را کشف می‌کنند.

«لوزیس» و همکاران (۲۰۱۱) با استفاده از برنامه‌ریزی پویا به بررسی عوامل تعیین‌کنندهٔ وام‌های معوق در یونان پرداختند.

«پروسکو» و همکاران[3] (۲۰۱۱) در مطالعهٔ خود در بانک‌های کرواسی به استخراج سهم بهینهٔ سپرده‌های بانک در جهت مینیمم‌سازی هزینه‌های بانک در سال‌های مختلف را به‌دست آورده‌اند. روش کار آن‌ها رگرسیون لگارتیمی دوگانه و الگوریتم ژنتیک می‌باشد که نشان‌داده‌اند برای افزایش A مقدار در کل سپرده‌های بانک، چه میزان از آن در هریک از انواع سپرده در این بانک‌ها شامل سپرده‌های شهروندی (خُرد) کوتاه‌مدت و بلندمدت و سپرده‌های غیرشهروندی (کلان) کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌بایست قرار گیرد. ضمناً محدودیت‌های مدل شامل محدودیت‌های مقداری و پارامتری نیز در مدل درنظر گرفته می‌شود.

«لونیز» و «سایرین» (۲۰۲۲) معتقد بودند که در بانک‌های سوئدی، ثبات سپرده‌های قرض‌الحسنه اهمیت به‌سزایی در سودآوری بانک دارد.

۳. مدل و روش پژوهش

یک روش برای پیش‌بینی سپرده‌ها استفاده از روند رگرسیون معادلات می‌باشد؛ به‌طوری‌که با استفاده از داده‌های گذشته تابع معادلات را تخمین می‌زنیم و سپس برای آینده مقدار بهینه تخمین زده می‌شود؛ به‌طور مثال، سپردهٔ حساس به سود را درنظر بگیرید. روند معادلهٔ آن در گذشته تخمین زده می‌شود و سپس الگوی مناسب انتخاب می‌شود. پس از آن براساس معادلهٔ مزبور، مقدار بهینهٔ سپرده در آینده و روزهای آینده به‌دست می‌آید.

روش بهتری در پیش‌بینی داده‌ها به‌جای روش رگرسیونی استفاده از روش منطق فازی و پیش‌بینی آینده و بازی با داده‌ها (یادگیری ماشین[4]) می‌باشد. منطق فازی[5] شکلی از منطق‌های چندارزشی بوده که در آن ارزش منطقی

---

1. Heffernan,Mathews and Thompson
2. Baysian
3. Ticijan Peruško, PhD
4. Maschine Learning
5. Fuzzy logic

متغیرها می‌تواند هر عدد حقیقی بین صفر و یک و خود آن‌ها باشد. این منطق به‌منظور به‌کارگیری مفهوم درستی جزئی به‌کارگیری می‌شود؛ به‌طوری‌که میزان درستی می‌تواند هر مقداری بین کاملاً درست و کاملاً غلط باشد.

کاربرد این منطق در علوم نرم‌افزاری را می‌توان به‌طور ساده این‌گونه تعریف کرد؛ منطق فازی از منطق ارزش‌های «صفر و یک» نرم‌افزارهای کلاسیک فراتر رفته و منبعی جدید برای دنیای علوم نرم‌افزاری و رایانه‌ها می‌گشاید؛ زیرا فضای شناور و نامحدود بین اعداد صفر و یک را نیز در منطق و استدلال‌های خود به کار برده و به چالش می‌کشد. منطق فازی از فضای بین دو ارزش «برویم» یا «نرویم»، ارزش‌های جدید «شاید برویم» یا «می‌رویم اگر» یا حتی «احتمال دارد برویم» را استخراج کرده و به‌کار می‌گیرد؛ بدین‌ترتیب به‌عنوان مثال، مدیر بانک پس از بررسی رایانه‌ای بیلان اقتصادی یک بازرگان می‌تواند فراتر از منطق «وام می‌دهیم» یا «وام نمی‌دهیم» رفته و بگوید: «وام می‌دهیم اگر...» یا «وام نمی‌دهیم ولی...». منطق فازی بیش از ۲۰سال پس از ۱۹۶۵م. از دانشگاه‌ها به بیرون راه‌نیافت؛ زیرا کمتر کسی معنای آن را درک کرده بود. در اواسط دهۀ ۸۰م. قرن گذشته صنعتگران ژاپنی معنا و ارزش صنعتی این علم را دریافته و منطق فازی را به‌کار گرفتند. اولین پروژۀ آن‌ها طرح هدایت و کنترل تمام خودکار قطار زیرزمینی شهر سنداى بود که توسط شرکت هیتاچی برنامه‌ریزی و ساخته شد. نتیجۀ این طرح موفق و چشم‌گیر ژاپنی‌ها به‌طور ساده این‌گونه خلاصه می‌شود؛ آغاز حرکت نامحسوس (تکان‌های ضربه‌ای) قطار، شتاب‌گرفتن نامحسوس، ترمز و ایستادن نامحسوس و صرفه‌جویی در مصرف برق.

از این پس منطق فازی بسیار سریع در تکنولوژی دستگاه‌های صوتی و تصویری ژاپنی‌ها راه‌یافت (ازجمله نلرزیدن تصویر فیلم دیجیتال ضمن لرزیدن دست فیلم‌بردار). اروپایی‌ها بسیار دیر، یعنی در اواسط دهۀ ۱۹۹۰م. میلادی، پس از خوابیدن موج بحث‌های علمی در رابطه با منطق فازی استفاده صنعتی از آن را آغاز کردند. در روش منطق فازی، درواقع تغییرات زمان‌های اول، میانی و... در آینده اثرگذار است.

شبکه‌های عصبی مصنوعی[1] روشی کلی و کاربردی برای یادگیری توابع حقیقی مقدار، گسستۀ مقدار و برداری از روی نمونه‌ها است. یادگیری شبکۀ عصبی در مقابل خطاها در داده‌ها مقاوم است و در تفسیر صحنه‌های تصویری، تشخیص صحبت و یادگیری‌های استراتژی کنترل ربات کاربرد دارد.

مطالعه شبکه‌های عصبی مصنوعی از سیستم‌های یادگیر زیستی که از شبکه‌های خیلی پیچیدۀ اعصاب ساخته شده‌اند، الهام گرفته است. در نگاه سطحی، از انبوهی از دسته واحدهای متصل به‌هم ساده ساخته شده‌اند که هر واحد ورودی‌های حقیقی مقدار دریافت کرده (بیشتر این ورودی ها خروجی‌های واحد دیگر است) و مقدار حقیقی را محاسبه می‌کند که به‌نوعی خطاها را مینیمم می‌کند. برای درک بهتر، چند حقیقت از عصب‌شناسی را ملاحظه می‌کنیم؛ برای مثال تخمین زده می‌شود که مغز انسان 10^{11} عصب دارد که هرکدام به‌طور متوسط به 10^{4} عصب دیگر متصل هستند. فعالیت عصب در دو حالت برانگیخته و غیربرانگیخته است. سریع‌ترین اعصاب در مرتبه 10^{-3} ثانیه بین این دو حالت تغییر پیدا می‌کند؛ با این‌حال انسان می‌تواند به‌سرعت تصمیمات پیچیده بگیرد؛ برای مثال، شما تصویر مادرتان را در حدود 10^{-1} ثانیه تشخیص می‌دهید که در این مدت اعصاب در

[1]. Artificial Neural Network

چندصدبار برانگیخته می‌شوند. قدرت پردازش اطلاعات در سیستم‌های عصبی زیستی ناشی از عملیات موازی است که برروی تعداد زیادی از اعصاب اجرا می‌شوند. یکی از انگیزه‌های استفاده از شبکهٔ عصبی استفاده از محاسبات موازی که توسط تعداد زیادی واحد انجام می‌شود، می‌باشد. باوجود این‌که الگوریتم‌های متعددی برای شبکه‌های عصبی طراحی شده، اما اکثر برنامه‌های شبکهٔ عصبی برروی ماشین‌های ترتیبی[1] به‌صورت غیرمتمرکز کار می‌کند. باوجود این‌که شبکه‌های عصبی برداشتی از شبکه‌های عصبی زیستی است، اما بسیاری از پیچیدگی‌های شبکهٔ عصبی زیستی در شبکه‌های عصبی مدل‌سازی نمی‌شود. براساس تاریخچهٔ دو دسته از محققان برروی شبکه‌های عصبی کار کرده‌اند؛ گروه اول، به شبکه‌های عصبی مبتنی‌بر شبکه‌های عصبی زیستی روی‌آورده‌اند؛ و گروه دوم، به الگوریتم‌های یادگیری ماشین[2] که لزوماً از شبکه‌های عصبی زیستی به‌دست نیامده، روی‌آورده‌اند.

در مدل‌سازی داده‌های سپرده، ما برروی یادگیری ماشین که وسیع‌تر هست متمرکز شده‌ایم؛ به‌طور مثال، یکی از الگوریتم‌های که بسیار مورداستفاده قرار می‌گیرد یادگیری ماشین در پیش‌بینی جهت کنترل فرمان اتومبیل براساس اطلاعات دریافتی از بیرون می‌باشد که از ساختار شبکه‌ای استفاده می‌کند. الگوریتم پس‌انتشار[3] پرکاربردترین متد یادگیری شبکه‌های عصبی محسوب می‌شود که روش مورداستفادهٔ ما نیز اینجا همین روش است. این الگوریتم ویژگی‌های زیر را دارد.

نمونه‌ها به‌صورت nتایی مرتب‌اند و تابع هدف برروی نمونه‌هایی تعریف‌شده با بردارهایی که از ویژگی‌هایی برخوردار هستند. مقدار تابع هدف می‌تواند گسسته، حقیقی، و یا ترکیبی از این موارد باشد. روش یادگیری شبکه‌های عصبی در مقابل داده‌های نویزدار مقاوم است. به‌طور دقیق‌تر اگر $Ansar_1$ تا $Ansar_n$ ورودی باشند و $O(Ansar_1,\ldots..,\ Ansar_n)$ خروجی باشند داریم:

$$O(Ansar_1,\ldots..,\ Ansar_n)\begin{cases}1, w0+w1x1+w2x2+\cdots..+wnxn>0\\ -1, \text{در غیر این صورت}\end{cases} \quad (۱)$$

نمونهٔ کارکرد یک شبکهٔ عصبی برپایه نوعی واحد به‌نام «پرسپترون» ساخته می‌شود که بردار حقیقی مقدار دریافت کرده و ترکیب خطی آن را محاسبه می‌کند اگر این مقدار از مقدار خاصی(آستانه) بیشتر باشد خروجی ۱ و در غیر این‌صورت خروجی ۱- را می‌دهد. این پرسپترون بسیار قوی است و کارکرد یادگیری ماشین برمبنای آن است. منظور از w، وزن‌ها است و یادگیری در یادگیری ماشین، یعنی همان پیداکردن وزن‌ها است. برای پیدا کردن وزن‌ها از الگوریتم‌های قانون پرسپترون و هم‌چنین الگوریتم قانون دلتا استفاده می‌شود. وقتی داده‌ها دسته‌بندی‌پذیر خطی باشند از الگوریتم اول و وقتی داده‌های دسته‌بندی‌پذیر خطی نباشند از الگوریتم قانون دلتا برای حل مسأله استفاده می‌کنیم. الگوریتم قانون دلتا، از قانون شیب نزول برای پیدا کردن وزن‌ها استفاده می‌کند که بر پایهٔ الگوریتم پس‌انتشار که پراستفاده‌ترین روش شبکهٔ عصبی مصنوعی می‌باشد، استفاده می‌کند. این الگوریتم برای شبکه‌های با تعداد زیادی واحد استفاده می‌شود و بروز خطا را مینیمم می‌کند. یکی از تفاوت‌های

---

[1]. Sequential
[2]. Learning Maschine
[3]. Backpropagation

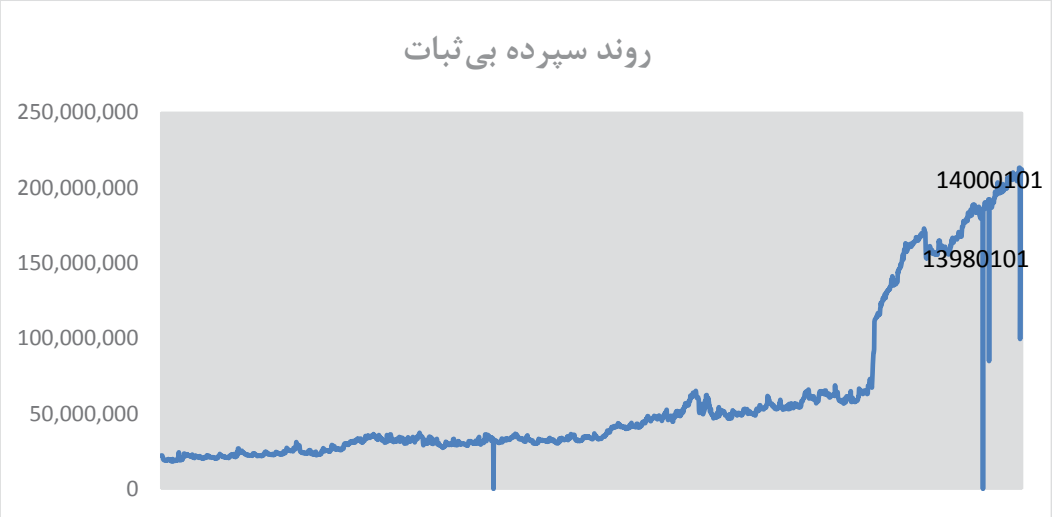
اســاســی از الگوریتم قانون دلتا و الگوریتم قانون پرســپترون آن اســت که الگوریتم قانون دلتا وزن‌ها را برای پرسپترون‌ها یا واحدهای فاقد آستانه پیدا می‌کند، اما در الگوریتم دیگر برای وزن‌های دارای آستانه می‌باشد.

الگوریتم پیش‌بینی داده‌های ما در اینجا از روش الگوریتم پس انتشار می‌باشد که از قانون شیب نزول داده‌ها اســتفاده می‌کند؛ به‌عبارتی، باتوجه به این‌که داده‌های ما دســته‌بندی‌پذیر خطی نیســتند، لذا از این الگوریتم برای پیداکردن وزن‌ها و تغییرات داده‌ها و درنهایت پیش‌بینی داده‌ها استفاده می‌شود. این روش کمترین خطا را نسبت به سایر الگوریتم‌ها دارا می‌باشد.

٤. داده‌ها و نتایج تجربی

در ابتدا نگاهی به روند تاریخی گذشتهٔ هر یک از سپرده‌ها می‌اندازیم.

– **سپردهٔ بی‌ثبات**: براساس داده‌های بانک از تاریخ ۱۳۹۲/۱/۱ تا ۱۴۰۰/۱/۱ نمودار پراکندگی سپرده‌های بی‌ثبات به صورت ذیل است.

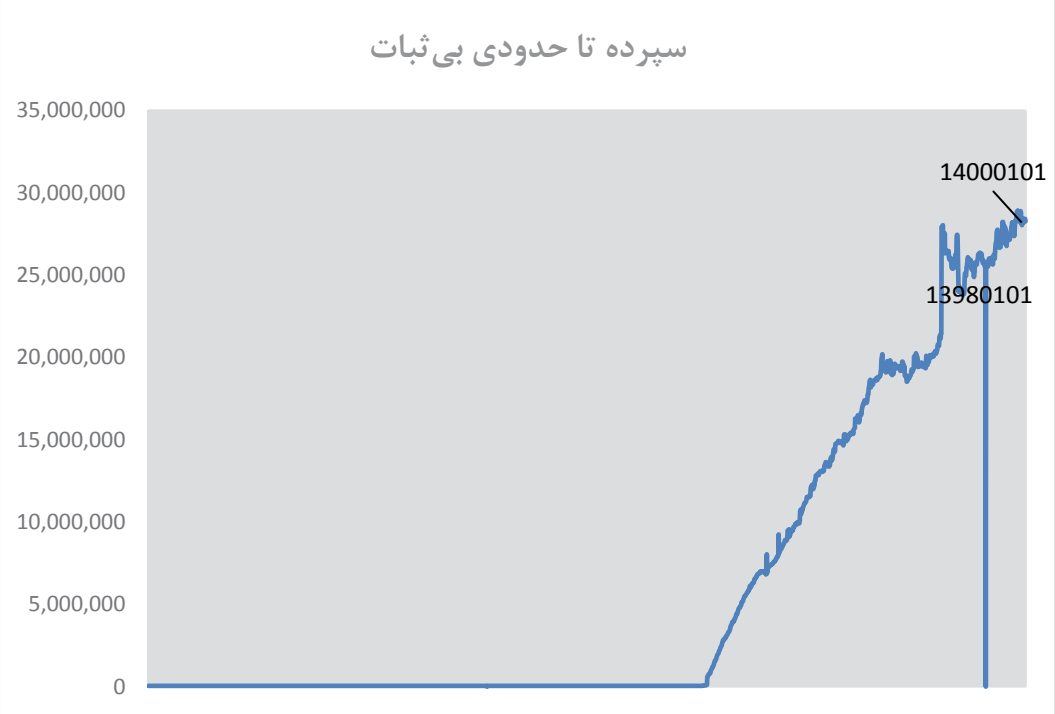


شکل ۱: روند تاریخی سپرده‌های بی‌ثبات از فرودین ۹۲ تا فروردین ۱٤۰۰ (یافته‌های تحقیق).

Fig. 1: The historical trend of unstable deposits from 1392 to 1400

همان‌گونه که مشاهده می‌شود سپرده‌های بی‌ثبات در بانک روند صعودی دارند و رشد آن در سال‌های ۹۷ و ۹۸ بیشتر از سایر سال‌ها می‌باشد.

– **ســپرده‌های تاحدودی بی‌ثبات**: براســاس داده‌های بانک از تاریخ ۹۲/۱/۱ تا ســال ۱۴۰۰ نمودار پراکندگی سپرده‌های تاحدودی باثبات به صورت نمودار ۲ می‌باشد.

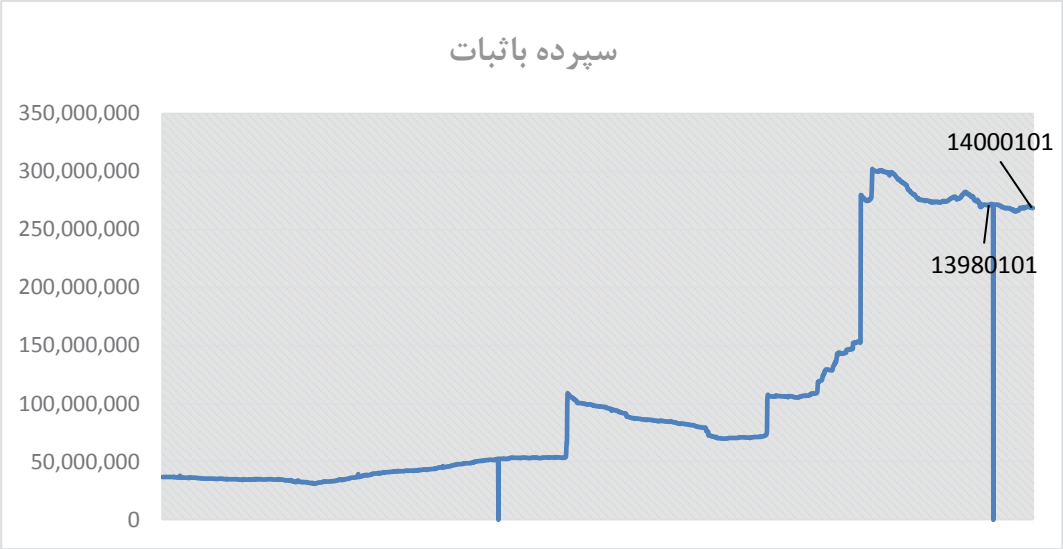


شکل ۲: روند تاریخی سپرده‌های تاحدودی بی‌ثبات از فرودین ۹۲ تا فروردین ۱۴۰۰ (یافته‌های تحقیق).

Fig. 2: The historical trend of partly unstable deposits from 1392 to 1400

همان‌گونه که از نمودار بالا قابل مشاهده است سپرده‌های تاحدودی بی‌ثبات در ابتدا مقادیر تقریباً پایین و ثابتی بودند، اما از اوایل سال ۱۳۹۶ به‌بعد به یک‌باره از عدد ۱۰۰هزار به ۷۰۰هزار جهش پیدا کردند و به یک‌باره بسیار صعودی شده‌اند که قابل‌توجه می‌باشد.

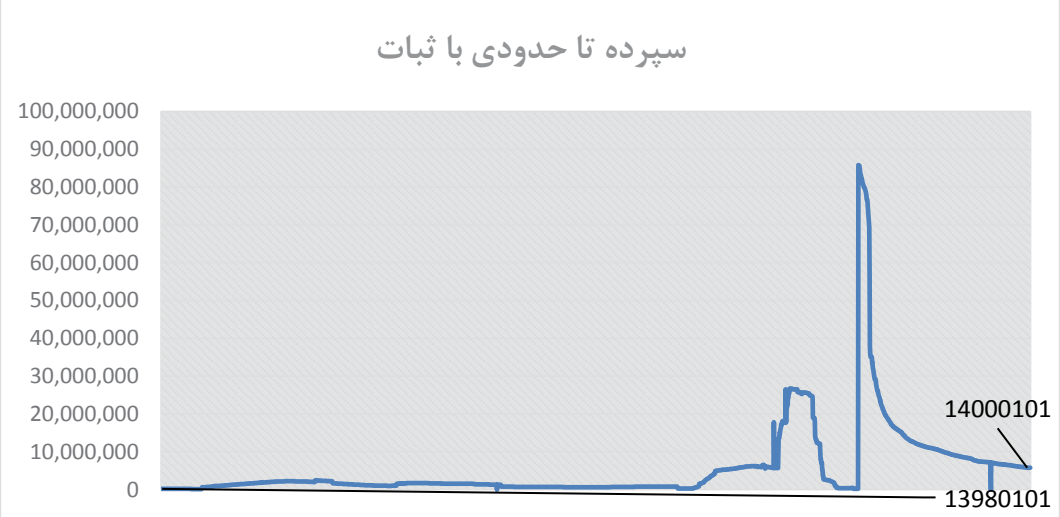
– **سپرده‌های باثبات:** همان‌طورکه از نمودار ۳، مشاهده می‌شود سپرده‌های با ثبات بانک برخلاف سپرده‌های بی‌ثبات که روند صعودی داشتند، سپرده‌های با ثبات همواره صعودی نبوده‌اند. به‌طوری‌که در برخی از موارد، شکاف یا پرش داشته‌اند. ضمناً از فصل تابستان سال ۹۷ به‌بعد داده‌های بانک نشان می‌دهد که سپرده‌های با ثبات نزولی شده است.



شکل ۳: روند تاریخی سپرده‌های با ثبات از فرودین ۹۲ تا فروردین ۱۴۰۰ (یافته‌های تحقیق).

Fig. 3: The historical trend of stable deposits from 1392 to 1400

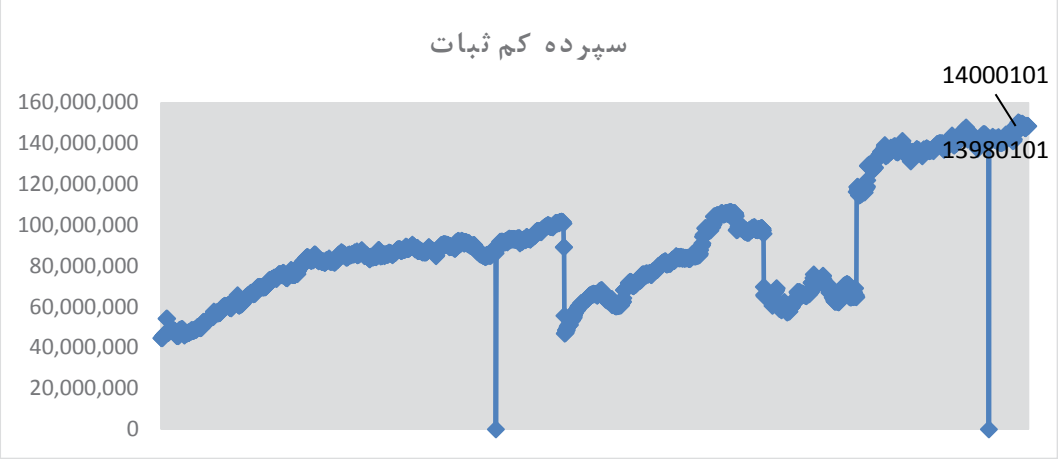
– **سپرده‌های تاحدودی باثبات:** سپرده‌های تاحدودی با ثبات نشان می‌دهد که از اوایل سال ۱۳۹۷ به‌بعد نزولی شده است. ضمناً به‌طورکلی روند سپرده‌های تاحدودی باثبات همواره صعودی نبوده، بلکه از اواسط اردیبهشت ماه ۹۷ به‌بعد روند نزولی به خود گرفته است. ضمناً از سال ۹۲ تا سال ۹۶ مقدار پایین و تقریباً ثابتی داشته‌اند.



شکل ٤: روند تاریخی سپرده‌های تاحدودی با ثبات (فروردین ۹۲ تا فروردین ۱٤۰۰)، (یافته‌های تحقیق).

Fig. 4: The historical trend of partly stable deposits from 1392 to 1400

– **سپرده کم‌ثبات:** روند تاریخی سپرده‌های کم‌ثبات به صورت ذیل می‌باشد.

