Allameh Tabataba`i University
Economic Research Institute

Iranian Journal of

ECONOMIC RESEARCH

A Quarterly Journal of the Economic Research Institute

Allameh Tabataba`i University

Volume 30, Issue 103, Summer 2025

Iranian Journal of
ECONOMIC RESEARCH

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

Volume 30, Issue 103, Summer 2025

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

Editorial Board:

Hossein Abbasinejad
Professor,
University of Tehran

Ghahreman Abdoli
Professor,
University of Tehran

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

Mohammad Bakhshoodeh
Professor,
University of Shiraz

Ali Asghar Banouei
Professor,
Allameh Tabataba`i University

Yadollah Dadgar
Professor,
Shahid Beheshti University

Karim Eslamloueyan
Professor,
University of Shiraz

Abdolrasoul Ghasemi
Associate Professor,
Allameh Tabataba`i University

Esfandiar Jahangard
Associate Professor,
Allameh Tabataba`i University

Gholam Reza Keshavarz Haddad
Associate Professor,
Sharif University of Technology

Abolghasem Mahdavi
Associate Professor,
University of Tehran

Saeed Moshiri
Professor,
University of Saskatchewan

Teymour Mohammadi
Professor,
Allameh Tabataba`i University

Mohsen Renani
Professor,
University of Isfahan

Abbas Shakeri
Professor,
Allameh Tabataba`i University

Abbas Valadkhani
Professor,
University of Swin Burne

All rights reserved for Allameh Tabataba`i University. Opinions expressed in this Journal do not necessarily reflect the views of the institute and the University.
Address: Economic Research Institute, Allameh Tabataba`i University, Shahid Beheshti Ave. Tehran, Iran. Postal Code: 1513615411, Tel: (9821) 88725400, 88703261. Fax: (9821) 88703263.
Website: ijer.atu.ac.ir, Email: ijer@atu.ac.ir
ISSN 1726-0728 eISSN:2476-6445

Statement of Policy

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

Scientific Advisers

Esfandiar Jahangard	Mirhosein Mousavi
Farhad Khodadad Kashi	Marzieh Noorahmadi
Morteza Khoorsandi	Mehdi Nouri
Ali Mazyaki	Fatemeh Rajabi
Mohsen Mehrara	Reza Taleblou
Teymour Mohammadi	

Scientific Editor: Teymour Mohammadi
English Editor: Parviz Rasooli
Literary editor & Layout Designer: Javad Gianloo

Contents:

Estimating the Probability of Loan Default in Melli Bank: A Comparative Study of Machine Learning and Econometric Approaches 1
Reza Taleblou, Mir Ali Kamali & Parisa Mohajeri

Market Size and Strategic R&D Personnel Recruitment as a Barrier to Foreign Entry 42
Ali Mazyaki, Sina Ashouri, Javid Bahrami & Somayeh Shahhoseini

The Effect of Growth-Maximizing Regulatory Levels on Industry: A Comparison of Developed and Developing Countries 70
Somayeh Nematollahi, Farshad Momeni & Alireza Garshasbi

Exchange Rate Forecasting in Iran Using Data Fusion and a Comprehensive Machine Learning Model 101
Elmira Asle Roosta, Alireza Erfani & Abdolmohammad Kashian

The Dynamics of Fintech's Impact on Economic Growth in Iran 138
Azam Ahmadyan

Identifying and Analyzing Factors Affecting Subjective Poverty in Iran 178
Ali Azin, Seyed Hadi Arabi & Mohammad Hasan Maleki

The Impact of Domestic and Global Economic Policy Uncertainty on the Stock Market Index Returns in Iran: A NARDL Approach 217
Gholamhossein Golarzi & Mahnaz Khorasani

-- Iranian Journal of Economic Research---------
Volume 30, Issue 103, Summer 2025, 1-41
ijer.atu.ac.ir
https://doi.org/10.22054/ijer.2025.84878.1350

ATU PRESS

eISSN:2476-6445 ISSN: 1726-0728 Accepted: 20/7/2025 Revised: 14/7/2025 Received: 13/3/2025 Original Research

Estimating the Probability of Loan Default in Melli Bank: A Comparative Study of Machine Learning and Econometric Approaches