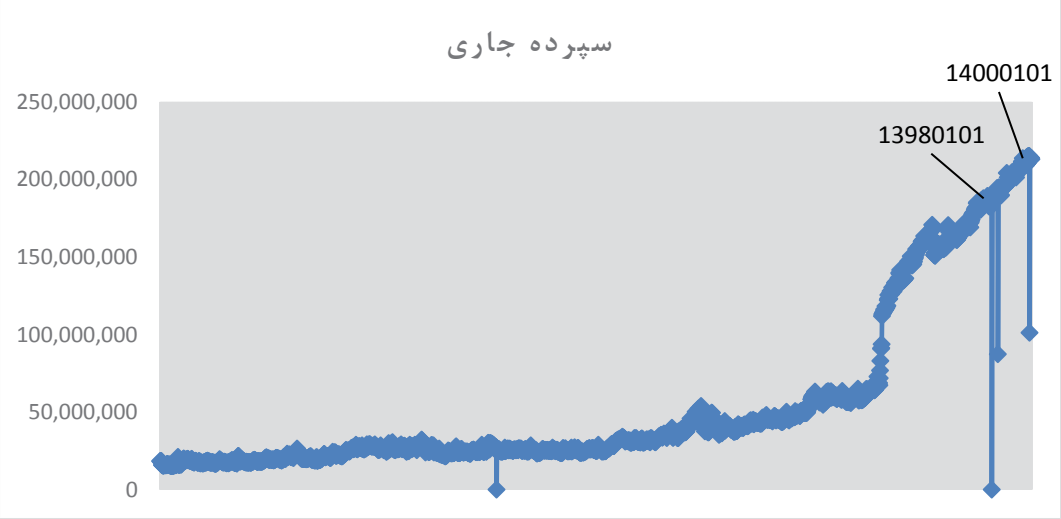


شکل ۵: روند تاریخی سپرده‌های کم‌ثبات (فروردین ۹۲ تا فروردین ۱۴۰۰)، (یافته‌های تحقیق).

Fig. 5: The historical trend of low stable deposits from 1392 to 1400

همان‌گونه که از نمودار بالا قابل مشاهده است، روند سپرده‌های کم‌ثبات تقریباً صعودی بوده است؛ البته در برخی از موارد پرش به پایین و بالا داشته‌اند که در بالا قابل مشاهده است.

– **سپرده جاری:** بانک موردنظر از آن‌دسته از بانک‌هایی بوده است که سهم سپردهٔ جاری در کل سپرده‌ها در این بانک در بین بانک‌های خصوصی در رتبهٔ خوبی قرار دارد. سپردهٔ جاری از این جهت که بدون سود برای مشتری و بدون هزینه برای بانک است، برای بانک مفید می‌باشد.

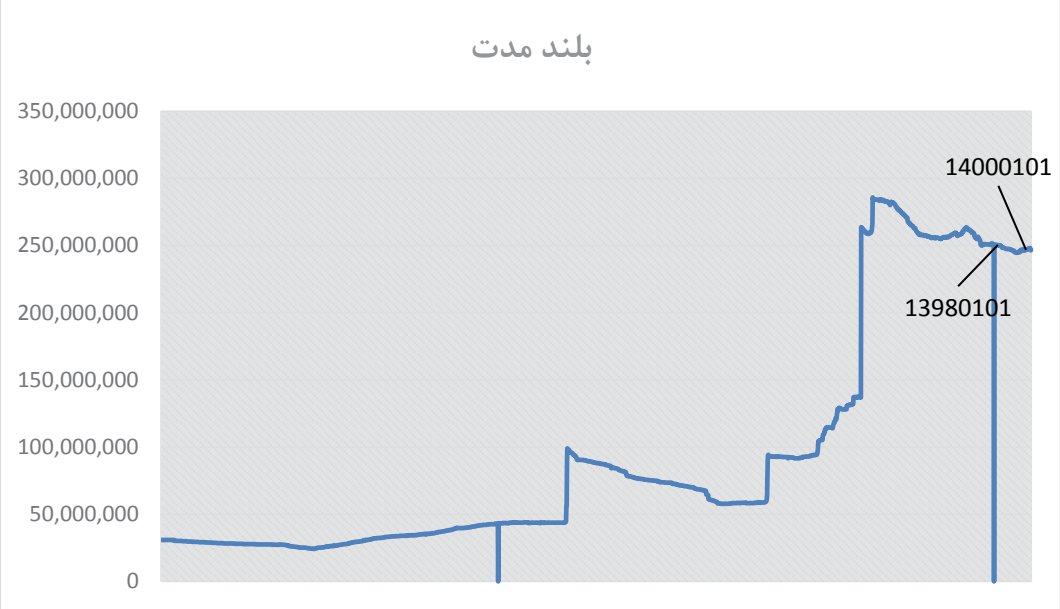


شکل ٦: روند سپرده‌های جاری (فروردین ۹۲ تا فروردین ۱۴۰۰)، (یافته‌های تحقیق).

Fig. 6: The trend of current deposits from 1392 to 1400

همان‌گونه که از نمودار قابل مشاهده است، سپرده‌های جاری تقریباً صعودی بوده‌اند.

– **سپرده بلندمدت:** منظور از سپرده بلندمدت، سپردهٔ یک‌ساله و بیشتر می‌باشد. بد نیست به روند سپرده‌های بلندمدت در بانک نگاهی داشته باشیم.



شکل ۷: روند سپرده‌های بلندمدت (فروردین ۹۲ تا فروردین ۱۴۰۰)، (یافته‌های تحقیق).

Fig. 7: The trend of long-term deposits from 1392 to 1400

همان‌گونه که از نمودار بالا قابل مشاهده است، سپرده‌های بلندمدت بانک روند صعودی داشته، اما در برخی از بازه‌ها روند نزولی شده است. همان‌طوری‌که از نمودار مشخص است در حدود دو سال اخیر روند سپرده‌های بلندمدت نزولی بوده است. دلیل این موضوع به‌دلیل افزایش تورم و پیشی‌گرفتن از نرخ سود سپرده‌های بانکی و در نتیجهٔ کاهش تمایل سپرده‌گذاری در بانک‌ها به‌صورت بلندمدت می‌باشد.

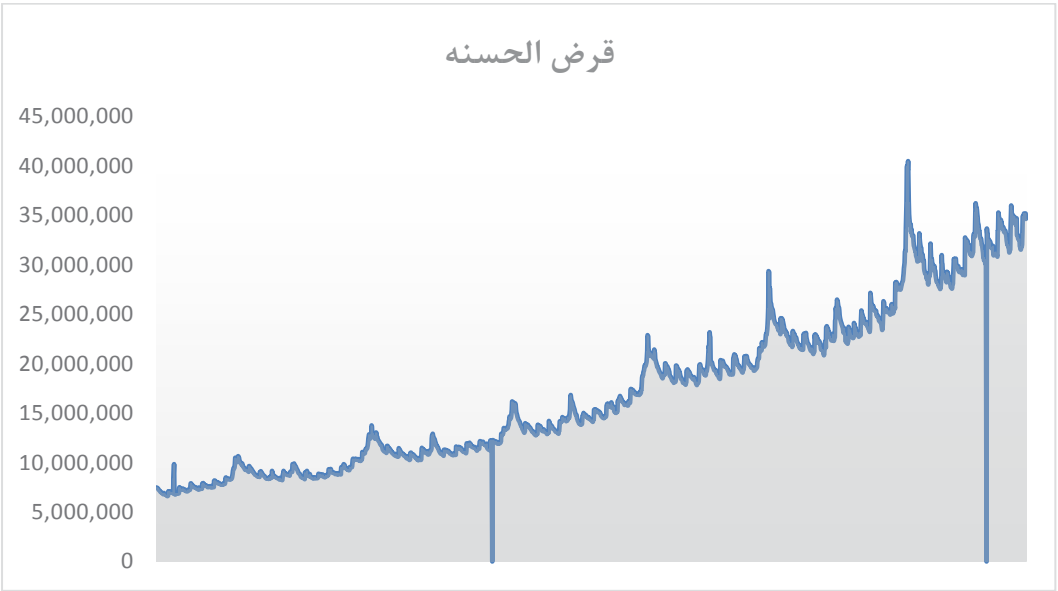
– **سپردهٔ کوتاه‌مدت:** اگر به روند تاریخی سپرده‌های کوتاه‌مدت در ۲۵۰۰ روز اخیر نگاهی داشته باشیم، می‌بینیم که روند نامعینی داشته‌اند. در نمودار ۸ این موضوع دیده می‌شود.

شکل ۸: روند تاریخی سپردهٔ کوتاه‌مدت از (فروردین ۹۲ تا فروردین ۱۴۰۰)، (یافته‌های تحقیق).

Fig. 8: The historical trend of short-term deposit from 1392 to 1400

همان‌گونه که از نمودار بالا قابل مشاهده است سپردهٔ کوتاه‌مدت از تیر ۹۷ به‌بعد تقریباً صعودی شده است. سپرده‌های کوتاه‌مدت جذابیت بیشتری پیدا کرده‌اند، به‌دلیل این‌که اهمیت بیشتری برای سپرده‌گذاران باتوجه به تورم و... پیدا کرده‌اند.

– **سپردهٔ قرض‌الحسنه:** سپردهٔ قرض‌الحسنه بانک خصوصی نسبت به سایر دسته‌بندی‌های سپردهٔ این بانک، روند صعودی بیشتری و با شیب بیشتری داشته است که این یک نکتهٔ مثبت برای این بانک می‌باشد.



شکل ۹: روند تاریخی سپرده‌های قرض‌الحسنه (فروردین ۹۲ تا فروردین ۱۴۰۰)، (یافته‌های تحقیق).

Fig. 9: The historical trend of qarzol-ha-sa-ne deposits from 1392 to 1400

– **سپردهٔ حساس به خدمت:** روند تاریخی سپردهٔ حساس به خدمت در ۲۵۰۰ روز به صورت ذیل است. همان‌گونه که قابل مشاهده است سپردهٔ حساس به خدمت تقریباً صعودی است.

شکل ۱۰: روند تاریخی سپردهٔ حساس به خدمت بانک (فروردین ۹۲ تا فروردین ۱۴۰۰)، (یافته‌های تحقیق).

Fig. 10: The historical trend of sensitive deposit to the bank service from 1392 to 1400

همان‌گونه که از نمودار بالا قابل مشاهده است، سپردهٔ حساس به خدمت روند صعودی دارد ضمناً از سال ۱۳۹۶ به‌بعد روند صعودی با نرخ شدیدتر به خود گرفته است؛ البته در برخی از نقاط پرش به پایین دارد.

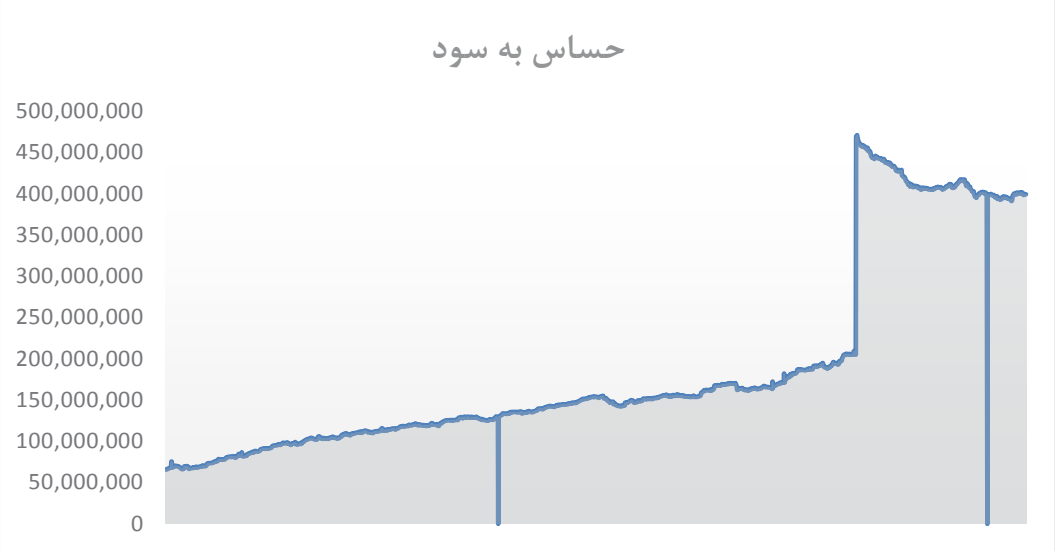
– **سپردهٔ حساس به تسهیلات:** همان‌گونه که از نمودار ذیل قابل مشاهده است، سپردهٔ حساس به تسهیلات در ابتدا روند نزولی داشته و سپس روند صعودی داشته است. ضمناً شیب حالت صعودی آن بیشتر از حالت نزولی است.

شکل ۱۱: روند تاریخی سپردهٔ حساس به تسهیلات (فروردین ۹۲ تا فروردین ۱۴۰۰)، (یافته‌های تحقیق).

Fig. 11: The historical trend of sensitive deposit to the bank facilities from 1392 to 1400

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، سپرده حساس به تسهیلات روند نزولی داشته و پس از اوایل خردادماه ۹۶ به‌بعد این سپرده روند صعودی به خود گرفته است.

– **سپردهٔ حساس به سود:** روند تاریخی سپردهٔ حساس به سود از (فروردین ۹۲ تا فروردین ۱۴۰۰) به‌صورت ذیل است.

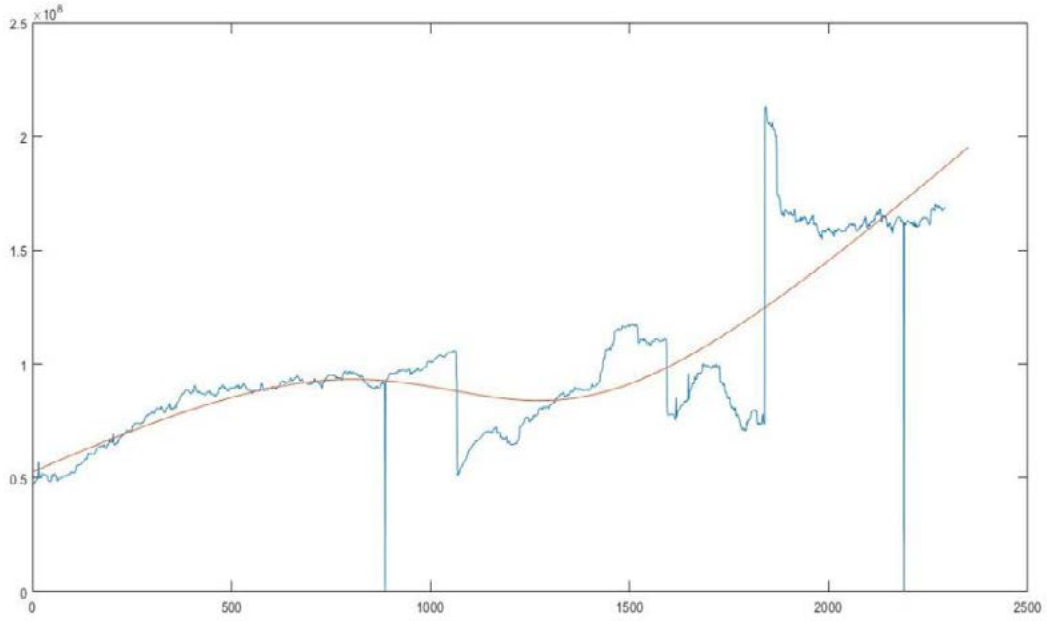


شکل ۱۲: تاریخی سپردهٔ حساس به سود بانک (فروردین ۹۲ تا فروردین ۱۴۰۰)، (یافته‌های تحقیق).

Fig. 12: The historical trend of sensitive deposit to the bank profit from 1392 to 1400

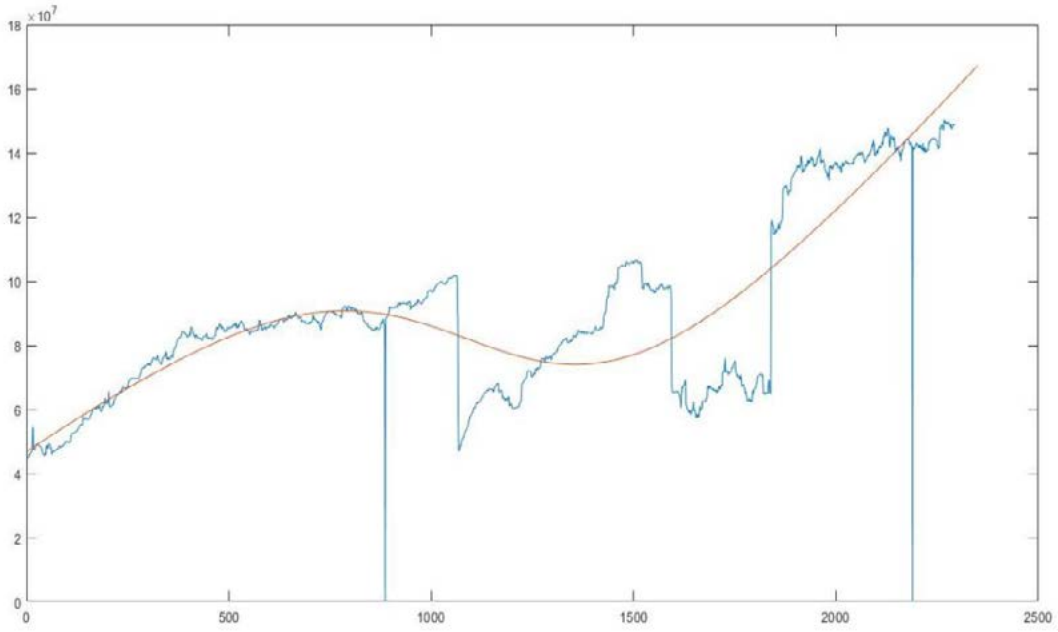
همان‌گونه که قابل مشاهده است، سپرده حساس به سود روند صعودی در اوایل سال ۱۳۹۷ به یک‌باره نسبت به قبل پرش کرده است و سپس نزولی شده است. دلیل این مسأله به این است که سپردهٔ حساس به سود، به سود بسیار حساس بوده و با توجه به تغییرات آن تغییر پیدا می‌کند. باتوجه به سیاست بانک مرکزی در سال‌های اخیر مبنی‌بر کاهش نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت و هم‌چنین تمایل کمتر مردم به سپرده‌گذاری با نرخ سود پایین‌تر این قضیه اتفاق افتاده است.

– **پیش‌بینی‌های حاصله براساس روش یادگیری ماشین:** در اینجا براساس الگوریتم پس‌انتشار که درمورد آن توضیح دادیم به پیش‌بینی داده‌ها به روش یادگیری ماشین می‌پردازیم. نمودارهای پیش‌بینی‌ها به‌صورت ذیل است. دقت شود که خط قرمز نشان‌دهندهٔ روند نمودار می‌باشد و خط آبی خود داده‌های بانک است که به‌نوعی براساس روند پیش‌بینی صورت می‌گیرد.



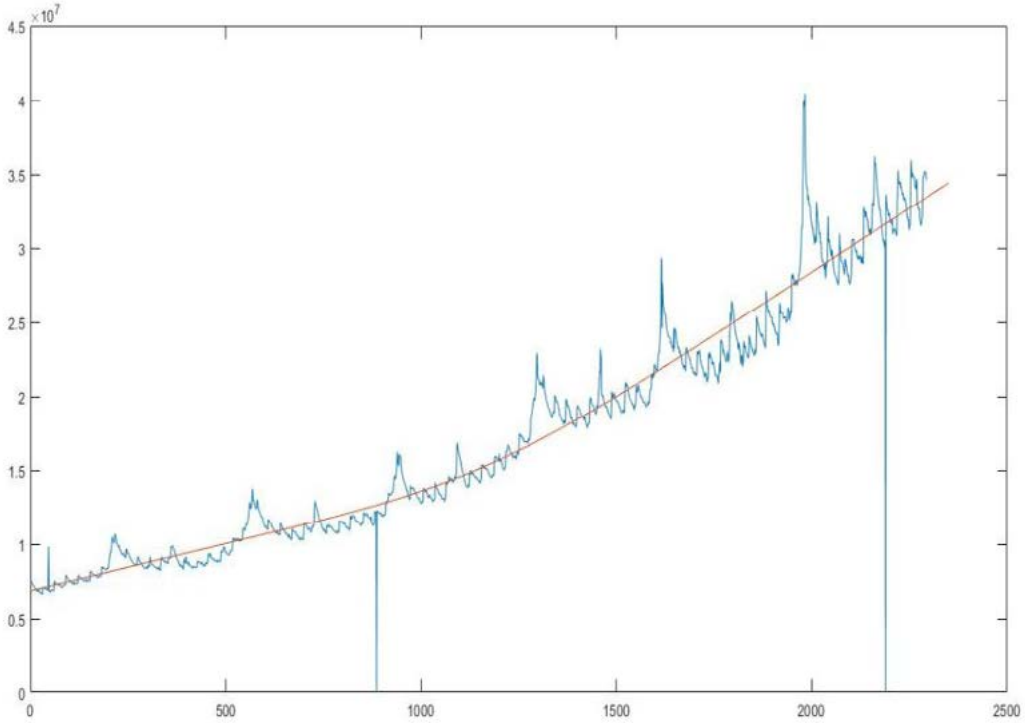
شکل ۱۳: روند و پیش‌بینی سپردهٔ کوتاه‌مدت (یافته‌های تحقیق).

Fig. 13: Trend and prediction of short-term deposit



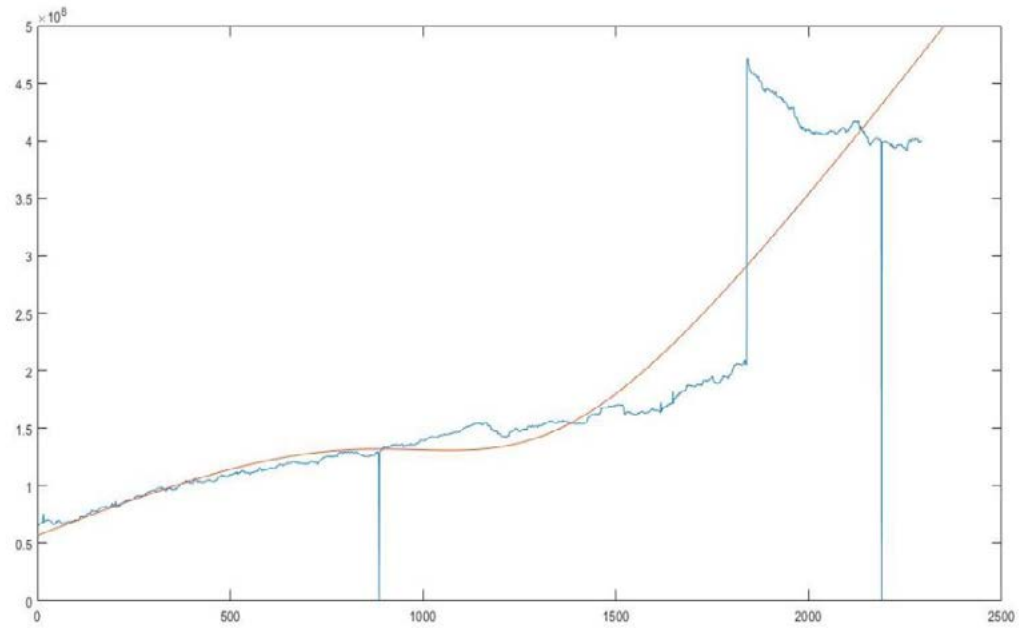
شکل ١٤: روند و پیش‌بینی سپردهٔ کم‌ثبات (یافته‌های تحقیق).

Fig. 14: Trend and prediction of low stable deposit



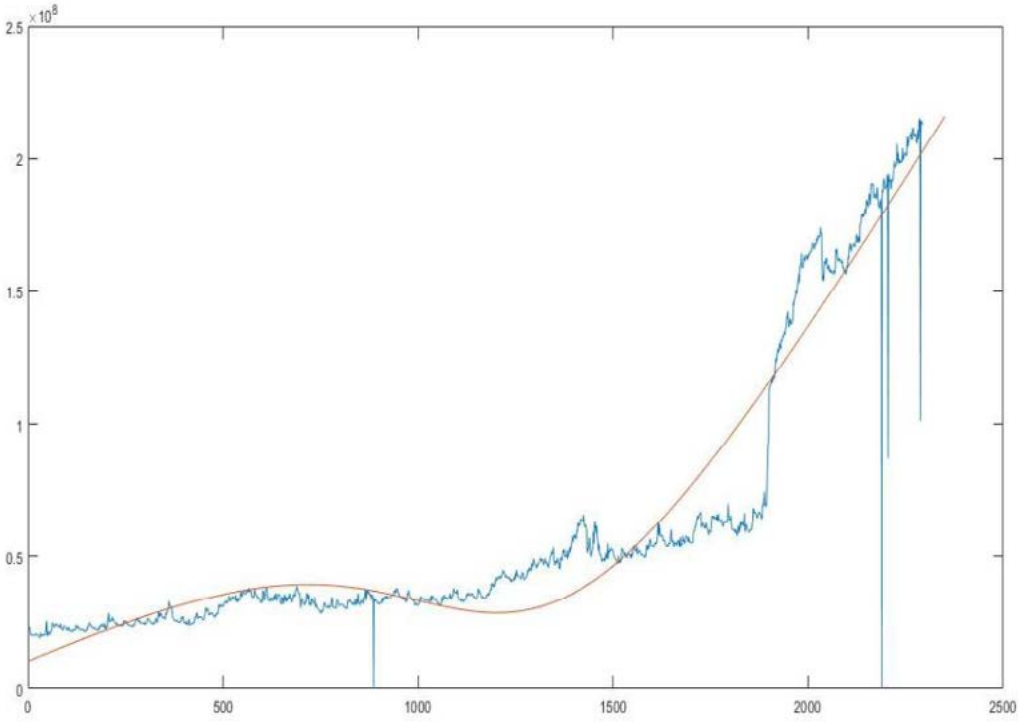
شکل ۱۵: روند و پیش‌بینی سپردهٔ قرض‌الحسنه (یافته‌های تحقیق).

Fig. 15: Trend and prediction of qarzol-ha-sa-ne deposits



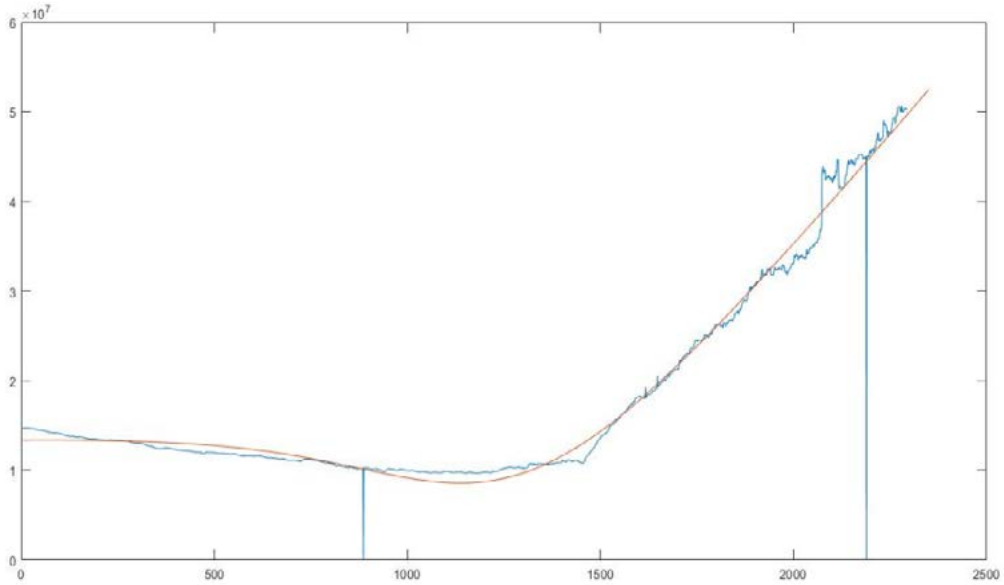
شکل ۱۶:روند و پیش‌بینی سپردهٔ حساس به سود (یافته‌های تحقیق).

Fig. 16: Trend and prediction of of sensitive deposit to the bank profit



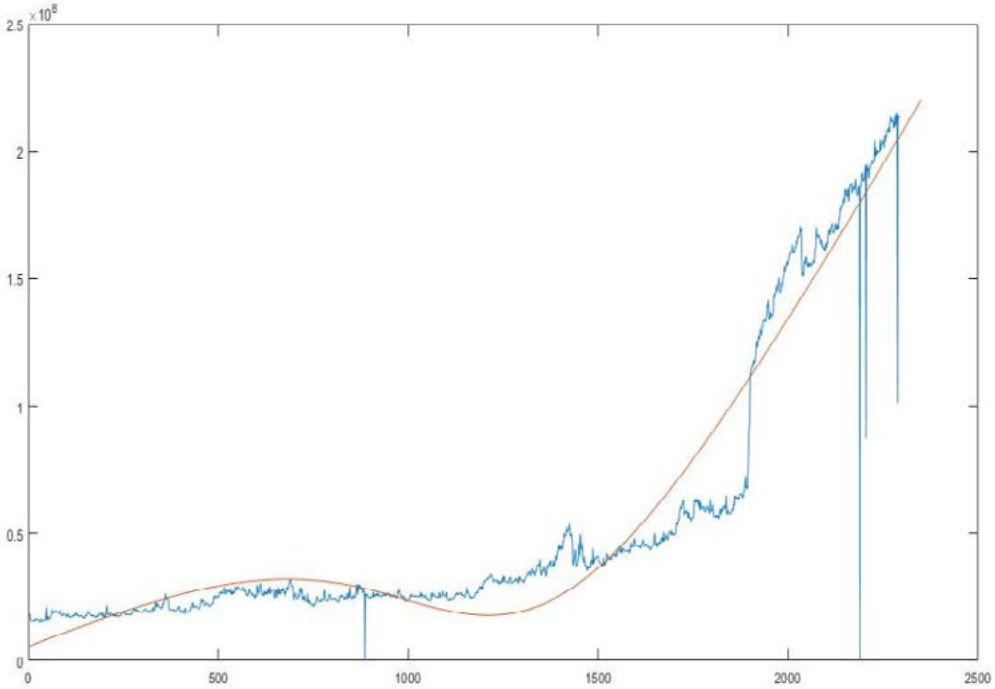
شکل ۱۷: سپرده حساس به خدمت (یافته‌های تحقیق).

Fig. 17: Trend and prediction of of sensitive deposit to the bank services



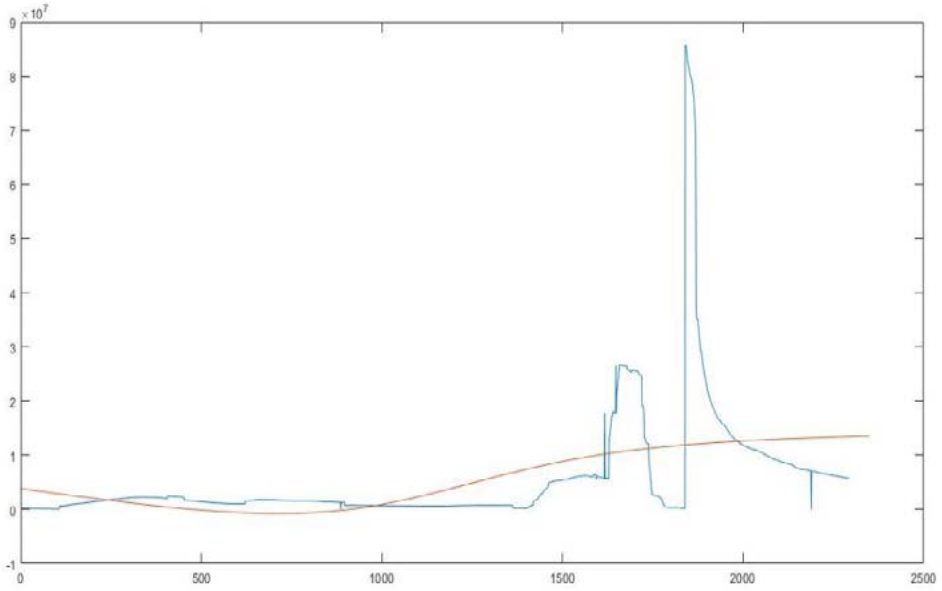
شکل ۱۸: روند و پیش‌بینی سپردهٔ حساس به تسهیلات (یافته‌های تحقیق).

Fig. 18: Trend and prediction of of sensitive deposit to the bank facilities



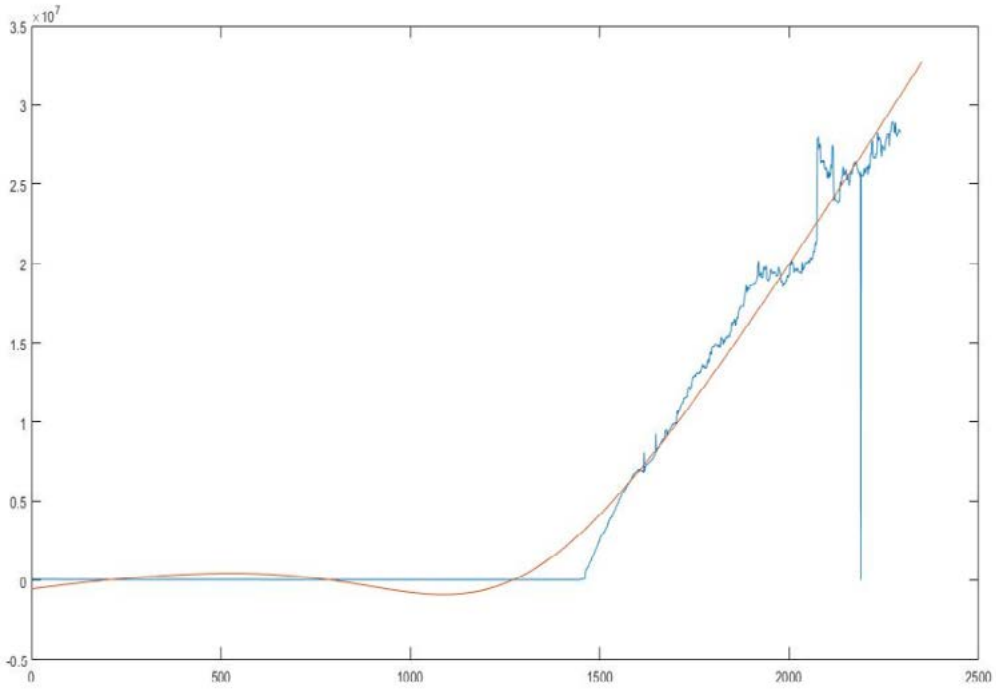
شکل ۱۹: سپردهٔ جاری و روند پیش‌بینی آن (یافته‌های تحقیق).

Fig. 19: Current deposit and its forecasting process



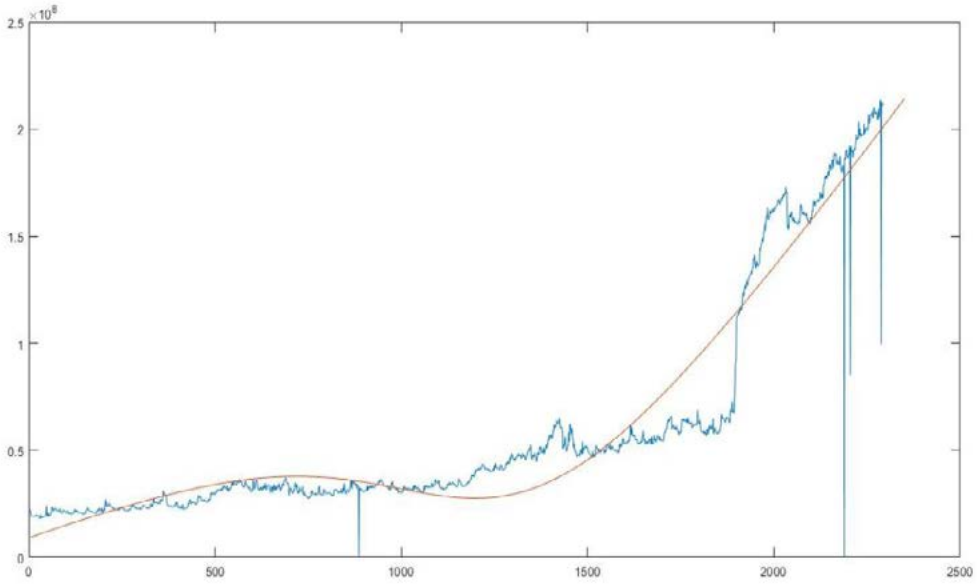
شکل ۲۰: سپردهٔ تاحدودی با ثبات (یافته‌های تحقیق).

Fig. 20: Trend and prediction of of partly stable deposit



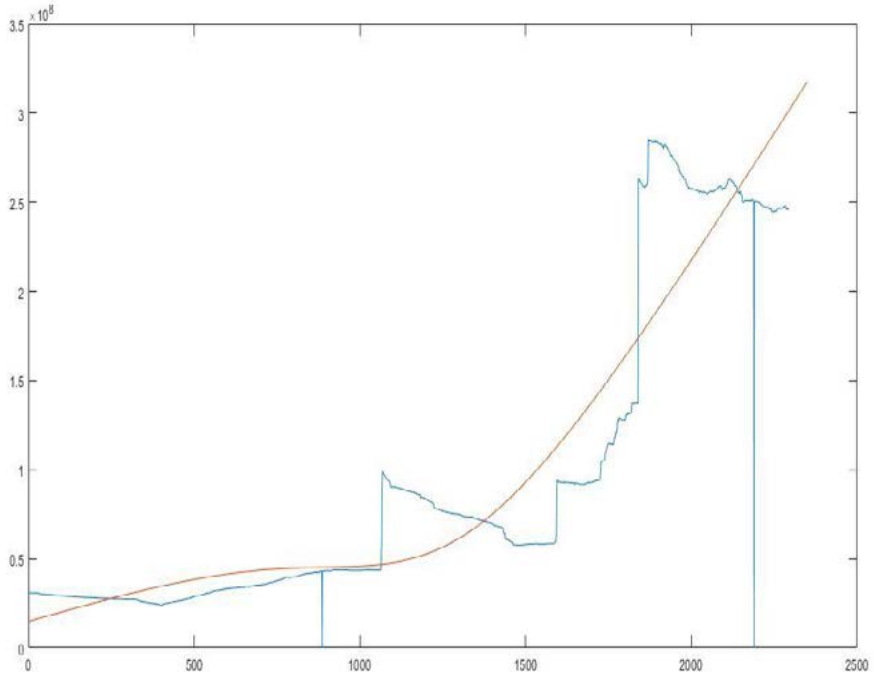
شکل ۱: سپرده تاحدودی بی‌ثبات و روند پیش‌بینی آن (یافته‌های تحقیق).

Fig. 21: Trend and prediction of of partly unstable deposit



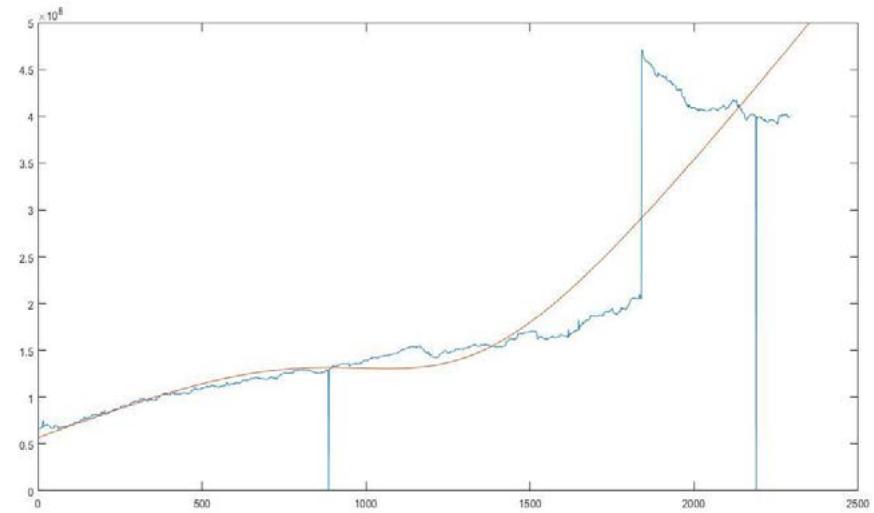
شکل ۲۲: سپردهٔ بی‌ثبات و روند پیش‌بینی آن (یافته‌های تحقیق).

Fig. 22: Trend and prediction of of partly stable deposit



شکل ۲۳: سپرده بلندمدت و روند پیش‌بینی آن (یافته‌های تحقیق).

Fig. 23: Trend and prediction of of partly stable deposit



شکل ۲٤: سپردهٔ با ثبات و روند پیش‌بینی آن (یافته‌های تحقیق).

Fig. 24: Trend and prediction of of stable deposit

– **دقت خطای پیش‌بینی:** باتوجه به این‌که پیش‌بینی به روش یادگیری ماشین و بااستفاده از الگوریتم گفته شده شیب نزول داده‌ها (حالتی که داده‌ها دسته‌بندی‌پذیر خطی در بین یک‌دیگر نیستند و وزن‌ها ازطریق این الگوریتم پیدا می‌شود که ما نیز در اینجا از همین روش رفته‌ایم.) به پیش‌بینی داده‌ها پرداخته می‌شود و ضمن این‌که باتوجه به این‌که از توابع پیوسته و مشتق‌پذیر استفاده می‌شود، این روش فاقد تحلیل حساسیت و هم‌چنین دارای خطای مینیمم باتوجه به تعداد واحدهای زیاد و موازی می‌باشد. به‌نوعی یکی از مزایای این روش آن است که براساس تغییرات و وزن‌های اثردهی داده‌ها از ابتدای دوره، داده‌ها را یادگیری می‌دهد که این موضوع در روش رگرسیونی دنبال نمی‌شود؛ هرچند که مورد گفته شده به‌نوعی برتری این روش است. ضمناً مطابق تئوری‌های اثبات شده ریاضی این الگوریتم یادگیری ماشین کمترین خطای پیش‌بینی نسبت به سایر روش‌های یادگیری ماشین را دارا می‌باشد.

۵. نتیجه‌گیری

همان‌گونه که از نمودارهای پیش‌بینی مشخص است، پیش‌بینی برای هریک از سپرده‌ها، در حدود ۳۵۰ روز آینده به‌دست آمده است که درواقع در نمودارهای بالا بعد از خط عمودی، پیش‌بینی می‌باشد که باتوجه به روش یادگیری ماشین و قابلیت‌های آن به‌دست آمده است. همان‌طورکه به‌طورکلی از نمودارها قابل پیش‌بینی است؛ سپردهٔ بلندمدت، تاحدودی باثبات و سپردهٔ باثبات روند نزولی در آینده در بانک مزبور به خود خواهند گرفت و سپردهٔ بی‌ثبات و حساس به سود نیز روند نزولی به خود خواهند گرفت.

باید به این نکته دقت کرد با پیش‌بینی هریک از سپرده‌ها، امکان پیش‌بینی بودجهٔ بلنک نیز وجود دارد که البته باتوجه به بهینه‌سازی این موضوع میسر می‌باشد. درخصوص تعداد اندکی از نمودارها همان‌گونه که مشاهده می‌شود فاصلهٔ مقدار پیش‌بینی با مقدار واقعی کمی زیاد است که به‌هرحال باتوجه به این‌که روش یادگیری ماشین به‌دنبال پیش‌بینی برمبنای کلیهٔ اطلاعات گذشته با وزن‌دهی به داده‌ها در طی دورهٔ زمانی می‌باشد و نوسانات در برخی از داده‌ها زیاد می‌باشد، این انحراف کمی قابل‌توجیه است؛ ضمن این‌که روش رگرسیونی روش دیگری از پیش‌بینی می‌باشد که می‌تواند براساس اطلاعات اندکی در گذشته و نه صرفاً کلیه اطلاعات گذشته، پیش‌بینی داشته باشد؛ حال آن‌که نوسانات دوره‌های اولیه را نادیده می‌گیرد، ولی انحرافات را در طول دورهٔ پیش‌بینی کاهش می‌دهد که به‌هرحال هریک از این روش‌ها محدودیت‌های مربوط به خود را دارند که در این مقاله به روش پیش‌بینی یادگیری ماشین استناد شد.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از بخش آمار و اطلاعات بانک انصار برای بهبود و رونق بخشیدن به متن مقاله قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

در این مقاله، نویسندهٔ اول، ارائه ایده اولیه و مدل‌سازی و تخمین مدل، نویسندهٔ دوم جمع‌آوری آمار و اطلاعات و تحلیل داده‌ها، نویسندهٔ سوم مدیریت تحقیق، مبانی نظری و تحلیل یافته‌ها و نتایج تحقیق، نویسندهٔ چهارم: پیشینهٔ تحقیق و نویسندهٔ پنجم نگارش و بازخوانی انتقادی را به عهده داشته‌اند.

تضاد منافع

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

کتابنامه

– اختیاری، مصطفی؛ و عالم‌تبریز، اکبر، (۱۳۹۴). «بهینه‌سازی پرتفوی منابع و مصارف بانک‌ها با استفاده از برنامه‌ریزی خطی (مورد مطالعه: بانک صادرات ایران)». *فصلنامهٔ چشم‌انداز مدیریت مالی*، دوره ۵ (۱۲): ۱۳۴–۱۵۸. https://jfmp.sbu.ac.ir/article_94704.html

– پورزرندی، ابراهیم؛ البرزی، محمود؛ حسین‌زاده‌لطفی، فرهاد؛ وشهریاری، مجید، (۱۳۹۲). «طراحی مدل ریاضی به منظور پیش‌بینی ساختار دارایی و بدهی ها در سیستم بانکی». *مجلهٔ مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۴ (۱۵): ۷۵–۹۱.

– دائی‌کریم‌زاده، سعید، (۱۳۹۵). «ترکیب بهینهٔ تسهیلات مشارکتی بانک‌های تجاری ایران در بخش‌های اقتصادی با استفاده از نظریهٔ فرا مدرن سبد سرمایه‌گذاری». *فصلنامه مدیریت و دارایی تامین مالی*، ۴: ۱۷–۲۸. DOI: 10.22108/amf.2016.21105

– خالوزاده، حمید؛ و امیری، نسیبه، (۱۳۸۴). «تعیین سبد سهام بهینه در بازار بورس براساس نظریه‌های مربوطه». *فصلنامهٔ تحقیقات اقتصادی*، ۴۱ (۲): ۷۳. https://jte.ut.ac.ir/article_18272.html

– شهیکی‌تاش، محمدمهدی؛ و محمدپور، کامران، (۱۳۹۴). «ارزیابی ساختار سپرده‌های بانکی در ایران». *فصلنامهٔ علمی مدلسازی اقتصادی*، ۹ (۳۱): ۶۱–۸۱. https://journals.iau.ir/article_558966.html

– عبدالعلی‌زاده‌شهیر، سیمین؛ و عشقی، کوروش، (۱۳۸۲). «کاربرد ژنتیک در مجموعه دارایی سبد اوراق بهادار». *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۵ (۱۷): ۱۷۵–۱۹۲. https://ijer.atu.ac.ir/article_3872.html?lang=fa

– عسکرزاده، غلامرضا، (۱۳۸۵). «مدل‌سازی ریاضی تعیین ترکیب بهینه پرتفوی تسهیلات اعطایی در مؤسسات مالی و اعتباری». *پژوهش‌نامهٔ حقوق اسلامی*، ۷ (۴): ۱۳۰–۱۰۷. https://ilr.isu.ac.ir/article_76998.html

– غریب، ایمان؛ و کوشا، عماد، (۱۳۹۸). «بهینه‌سازی سبد مشتریان بانک در گروه بانکداری خرد با استفاده از الگوریتم ژنتیک(مطالعه موردی بانک انصار)». *فصلنامه راهبرد مدیریت مالی*، ۷: ۱۶۴-۱۴۷. DOI: 10.22051/jfm.2019.24698.1981

– قندهاری، مهسا؛ شمشیری، عظیمه؛ و فتحی، سعید، (۱۳۹۶). «بهینه‌سازی سبد سهام برمبنای روش‌های تخمین ناپارامتریک». *پژوهش در مدیریت تولید و عملیات*، ۸(۱): ۱۷۵-۱۸۴. doi: 10.22108/jpom.2017.21552

– مهرآرا، محسن؛ و صادقیان، کبری، (۱۳۸۷). «تعیین ترکیب بهینه وام در بخش‌های اقتصادی: (مطالعه موردی بانک سامان)». *فصلنامهٔ اقتصادمالی*، ۵ (۲): ۱۱۶-۱۳۴. DOR: 20.1001.1.25383833.1387.2.5.7.9

– محمودی‌ازناوه، احمد، (۱۳۹۶)، *ارائه بحث یادگیری ماشین و مجموعه‌های جداپذیرخطی*. دانشگاه شهید بهشتی تهران.

– عباسیان، عزت اله؛ و محمودی، وحید، (۱۳۹۲). «حد بهینه پرتفوی سرمایه گذاری شرکت‌های بیمه شامل دارایی‌های ریسکی و غیرریسکی با استفاده از مدل مارکویتز (مطالعه موردی یک شرکت بیمه)». *فصلنامه پژوهشنامه بیمه*، ۲(۳), ۱۸۵-۱۹۹. doi: 10.22056/ijir.2013.03.01

– یزدان‌پناه؛ احمد؛ و عباسی، طیبه، (۱۳۹۰). «بهینه‌سازی سبد دارایی یک بانک نمونه». پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه الزهرا، وزارت علوم تحقیقات و فناوری (منتشر نشده).

– یزدان‌پناه، احمد؛ و شکیب‌حاجی‌آقا، سکینه، (۱۳۸۸). «عوامل مؤثر بر ریسک نقدینگی بانک‌ها (مطالعه موردی بانک ملت)». *فصلنامهٔ دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۳: ۲۷-۵۴. https://journals.srbiau.ac.ir/article_4970.html

- Abbasian E., Mahmoudi, V. & Armian, S., (2013). “Optimum portfolio selection based on markowitz mean-variance model: A case study of an insurance company”. *Iranian Journal of Insurance Research (IJIR),* 3(5): 185-199. https://doi.org/10.22056/ijir.2013.03.01 (In Persian).

- Abdolalizadeh Shahir, S. & Eshghi, K. (2004). “Application of genetic Algorithm in portfolio selction problem”. *Iranian journal of Economic Research,* 5(17): 175-179. https://ijer.atu.ac.ir/article_3872.html (In Persian).

- Allred, A. T. & Addams, H. L., (2000). “Service quality at banks and credit unions: what do their customers say?”. *International Journal of Bank Marketing,* 18 (4): 200-207.

- Andreloni, L., Barga, M. D. & Carluccio E. M. (2007). *New Frontieres in Banking Services.* Berlin: Springer.

- Askarzadeh, Gh., (2006). “Mathematical Modeling for Determining the Optimal Portfolio Composition for Credit Facilities in Financial and Credit Institutions”. *Journal of*

Islamic Law Research, 7(4): 107-130. https://ilr.isu.ac.ir/article_76998.html?lang=en (In Persian)..

- Barfield, J., Raiborn, C. A. & Kinney, M. R., (2000). *Cost Accounting: Traditions and Innovations.* Fourth Edition, South – Western College Publishing, Ohio.

- Chiang, A. C., (1994). *Osnovne metode matematičke ekonomije*. Third Edition, Mate, Zagreb.

- Chorafas, N. D., (1991). *Obiettivo profitto-dal controllo dei costi al pricing nell'impresa banca*. 120 Edibank-Iceb srl., Milano.

- Cox, D. & Cox, M., (2006). *The Matematic of Banking and Finance*. John Wiley & Sons Ltd, Chichester.

- Daei Karimzadeh, S., (2017). "The Optimal Portfolio of Shared Contracts of Iranian Commercial Banks in Economic Sectors (based on Post-modern Portfolio Theory)". *Journal of Asset Management and Financing,* 4(4): 17-28. Doi: 10.22108/amf.2016.21105 (In Persian).

- Ekhtiari, M. & Alam Tabriz, A. (2014). "Optimizing the portfolio of banks' resources and expenses using linear programming (case study: Bank Saderat Iran)". *Financial Management Perspectives Quarterly,* 5(12): 134-158. https://jfmp.sbu.ac.ir/article_94704.html (In Persian).

- Freixas, X. & Rochet, J. C., (1999). *Microeconomics of Banking*. The MIT Press, Cambridge.

- Harvey, M., Myers, M. B. & Novicevic, M. M., (2003). "The managerial issues associated with global account management". *Journal of Management Development,* 22 (2): 103-129.

- Heffernan, S., (2005). *Modern banking.* Chichester: John Wiley & Sons Ltd,.

- Helliar, C., Cobb, I. & Innes, J., (2002). "A longitudinal case study of profitability reporting in a bank". *The British Accounting Review,* 34 (1): 27-53.

- Hussain, M. & Gunasekaran, A., (2001). "Activity-based cost management in financial services industry". *Managing Service Quality,* 11 (3): 213-226.

- Khaluzadeh, H. & Amiri, N., (2004). "determining the optimal stock portfolio in the stock market based on relevant theories". *Economic Research Quarterly,* 41(6): https://jte.ut.ac.ir/article_18272.html (In Persian)..

- Kosha, E. & Gharib, I., (2019). "Optimization of Ansar bank's Customer Loan portfolio using genetic algorithm (Case study of Ansar Bank)". *Journal of Financial Management Strategy,* 7(4): 125-150. Doi: 10.22051/jfm.2019.24698.1981 (In Persian)..

- Kwan, S.H. & Wilcox, J. A., (2002). "Hidden cost reductions in bank mergers: Accounting for more productive banks". *Research in Finance,* 19: 109-124.

- Lapin, L. L., (1987). *Statistic for Modern Business Decision*. Fourth Edition, HBJ, Orlando.

- Mehrara, M. & Sadeghian, S., (2008). "The management of optimal loan portfolio in banking sector: the case study of the Bank–e Saman". *Financial Economics Quarterly,* 5(2): 116-134. Doi: 20.1001.1.25383833.1387.2.5.7.9 (In Persian).

- Nocedal, J. et al., (2006). *Operations in Linear Programming*. Printed by: Springer.

- Porzarandi, E. et al., (2012). "Designing a mathematical model to predict the structure of assets and liabilities in the banking system". *Journal of Financial Engineering and Securities Management,* 4(15): 51-77. https://fej.ctb.iau.ir/ (In Persian).

- Presco et al., (2012). *Designing Banking Deposit Management*, by Optimization, Croatian Operational Research Review, VOL. 2.

- Shahiki Tash, M. M. & Mohammad Pour, K., (2014). "evaluation of the Market structure of bank deposits in Iran". *Quarterly Journal of Economic Modeling,* 9(3): 61-81. https://sanad.iau.ir/journal/eco/Article/558966?jid=558966 (In Persian).

- Sinkey, S., (2001). *Banking Activities*. The British Accounting Review.

- Stephen, W., (2007). *Linear Programming With Matlab*. Societ with Industrial Mathematics

- Yazdan Panah, A. & Abbasi, T., (2011). "Optimizing the asset portfolio of a sample bank". Master's thesis of Al-Zahra University, Ministry of Science, Research and Technology (In Persian).

Vol. 13, No. 50, Summer (2024)
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
*Copyright©2024, The Authors. This open-access article is published under the terms of the **Creative Commons**.* **(© The Author(s))**

Bu-Ali Sin University

The Relationship Between the Government's Non-Pharmaceutical Interventions During the Period of the Spread of the Covid-19 Virus and the Iran Stock Market: The Role of Public Vaccination

Mahdieh Rezagholizadeh[1], Hossein Jafari[2], Morteza Abdolhosseiny[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2024.28664.3655
Received: 2023.12.12; Accepted: 2024.02.12
Pp: 169-199

Abstract

Following the spread of the Covid-19 virus at the end of 2019, governments have used a series of strict policies and non-pharmaceutical interventions (NPI) such as social distancing and mandatory quarantines to deal with the increasing spread of this virus, and therefore the trading process of global markets, Including the stock market, it was severely affected. In the following, the start of public vaccination affected various industries and groups and led to changes in stock market transactions of countries, including the Tehran Stock Exchange. The present study, by applying the Smooth transmission regression (STR) nonlinear model and daily data during the period of the Covid-19 epidemic (30 February 2018 to 10 January 2018), investigates the role of public vaccination in the relationship between the interventionist policies of the government and the stock market. In the present study, relying on tests to detect nonlinear behavior, the existence of a nonlinear relationship between government interventions and the stock market index was confirmed, the variable of the number of vaccinated people was selected as a suitable transition variable, and the nonlinear smooth transition regression model with a two-regime logistic transfer function With one transfer (LSTR1) was considered as the proposed model for this relationship. The results of the estimation of the research model show that the increase of strict measures of the government in the form of a two-regime structure with a threshold level of 20857, the number of vaccinated people in the first regime (that is, when the number of vaccinated people is less than the threshold value (20857)) had a positive and significant effect on the stock market index, but after crossing the threshold level and entering the second regime (that is, when the number of vaccinated people is greater than its threshold value (20857)), the mentioned variable had a negative and significant impact on the stock market index.

Keywords: Stock Market, Stringency Index, Covid-19, Smooth Transition Regression (STR).
JEL Classification: G01, G18, G41.

1. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics Sciences and Administrative, University of Mazandaran, Babolsar, Iran (Corresponding Author).
Email: M.Gholizadeh@umz.ac.ir
2. PhD student in economics, Department of Economics, Faculty of Economics Sciences and Administrative, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.
3. MA. in Economics, Department of Economics, Faculty of Advance Engineering, University of Science and Technology, Tehran, Iran.

Citations: Rezagholizadeh, M., Jafari, H. & Abdolhosseiny, M., (2024). "The Relationship Between the Government's Non-Pharmaceutical Interventions During the Period of the Spread of the Covid-19 Virus and the Iran Stock Market: The Role of Public Vaccination". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(50): 169-199. doi: 10.22084/aes.2024.28664.3655
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5543.html?lang=en

1. Introduction

The global spread of the COVID-19 virus in late 2019 significantly impacted the world economy. In response to the increasing spread of the virus, governments were compelled to employ non-pharmaceutical interventions (NPI), such as social distancing and mandatory quarantines. However, these measures came with economic costs. Empirical evidence suggests that, with the discovery of effective vaccines and the commencement of widespread vaccination efforts globally, governments gradually showed less inclination towards implementing stringent NPI measures. As societies achieved a certain level of vaccination providing relative immunity, many stringent measures implemented by governments worldwide were either lifted or reduced in intensity.

Given the possibility that the effectiveness of government strict measures on the Iranian stock market before and after reaching an acceptable level of general vaccination may differ, this study aims to examine the role of general COVID-19 vaccination in the relationship between government non-pharmaceutical interventions and stringent measures with the Iranian stock market index. The objective is to answer whether general vaccination against COVID-19 has influenced how and to what extent government stringent measures affect the Iranian stock market? To achieve this, the research employs the Smooth Transition Regression (STR) model, examining the role of general vaccination in the relationship between government non-pharmaceutical interventions and the Iranian stock market index during the COVID-19 pandemic (from February 19, 2020, to December 31, 2022).

2. Methodology

To investigate the role of general vaccination in the relationship between government non-pharmaceutical interventions (NPI) and the stock market index, the Smooth Transition Regression (STR) model is considered in the form of equation (1):

$$lnINDEX_t = \emptyset' z_t + (\theta' z_t) G(s_t . \gamma . c) + u_t \quad (1)$$

Where:

$lnINDEX$: is the logarithm of the total index of the Tehran Stock Exchange.

x_t : is the exogenous variable vector, including lagged variables of both endogenous and exogenous variables which is defined as follows:

$$x_t = (1. lnINDEX_{t-1} . \dots . ln_{t-p})' (1. lnVAC_t . lnNEWC_t . lnSTRIN_t . lnER_t . inf_t)' \quad (2)$$

Where:

p: is the optimal lag of the autoregressive dependent variable.

$lnVAC$: is the logarithm of the number of vaccinated individuals.

$lnNEW$: is the logarithm of the number of new COVID-19 cases.

$lnSTRIN$: is the logarithm of the stringency index.

The stringency index is used as a measure to evaluate the economic costs of government non-pharmaceutical interventions during the COVID-19 pandemic. It quantifies governments' responses to the spread of COVID-19 in a quantitative and numerical form. The index was first calculated and presented by the University of Oxford in 2021, using 9 criteria: school closures (C1), workplace closures (C2), cancellation of public events (C3), restrictions on public gatherings (C4), closure of public transport (C5), stay-at-home requirements (C6), public information campaigns (C7), restrictions on internal movements (C8), and international travel controls (H1). The government stringency index ranges from 0 to 100, with higher scores indicating more stringent government responses (University of Oxford, 2021).

$lnER$: is the logarithm of the real exchange rate.
inf : is the inflation rate.

The relationship between general vaccination, the number of COVID-19 cases, the stringency index, and other variables under investigation with the Iranian stock market index is specified using equation (3):

$$lnINDEX_t = [\varphi_0\ \varphi_1\ \varphi_2\ \varphi_3\ \varphi_4\ \varphi_5]\begin{bmatrix}1\\ lnNEWC\\ lnSTRIN\\ lnVAC\\ lnER\\ inf\end{bmatrix} + [\theta_0\ \theta_1\ \theta_2\ \theta_3\ \theta_4\ \theta_5]\begin{bmatrix}1\\ lnNEWC\\ lnSTRIN\\ lnVAC\\ lnER\\ inf\end{bmatrix} G(\gamma.c.s_t) \quad (3)$$

In the provided equations, the coefficients φ_0 and θ_0 represent the intercepts for the linear and nonlinear regimes, respectively. Additionally, φ_1 to φ_5 indicate the respective impact of explanatory variables on the dependent variable in the linear regime, while θ_1 to $\theta_4$represent the impact of explanatory variables on the dependent variable in the nonlinear regime.

In this model, explanatory variables in the first regime have an impact on the stock market index with a coefficient vector $[\varphi_0\ \varphi_1\ \varphi_2\ \varphi_3\ \varphi_4\ \varphi_5]$. This occurs when the transition variable (which can be any of the explanatory variables and must be selected through relevant tests) has a value less than its threshold. In this case, $G = 0$. In the second regime, when the transition variable exceeds its threshold, the coefficients influencing these variables on the stock market index become $[\varphi_0 + \theta_0\ \varphi_1 + \theta_1\ \varphi_2 + \theta_2\ \varphi_3 + \theta_3\ \varphi_4 + \theta_4\ \varphi_5 + \theta_5\ ]$, and $G = 1$ is established. Therefore, the regression equations for the research model in the first and second regimes are as follows:

$$lnINDEX_t = \varphi_0 + \varphi_1 lnNEWC_t + \varphi_2 lnSTRIN_t + \varphi_3 lnVac_t + \varphi_4 lnER_t + \varphi_5 inf_t + u_t \quad (7)$$

$$lnINDEX_t = (\varphi_0 + \theta_0) + (\varphi_1 + \theta_1) lnNEWC_t + (\varphi_2 + \theta_2) lnSTRIN_t + (\varphi_3 + \theta_3) lnVAC_t + (\varphi_4 + \theta_4) lnER_t + (\varphi_5 + \theta_5) inf_t + u_t \quad (8)$$

These equations express the relationships between the explanatory variables (NEWC, STRIN, VAC, ER, inf) and the stock market index (INDEX) in the 2 regimes.

Findings

Based on the F-tests, the most suitable transition variable was determined to be the variable representing the number of general vaccinations. The proposed model is a non-linear smooth transition regression with a logistic two-regime transition function (LSTR1), was considered, incorporating the variable representing the number of general vaccinations as a threshold variable.

According to the model estimation results, the parameter value (γ) is 2.694, and the threshold value for the number of vaccinations is determined to be 4.326 (with the anti-logarithm value equal to 20857, representing the number of vaccinated individuals). Based on these results, it was identified that the first regime occurred during the period from

February 19, 2020 (Bahman 30, 1398) to July 2, 2021 (Tir 11, 1400), and the second regime is from July 3, 2021 (Tir 12, 1400) to December 31, 2022 (Dey 10, 1401).

The results of the research model estimation indicate that the increase in the number of COVID-19 cases, the stringency index, the number of vaccinated individuals, the exchange rate, and the inflation rate, within a two-regime threshold structure in the first regime (when the number of vaccinated individuals is less than its threshold value of 20857), had negative, positive, positive, positive, and positive effects on the stock market index, respectively. However, when crossing the threshold and entering the second regime (when the number of vaccinated individuals is greater than its threshold value), these variables exhibited positive, negative, positive, positive, and negative effects on the stock market index, respectively.

The findings of the research suggest that increasing general vaccination contributes to stock market stability. General vaccination can enhance investor confidence, leading to an increase in the stock market index. Additionally, vaccination improves the overall public health of society, boosting optimism and enabling individuals to consume and invest more in the stock market. Despite the unexpected positive relationship between the stringency index and the stock market index in the first regime, the study does not recommend continuous adoption and implementation of stringent policies due to the economic costs associated with these measures.

Conclusion

In this study, relying on the tests for detecting non-linear behavior, a non-linear relationship between government interventions and the stock market index was confirmed. The number of vaccinated individuals was identified as the appropriate transition variable, and a non-linear smooth transition regression model with a logistic two-regime transition function (LSTR1) was proposed as the model for this relationship. The results of the model estimation show that the increase in government stringent measures, within a two-regime threshold structure with a threshold level of 20857 for the number of vaccinated individuals, has had a positive and significant effect on the stock market index in the first regime. However, crossing the threshold and entering the second regime, the mentioned variable had a negative and significant impact on the stock market index.

Acknowledgments

In the end, the author of this study considers it necessary to thank and appreciate the respected reviewers of the article who have helped a lot to improve the text and also, the research method.

Observation Contribution

The authors Contributed equally to the conceptualization and writing of the article.

Conflict of Interest

The authors declare no conflict of interest.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۵۰، تابستان ۱۴۰۳

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: X۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران
حق نشر متعلق به نویسنده(گان) است و نویسنده تحت مجوز Creative Commons Attribution License به مجله اجازه می‌دهد مقالهٔ چاپ شده را در سامانه به اشتراک بگذارد، منوط بر این‌که حقوق مؤلف اثر حفظ و به انتشار اولیه مقاله در این مجله اشاره شود.

رابطهٔ بین مداخلات غیردارویی دولت طی دورهٔ شیوع ویروس کووید-۱۹ با بازار سهام ایران: نقش واکسیناسیون عمومی

مهدیه رضاقلی‌زاده[۱]، حسین جعفری[۲]، مرتضی عبدالحسینی[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2024.28664.3655
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۹/۲۱، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۲۴
صص: ۱۹۹-۱۶۹

چکیده

درپی شیوع ویروس کووید-۱۹ در اواخر سال ۲۰۱۹م. دولت‌ها برای مقابله با گسترش روزافزون این ویروس از یک‌سری سیاست‌های سخت‌گیرانه و مداخلات غیردارویی (NPI) نظیر فاصله‌گذاری اجتماعی و قرنطینه‌های اجباری استفاده نموده و لذا روند معاملات بازارهای جهانی، ازجمله بازار سهام، به‌شدت تحت‌تأثیر قرار گرفت. در ادامه، شروع واکسیناسیون عمومی، صنایع و گروه‌های مختلف را تحت‌تأثیر قرار داد و منجر به ایجاد تغییراتی در معاملات بازار سهام کشورها، ازجمله بورس اوراق بهادار تهران گردید. پژوهش حاضر با به‌کارگیری الگوی غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم (STR) و داده‌های روزانه طی دورهٔ زمانی همه‌گیری کووید- ۱۹ (۳۰ بهمن ۱۳۹۸ تا ۱۰ دی ۱۴۰۱) به بررسی نقش واکسیناسیون عمومی در رابطهٔ بین سیاست‌های مداخله‌گرانهٔ دولت با بازار سهام کشور ایران می‌پردازد. در پژوهش حاضر با تکیه‌بر آزمون‌های کشف رفتار غیرخطی، وجود رابطهٔ غیرخطی بین مداخلات دولت و شاخص بازار سهام تأیید شد، متغیر تعداد افراد واکسینه‌شده به‌عنوان متغیر انتقال مناسب انتخاب گردید و مدل غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم با تابع انتقال لاجستیک دو رژیمی با یک‌بار انتقال (LSTR1) به‌عنوان الگوی پیشنهادی برای این رابطه درنظر گرفته شد. نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش نشان می‌دهد که افزایش اقدامات سخت‌گیرانهٔ دولت در قالب یک ساختار دو رژیمی با سطح آستانه‌ای ۲۰۸۵۷ تعداد افراد واکسینه‌شده در رژیم اول (یعنی زمانی‌که تعداد افراد واکسینه‌شده کمتر از مقدار آستانه‌ای خود (۲۰۸۵۷) است) بر شاخص بازار سهام اثر مثبت و معنادار داشته است، اما با عبور از سطح آستانه و وارد شدن به رژیم دوم (یعنی زمانی‌که تعداد افراد واکسینه‌شده بیشتر از مقدار آستانه‌ای خود (۲۰۸۵۷) است) متغیر یاد شده بر شاخص بازار سهام تأثیر منفی و معناداری داشته است.

کلیدواژگان: بازار سهام، شاخص سخت‌گیری، کووید-۱۹، مدل غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم (STR).
طبقه‌بندی JEL: G01, G18, G41.

۱. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: M.Gholizadeh@umz.ac.ir
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.
Email: H.jafari01@umz.ac.ir
۳. کارشناسی ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ مهندسی پیشرفت، دانشگاه علم و صنعت، تهران، ایران.
Email: M_abdolhosseiny@pgre.ac.ir

ارجاع به مقاله: رضاقلی‌زاده، مهدیه؛ جعفری، حسین؛ و عبدالحسینی، مرتضی، (۱۴۰۳). «رابطهٔ بین مداخلات غیردارویی دولت طی دورهٔ شیوع ویروس کووید-۱۹ با بازار سهام ایران: نقش واکسیناسیون عمومی». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۵۰): ۱۶۹-۱۹۹. doi: 10.22084/aes.2024.28664.3655
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5543.html?lang=fa

۱. مقدمه

بیماری همه‌گیر کووید-۱۹[1]، در اواخر سال ۲۰۱۹م. آغاز گردید و در طی چندماه به تمامی کشورها سرایت پیدا کرد. این همه‌گیری که یکی از فاجعه‌های پیشرو در تاریخ مدرن بوده، بر شاخص‌های مختلف اقتصادی و اجتماعی تأثیر منفی گذاشته است [(چن و همکاران[2]، ۲۰۲۱؛ شوس و همکاران[3]، ۲۰۲۱)]. این بحران که در آغاز، تنها به‌عنوان یک تهدید جدی برای سلامت عمومی شناخته می‌شد؛ به‌تدریج در کشورهای بسیاری شیوع پیدا کرد و به یک تهدید برای اقتصاد جهانی تبدیل‌شد، به‌نحوی‌که اقتصاد و امور مالی کشورها، به‌شدت تحت‌تأثیر آثار نامطلوب این همه‌گیری قرار گرفت (جیانگجو و همکاران[4]،۲۰۲۲). اگرچه میزان اثرگذاری این بحران بر اقتصادهای مختلف یکسان نبوده است؛ اما تعطیلی بسیاری از کسب‌وکارها و به‌دنبال آن افزایش بیکاری در جهان، کاهش درآمد سرانه و مصرف، کاهش تولید ناخالص داخلی، کاهش حجم تجارت بین‌الملل و تضعیف بازارهای مالی ازجمله خسارت‌های ناشی از شیوع این ویروس بوده است (بون و همکاران[5]،۲۰۲۰). علاوه‌بر این، با توجه با درنظر گرفتن ویروس کووید-۱۹ به‌عنوان یک بحران بین‌المللی برون‌زا برای سیستم اقتصاد جهانی، بررسی رابطهٔ آن با متغیرهای واقعی اقتصادی و عملکرد بازارهای مالی ضرورت پیدا می‌کند (الکساکیس و همکاران[6]، ۲۰۲۱). با درنظر گرفتن این نکته که از زمان همه‌گیری آنفلوآنزا در سال ۱۹۱۸م.، کووید-۱۹ به‌عنوان، ششمین همه‌گیری جهانی شناخته شده و پیش‌بینی می‌شود که ممکن است همه‌گیری‌های مکرر و کشنده‌تر از کووید-۱۹، در آینده نیز رخ‌دهد، شناسایی پیامدهای اقتصادی اقدامات دولت در مواجهه با چنین بحران‌هایی، برای سیاست‌گذاران مهم است (*IPBES*[7]، ۲۰۲۰). بررسی هزینه‌ها و پیامدهای اقتصادی اقدامات دولت در مواجهه با همه‌گیری کووید-۱۹، این فرصت را به سیاست‌گذاران می‌دهد تا استراتژی‌های خود را اصلاح نموده و یا مکانیسم‌های پشتیبانی را برای کاهش این هزینه‌ها ایجاد کنند. در این‌راستا، گودل[8] (۲۰۲۰) به بررسی آثار اقتصادی بلایای طبیعی مانند جنگ هسته‌ای، تغییر آب و هوا و هم‌چنین شیوع ویروس کووید-۱۹ پرداخته و بیان می‌کند که شیوع کووید-۱۹ می‌تواند آثار گسترده‌ای بر بخش‌های مالی، ازجمله بازار سهام، بانک و بیمه داشته باشد. بررسی روند تاریخی بازارهای مالی نشان می‌دهد که این بازارها -به‌ویژه بازار سهام- به هرگونه تغییر و بحران پاسخی سریع داده است [(میشرا و همکاران[9]، ۲۰۲۲؛ فاما[10]، ۱۹۷۰؛ واگنر[11]، ۲۰۲۰)]. اشرف[12]، ۲۰۲۰؛ الوادی و همکاران[13]، ۲۰۲۰؛ باکر و همکاران[14]،

---

1. COVID-19
2. Chen et al.
3. Shoss et al.
4. Jianqiang Gu et al.
5. Boone
6. Alexakis et al.
7. Intergovernmental Science-Policy Platform on Biodiversity and Ecosystem Services
8. Goodell, J. W
9. Mishra et al.
10. Fama
11. Wagner
12. Ashraf
13. Al-Awadhi et al.
14. Baker et al.

۲۰۲۰؛ راملی و واگنر[1]، ۲۰۲۰؛ ژانگ و همکاران[2]، ۲۰۲۰؛ سو و همکاران[3]، ۲۰۲۱؛ و عمر و همکاران[4]، ۲۰۲۱ بیان نموده‌اند که قیمت‌های بازارسهام، منعکس‌کنندهٔ اطلاعات موجود بوده و به رویدادهای جدید، ازجمله شیوع ویروس کووید-۱۹ واکنش نشان می‌دهند و لذا در پژوهش‌های خود به بررسی واکنش بازار سهام کشورهای مختلف به همه‌گیری کووید-۱۹ پرداخته و نتیجه گرفته‌اند که بازارهای سهام به شیوع این ویروس، واکنش منفی نشان داده‌اند. براساس نتایج مطالعهٔ واگنر (۲۰۲۰)، شیوع این ویروس، نااطمینانی، تغییر در سیاست‌های دولت و تغییر در رفتار سرمایه‌گذاران را به‌دنبال داشته و واکنش سرمایه‌گذاران در بازار سهام، با نوسانات ایجاد شده به‌واسطهٔ شیوع کووید-۱۹ همراه بوده است.

نکتهٔ قابل‌توجه این است که تمامی این مطالعات تنها به بررسی تأثیر همه‌گیری کووید-۱۹ بر بازار سهام پرداخته و به اقدامات انجام‌شده توسط دولت‌ها در مواجهه با گسترش روزافزون این بیماری توجهی نداشته‌اند. این درحالی است که در ابتدای آغاز شیوع ویروس، دولت‌ها برای مقابله با گسترش روز افزون بیماری و درحالی‌که تحقیقات برای کشف واکسن مؤثر هنوز به نتیجه نرسیده بود؛ مجبور به اتخاذ سیاست‌هایی تحت‌عنوان «مداخلات غیردارویی (NIP[5])» برای به حداقل رساندن پیامدهای همه‌گیری کووید-۱۹ شدند. ممنوعیت سفر (بستن مرزهای بین‌المللی)، قرنطینه‌های اجباری (محدود کردن رفت و آمد در سطح جامعه) و فاصله‌گذاری اجتماعی از جمله سیاست‌هایی هستند که در آن‌زمان توسط دولت‌ها اتخاذ شدند که منجر به ایجاد تغییراتی در عملکرد اقتصادی کشورها شد [(بانیک و همکاران[6]، ۲۰۲۰؛ جیانگجو و همکاران، ۲۰۲۲؛ کوه و همکاران[7]، ۲۰۲۰؛ تاکیان و همکاران[8]، ۲۰۲۰)]. با توجه به این‌که براساس فرضیهٔ بازار کارا، سرمایه‌گذاران عقلایی در هنگام بروز بحران‌ها، صرف ریسک بالاتری از بازار طلب می‌کنند، آثار اتخاذ چنین سیاست‌های سخت‌گیرانه‌ای توسط دولت‌ها به سرعت در بازار سهام انعکاس خواهد یافت (آگاروال و همکاران[9]، ۲۰۲۱). با توجه به این موضوع، مطالعات دیگری نظیر «الکساکیس و همکاران (۲۰۲۱)، «یانگ» و «دنگ»[10] (۲۰۲۱)، «خانی» و «کومار»[11] (۲۰۲۱)، «روبانی» و همکاران[12] (۲۰۲۲)، «باکری» و همکاران[13] (۲۰۲۲)، «جیانگجو» و همکاران (۲۰۲۲)، «آل‌یوسفی»[14] (۲۰۲۲)، «اشرف» و «گودل»[15] (۲۰۲۲) و «میشرا» و همکاران (۲۰۲۲) با درنظر گرفتن اقدامات دولت به بررسی آثار همه‌گیری کووید-۱۹ بر بازار سهام پرداختند. نتایج این مطالعات نشان‌داد که شاخص سخت‌گیری دولت‌ها، بر بازار سهام کشورهای موردمطالعه مؤثر بوده و در مواردی نیز می‌تواند از کانال کاهش تعداد موارد ابتلا به کووید-۱۹، تأثیر مثبتی بر بازار سهام داشته

---

1. Ramelli & Wagner
2. Zhang et al.
3. Su et al.
4. Umar et al.
5. Non-pharmaceutical interventions
6. Banik et al.
7. Koh et al.
8. Takian et al.
9. Aggarwl et al.
10. Yang & Deng
11. Kheni & Kumar
12. Rubbaniy et al.
13. Bakry et al.
14. Alyousfi
15. Ashraf & Goodell

باشد. در این مطالعات، به‌منظور اندازه‌گیری هزینه‌های اقتصادی اقدامات دولت از شاخص سخت‌گیری (GSI[1]) استفاده شد. این شاخص که برای اولین‌بار توسط مرکز اروپایی پیش‌گیری و کنترل بیماری ($ECDC$[2]) با همکاری دانشگاه آکسفورد در سال ۲۰۲۱م. معرفی گردید؛ واکنش دولت‌ها را در مواجه با گسترش کووید-۱۹، به صورت کمّی و عددی تبدیل می‌کند (هیل و همکاران[3]، ۲۰۲۰). این شاخص براساس مجموعه‌ای از اقدامات دولت‌ها در مواجهه با کووید-۱۹ ارائه گردیده و به‌طور گسترده توسط محققان در سراسر رشته‌ها به‌کار گرفته‌شده است [(ادجر و همکاران[4]، ۲۰۲۰؛ یان و همکاران[5]، ۲۰۲۰)].

شواهد آماری و تجربی نشان‌داد که پس از کشف واکسن‌های مؤثر و آغاز واکسیناسیون عمومی در کشورهای جهان، به‌تدریج، دولت‌ها تمایل کمتری برای اتخاذ مداخلات غیردارویی از خود نشان‌داده و با رسیدن به سطح معینی از واکسیناسیون -که منجر به ایمنی نسبی در سطح جامعه گردید- بسیاری از اقدامات سخت‌گیرانهٔ دولت‌ها در سراسر جهان لغو گردید و یا از شدت آن کاسته شد. با توجه به این‌که ممکن است تأثیرگذاری اقدامات سخت‌گیرانهٔ دولت‌ها بر بازار سهام، قبل و بعد از رسیدن به سطح قابل قبولی از واکسیناسیون عمومی، متفاوت باشد، در پژوهش حاضر تلاش گردیده تا با درنظر گرفتن نقش واکسیناسیون عمومی در رابطهٔ بین مداخلات غیردارویی و اقدامات سخت‌گیرانهٔ دولت‌ها با شاخص بازار سهام ایران، این موضوع مورد بررسی قرار گیرد تا به این پرسش پاسخ داده شود که، آیا واکسیناسیون عمومی کووید-۱۹ توانسته نحوه و میزان تأثیرگذاری اقدامات سخت‌گیرانهٔ دولت بر بازار سهام ایران را تحت‌تأثیر قرار دهد یا خیر؟ بدین‌منظور، در این تحقیق با به‌کارگیری الگوی غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم (STR[6]) به بررسی نقش واکسیناسیون عمومی در رابطهٔ بین مداخلات غیردارویی دولت‌ها با بازار سهام ایران طی دورهٔ شیوع ویروس کووید-۱۹ (۳۰ بهمن ۱۳۹۸ تا ۱۰ دی ۱۴۰۱ / ۱۹ فوریه ۲۰۲۰ تا ۳۱ دسامبر ۲۰۲۲) پرداخته می‌شود.

پژوهش حاضر بدین‌صورت سازماندهی می‌شود: در بخش دوم، ابتدا مروری بر مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش خواهیم داشت. در بخش سوم، به معرفی مدل و متغیرهای پژوهش پرداخته شده؛ سپس در بخش چهارم، برآورد مدل، نتایج و ارزیابی مدل ارائه می‌گردد. در پایان نیز براساس نتایج به‌دست آمده، پیشنهادهایی ارائه خواهد گردید.

۲. مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

۲-۱. کووید-۱۹ و بازار سهام

طی سال‌های گذشته، جهان شاهد همه‌گیری‌های متعددی نظیر: «آنفولانزای اسپانیایی»[7] (۱۹۲۰-۱۹۱۸م.)، «آنفولانزای آسیایی»[8] (۱۹۵۸-۱۹۵۷)، «سارس»[9] (۲۰۰۳)، «ابولا»[10] (۲۰۱۶-۲۰۱۳) و «کووید- ۱۹» (۲۰۲۲-

1. Government Stringency Index
2. European Centre for Disease Prevention and Control
3. Hale et al
4. Edejer et al.
5. Yan et al.
6. Smooth Transition Regression
7. Spanish flu
8. Asian flu
9. SARS
10. Ebola

۲۰۲۰) بوده است. شیوع چنین بیماری‌های همه‌گیر در مقیاس بین‌المللی منجر به شکل‌گیری عدم اطمینان در بازار سهام شده و سرمایه‌گذاران تحت چنین شرایطی، اقدام به افزایش پس‌اندازهای احتیاطی و عدم تمایل برای سرمایه‌گذاری می‌کنند (جیانگ و همکاران[۱]، ۲۰۱۷). «نیپانی» و «واشر»[۲] (۲۰۰۴) در مطالعهٔ خود تأثیر منفی شیوع بیماری سارس بر بازار سهام کشورهای چین و ویتنام را نتیجه‌گرفته‌اند. نتایج مطالعهٔ «چن» و همکاران[۳] (۲۰۰۹) نیز نشان‌داد که شیوع بیماری سارس در تایوان، بر صنعت هتل و گردشگری و خرده‌فروشی این کشور تأثیر منفی داشته است. به‌طور مشابه «جیانگ» و همکاران (۲۰۱۷) در بررسی رابطهٔ عملکرد بازار سهام چین و شیوع آنفولانزای پرندگان (*H7N9*) نتیجه گرفتند که تعداد موارد ابتلای جدید به این بیماری، تأثیر منفی و معناداری بر شاخص کل بازار سهام داشته است. نتایج مطالعهٔ «اچیف» و «مارینچ»[۴] (۲۰۱۸) در رابطه با بررسی تأثیر شیوع ویروس ابولا بر بازار سهام آمریکا نشان‌داد که رابطه‌ای منفی میان شیوع این بیماری و بازار سهام آمریکا وجود داشته است. شواهد و مطالعات انجام‌شده نشان می‌دهد که شیوع ویروس کووید-۱۹، در چنین مقیاس بزرگی را می‌توان جزو مشاهدات نادر برای سرمایه‌گذاران قلمداد نمود (لیو و همکاران[۵]، ۲۰۲۰) و هیچ‌یک از همه‌گیری‌های یاد شده، به اندازهٔ کووید-۱۹، بازارهای سهام را تحت‌تأثیر خود قرار نداده‌اند (باکر و همکاران، ۲۰۲۰). در رابطه با تأثیر شیوع ویروس کووید-۱۹ بر بازار سهام، مطالعهٔ اشرف (۲۰۲۰) اولین مطالعه‌ای بود که با استفاده از اطلاعات ۶۴ کشور، رابطهٔ منفی میان تعداد موارد ابتلا به کووید-۱۹ و بازار سهام را نشان‌داد. مطالعات بعدی نظیر مطالعات: الوادی و همکاران (۲۰۲۰)، باکر و همکاران (۲۰۲۰)، راملی و واگنر (۲۰۲۰)، ژانگ و همکاران (۲۰۲۰)، سو و همکاران (۲۰۲۱) و عمر و همکاران (۲۰۲۱)، نیز نتیجهٔ اشرف (۲۰۲۰) را تأیید نمودند.

براساس شواهدی که «مک‌کیبین» و «فرناندو»[۶] (۲۰۲۰) ارائه می‌کنند؛ همه‌گیری ویروس کووید-۱۹، علاوه‌بر کاهش تولید و افزایش بیکاری، موجب محدودیت در حمل‌ونقل بین کشوری شده است و به‌دلیل کاهش فعالیت‌های اقتصادی در کنار ترس در بین مصرف‌کنندگان و بنگاه‌های تولیدی، الگوی مصرف عادی نیز تغییر کرده است. در پاسخ به چنین شرایطی بازار سهام نیز دچار تغییر می‌شود. در سمت عرضهٔ اقتصاد می‌توان به تحت‌تأثیر قرارگرفتن کارخانه‌ها، فعالیت‌های مربوط به بخش خدمات و محدودیت در عرضهٔ نیروی کار اشاره کرد که افزایش هزینه‌های بنگاه تولیدی را به‌دنبال دارد و در سمت تقاضا نیز کاهش فعالیت در صنعت حمل‌ونقل، گردشگری، هتل‌داری، خدمات آموزشی و هم‌چنین افزایش مخارج دولت را به‌دنبال داشته است. تمامی این موارد با تأثیر بر اقتصاد کلان می‌توانند ریسک سهام را افزایش دهند (گزارش سازمان‌های همکاری و توسعهٔ اقتصادی (*OECD*[۷])، ۲۰۲۰)؛ هم‌چنین مطالعات متعددی نظیر مطالعات: «انگلهارت» و همکاران[۸] (۲۰۲۱)، «آدین» و همکاران[۹] (۲۰۲۱) و «اوزیلی» و «آرون»[۱۰] (۲۰۲۰) نشان می‌دهند که افزایش موارد ابتلا و مرگ و میر ناشی از کووید-۱۹ با افزایش

---

1. Jiang et al.
2. Nippani & Washer
3. Chen et al.
4. Ichev & Marinc
5. Liu et al.
6. Mckibbin & Fernando
7. Organization for Economic Co-operation and Development
8. Engelhardt et al.
9. Uddin et al.
10. Ozili & ARun

نااطمینانی و ترس در میان سرمایه‌گذاران منجر به نوسانات بیشتر در بازار سهام شده است. «هنگ» و «استین»[1] (۲۰۰۳) بیان می‌کنند که کاهش اعتماد سرمایه‌گذاران باعث عدم اطمینان درمورد فرصت‌های رشد شرکت می‌شود و خطر سقوط قیمت سهام را افزایش می‌دهد. بر این‌اساس الوادی و همکاران (۲۰۲۰) برای بازار سهام کشور چین نشان‌دادند که شیوع کووید-۱۹ از کانال تغییر در مخارج سرمایه‌گذاری و ایجاد نااطمینانی در فضای کسب و کار بر عملکرد شرکت‌های بورسی و شاخص بازار سهام اثرگذار است. علاوه‌بر موارد گفته شده؛ یک بیماری همه‌گیر نظیر کووید-۱۹ می‌تواند بر پایه‌های مالی شرکت ازجمله سودآوری، اشتغال و بدهی تأثیرگذار باشد و لذا به طورکلی می‌توان گفت که شیوع بیماری در مقیاس جهانی برای توسعه بازارهای مالی، مضر است (ما و همکاران[2]، ۲۰۲۰).

۲-۲. تأثیر واکسیناسیون عمومی بر رابطهٔ بین مداخلات غیردارویی (*NIP*) دولت‌ها و بازار سهام

در ابتدای شیوع ویروس کووید- ۱۹، که تحقیقات برای کشف واکسن مؤثر هنوز به نتیجه نرسیده بود؛ گسترش کووید-۱۹ ایجاب می‌کرد که دولت‌ها، سیاست‌هایی تحت عنوان «مداخلات غیردارویی (*NIP*)» اتخاذ کنند تا پیامدهای همه‌گیری این ویروس را به حداقل برسانند. این سیاست‌ها با هدف کاهش تعاملات میان افراد جامعه برای جلوگیری از گسترش ویروس، در قالب قرنطینه‌های اجباری و فاصله‌گذاری‌های اجتماعی مانند تعطیلی مدارس، تعطیلی محل کار، ممنوعیت سفرهای بین‌المللی و لغو رویدادهای عمومی انجام گردید (جیانگجو و همکاران، ۲۰۲۲). مجموع این سیاست‌های سخت‌گیرانه موجب افزایش بیکاری در مشاغل مختلف تجاری، کاهش قدرت خرید و مصرف و افزایش نااطمینانی و تأخیر در فعالیت‌های سرمایه‌گذاری گردید (موفیجور و همکاران[3]، ۲۰۲۰). از دید انگلهارت و همکاران (۲۰۲۰) این‌گونه اقدامات برای مهار کووید-۱۹ موجب تضعیف رشد اقتصادی و حتی ایجاد رکود در چندین کشور شده و کاهش رشد اقتصادی و تجاری در کنار کاهش اعتماد سرمایه‌گذاران به بازار سهام در نهایت منجر به بی‌ثباتی در بازار سهام می‌گردد؛ هم‌چنین «عبدالله» و همکاران[4] (۲۰۲۲)، «کاپورال» و همکاران[5] (۲۰۲۲) و «آهارون» و «سیو»[6] (۲۰۲۱) استدلال می‌کنند که این‌گونه اقدامات، تأثیر منفی بر بازار سهام داشته است، این درحالی است که براساس مطالعات انجام‌شده نظیر: «گرین‌استون» و «نیگام»[7] (۲۰۲۰)، «تونستروم» و همکاران[8] (۲۰۲۰)، یانگ و دنگ (۲۰۲۱)، خانی و کومار (۲۰۲۱)، جیانگجو و همکاران (۲۰۲۲) و آل‌یوسفی (۲۰۲۲) اگر اقدامات سخت‌گیرانهٔ دولت‌ها منجر به کاهش موارد ابتلا به کووید-۱۹ گردد، تأثیر مثبتی‌بر بازار سهام خواهد داشت.

پس از کشف واکسن‌های مؤثر و آغاز واکسیناسیون عمومی در کشورهای جهان، به‌تدریج، دولت‌ها تمایل کمتری برای اتخاذ مداخلات غیردارویی از خود نشان‌داده و با رسیدن به سطح معینی از واکسیناسیون -که منجر

---

1. Hong & Stein
2. Ma et al.
3. Mofijur et al.
4. Abdullah et al.
5. Caporale et al.
6. Aharon & siev
7. Greenstone & Nigam
8. Thunstrom et al.

به ایمنی نسبی در سطح جامعه گردید- بسیاری از اقدامات سخت‌گیرانهٔ دولت‌ها در سراسر جهان لغو گردید و یا از شدت آن کاسته شد. با ظهور واکسن، مطالعاتی در رابطه با تأثیر واکسیناسیون عمومی بر متغیرهای اقتصادی، به‌ویژه بازار سهام صورت گرفت. میشرا و همکاران (۲۰۲۲) به این نتیجه رسیدند که در بلندمدت سیاست‌های سخت‌گیرانهٔ دولت آمریکا در مواجهه با گسترش کووید-۱۹ تأثیر منفی بر بازار سهام داشته، درحالی‌که واکسیناسیون عمومی بر بازار سهام آمریکا تأثیر مثبت گذاشته است. «هونگ» و همکاران[1] (۲۰۲۱) استدلال می‌کنند که آغاز واکسیناسیون، تأثیر شوک‌های کووید-۱۹ بر بازار سهام را کاهش داده است؛ هم‌چنین «رواتبی» و همکاران[2] (۲۰۲۱) در مطالعهٔ خود نتیجه‌گرفته‌اند که واکسیناسیون عمومی در ۶۶ کشور موردمطالعه، نوسانات بازار سهام را کاهش داده و به ثبات بازارهای مالی کمک نموده است. مطالعهٔ باکری و همکاران (۲۰۲۲) برای دو گروه از کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه نشان می‌دهد که کشف واکسن‌های مؤثر در هر دو گروه از کشورهای مورد بررسی تأثیر مثبتی بر بازار سهام داشته است. «نگوین» و همکاران[3] (۲۰۲۳) در مطالعهٔ خود نشان‌دادند که افزایش جمعیت ایمن‌شده ازطریق واکسن‌های مؤثر ازطریق کاهش نااطمینانی و افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران، به ثبات بازار سهام کمک می‌کند؛ هم‌چنین نتایج آنان حاکی از تأثیرگذاری بیشتر واکسن‌های مؤثر بر بازار سهام کشورهای توسعه‌یافته نسبت به کشورهای درحال توسعه است؛ لذا می‌توان گفت همان‌گونه که نتایج شواهد تجربی نشان می‌دهد، میزان اثرگذاری ویروس کووید-۱۹ و سیاست‌های سخت‌گیرانهٔ دولت بر بازار سهام، قبل و بعد از کشف واکسن متفاوت است. بر این‌اساس «آپرگیس» و همکاران[4] (۲۰۲۲) درمورد کشور کانادا شواهدی ارائه می‌کنند که برنامهٔ واکسیناسیون در این کشور منجر به معکوس‌شدن تأثیر منفی همه‌گیری کووید-۱۹ بر بازده سهام و تأثیر مثبت بر نوسانات سهام شده است؛ هم‌چنین «یو» و «شیائو»[5] (۲۰۲۳) در مطالعهٔ خود برای ۵۰ کشور نشان‌دادند که واکسیناسیون عمومی، پیوند شاخص سخت‌گیری و بازار سهام را تضعیف کرده و پس از ایجاد ایمنی نسبی ازطریق واکسن در برابر کووید-۱۹، اثرگذاری منفی شاخص سخت‌گیری بر بازار سهام به‌میزان قابل‌توجهی کاهش یافته است.

۲-۳. مطالعات انجام‌شده

در این قسمت به منتخبی از مهم‌ترین مطالعات انجام‌شده در رابطه با موضوع تحقیق، اشاره می‌گردد:

جدول ۱: مطالعات پیشین

Tab. 1: Previous studies

نام محقق (سال)	موضوع تحقیق و دورهٔ زمانی مورد بررسی	روش تحقیق	یافته‌های تحقیق
ایزاهدی و سوریانی[6] (۲۰۲۳)	بررسی تأثیر واکسیناسیون و سیاست‌های سخت‌گیرانهٔ دولت بر نوسانات بازار سهام کشورهای آسه‌آن (مالزی، اندونزی، سنگاپور،	گارچ تحقق یافته نامتقارن با ضریب فازی (*GJR-GARCH*)	سیاست‌های سخت‌گیرانهٔ دولت‌ها به‌دلیل ایجاد ابهام برای سرمایه‌گذاران و فعالان اقتصادی در مورد چشم‌اندازهای اقتصادی، منجر به سطوح بالایی از

[1]. Hong et al.
[2]. Rouatbi et al.
[3]. Nguyen et al.
[4]. Apergis et al.
[5]. Yu & Xiao
[6]. Izzahdi & Suryani

	تایلند، فیلیپین، برونئی) در بازهٔ زمانی ژانویه ۲۰۲۰ تا اوت ۲۰۲۱		نوسانات در بازار سهام شده، درحالی‌که واکسیناسیون عمومی، نوسانات بازار سهام را کاهش داده است.
نگوین و همکاران (۲۰۲۳)	بررسی رابطهٔ بین نوسانات بازار سهام و شاخص سختگیری، ۳۲ کشور درحال توسعه و توسعه‌یافته در مدت‌زمان ژانویه ۲۰۲۰ تا ژوئن ۲۰۲۲	پنل دیتا (*Panel DATA*)	افزایش روزانه نرخ واکسیناسیون، نوسانات بازار سهام در مقیاس جهانی را کاهش می‌دهد و بدین‌معنی است که واکسن‌های مؤثر می‌توانند به کاهش اثرگذاری شاخص سختگیری بر بازار سهام کمک نمایند.
یو و شیائو (۲۰۲۳)	بررسی رابطهٔ بین سیاست‌های کووید-۱۹، واکسیناسیون و بازار سهام برای ۵۰ کشور در بازهٔ زمانی ژانویه ۲۰۲۰ تا سپتامبر ۲۰۲۲	*ARCH* تعمیم یافته (*GARCH*)	نتایج نشان‌داد که اثرگذاری منفی شاخص سختگیری بر بازار سهام پس از واکسیناسیون عمومی به‌میزان قابل‌توجهی کاهش‌یافت و لذا واکسیناسیون عمومی پیوند شاخص سختگیری و بازار سهام را تضعیف نموده است.
آل یوسفی (۲۰۲۲)	تأثیر کووید-۱۹ و سیاست‌های سختگیرانهٔ دولت بر بازده سهام در منتخبی از کشورهای جهان در دوره‌ی زمانی ژانویه ۲۰۲۰ تا می ۲۰۲۱	حداقل مربعات معمولی (*OLS*)	نتایج نشان‌داد که بازار سهام در منتخبی از کشورهای جهان، نسبت به مرگ و میر و موارد ابتلا به کووید-۱۹، واکنش منفی داشته و نسبت به سیاست‌های سختگیرانهٔ دولت‌ها واکنش مثبت نشان داده است.
باکری و همکاران (۲۰۲۲)	واکنش نوسانات بازار سهام منتخبی از کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته به کووید-۱۹ و اقدامات سختگیرانهٔ دولت طی سال‌های ۲۰۲۰ تا ۲۰۲۲ میلادی	*ARCH* تعمیم یافته (*GARCH*)	نتایج نشان‌داد که تعداد موارد ابتلا به کووید-۱۹ و کشف واکسن‌های مؤثر، تأثیر مثبتی بر بازار سهام دو گروه از کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه داشته و تأثیر شاخص سختگیری بر بازار سهام، در کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه، به‌ترتیب منفی و مثبت می‌باشد.
میشرا و همکاران (۲۰۲۲)	بررسی تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت موارد ابتلا به کووید-۱۹، شاخص سختگیری و واکسیناسیون بر بازار سهام آمریکا در دورهٔ ژانویه ۲۰۲۰ تا آوریل ۲۰۲۱	خودرگرسیون با وقفه‌ی توزیعی (*ARDL*)	موارد ابتلا به کووید- ۱۹و شاخص سختگیری تأثیر منفی بر بازار سهام داشته و تأثیر واکسیناسیون بر بازار سهام آمریکا مثبت بوده است.
جیانگجو و همکاران (۲۰۲۲)	بررسی تأثیر شاخص سختگیری بر بازار سهام کشورهای *GREF* (پاکستان، ایران، ترکیه، روسیه و چین) در بازهٔ زمانی مارچ ۲۰۲۰ تا ژوئن ۲۰۲۱	خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی پنلی (*Panel ARDL*)	در بلندمدت، تأثیر شاخص سختگیری، تعطیلی محل‌کار و لغو رویدادهای عمومی بر بازار سهام مثبت بوده و تعطیلی مدارس، محدودیت در تجمعات عمومی و سفرهای بین‌المللی تأثیر منفی بر بازار سهام داشته‌اند.
خانی و کومار (۲۰۲۱)	بررسی تأثیر موارد ابتلا، موارد مرگ و شاخص سختگیری بر بازار مالی کشور هند در طول همه‌گیری کووید-۱۹	حداقل مربعات معمولی (*OLS*)	بازار سهام هند واکنشی منفی به موارد ابتلای کووید-۱۹ و سیاست‌های سختگیری دولت هند داشته است.
آلکساکیس و همکاران (۲۰۲۱)	بررسی رابطهٔ بین اقدامات مهار کووید-۱۹ و بازده سهام ۴۵ کشور	دوربین فضایی پویا (*DSDM*)	نتایج وجود رابطهٔ منفی بین شاخص سختگیری و بازار سهام را در ۴۵ کشور مورد بررسی تأیید نموده است.
یانگ و دنگ (۲۰۲۱)	بررسی تأثیر کووید-۱۹ و مداخلات دولت بر بازار سهام ۲۰ کشور عضو OECD در بازهٔ زمانی فوریه ۲۰۲۰ تا اکتبر ۲۰۲۰	پنل دیتا (*Panel DATA*)	بازار سهام کشورهای عضو *ODEC*، به افزایش تعداد موارد ابتلا به کووید-۱۹ و اقدامات دولت‌ها ازطریق شاخص سختگیری واکنش منفی داشته‌اند.
روبانی و همکاران (۲۰۲۰)	واکنش بازارهای سهام ۲۹ کشور اروپایی به کووید-۱۹، محدودیت و سختگیری دولت و مداخلات بانک‌های مرکزی طی دورهٔ ژانویه ۲۰۲۰ تا سپتامبر ۲۰۲۰	پنل دیتا (*Panel DATA*)	قرنطینه‌های اعمال شده و اقدامات سختگیرانهٔ دولت‌ها در ۲۹ کشور اروپایی، بر بازار سهام این کشورها مؤثر نبوده است.

(منبع: یافته‌های پژوهش).

همان‌گونه که مشاهده می‌گردد، نتایج مطالعات صورت‌گرفته در این‌زمینه نشان می‌دهد که اقدامات سختگیرانهٔ دولت‌ها در مواجهه با ویروس کووید- ۱۹، بر بازار سهام مؤثر بوده و نتایج اکثر این مطالعات نیز حاکی از تأثیرگذاری

منفی این اقدامات بر بازار سهام می‌باشد؛ هم‌چنین نتایج بیانگر این است که ظهور واکسن و آغاز واکسیناسیون عمومی، منجر به افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران به بازار سهام‌شده و علاوه‌بر این‌که نوسانات بازار سهام را کاهش داده، میزان اثرگذاری همه‌گیری این ویروس و اقدامات دولت بر بازار سهام را نیز کم نموده است. براساس جستجوهایی که انجام‌گرفته، به‌نظر می‌رسد که تاکنون مطالعه‌ای با موضوع این پژوهش و یا با موضوعات مشابه در داخل کشور انجام نشده است. ازسوی دیگر، در مطالعهٔ حاضر با به‌کارگیری الگوی غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم (STR)، طی دورهٔ شیوع ویروس کووید-۱۹ (۳۰ بهمن ۱۳۹۸ تا تا ۱۰ دی ۱۴۰۱ یا ۱۹ فوریه ۲۰۲۰ تا ۳۱ دسامبر ۲۰۲۲)، نقش واکسیناسیون عمومی در رابطهٔ بین مداخلات غیردارویی دولت‌ها با بازار سهام ایران برآورد می‌گردد تا بررسی شود که آیا واکسیناسیون عمومی در ایران، به‌عنوان متغیر آستانه‌ای توانسته ارتباط بین اقدامات سخت‌گیرانهٔ دولت با بازار سهام را تحت‌تأثیر قرار دهد یا خیر؟ براساس جستجوهای انجام‌شده، تاکنون به‌طور خاص، مطالعه‌ای که از الگوی غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم (STR) به‌منظور تعیین نقطهٔ آستانه‌ای تعداد واکسیناسیون انجام‌شده، این رابطه را بررسی نموده باشد، در داخل و خارج از کشور انجام نشده است.

۳. روش‌شناسی پژوهش و معرفی متغیرها

۳-۱. روش‌شناسی پژوهش

براساس نظریه‌های اقتصادی برخی از متغیرهای سری زمانی دارای رفتار غیرخطی بوده و رفتار آن‌ها در طی زمان ثابت نیست؛ بنابراین، برای مطالعهٔ این‌گونه متغیرها باید از روش‌های غیرخطی بهره گرفت. یک نمونه از مدل‌های غیرخطی که در ادبیات سری زمانی مورداستفاده قرار گرفته است، مدل رگرسیونی انتقال ملایم (STR) است. براساس مدل STR لزوماً همهٔ فرآیندها دارای تغییرات شدید حول نقطهٔ آستانه نبوده و تغییرات در پارامترها می تواند به آرامی نیز صورت گیرد. در این مدل‌ها انتقالات بین رژیم‌های مختلف توسط تابع لاجستیک یا تابع نمایی تبیین می‌شود (رضاقلی‌زاده و کیوان‌پور، ۱۳۹۸).

یک مدل STR استاندارد با تابع انتقال لاجستیک در حالت کلی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$y_t = \emptyset' z_t + (\theta' z_t) G(s_t.\gamma.c) + u_t \qquad (۱)$$

که در آن $\varphi = (\varphi_0,\varphi_1,\ldots,\varphi_p)'$ بردار پارامترهای خطی و $\theta = (\theta_0,\theta_1,\ldots,\theta_p)'$ بردار پارامترهای غیرخطی می‌باشد. z_t نیز بردار متغیرهای برون‌زای مدل شامل وقفه‌هایی از متغیر درون‌زا و متغیر برون‌زا، یعنی $z_t = (1.y_{t-1}.y_{t-2}.\ldots.y_{t-p})'(1.z_{1t}.z_{2t}.\ldots.z_{kt})'$ می باشد. ε_t جز اخلال که فرض می‌شود شرط $u_t \approx iid(0.\delta^2)$ را تأمین می‌کند، یعنی فرض می‌شود پسماندهای مدل به‌صورت یکسان و مستقل از یک‌دیگر با میانگین صفر و واریانس ثابت توزیع شده‌اند. G نیز تابع انتقال لاجستیک است و نحوهٔ انتقال از رژیمی به رژیم دیگر را نشان می‌دهد. در ادبیات موجود، شکل تابعی معمول که برای این تابع درنظر گرفته شده به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

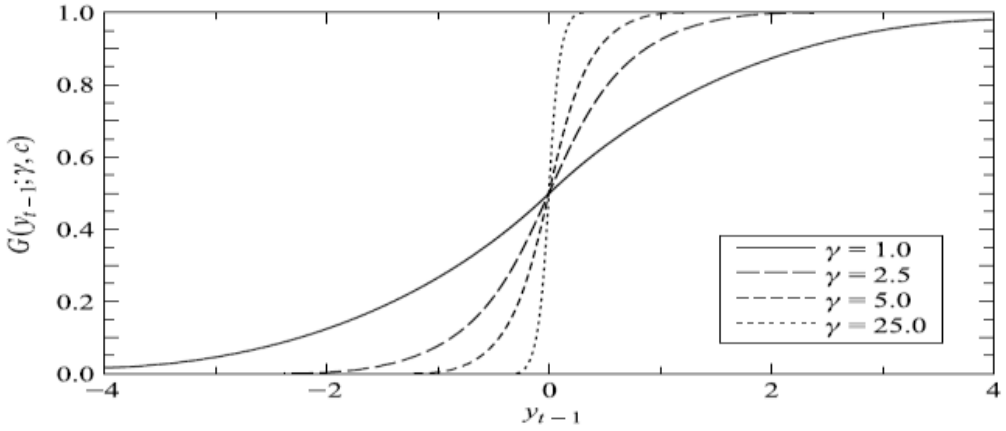
$$G(s_t.\gamma.c) = \left\{1 + exp\left[-\gamma \prod_{j=1}^{J}(s_t - c_j)\right]\right\}^{-1}.\gamma > 0 \qquad (۲)$$

تابع انتقال G یک تابع پیوسته و کراندار بین صفر و یک می‌باشد و شامل پارامتر شیب، γ و پارامتر موقعیت c است. پارامتر شیب، سرعت انتقال را بین دو الگو حدی مشخص می‌کند و پارامتر موقعیت، تعیین‌کنندهٔ حد آستانه بین این رژیم‌هاست.

به‌منظور بررسی ویژگی‌های مدل STR با تابع انتقال لاجستیک براساس «ون‌دیک»[1] (۱۹۹۹)، فرض می‌کنیم متغیر وابستهٔ y تنها تابعی از مقادیر وقفه‌دار خودش باشد. در این‌صورت با فرض یک تابع انتقال دو رژیمی داریم:

$$y_t = (\theta_0 + \theta_1 y_{t-1} + \cdots + \theta_p y_{t-p}) + (\emptyset_0 + \emptyset_1 y_{t-1} + \cdots + \emptyset_p y_{t-p}) G(s_t.\gamma.c) + u_t \quad (۳)$$

نتایج این مدل یک مدل $LSTR$ دو رژیمی نامیده می شود که پارامتر مکان c نقطه‌ای از انتقال بین دو رژیم حدی $G(s_t.\gamma.c) = 0$ و $G(s_t.\gamma.c) = 1$ را نشان می‌دهد که $G(s_t.\gamma.c) = 0/5$ می باشد. γ نشان‌گر سرعت انتقال بین رژیم‌ها بوده و مقادیر بیشتر γ بیانگر تغییر سریع‌تر رژیم می‌باشد. نمودار (۱) نمونه‌ای از تابع انتقال لاجستیک دو رژیمی با مقادیر مختلف γ را نشان می‌دهد. همان‌طورکه در نمودار مشخص است با $\gamma = 1$ انتقال بین دو رژیم به آرامی و با افزایش مقادیر آن به ۲/۵، ۵ و ۲۵ سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر سریع‌تر می‌شود. هنگامی‌که پارامتر شیب γ به‌سمت بی‌نهایت (∞) میل کند $(\gamma \to \infty)$ و $s_t > c$ باشد، مقدار تابع انتقال G برابر مقدار ثابت یک می‌شود$(G = 1)$ و در حالتی که $s_t < c$ باشد، مقدار تابع انتقال مقدار ثابت صفر می‌شود $(G = 0)$؛ بنابراین رابطه‌ی (۲) به یک مدل آستانه‌ای (TR) تبدیل خواهد شد. هنگامی‌که $\gamma \to 0$ میل کند؛ رابطهٔ (۲) به یک مدل رگرسیون خطی تبدیل می‌شود.



نمودار ۱: تابع انتقال لاجستیک دو رژیمی با مقادیر متفاوت γ و مقدار آستانه‌ای $c = 0$ (منبع: ون‌دیک، ۱۹۹۹).

Graph. 1: Two-regime logistic transfer function with different values of γ and threshold value c=0 (source: Van Dijk, 1999)

۳-۲. معرفی مدل و متغیرهای پژوهش

در این پژوهش به‌منظور بررسی نقش واکسیناسیون عمومی در رابطهٔ بین مداحلات غیردارویی دولت‌ها (NPI) و شاخص بازار سهام، الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR) به‌صورت معادلهٔ (۴) لحاظ می‌شود:

[1]. Van Dijk

$$lnINDEX_t = \emptyset' z_t + (\theta' z_t) G(s_t.\gamma.c) + u_t \quad (۴)$$

$lnINDEX$: شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران

x_t : بردار متغیرهای برونزای مدل شامل وقفه‌هایی از متغیر درون‌زا و متغیر برونزا:

$$x_t = (1. lnINDEX_{t-1}. \dots . ln_{t-p})' (1. lnVAC_t. lnNEWC_t. lnSTRIN_t. lnER_t. inf_t)' \quad (۵)$$

که در آن p برابر وقفهٔ بهینهٔ خودرگرسیونی متغیر وابسته است.

$lnVAC$: تعداد افراد واکسینه‌شده.

$lnNEWC$: تعداد افراد مبتلا جدید به کووید-۱۹.

$lnSTRIN$: شاخص سخت‌گیری.

شاخص سخت‌گیری به‌عنوان معیاری برای ارزیابی هزینه‌های اقتصادی مداخلات غیردارویی دولت‌ها در طول همه‌گیری کووید-۱۹ درنظر گرفته می‌شود. این شاخص که واکنش دولت‌ها در مواجه با گسترش کووید-۱۹ را به‌صورت کمّی و عددی تبدیل می‌کند، برای اولین‌بار توسط دانشگاه آکسفورد در سال ۲۰۲۱م. محاسبه و ارائه گردید. برای ساخت شاخص سخت‌گیری دولت، از ۹ معیار زیر استفاده می‌گردد:

۱. تعطیلی مدارس (C1)، ۲. تعطیلی محل کار (C2)، ۳. لغو رویدادهای عمومی (C3)، ۴. محدودیت در اجتماعات عمومی (C4).

۵. تعطیلی سیستم حمل‌ونقل عمومی (C5)، ۶. الزامات مربوط به ماندن در خانه (C6)، ۷. کمپین‌های اطلاع‌رسانی عمومی (C7).

۸. محدودیت در ترددهای داخلی (C8)، ۹. کنترل سفرهای بین‌المللی (H1).

شاخص سخت‌گیری دولت برای هر کشوری بر اساس میانگینی از ۹ معیار که اشاره شد؛ محاسبه می‌شود که مقداری بین ۰ تا ۱۰۰ را دربر می‌گیرد. این شاخص به سادگی، سخت‌گیری سیاست‌های دولت را ثبت می‌کند و نمرهٔ بالاتر نمایانگر واکنش سخت‌گیرانه‌تر دولت است (رضاقلی‌زاده و همکاران،۱۴۰۲).

$lnER$: نرخ ارز واقعی و inf : نرخ تورم ماهانه.

هم‌چنین در جدول (۲) شرح تفصیلی متغیرهای استفاده شده در پژوهش آورده شده است.

جدول ۲: تعریف، علائم اختصاری متغیرهای پژوهش

Tab. 2: Definition, abbreviations of research variables

علامت اختصاری	متغیر تحقیق	توضیحات	منبع جمع آوری داده
$lnINDEX$	شاخص بازار سهام	شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (واحد)	شرکت مدیریت فناوری بورس تهران مرکز پردازش اطلاعات مالی ایران www.fipiran.com
$lnNEWC$	ابتلای جدید به کووید-۱۹	تعداد موارد ابتلا جدید به کووید-۱۹ (نفر)	مؤسسه تحقیقاتی آکسفورد WWW.Ourworldindata.org
$lnSTRIN$	شاخص سخت‌گیری دولت	معیاری جهت سنجش مداخلات غیردارویی دولت‌ها (درصد)	مؤسسه تحقیقاتی آکسفورد WWW.Ourworldindata.org
$lnVAC$	واکسن	تعداد موارد واکسیناسیون (نفر)	مؤسسه تحقیقاتی آکسفورد WWW.Ourworldindata.org
$lnER$	نرخ ارز	نرخ ارز واقعی (ریال)	شبکه اطلاع رسانی طلا، ارز و سکه WWW.tgju.org

inf	نرخ تورم	نرخ تورم ماهانه (درصد)	سایت بانک مرکزی WWW.cbi.ir

(منبع: یافته‌های پژوهش).

براساس مدل STR رابطهٔ بین واکسیناسیون عمومی، تعداد افراد مبتلا به کووید-۱۹، شاخص سخت‌گیری و سایر متغیرهای مورد بررسی با شاخص بازار سهام در ایران به‌صورت معادله (۶) تصریح می‌گردد:

$$lnINDEX_t = [\varphi_0\ \varphi_1\ \varphi_2\ \varphi_3\ \varphi_4\ \varphi_5]\begin{bmatrix}1\\ lnNEWC\\ lnSTRIN\\ lnVAC\\ lnER\\ inf\end{bmatrix} + [\theta_0\ \theta_1\ \theta_2\ \theta_3\ \theta_4\ \theta_5]\begin{bmatrix}1\\ lnNEWC\\ lnSTRIN\\ lnVAC\\ lnER\\ inf\end{bmatrix} G(\gamma.c.s_t) \quad (۶)$$

در رابطهٔ (۶) ضرایب φ_0 و θ_0 به‌ترتیب عرض از مبدأهای بخش خطی و غیرخطی را نشان می‌دهند؛ هم‌چنین φ_1 تا φ_5 به‌ترتیب میزان تأثیرگذاری متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته را در بخش خطی و θ_1 تا θ_4 میزان تأثیرگذاری متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته را در بخش غیرخطی به‌نمایش می‌گذارند. در این مدل می‌توان گفت متغیرهای توضیحی در رژیم اول با بردار ضرایب $[\varphi_0\ \varphi_1\ \varphi_2\ \varphi_3\ \varphi_4\ \varphi_5]$ بر شاخص بازار سهام تأثیر می‌گذارند و این زمانی است که متغیر انتقال (که می‌تواند هرکدام از متغیرهای توضیحی بوده و باید ازطریق آزمون‌های مربوطه انتخاب شود) مقداری کمتر از حد آستانه‌اش داشته باشد و در این حالت داریم $G = 0$ و در رژیم دوم، یعنی زمانی‌که متغیر انتقال مقداری بیشتر از حد آستانه‌اش اختیار کند، ضریب تأثیرگذاری این متغیرها بر شاخص بازار سهام در ایران برابر با $[\varphi_0 + \theta_0\ \varphi_1 + \theta_1\ \varphi_2 + \theta_2\ \varphi_3 + \theta_3\ \varphi_4 + \theta_4\ \varphi_5 + \theta_5]$ خواهد بود و در این حالت نیز $G = 1$ برقرار است؛ بنابراین معادلات رگرسیونی مدل تحقیق در رژیم اول و دوم به‌صورت معادلات (۷) و (۸) می باشند:

$$lnINDEX_t = \varphi_0 + \varphi_1 lnNEWC_t + \varphi_2 lnSTRIN_t + \varphi_3 lnVac_t + \varphi_4 lnER_t + \varphi_5 inf_t + u_t \quad (۷)$$

$$lnINDEX_t = (\varphi_0 + \theta_0) + (\varphi_1 + \theta_1) lnNEWC_t + (\varphi_2 + \theta_2) lnSTRIN_t + (\varphi_3 + \theta_3) lnVAC_t + (\varphi_4 + \theta_4) lnER_t + (\varphi_5 + \theta_5) inf_t + u_t \quad (۸)$$

٤. برآورد مدل

٤-١. بررسی ایستایی متغیرها

با توجه به این‌که متغیرها اغلب حاوی یک روند تصادفی (ریشهٔ واحد) هستند و از آنجایی‌که حضور چنین روندی، تخمین و استنباط‌های آماری را غیرمعتبر می‌سازد، لذا اولین گام برای تحلیل‌های اقتصادسنجی، ساکن نمودن متغیرها است. برای تعیین ایستایی متغیرها، روش‌های مختلفی در ادبیات اقتصادسنجی وجود دارد که برای بررسی

ایستایی متغیرها در مطالعهٔ حاضر از آزمون‌های ریشهٔ واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته[1] (ADF) استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)

Tab. 3: The results of the Augmented Dickey- Fuller unit root test (ADF)

متغیر	فرآیند آزمون	آمارهٔ محاسبه شده	مقادیر بحرانی آزمون دیکی فولر تعمیم یافته			احتمال	نتیجه
			۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد		
$lnINDEX$	سطح	-۳/۹۸۹	-۳/۴۳۹	-۲/۸۶۵	-۲/۵۶۸	۰/۰۰۱۶	ایستا
$lnNEWC$	سطح	-۱/۷۸۳	-۳/۴۳۹	-۲/۸۶۵	-۲/۵۶۸	۰/۳۸۸۹	ناایستا
	تفاضل مرتبهٔ اول	-۸/۳۱۵	-۳/۴۳۹	-۲/۸۶۵	-۲/۵۶۸	۰/۰۰۰۰	ایستا
$lnSTRIN$	سطح	-۷/۶۸۷	-۳/۴۳۹	-۲/۸۶۵	-۲/۵۶۸	۰/۰۰۰۰	ایستا
$lnVAC$	سطح	-۱/۳۷۴	-۳/۴۳۹	-۲/۸۶۵	-۲/۵۶۸	۰/۵۹۵۷	ناایستا
	تفاضل مرتبهٔ اول	-۲۵/۷۵	-۳/۴۳۹	-۲/۸۶۵	-۲/۵۶۸	۰/۰۰۰۰	ایستا
$lnER$	سطح	-۴/۴۵۸	-۳/۴۳۹	-۲/۸۶۵	-۲/۵۶۸	۰/۰۰۰۰	ایستا
inf	سطح	-۴/۵۶۰	-۳/۴۳۹	-۲/۸۶۵	-۲/۵۶۸	۰/۰۰۰۰	ایستا

(منبع: یافته‌های پژوهش).

همان‌طورکه در جدول (۳) ملاحظه می‌شود، براساس نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته، متغیرهای $lnINDEX$ $lnSTRIN$ $lnER$ و inf در سطح ایستا هستند و متغیرهای $lnNEWC$ و $lnVAC$ با تفاضل مرتبهٔ اول ایستا می باشند.

به‌دلیل این‌که برخی از متغیرهای مورد بررسی در این تحقیق در سطح ایستا نیستند، امکان وجود رگرسیون کاذب وجود دارد؛ بنابراین به‌منظور اطمینان از نتایج به‌دست آمده باید وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها بررسی شود. در پژوهش حاضر به‌منظور یافتن تعداد بردارهای هم‌انباشته، از دو آزمون اثر[2] و آزمون حداکثر مقادیر ویژه[3] استفاده می‌شود. نتایج آزمون اثر و حداکثر مقادیر ویژه در جدول (۴) آورده شده است.

جدول ٤: نتایج آزمون اثر و آزمون حداکثر مقادیر ویژه

Tab. 4: The results of Trace test and Maximum Eigenvalue test

آزمون تریس		آمارهٔ آزمون	مقادیر بحرانی ۹۵ درصد	احتمال	آزمون حداکثر مقادیر ویژه		آمارهٔ آزمون	مقادیر بحرانی ۹۵ درصد	احتمال
فرضیهٔ صفر	فرضیهٔ مقابل				فرضیهٔ صفر	فرضیهٔ مقابل			
$r = 0$	$r > 0$	۲۱۹/۵۴	۶۰/۰۶	۰/۰۰۰۰	$r = 0$	$r > 0$	۱۶۸/۶۰	۳۰/۴۳	۰/۰۰۰۱
$r \leq 1$	$r > 1$	۵۰/۹۳	۴۰/۱۷	۰/۰۰۳۰	$r \leq 1$	$r > 1$	۳۸/۸۳	۲۴/۱۵	۰/۰۰۰۳
$r \leq 2$	$r > 2$	۱۲/۰۹	۲۴/۲۷	۰/۶۹۷۶	$r \leq 2$	$r > 2$	۹/۰۳۹	۱۷/۷۹	۰/۵۹۰۰

(منبع: یافته‌های پژوهش).

1. Augmented Dickey- Fuller Unit Root Test
2. Trace Statistics
3. Maximum Eigenvalue

نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد که براساس هر دو آزمون فرضیهٔ صفر مبتنی بر عدم وجود رابطهٔ هم‌انباشتگی (سطر اول) رد می‌شود؛ هم‌چنین فرضیهٔ صفر مبتنی بر وجود یک‌بردار هم‌انباشته (سطر دوم) نیز رد می‌شود و در مقابل فرضیهٔ وجود دو بردار هم‌انباشته (سطر سوم) تأیید می‌شود. این امر حاکی از وجود دو رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی است و بنابراین رگرسیون برآوردی کاذب نخواهد بود.

٤-۲. نتایج برآورد مدل

قبل از تصریح و برآورد یک الگوی غیرخطی به‌صورت STR در راستای تصریح مدل ابتدا باید غیرخطی بودن آن با استفاده از آزمون وجود رابطهٔ غیرخطی بین متغیرها مورد آزمون قرار گیرد. در صورتی‌که فرض صفر مبنی‌بر خطی بودن الگو رد شود باید از بین مدل های غیرخطی بالقوه به انتخاب نوع مدل غیرخطی ($LSTR1$ یا $LSTR2$) پرداخته و پارامترهای آن را تخمین زد.

فرضیهٔ صفر خطی بودن مدل به‌صورت $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ است که آمارهٔ مورداستفاده برای آزمون فرضیه نیز آزمون F می‌باشد (تراسویرتا و اندرسون[1]، ۱۹۹۲). در صورت عدم رد فرضیهٔ صفر مبنی‌بر خطی بودن مدل، می‌توان نتیجه‌گرفت که اثر متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته نمی‌تواند توسط یک مدل خطی توضیح داده شود و فرضیهٔ خطی بودن رابطهٔ بین متغیرها رد می‌شود. پس از تشخیص غیرخطی بودن مدل برای تخمین مدل غیرخطی باید نوع مدل غیرخطی انتخاب شود. در مدل‌های STR هیچ نظریهٔ اقتصادی روشنی در زمینهٔ انتخاب نوع مدل وجود ندارد؛ بنابراین، انتخاب نوع مدل باید براساس داده‌ها و آزمون‌های آماری باشد. مطابق گرنجر و تراسویرتا (۱۹۹۳) و تراسویرتا (۱۹۹۴) برای تشخیص نوع مدل غیرخطی، فرضیه‌های زیر مورد آزمون قرار می گیرند:

$$H_3: \beta_3 = 0$$
$$H_2: \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$$
$$H_1: \beta_1 = 0 | \beta_2 = \beta_3 = 0 \qquad (۹)$$

آمارهٔ آزمون‌های مربوط به این فرضیه‌های صفر به‌ترتیب با F_4، F_3 و F_2 نشان داده می‌شود. در صورت رد فرضیهٔ H_3 مدل $LSTR2$ یا STR تأیید می‌شود که با آزمودن فرضیهٔ صفر $c_1 = c_2$ می‌توان یکی از این دو مدل را انتخاب کرد. در صورت رد فرضیه‌های H_2 و H_1 مدل $LSTR1$ انتخاب می‌شود. نتایج آزمون فرض صفر خطی بودن مدل و مشخص کردن متغیر انتقال در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵: نتایج آزمون فرض صفر خطی‌بودن، انتخاب مدل و مشخص کردن متغیر انتقال

Tab. 5: The results of testing the null hypothesis of linearity, choosing the model and specifying the transition variable

متغیر انتقال	آمارهٔ F	آمارهٔ F_4	آمارهٔ F_3	آمارهٔ F_2	مدل پیشنهادی
$lnINDEX$	۱۲/۴۸۰ (۰/۳۲۷۸)	۱۵/۴۲۰ (۰/۱۳۶۸)	۱۴/۵۶۰ (۰/۴۸۳۴)	۱/۱۷۶ (۰/۰۳۳۴)	*Linear*
$lnNEWC$	۱۳/۹۲۱	۱۶/۶۹۶	۱۹/۵۶۳	۳/۲۵۶	*Linear*

[1]. Terasvirta & Anderson

	(۰/۰۲۱۲)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۱۹۴۸)	
LSTR1	۳/۳۶۲ (۰/۰۹۵۰)	۱۳/۴۶۰ (۰/۰۰۰۰)	۱۸/۵۹۰ (۰/۰۰۰۰)	۱۳/۸۹۰ (۰/۰۰۰۰)	*lnSTRIN*
LSTR1	۱/۳۹۳ (۰/۲۳۴۵)	۶/۶۹۱ (۰/۰۰۰۰)	۳۷/۲۰۹ (۰/۰۰۰۰)	۱۴/۳۳۱ (۰/۰۰۰۰)	*lnVAC**
Linear	۳/۵۶۲ (۰/۰۵۶۴)	۱۴/۳۲۷ (۰/۴۵۶۲)	۱۴/۲۳۸ (۰/۱۲۴۸)	۱۲/۹۲۸ (۰/۳۴۵۶)	*lnER*
Linear	۳/۴۸۹ (۰/۰۸۵۲)	۱۴/۱۲۴ (۰/۴۰۲۸)	۱۴/۴۵۶ (۰/۱۴۸۵)	۱۴/۱۴۵ (۰/۳۵۸۹)	*inf*

(منبع: یافته‌های پژوهش).

براساس نتایج آزمون‌های F چندگانه گزارش شده در جدول (۵)، فرضیهٔ صفر آزمون F مبنی‌بر خطی بودن مدل برای زمانی‌که متغیرهای $lnSTRIN$ و $lnVAC$ به‌عنوان متغیر انتقال انتخاب شوند، رد می‌شود. مرحلهٔ بعدی انتخاب متغیر انتقال مناسب از بین متغیرهای ممکن برای مدل غیرخطی با توجه به نتایج آزمون‌های چندگانه F_4، F_3 و F_2 است. برای انتخاب متغیر انتقال می‌توان هر متغیر بالقوه‌ای را لحاظ کرد، اما اولویت با متغیر انتقالی است که فرضیهٔ صفر آزمون F چندگانهٔ آن به‌طور قوی‌تری رد شود. با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۵) براساس سطح معنی‌داری آمارهٔ آزمون F، انتخاب متغیر $lnVAC$ به‌عنوان متغیر انتقال، این رابطهٔ غیرخطی را قوی‌تر و محتمل‌تر نشان می‌دهد و لذا مناسب‌ترین متغیر انتقال، متغیر $lnVAC$ تعیین‌شده و الگوی پیشنهادی برای این رابطه، مدل غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم با تابع انتقال لاجستیک دو رژیمی با یک‌بار انتقال ($LSTR1$) با لحاظ نمودن متغیر تعداد واکسیناسیون عمومی به‌عنوان متغیر آستانه‌ای است.

گام بعدی، تخمین مدل STR بوده که با توجه به ماهیت غیرخطی این مدل‌ها، این مرحله با یافتن مقادیر مناسب اولیه برای تخمین پارامترهای مدل شروع می‌شود. با استفاده از این مقادیر اولیه، تخمین مدل با استفاده از الگوریتم نیوتن–رافسون[1] و روش حداکثر درست نمایی[2] انجام‌شده که نتایج در جدول (۶) گزارش شده است.

جدول ٦: نتایج تخمین مدل بخش خطی و غیرخطی

Tab. 6: Estimation results of linear and non-linear part model

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ t	احتمال
بخش خطی (*Linear Part*)				
c	۱۱/۷۶۵	۰/۱۸۷	۶۲/۶۶	۰/۰۰۰۰
dlnNEWC	−۰/۱۵۱	۰/۰۷۲	−۲/۰۹۷	۰/۰۴۴۵
lnSTRIN	۰/۵۵۵	۰/۰۴۶	۱۲/۰۰۷	۰/۰۰۰۰
dlnVAC	۰/۰۰۸	۰/۰۰۳	۲/۰۲۴	۰/۰۴۸۵
lnER	۰/۰۱۵	۰/۰۰۶	۲/۳۷۶	۰/۰۰۲۸
inf	۰/۱۰۸	۰/۰۳۰	۳/۵۶۸	۰/۰۰۰۰
بخش غیرخطی (*nonlinear Part*)				
c	۳/۶۷۲	۰/۳۳۴	۱۰/۹۸	۰/۰۰۰۰
dlnNEWC	۰/۱۴۶	۰/۰۵۰	۲/۸۸۳	۰/۰۰۰۷
lnSTRIN	−۰/۸۷۱	۰/۰۸۱	−۱۰/۷۵	۰/۰۰۰۰

[1]. Newton- Raphson
[2]. Maximum Likelihood

$dlnVAC$	۰/۰۱۲	۰/۰۰۵	۲/۳۶۵	۰/۰۰۰۳
$lnER$	۰/۰۰۲	۰/۱۴۲	۰/۰۱۴	۰/۳۵۵۶
inf	−۰/۰۵۲	۰/۰۱۴	−۳/۶۵۲	۰/۰۰۰۰
γ	۲/۶۹۴	۱/۰۶۳	۲/۵۳۲	۰/۰۰۳۵
c	۴/۳۲۶ (مقدار آنتی‌لگاریتم = ۲۰۸۵۷)	۰/۴۹۸	۸/۶۸۳	۰/۰۰۰۰

(منبع: یافته‌های پژوهش).

براساس نتایج جدول (۶) مقادیر نهایی تخمین زده شده برای پارامتر یکنواختی (γ) برابر ۲/۶۹۴ و برای مقدار آستانهٔ $lnVAC$ برابر با ۴/۳۲۶ (که مقدار آنتی‌لگاریتم آن برابر۲۰۸۵۷ تعداد افراد واکسینه‌شده می‌باشد) است. بنابراین تابع انتقال به‌صورت زیر خواهد بود:

$$G(2/694.4/326.lnVAC) = \{1 + exp[2/694(lnVAC - 4/326]\}^{-1} \quad (۱۰)$$

نمودار (۲) دوره‌های مربوط به رژیم‌های اول و دوم را با توجه به مقدار آستانه‌ای ۴/۲۴۰ برای متغیر تعداد موارد واکسیناسیون نشان می‌دهد؛ همان‌طورکه نمودار نیز نشان می‌دهد، بازهٔ زمانی ۱۹ فوریه ۲۰۲۰م. (۳۰ بهمن سال ۱۳۹۸) تا ۲ جولای ۲۰۲۱م. (۱۱ تیر سال ۱۴۰۰) در رژیم اول و بازهٔ زمانی ۳ جولای ۲۰۲۱م. (۱۲ تیر سال ۱۴۰۰) تا ۳۱ دسامبر ۲۰۲۲م. (۱۰ دی سال ۱۴۰۱) در رژیم دوم واقع شده است.

نمودار ۲: روند زمانی متغیر آستانه‌ای تعداد موارد واکسیناسیون *(lnVAC)* و مقدار حد آستانه‌ای آن طی دورهٔ زمانی ۳۰ بهمن سال ۱۳۹۸ تا ۱۰ دی سال ۱۴۰۱ (منبع: یافته‌های پژوهش).

Graph. 2: The time trend of the threshold variable of the number of vaccination cases (lnVAC) and its threshold value during the period from February 30, 2018 to January 10, 2011 (source: research findings).

همچنین براساس نتایج گزارش شده در جدول (۶) و با توجه به نکات اشاره شده در بخش روش‌شناسی پژوهش، در رژیم اول $G=0$ و در رژیم دوم $G=1$ است؛ بنابراین برای رژیم‌های اول و دوم می‌توان به‌ترتیب روابط (۱۱) و (۱۲) را نوشت:

$$lnINDEX = 11/765 - 0/151\ lnNEWC + 0/555\ lnSTRIN - 0/012\ lnVC + 0/015\ lnER + 0/108\ inf \quad (۱۱)$$

$$lnINDEX = 15/473 - 0/005\ lnNEWC - 0/316\ lnSTRIN + 0/020\ lnVC + 0/017\ lnER - 0/056\ inf \quad (۱۲)$$

براساس معادلات رگرسیون برآورد شده و با توجه به این‌که ضرایب متغیر ابتلای جدید به کووید-۱۹ در رژیم اول و دوم به‌ترتیب ۰/۱۵۱- و ۰/۱۴۶ بوده و ازلحاظ آماری نیز معنی‌دار هستند، می‌توان چنین استنباط نمود که تغییرات متغیر ابتلای جدید به کووید-۱۹ در رژیم اول اثر منفی و معناداری بر متغیر شاخص بازار سهام داشته است. به این معنی‌که با افزایش یک درصد در متغیر ابتلای جدید به کووید-۱۹، متغیر شاخص بازار سهام به‌میزان ۰/۱۵۱ درصد کاهش خواهد یافت. این درحالی است که با رسیدن به سطح آستانه‌ای متغیر تعداد افراد واکسینه‌شده و وارد شدن به رژیم دوم با افزایش یک درصد در متغیر ابتلای جدید به کووید-۱۹، متغیر شاخص بازار سهام به میزان ۰/۱۴۶ درصد افزایش پیدا خواهد کرد. این موضوع بیانگر این است که با گذار از رژیم اول به رژیم دوم شدت اثرگذاری متغیر ابتلای جدید به کووید-۱۹ بر شاخص بازار سهام افزایش یافته و درنهایت نیز تغییر علامت داده است. همه‌گیری ویروس کووید-۱۹ در وهلهٔ اول موجب شکل‌گیری عدم اطمینان در اقتصادها، به‌ویژه در بازار سهام گردید. در پاسخ به چنین شرایطی سرمایه‌گذاران با افزایش پس‌اندازهای احتیاطی از تمایل کمتری برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام برخوردار بودند. این عدم تمایل برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام در کنار کاهش فعالیت‌های اقتصادی و محدودیت در عرضهٔ نیروی کار موجب شد که الگوی مصرف در اقتصاد نیز تغییر پیدا کند. متأثر از چنین اتفاقاتی، بازار سهام نیز دست‌خوش تغیراتی گردید و ریسک سهام افزایش پیدا کرد. با این حال پس از کشف واکسن و آغاز واکسیناسیون عمومی در جامعه به مرور از فضای نااطمینانی در اقتصاد کاسته شد و بار دیگر بنگاه‌های تولیدی فعالیت‌های خود را مشابه با آنچه که قبل از همه‌گیری ویروس کووید-۱۹ وجودداشت، از سر گرفتند. ازطرفی همگام با ایمنی نسبی که در اثر واکسیناسیون عمومی در سطح جامعه حاصل شد، بسیاری از محدودیت‌ها در عرضهٔ نیروی کار لغو گردید. این امر موجب کاهش هزینه‌های تولید و افزایش سودآوری بنگاه‌های تولید گردید. درنهایت مجموعهٔ اقدامات یاد شده پس از واکسناسیون عمومی موجب‌شد که ریسک سهام کاهش پیدا کند و سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام از تمایل بیشتری برخوردار باشند؛ از این‌رو، به‌صورت کلی می‌توان نتیجه‌گرفت که متغیر ابتلای جدید به کووید-۱۹ در دو رژیم پژوهش حاضر دارای دو علامت متفاوت است. به این معنی‌که در رژیم اول و تا قبل از رسیدن به سطح آستانه تعداد افراد واکسینه‌شده، متغیر یاد شده بر شاخص بازار سهام تأثیر منفی و معنی‌داری داشته است، ولی در رژیم دوم و عبور از سطح آستانهٔ تعداد افراد واکسینه‌شده این متغیر تأثیر مثبت و معنی‌داری بر شاخص بازار سهام خواهد داشت. ضریب برآوردی در رژیم اول با اکثر مطالعات صورت گرفته نظیر: یانگ و دنگ (۲۰۲۱)، خانی و کومار (۲۰۲۱)، میشرا و همکاران (۲۰۲۲) و آل یوسفی و همکاران (۲۰۲۲) هم‌خوانی دارد. هم‌چنین ضریب برآوردی در رژیم دوم با مطالعهٔ باکری و همکاران (۲۰۲۲) مطابقت دارد.

براساس یافته‌های پژوهش ضریب متغیر شاخص سخت‌گیری دولت در رژیم اول ۰/۵۵۵ و در رژیم دوم برابر ۰/۸۷۱- است. در رژیم اول علامت مثبت و معنی‌دار ضریب نشان می‌دهد که با افزایش یک درصد در متغیر شاخص سخت‌گیری دولت، به‌میزان ۰/۵۵۵ درصد متغیر شاخص بازار سهام افزایش پیدا خواهد کرد؛ ولی در رژیم

دوم اثرگذاری متغیر شاخص سخت‌گیری دولت بر متغیر شاخص بازار سهام تغییر علامت داده و با افزایش یک درصدی در متغیر یاد شده، متغیر شاخص بازار سهام به میزان ۰/۸۷۱ درصد کاهش پیدا خواهد کرد. در آغاز همه‌گیری ویروس کووید-۱۹ و زمانی‌که هنوز واکسن‌های مؤثر کشف نشده بودند، دولت‌ها برای مقابله با گسترش روزافزون بیماری از اقداماتی تحت عنوان مداخلات غیردارویی (*NIP*) بهره بردند. این اقدامات با هدف کاهش تعاملات میان افراد جامعه برای جلوگیری از گسترش کووید-۱۹ در قالب قرنطینه‌های اجباری و فاصله‌گذاری اجتماعی مانند: تعطیلی مدارس، تعطیلی محل کار، ممنوعیت سفرهای بین‌المللی و لغو رویدادهای عمومی بوده است. مجموع این سیاست‌های سخت‌گیرانه موجب افزایش بیکاری در مشاغل مختلف تجاری، کاهش قدرت خرید و مصرف، افزایش نااطمینانی و تاخیر در فعالیت‌های سرمایه‌گذاری گردید؛ از این‌رو، بنا بر مبانی نظری و مطالعات پیشین در این‌زمینه انتظار می‌رود که شاخص سخت‌گیری دولت تأثیر منفی بر شاخص بازار سهام داشته باشد. این درحالی است که برخلاف انتظار، نتایج پژوهش حاضر در رژیم اول نشان می‌دهد که شاخص سخت‌گیری دولت تأثیر مثبت و معناداری بر شاخص بازار سهام داشته است. به‌نظر می‌رسد، از یک‌سمت سیاست‌های انبساطی دولت برای تحریک تقاضای اقتصاد در اوایل همه‌گیری کووید-۱۹ و حمایت دولت‌مردان از بازار سهام و از سمت دیگر افزایش مداوم و پی‌درپی نقدینگی در اقتصاد ایران موجب‌شد که بخش اعظمی از نقدینگی موجود وارد بازار سهام گردد. از آنجا که متناسب با تقاضای شکل‌گرفته در بازار سهام، عرضهٔ سهام به‌میزان لازم صورت نگرفت، مازاد تقاضای شکل‌گرفته اثر خود را در افزایش قیمت سهام نشان‌داد و شاخص بازار سهام در رژیم اول روند صعودی را پشت‌سر گذاشت. مجموع اتفاقات گفته شده، نشان می‌دهد که در طول مدت زمان رژیم اول، بازار سهام ایران از کارآیی لازم و رفتار منطقی برخوردار نبوده است و در این‌مدت تصمیمات مالی سرمایه‌گذاران تحت‌تأثیر رفتارهای گله‌ای سایر سهامداران بوده است. هم‌چنین براساس نتایج مطالعهٔ باکری و همکاران (۲۰۲۲) نیز تأثیر شاخص سخت‌گیری بر بازار سهام کشورهای درحال‌توسعه بر بازار سهام مثبت است. از آنجا که کشور ایران در زمرهٔ کشورهای درحال‌توسعه می‌باشد، ضریب برآورد شده در رژیم اول با مطالعهٔ باکری و همکاران (۲۰۲۲) هم‌خوانی دارد. علاوه‌بر این ضریب برآورد شده در رژیم اول با یافتهٔ آل‌یوسفی (۲۰۲۲) نیز مطابقت دارد. نتایج به‌دست آمده در رابطه با ضریب منفی به‌دست آمده در رژیم دوم نیز مطابق با مطالعات: یانگ و دنگ (۲۰۲۱)، آلکساکیس و همکاران (۲۰۲۱)، خانی و کومار (۲۰۲۱)، جیانگجو و همکاران (۲۰۲۲) و میشرا و همکاران (۲۰۲۲) می‌باشد.

ضرایب برآورد شده مربوط به متغیر تعداد افراد واکسینه‌شده در رژیم اول و دوم به‌ترتیب برابر با ۰/۰۰۸ و ۰/۰۱۲ است. در رژیم اول افزایش یک درصدی در متغیر تعداد افراد واکسینه‌شده، موجب افزایش ۰/۰۰۸ درصد در متغیر شاخص بازار سهام خواهد شد، درحالی‌که با گذار از رژیم اول به رژیم دوم، افزایش یک درصدی در تعداد افراد واکسینه‌شده، موجب افزایش ۰/۰۱۲ درصد در متغیر شاخص بازار سهام شده است. ضرایب برآورد شده نشان می‌دهد که تأثیر متغیر تعداد افراد واکسینه‌شده بر شاخص بازار سهام با عبور از سطح آستانه بیشتر می‌شود. شواهد تجربی نشان می‌دهد که کشف واکسن‌های مؤثر و آغاز واکسیناسیون عمومی موجب از بین رفتن فضای نااطمینانی شکل‌گرفته ناشی از همه‌گیری ویروس کووید-۱۹ شده است. تحت این شرایط سرمایه‌گذاران از پس‌اندازهای احتیاطی خود کاسته و بار دیگر به سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی علل‌الخصوص بازار سهام علاقه‌مند خواهند شد که همین‌عامل موجب تقویت بازار سهام خواهد گردید. علاوه‌بر مورد گفته شده پس از ایمنی نسبی که در اثر

واکسن‌ها در سطح جامعه برقرار گردید؛ هم دولت‌ها از تمایل کمتری برای برقرار سازی سیاست‌های سخت‌گیرانه برخوردار شدند و هم بسیاری از محدودیت‌ها در عرضهٔ نیروی کار لغو گردید. مجموعهٔ این عوامل در نهایت منجر به بهبود فضای تولید، کاهش بیکاری و افزایش قدرت خرید و مصرف در اقتصادها شد. عوامل گفته شده ازطریق آماده نمودن بستر فعالیت دوبارهٔ بنگاه‌ها و سودآوری آنان بر بازار سهام اثرگذار است؛ هم‌چنین «ما» و همکاران (۲۰۲۰) نشان می‌دهند که شیوع و همه‌گیری یک بیماری در مقیاس جهانی برای توسعهٔ بازارهای مالی، مضر است؛ بنابراین هر عاملی نظیر واکسن که بتواند به همه‌گیری یک بیماری در مقیاس جهانی خاتمه دهد به توسعه و رشد بازارهای مالی کمک خواهد کرد؛ هم‌چنین «ایزاهدی» و «سوریانی» (۲۰۲۳) در پژوهش خود نشان می‌دهند که سیاست‌های سخت‌گیرانهٔ دولت‌ها به‌دلیل ایجاد ابهام برای سرمایه‌گذاران و فعالان اقتصادی درمورد چشم‌اندازهای اقتصادی منجر به سطوح بالایی از نوسانات در بازار سهام شده است؛ درحالی‌که واکسیناسیون عمومی، نوسانات بازار سهام را کاهش داده است. ضریب برآوردی درخصوص متغیر تعداد افراد واکسینه‌شده با مطالعهٔ میشرا و همکاران (۲۰۲۲) و باکری و همکاران (۲۰۲۲) مطابقت دارد.

بر اساس یافته‌های پژوهش دو متغیر نرخ ارز و تورم در رژیم اول تأثیر مثبت و معناداری بر متغیر شاخص بازار سهام دارند. این اثر گذاری در رژیم اول به این‌گونه است که با فرض ثابت بودن سایر متغیرها اگر متغیر نرخ ارز به‌میزان یک درصد افزایش پیدا کند؛ متغیر شاخص بازار سهام به‌میزان ۰/۰۱۵ درصد افزایش و اگر متغیر تورم به‌میزان یک درصد افزایش پیدا کند، متغیر شاخص بازار سهام به‌میزان ۰/۱۰۸ درصد افزایش پیدا خواهد کرد. این درحالی است که با رسیدن به سطح آستانه‌ای متغیر تعداد افراد واکسینه‌شده و گذار از رژیم اول به رژیم دوم، شدت اثرگذاری این دو متغیر بر متغیر شاخص بازار سهام کاهش پیدا می‌کند. به‌نحوی‌که در رژیم دوم با افزایش یک درصدی در متغیر نرخ ارز، متغیر شاخص بازار سهام به‌میزان ۰/۰۰۲ درصد افزایش و با افزایش یک درصدی در متغیر تورم، متغیر شاخص بازار سهام به‌میزان ۰/۰۵۲ درصد کاهش پیدا خواهد کرد.

٤-۳. ارزیابی مدل

در مرحلهٔ ارزیابی مدل برآورد شده، علاوه‌بر تحلیل گرافیکی به بررسی خطاهای احتمالی در مرحلهٔ تخمین نیز پرداخته می‌شود که تحت عنوان «آزمون فروض کلاسیک» در جدول (۷) آورده شده است. براساس نتایج به‌دست آمده از آزمون‌های ارزیابی مدل (آزمون فروض کلاسیک) که در جدول (۷) توضیح داده شده است؛ می‌توان نتیجه‌گرفت که مدل غیرخطی برآورد شده ازنظر کیفی قابل‌قبول ارزیابی می‌شود.

جدول ۷: آزمون فروض کلاسیک

Tab. 7: The classic assignment test

آزمون عدم وجود خطای خودهمبستگی	این آزمون با لحاظ ۸ وقفه با ارزش احتمال آمارهٔ آزمون F برای وقفه‌های یک تا هشت به‌ترتیب برابر با ۰/۰۸، ۰/۱۴، ۰/۲۲، ۰/۶۴، ۰/۴۵، ۰/۵۵، ۰/۶۸ و ۰/۸۸ برآورد شده است. براساس این نتایج، فرضیهٔ صفر این آزمون مبنی‌بر عدم وجود خودهمبستگی در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد برای هیچ‌یک از وقفه‌ها رد نمی‌شود.
آزمون عدم وجود رابطهٔ غیرخطی باقی‌مانده در جملات خطا	با توجه به ارزش احتمال آمارهٔ آزمون F برآورد شده که برابر با ۰/۸۰ است، فرضیهٔ صفر این آزمون مبنی‌بر عدم وجود رابطهٔ غیرخطی اضافی در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد رد نمی‌شود و می‌توان نتیجه‌گرفت که مدل به‌طورکلی توانسته است، رابطهٔ غیرخطی بین متغیرها را تصریح کند.

آزمون ثبات بودن پارامترها در رژیم‌های مختلف	ارزش احتمال آمارهٔ F این آزمون برآورد شده ۰/۰۰ است که براساس آن، فرضیهٔ صفر این آزمون مبنی‌بر یکسان بودن ضرایب در قسمت خطی و غیرخطی در سطح احتمال ۹۵ درصد رد می‌شود.
آزمون همسانی واریانس	براساس آزمون $ARCH\text{-}LM$، ارزش احتمال آماره‌های F و X^2 به‌ترتیب ۰/۳۲ و ۰/۵۶ برآورد شده است. براساس ارزش احتمال هر دو این آماره‌ها، فرضیهٔ صفر این آزمون مبنی‌بر عدم وجود ناهمسانی واریانس مشروط به خود رگرسیونی ($ARCH$) در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نمی‌شود.

(منبع: یافته‌های پژوهش).

۵. نتیجه‌گیری

همه‌گیری ویروس کووید-۱۹ در اواخر سال ۲۰۱۹م. به‌طور قابل‌توجهی اقتصاد جهانی را تحت‌تأثیر خود قرارداد. درپی شیوع این بیماری، دولت‌ها مجاب شدند که برای مقابله با گسترش روزافزون این ویروس، از مداخلات به اصطلاح غیردارویی (NPI) نظیر فاصله‌گذاری اجتماعی و قرنطینه‌های اجباری استفاده کنند که البته اقدامات یادشده با هزینه‌های اقتصادی همراه بود. شواهد تجربی نشان می‌دهد که پس از کشف واکسن‌های مؤثر و آغاز واکسیناسیون عمومی در کشورهای جهان، به‌تدریج، دولت‌ها از تمایل کمتری برای اتخاذ مداخلات غیردارویی (NPI) برخوردار شدند و با رسیدن به‌سطح معینی از واکسیناسیونی که متضمن ایمنی نسبی در سطح جامعه است؛ بسیاری از اقدامات سخت‌گیرانهٔ دولت‌ها در سراسر جهان لغو و یا از شدت آن کاسته شده است. به‌منظور بررسی اثرات این اقدامات غیردارویی بر بازار سهام کشور ایران، در پژوهش حاضر از شاخص سخت‌گیری به‌عنوان معیاری برای ارزیابی هزینه‌های اقتصادی مداخلات غیردارویی دولت به‌همراه سایر متغیرهای کنترلی (شامل تعداد موارد ابتلای جدید به کووید-۱۹، تعداد موارد واکسیناسیون، نرخ ارز واقعی و نرخ تورم) به‌صورت روزانه در طی دورهٔ زمانی ۲۰۲۰ تا ۲۰۲۲م. (دورهٔ همه‌گیری ویروس کووید-۱۹) استفاده شده است؛ هم‌چنین برای برآورد مدل پژوهش و تعیین حد آستانه برای متغیر تعداد موارد واکسیناسیون از مدل آستانه‌ای (STR) بهره برده شده است.

نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش نشان می‌دهد که افزایش تعداد موارد ابتلا به کووید-۱۹، شاخص سخت‌گیری، تعداد افراد واکسینه‌شده، نرخ ارز و نرخ تورم در قالب یک ساختار دو رژیمی با سطح آستانه‌ای تعداد واکسیناسیون عمومی (۴/۳۲۶) (مقدار آنتی‌لگاریتم = ۲۰۸۵۷) در رژیم اول (یعنی زمانی‌که تعداد افراد واکسینه‌شده کمتر از مقدار آستانه‌ای خود (۲۰۸۵۷) باشد) بر شاخص بازار سهام به‌ترتیب اثرات منفی، مثبت، مثبت و مثبت داشته است، اما در هنگام عبور از سطح آستانه و وارد شدن به رژیم دوم (یعنی زمانی‌که تعداد افراد واکسینه‌شده بیشتر از مقدار آستانه‌ای خود (۴/۳۲۶) باشد) متغیرهای یاد شده بر شاخص بازار سهام به‌ترتیب دارای اثرات مثبت، منفی، مثبت، مثبت و منفی می‌باشند. براساس یافته‌های پژوهش افزایش واکسیناسیون عمومی به ثبات بازار سهام کمک می‌کند. واکسیناسیون عمومی می‌تواند اعتماد سرمایه‌گذاران را تقویت کند و درنتیجه منجر به افزایش شاخص بازار سهام گردد؛ هم‌چنین واکسیناسیون، سلامت عمومی جامعه را بهبود خواهد بخشید. تحت این‌شرایط امید به زندگی در جامعه افزایش پیدا خواهد کرد و به افراد امکان مصرف بیشتر و سرمایه‌گذاری در بازار سهام را داده خواهد شد. هرچند نتایج پژوهش حاضر در رژیم اول برخلاف انتظار، حاکی از وجود یک رابطهٔ مثبت و معنادار بین شاخص سخت‌گیری و شاخص بازار سهام است، اما با این‌حال به‌دلیل هزینه‌های اقتصادی که این سیاست‌ها به‌همراه دارد؛ اتخاذ و به‌کارگیری مداوم سیاست‌های سخت‌گیرانه را به‌هیچ‌وجه توصیه نمی‌کند؛ از این‌رو، پژوهش

حاضر به دولت‌ها توصیه می‌کند که در مواجهه با چنین بحران‌هایی که سلامت عمومی جامعه را تهدید می‌کند از سیاست‌های واکسیناسیون تهاجمی‌تر پیروی نمایند. براساس یافته‌های این پژوهش، به‌منظور تقویت بازار سهام، سیاست‌گذاران باید به‌سرعت برای اجرای یک برنامهٔ واکسیناسیون عمومی و جامع اهتمام ورزند؛ هم‌چنین دولت‌ها می‌توانند با پیگیری برنامهٔ واکسیناسیون و ایجاد ایمنی نسبی در جامعه نسبت به کاهش سیاست‌های سخت‌گیرانهٔ خود اقدام نمایند و به‌نوعی از هزینهٔ سیاست‌های سخت‌گیرانه رهایی یابند. توصیهٔ اخیر توسط داده‌های موجود در سایت *OurWorldData* تأیید و پشتیبانی می‌شود. داده‌های موجود در این سایت نشان می‌دهد که کشورهایی که نرخ بالایی از واکسیناسیون عمومی را دارا هستند، می‌توانند با کاهش سیاست‌های سخت‌گیرانه به تقویت و ثبات بازار سهام کمک نماید؛ هم‌چنین پیشنهاد می‌شود دولت‌ها به‌جهت جبران هزینه‌های اقتصادی که در اثر مداخلات غیردارویی دولت‌ها ایجاد خواهد شد به تحریک تقاضای کل و افزایش مخارج دولتی (G) ازطریق مسیرهای مختلف پولی و مالی مانند کاهش نرخ بهره، ارائه‌ی بسته و تسهیلات حمایتی و کاهش مالیات‌ها مبادرت ورزند؛ ازسوی دیگر، با توجه به این‌که در ابتدای شیوع این ویروس، تحقیقات برای کشف واکسن‌های مؤثر هنوز به نتیجه نرسیده بود و لذا اتخاذ اقدامات بازدارنده در قالب شاخص سخت‌گیری توسط دولت‌ها، امری لازم و طبیعی بوده است، پیشنهاد می‌شود در چنین مواقع بحرانی، دولت‌ها در جهت افزایش اطلاع‌رسانی در رابطه با هزینهٔ اقتصادی و اثرات منفی اقدامات غیردارویی هشدار داده و با جلب هرچه بیشتر اعتماد عمومی نسبت به این اقدامات بازدارندهٔ دولت، موجب کاهش آثار خارجی منفی ناشی از این سخت‌گیری‌ها شوند. ازسوی دیگر، با توجه به این‌که در آینده نیز احتمال همه‌گیری‌های دیگری در ابعاد ویروس کووید-۱۹ و یا حتی فراتر از آن وجود داشته و این شاخص، هزینه‌های اقتصادی دولت را در این زمان‌ها اندازه‌گیری می‌نماید، نتایج این تحقیق این امکان را در اختیار سیاست‌گذاران قرار می‌دهد که با درک و بررسی این‌گونه هزینه‌ها در هنگام مواجهه با وضعیت‌های مشابه، استراتژی‌های خود را اصلاح کرده و یا مکانسیم‌های پشتیبانی برای کاهش هزینه و آثار خارجی این‌گونه اقدامات را ایجاد نمایند.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از داوران محترم برای بهبود و رونق بخشیدن به متن مقاله قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

نویسندگان به طور برابر در مفهوم‌سازی و نگارش مقاله مشارکت داشته‌اند.

تضاد منافع

نویسنده ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارد.

کتابنامه

- رضاقلی‌زاده، مهدیه؛ و کیوان‌پور، ملیحه، (۱۳۹۸). «نقش توسعه مالی در رابطه بین تغییرات قیمت نفت و حساب‌جاری در ایران: کاربرد الگوی غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم (STR)». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۴ (۸۱): ۱۳۴-۹۱. https://doi.org/10.22054/ijer.2019.11687

- رضاقلی‌زاده، مهدیه؛ جعفری، حسین؛ عبدالحسینی، مرتضی، (۱۴۰۲). «بررسی تاثیر اقتصادی مداخلات غیردارویی دولت‌ها طی دوره شیوع ویروس کووید-۱۹: مقایسه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه». *سیاست‌گذاری اقتصادی*، (۲۹)۱۵: ۴۰-۷۹. https://doi.org/10.22034/epj.2023.20074.2435

- Abdullah, M., Wali Ullah, G. M. & Chowdhury, M. A. F., (2022). "The asymmetric effect of COVID-19 government interventions on global stock markets: New evidence from QARDL and threshold regression approaches". *Investment Analysts Journal*, *51*(4): 268-288. https://doi.org/10.1080/10293523.2022.2112665.

- Aggarwal, S., Nawn, S. & Dugar, A., (2021). "What caused global stock market meltdown during the COVID pandemic–Lockdown stringency or investor panic?". *Finance research letters*, *38*: 101827. https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101827.

- Aharon, D. Y. & Siev, S., (2021). "COVID-19, government interventions and emerging capital markets performance". *Research in International Business and Finance*, *58*: 101492. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2021.101492.

- Al-Awadhi, A. M., Alsaifi, K., Al-Awadhi, A. & Alhammadi, S., (2020). "Death and contagious infectious diseases: Impact of the COVID-19 virus on stock market returns". *Journal of behavioral and experimental finance*, 27: 100326. https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100326.

- Alexakis, C., Eleftheriou, K. & Patsoulis, P., (2021). "COVID-19 containment measures and stock market returns: An international spatial econometrics investigation". *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, *29*: 100428. https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100428.

- Apergis, N., Mustafa, G. & Malik, S., (2022). "COVID-19 pandemic, stock returns, and volatility: the role of the vaccination program in Canada". *Applied Economics*, *54*(42): 4825-4838. https://doi.org/10.1080/00036846.2022.2036688.

- Ashraf, B. N., (2020). "Stock markets' reaction to COVID-19: Cases or fatalities?". *Research in International Business and Finance*, 54: 101249. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2020.101249.

- Ashraf, B. N. & Goodell, J. W., (2022). "COVID-19 social distancing measures and economic growth: Distinguishing short-and long-term effects". *Finance Research Letters*, *47*: 102639. https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102639.

- Baker, S. R., Bloom, N., Davis, S. J., Kost, K., Sammon, M. & Viratyosin, T., (2020). "The unprecedented stock market reaction to COVID-19". *The review of asset pricing studies*, 10(4): 742-758. https://doi.org/10.1093/rapstu/raaa008.

- Bakry, W., Kavalmthara, P. J., Saverimuttu, V., Liu, Y. & Cyril, S., (2022). "Response of stock market volatility to COVID-19 announcements and stringency measures: A comparison of developed and emerging markets". *Finance research letters*, *46*: 102350. https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102350.

- Banik, R., Rahman, M., Hossain, M. M., Sikder, M. T. & Gozal, D., (2020). "COVID-19 pandemic and Rohingya refugees in Bangladesh: What are the major concerns?". *Global Public Health*, *15*(10): 1578-1581. https://doi.org/10.1080/17441692.2020.1812103.

- Boone, L., Haugh, D., Pain, N. & Salins, V., (2020). "Tackling the fallout from COVID-19". *Economics in the Time of COVID-19*, *37*: 44. https://cepr.org/publications/books-and-reports/economics-time-covid-19.

- Caporale, G. M., Kang, W. Y., Spagnolo, F. & Spagnolo, N., (2022). "The Covid-19 pandemic, policy responses and stock markets in the G20". *International Economics*, *172*: 77-90. https://doi.org/10.1016/j.inteco.2022.09.001.

- Chen, C. D., Chen, C. C., Tang, W. W. & Huang, B. Y., (2009). "The positive and negative impacts of the SARS outbreak: A case of the Taiwan industries". *The Journal of Developing Areas*: 281-293. https://www.jstor.org/stable/40376284.

- Chen, R. E., Zhang, X., Case, J. B., Winkler, E. S., Liu, Y., VanBlargan, L. A., ... & Diamond, M. S., (2021). "Resistance of SARS-CoV-2 variants to neutralization by monoclonal and serum-derived polyclonal antibodies". *Nature medicine*, *27*(4): 717-726. https://doi.org/10.1038/s41591-021-01294-w.

- Craven, M., Liu, L., Mysore, M. & Wilson, M., (2020). "COVID-19: Implications for business". *McKinsey & Company*: *8*.

- Edejer, T. T. T., Hanssen, O., Mirelman, A., Verboom, P., Lolong, G., Watson, O. J., ... & Soucat, A., (2020). "Projected health-care resource needs for an effective response to COVID-19 in 73 low-income and middle-income countries: a modelling study". *The Lancet Global Health*, *8*(11): e1372-e1379. https://doi.org/10.1016/S2214-109X(20)30383-1.

- Engelhardt, N., Krause, M., Neukirchen, D. & Posch, P. N., (2021). "Trust and stock market volatility during the COVID-19 crisis". *Finance Research Letters*, *38*: 101873. https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101873.

- Fama, E. F., (1970). "Efficient capital markets: A review of theory and empirical work". *The journal of Finance*, 25(2): 383-417. https://doi.org/10.2307/2325486.

- Goodell, J. W., (2020). "COVID-19 and finance: Agendas for future research". *Finance Research Letters*, *35*: 101512. https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101512.

- Granger, C. W. & Terasvirta, T., (1993). "Modelling non-linear economic relationships". *OUP Catalogue*. https://doi.org/10.2307/1060764.

- Greenstone, M. & Nigam, V., (2020). "Does social distancing matter?". *University of Chicago, Becker Friedman Institute for Economics Working Paper*, (2020-26). https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3561244.

- Gros, D., Ounnas, A. & Yeung, T. Y. C., (2021). "A new COVID policy stringency index for Europe". *Covid Economics*: *115*. https://cepr.org/publications/covid-economics-issue-66#392514_392942_390711.

- Gu, J., Yue, X. G., Nosheen, S. & Shi, L., (2022). "Does more stringencies in government policies during pandemic impact stock returns? Fresh evidence from GREF countries, a new emerging green bloc". *Resources Policy*, 76: 102582. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102582.

- Hale, T., Angrist, N., Kira, B., Petherick, A., Phillips, T. & Webster, S., (2020). "Variation in government responses to COVID-19". https://doi.org/10.1371/journal.pone.0253116.

- Hong, H. & Stein, J. C., (2003). "Differences of opinion, short-sales constraints, and market crashes". *The Review of Financial Studies*, *16*(2): 487-525. https://www.jstor.org/stable/1262683.

- Hong, H., Wang, N. & Yang, J., (2021). "Implications of stochastic transmission rates for managing pandemic risks". *The Review of Financial Studies*, *34*(11): 5224-5265. https://doi.org/10.1093/rfs/hhaa132.

- Ichev, R. & Marinč, M., (2018). "Stock prices and geographic proximity of information: Evidence from the Ebola outbreak". *International Review of Financial Analysis*, *56*: 153-166. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2017.12.004.

- Intergovernmental Science-Policy Platform on Biodiversity and Ecosystem Services (IPBES), (2020). "Workshop Report on Biodiversity and Pandemics of the Intergovernmental Platform on Biodiversity and Ecosystem Services (IPBES)". *IPBES Secretariat*. https://doi.org/10.5281/zenodo.4147317.

- Izzahdi, H. Q. & Suryani, A. W., (2023). "Covid-19 Vaccination, Government Strict Policy and Capital Market Volatility: Evidence From Asean Countries". *Economic Studies*, 32(2): https://doi.org/19.5.440/UN32.20.1/LT/2022.

- Jiang, Y., Zhang, Y., Ma, C., Wang, Q., Xu, C., Donovan, C., ... & Sun, W., (2017). "H7N9 not only endanger human health but also hit stock marketing". *Advances in disease control and prevention*, *2*(1): 1. https://doi.org/10.25196/adcp201711.

- Kheni, S. & Kumar, S., (2021). "Cases, deaths, stringency indexes and Indian financial market—empirical evidence during Covid-19 pandemic". *Annals of Financial Economics*, *16*(02): 2150009. https://doi.org/10.1142/S2010495221500093.

- Koh, D. & Goh, H. P., (2020). "Occupational health responses to COVID-19: What lessons can we learn from SARS?". *Journal of occupational health*, *62*(1): e12128. https://doi.org/10.1002/1348-9585.12128.

- Kohlscheen, E., Mojon, B. & Rees, D., (2020). "The macroeconomic spillover effects of the pandemic on the global economy". Available at SSRN 3569554. https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3569554.

- Liu, H., Manzoor, A., Wang, C., Zhang, L. & Manzoor, Z., (2020). "The COVID-19 outbreak and affected countries stock markets response". *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *17*(8): https://doi.org/10.3390/ijerph17082800.

- Liu, Y., Gayle, A. A., Wilder-Smith, A. & Rocklöv, J., (2020). "The reproductive number of COVID-19 is higher compared to SARS coronavirus". *Journal of travel medicine,* 27 (2) https://doi.org/10.1093/jtm/taaa021.

- Ma, C., Rogers, J. H. & Zhou, S., (2020). "Global economic and financial effects of 21st century pandemics and epidemics". *Covid Economics*, *5*: 56-78. https://doi.org/10.2139/ssrn.3565646.

- Marozzi, M., (2016). "Construction, robustness assessment and application of an index of perceived level of socio-economic threat from immigrants: A study of 47 European countries and regions". *Social Indicators Research*, *128*(1): 413-437.https://doi.org/10.1007/s11205-015-1037-z.

- McKibbin, W. & Fernando, R., (2021). "The global macroeconomic impacts of COVID-19: Seven scenarios". *Asian Economic Papers*, *20*(2): 1-30. https://doi.org/10.1162/asep_a_00796.

- Mishra, R., Sharma, R., Karedla, Y. & Patel, N., (2022). "Impact of COVID-19 Cases, Deaths, Stringency and Vaccinations on the US Stock Market". *Vision*, 09722629221074901. http://dx.doi.org/10.1177/09722629221074901.

- Mofijur, M., Fattah, I. R., Alam, M. A., Islam, A. S., Ong, H. C., Rahman, S. A., ... & Mahlia, T. M. I., (2021). "Impact of COVID-19 on the social, economic, environmental and energy domains: Lessons learnt from a global pandemic". *Sustainable production and consumption*, *26*: 343-359. https://doi.org/10.1016/j.spc.2020.10.016.

- Nelson, M. A., (2021). "COVID-19 closure and containment policies: A first look at the labour market effects in emerging nations". *Covid Economics*, *66*: 89-114. https://doi.org/10.1111/caje.12549.

- Nicola, M., Alsafi, Z., Sohrabi, C., Kerwan, A., Al-Jabir, A., Iosifidis, C., ... & Agha, R., (2020). "The socio-economic implications of the coronavirus pandemic (COVID-19): A review". *International journal of surgery*, *78*: 185-193. https://doi.org/10.1016/j.ijsu.2020.04.018.

- Nippani, S. & Washer, K. M., (2004). "SARS: a non-event for affected countries' stock markets?". *Applied Financial Economics*, *14*(15): 1105-1110. https://doi.org/10.1080/0960310042000310579.

- Ozili, P. K. & Arun, T., (2020). "Spillover of COVID-19: impact on the Global Economy". *In Managing Inflation and Supply Chain Disruptions in the Global Economy* (pp. 41-61). IGI Global. https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3562570.

- Ramelli, S. & Wagner, A. F., (2020). "Feverish stock price reactions to COVID-19". *The Review of Corporate Finance Studies*, 9(3): 622-655. https://doi.org/10.1093/rcfs/cfaa012.

- Rezagholizadeh, M. & keyvanpor, M., (2019). "The Role of Financial Development in the Relationship of Oil Price Fluctuations and Current Account in Iran: Nonlinear Smooth Transition Regression Model (STR)". *Iranian Journal of Economic Research*, *24*(81): 91-134. https://doi.org/10.22054/ijer.2019.11687. (In Persian).

– Rezagholizadeh, M., Jafari, H. & Abdolhosseiny, M., (2023). "Investigating the economic impact of non-pharmaceutical interventions by governments during the outbreak of the Covid-19 virus: Comparison of developed and developing countries". *The Journal of Economic Policy*, *15*(29): 40-79. https://doi.org/10.22034/epj.2023.20074.2435. (In Persian).

- Rouatbi, W., Demir, E., Kizys, R. & Zaremba, A., (2021). "Immunizing markets against the pandemic: COVID-19 vaccinations and stock volatility around the world". *International review of financial analysis*, *77*: 101819. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2021.101819.

- Rubbaniy, G., Khalid, A. A., Umar, M. & Mirza, N., (2020). "European stock markets' response to Covid-19, lockdowns, government response stringency and Central banks' interventions. Lockdowns, Government Response Stringency and Central Banks' Interventions" (December 31, 2020). http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3758227.

- Saif-Alyousfi, A. Y., (2022). "The impact of COVID-19 and the stringency of government policy responses on stock market returns worldwide". *Journal of Chinese Economic and Foreign Trade Studies*. https://doi.org/10.1108/JCEFTS-07-2021-0030.

- Shoss, M., (2021). "Occupational health psychology research and the COVID-19 pandemic". *Journal of Occupational Health Psychology*, *26*(4): 259. https://doi.org/10.1037/ocp0000292.

- Su, C. W., Dai, K., Ullah, S. & Andlib, Z., (2021). "COVID-19 pandemic and unemployment dynamics in European economies". *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*: 1-13. https://doi.org/10.1080/1331677X.2021.1912627.

- Takian, A., Kiani, M. M. & Khanjankhani, K., (2020). "COVID-19 and the need to prioritize health equity and social determinants of health". *International journal of public health*, *65*(5): 521-523. https://doi.org/10.1007/s00038-020-01398-z.

- Tao, R., Su, C. W., Yaqoob, T. & Hammal, M., (2021). "Do financial and non-financial stocks hedge against lockdown in Covid-19? An event study analysis". *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 1-22. https://doi.org/10.1080/1331677X.2021.1948881.

- Teräsvirta, T., (1994). "Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models". *Journal of the american Statistical association*, *89*(425): 208-218. https://doi.org/10.2307/2291217.

- Terasvirta, T. & Anderson, H. M., (1992). "Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models". *Journal of applied econometrics*, *7*(S1): S119-S136. https://doi.org/10.1002/jae.3950070509.

- Thunstrom, L., Newbold, S. C., Finnoff, D., Ashworth, M. & Shogren, J. F., (2020). "The benefits and costs of using social distancing to flatten the curve for COVID-19". *Journal of Benefit-Cost Analysis*, *11*(2): 179-195. https://doi.org/10.1017/bca.2020.12.

- To, B. C. N., Nguyen, B. K. Q. & Nguyen, T. V. T., (2023). "When the market got the first dose: Stock volatility and vaccination campaign in COVID-19 period". *Heliyon*, e12809. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e12809.

- Uddin, M., Chowdhury, A., Anderson, K. & Chaudhuri, K., (2021). "The effect of COVID–19 pandemic on global stock market volatility: can economic strength help to manage the uncertainty?". *Journal of Business Research*, *128*: 31-44. https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2021.01.061.

- Umar, M., Mirza, N., Rizvi, S. K. A. & Furqan, M., (2021). "Asymmetric volatility structure of equity returns: Evidence from an emerging market". *The Quarterly Review of Economics and Finance.* http://dx.doi.org/10.1016/j.qref.2021.04.016.

- Van Dijk., (1999). "Ideología. Una aproximación multidisciplinaria". Barcelona: *Gedisa. Sociolinguistic Studies*: 107-116. https://doi.org/10.15581/008.15.27326.

- Wagner, A. F., (2020). "What the stock market tells us about the post-COVID-19 world". *Nature Human Behaviour*, *4*(5): 440-440. https://doi.org/10.1038/s41562-020-0869-y.

- Wang, J., Umar, M., Afshan, S. & Haouas, I., (2021). "Examining the nexus between oil price, COVID-19, uncertainty index, and stock price of electronic sports: fresh insights from the nonlinear approach". *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*: 1-17. https://doi.org/10.1080/1331677X.2021.1937260.

- Yan, B., Zhang, X., Wu, L., Zhu, H. & Chen, B., (2020). "Why do countries respond differently to COVID-19? A comparative study of Sweden, China, France, and Japan". *The American review of public administration*, *50*(6-7): 762-769. https://doi.org/10.1177/0275074020942445.

- Yang, H. & Deng, P., (2021). "The impact of COVID-19 and government intervention on stock markets of OECD countries". *Asian Economics Letters*, *1*(4): 18646. https://doi.org/10.46557/001c.18646.

- Yu, X. & Xiao, K., (2023). "COVID-19 Government restriction policy, COVID-19 vaccination and stock markets: Evidence from a global perspective". *Finance Research Letters*, 53, 103669. https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.103669.

- Zhang, D., Hu, M. & Ji, Q., (2020). "Financial markets under the global pandemic of COVID-19". *Finance research letters*, 36, 101528. https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101528.

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
]*Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.*

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

ISSN (P.): 2322-2530 (E.): 2322-472X

50

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Vol. 13, No. 50, Summer (2024)
Rank of the publication in the Ministry of Science (year 2023): **A**
Impact factor of the publication in ISC (year 2022): **Q1**

Concessionaire: **Bu-Ali Sina University**
In collaboration with: **Scientific Association of Regional Development Economy**
Responsible manager: **Saeid Isasazadeh**
Editor-in-Chief: **Mohammad Hassan Fotros**
Executive Director: **Ismaeil Torkamani**
Internal manager and expert: **Khalilollah Beik Mohammadi**
English editor: **Azar Sarmadijuo**
Logo designer: **Hamidreza Chaterbahr**

Editorial Board (in alphabetical order)

Mohsen Bahmanioskoei (Professor, Department of Economics, University of Wisconsin, USA)
Mohammad Hashem Pesaran (Professor, Department of Economics, Cambridge University, England)
Mohammad Reza Farzanegan (Professor, Department of Economics, Philips Marburg University, Germany)
Amir Kia (Professor, Department of Economics, University of Utah, USA)
Esfandiar Masoumi (Professor, Department of Economics, Emory College, USA)
Abdul Karim Zulkafli (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, National University of Malaysia)
Seyed Aziz Arman (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran)
Mossaieb Pahlavani (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Saeid Rasekhi (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Mazandaran University, Mazandaran, Iran)
Mohammad Alizadeh (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Lorestan University, Lorestan, Iran)
Saeid Isazadeh (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Ali Hossein Samadi (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran)
Mohammad Hassan Fotros (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Mohammad Ghorbani (Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)
Mohammad Reza Lotfalipour (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)
Mohammad Ali Motfekrazad (Professor, Economic Development Department, Faculty of Economic and Social Sciences, Tabriz University, Tabriz, Iran)
Nader Mehregan (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Mahmood Houshmand (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)

Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Email: aesi@basu.ac.ir
Address: Pajohesh Sq., Shahid Mostafa Ahmadi Roshan Boulvar, Bu-Ali Sina University, Central Building, Office of Scientific Journals, Hamedan, Iran.
Tel: 081 - 38381192

Publisher: Bu-Ali Sina University. All rights reserved. **© The Author(s)**
Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the ***Creative Commons****.*

In the Name of GOD

Bu-Ali Sina University

Quarterly Journal of
Applied Economics Studies, Iran

Scientific Association of Regional Development Economics

ISSN (P.): 2322-2530 (E.): 2322-472X

50

|| Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran || (AESI)

|| Vol. 13 || No. 50 || Summer 2024 ||

- The Effect of Financial Policies on Iran's Macroeconomic Variables: Evidence from Bayesian Structural Vector Autoregression Model
  Sara Mohtashami, Hamid Sepehrdoust, Mohammad Hassan Fotros 9-44
- Analysis of the Effect of Globalization on Economic Well-Being in Iran...
  Shahryar Zaroki, Ahmadreza Ahmadi, Mohammad Boushehri, ... 45-80
- The Application of the Bargaining Game Model to Efficiency Decomposition of the...
  Ali Abdolvand, Bahram Fathi, Mohammad Khorsandzak, Majid Anisi 81-108
- The Effect of Monetary and Fiscal Policies on the Ecological Footprint in Iran
  Zanko Ghorbani, Zana Mozaffari, Saman Ghaderi 109-136
- Prediction of Bank Deposits by Machine Learning Method
  Ebrahim Nasiroleslami, Ehsan Saniee, Ezatollah Abbasian, Reza Fatehpourkashani, ... 137-167
- The Relationship Between the Government's Non-Pharmaceutical Interventions During the Period of the Spread of the Covid-19 Virus and the Iran Stock Market...
  Mahdieh Rezagholizadeh, Hossein Jafari, Morteza Abdolhosseiny 169-199