Reza Taleblou — Associate Professor of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Mir Ali Kamali — Ph.D. Candidate in Economics, Semnan University, Semnan, Iran

Parisa Mohajeri* — Associate Professor of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Abstract

The current study employed a comparative analytical framework to examine credit-default prediction. It relied on a comprehensive dataset of 56,965 loan contracts issued between 2019 and 2024 across the northern branches of Bank Melli Iran. Three modeling approaches were evaluated: traditional logistic regression and two ensemble machine learning methods—random forest (RF) and extreme gradient boosting (XGBoost). The analysis incorporated 29 predictive features categorized into three conceptual groups: loan contract characteristics (e.g., principal amount, repayment tenure, collateral type), borrower attributes (e.g., age, occupational profile, credit history), and institutional factors (e.g., branch location, branch type). Data preprocessing included outlier removal, text categorization, and the extraction of variables such as age and grace period. The models were evaluated under both baseline and optimized (hyperparameter-tuned) settings. The results showed that the machine learning models substantially outperformed the conventional logistic regression model. XGBoost delivered the highest discriminatory power (ROC-AUC = 99.73%), followed closely by RF (99.68%), whereas logistic regression lagged significantly (75.34%). On average, the AUC difference between the machine learning models and logistic regression was approximately 0.243, and statistical tests with 95% confidence intervals

* Corresponding Author: p.mohajeri@atu.ac.ir

How to Cite: Taleblou, R., Kamali, M.A. & Mohajeri, P. (2025). Estimating the Probability of Loan Default in Melli Bank: A Comparative Study of Machine Learning and Econometric Approaches. *Iranian Journal of Economic Research*, *30*(103), 1-41.

confirmed the significance of this gap. Overall, the findings provided strong evidence for the superior reliability of machine learning approaches in forecasting loan default.

1. Introduction

Although traditional econometric models such as logistic regression have long served as the foundation of credit scoring systems, their reliance on linearity assumptions and error independence limits their ability to capture the complex, nonlinear patterns typical of financial data. These limitations are further compounded by sensitivity to multicollinearity and distributional assumptions that are frequently inconsistent with real-world conditions. The present research aimed to address these shortcomings by conducting a rigorous comparative analysis of predictive methodologies within Iran's banking sector—a context in which machine learning applications remain relatively underutilized despite widespread global adoption of artificial intelligence in finance. Specifically, the study intended to compare the performance of two ensemble learning techniques (i.e., random forest and extreme gradient boosting or XGBoost), with that of conventional logistic regression in forecasting loan defaults using extensive real-world data from Bank Melli Iran. The methodological advantages of machine learning approaches arise from their ability to model complex nonlinear relationships without requiring predefined functional forms, to automatically capture variable interactions through hierarchical partitioning, to maintain robustness in the presence of outliers and non-normal distributions, and to detect subtle patterns in high-dimensional data that escape parametric detection. By systematically evaluating these capabilities, the current study tried to offer empirical evidence to support financial institutions in adopting more advanced and reliable risk modeling frameworks.

2. Materials and Methods

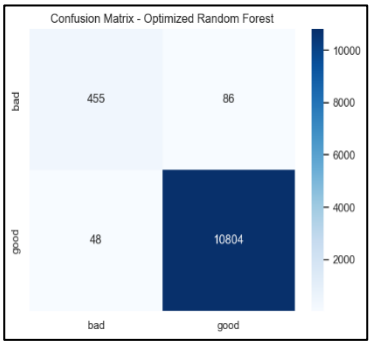
The selection of predictive models in this study is informed by theoretical foundations, empirical literature, and practical forecasting capabilities. Three distinct modeling approaches—random forest (RF), extreme gradient boosting (XGBoost), and logistic regression (LR)—were employed to evaluate their effectiveness in predicting loan defaults. As a widely used ensemble learning algorithm, random forest (RF) builds multiple decision trees using bootstrap aggregating and random subsets of observations and features. Each tree is trained independently, and final predictions are obtained through majority voting (classification) or averaging (regression). This structure reduces overfitting and improves generalization compared to single decision

trees. XGBoost is an advanced gradient boosting algorithm known for its efficiency and high predictive accuracy. XGBoost constructs trees sequentially, with each new tree reducing the residual errors of the ensemble through gradient descent optimization. Rooted in the logistic function and formalized in modern choice modeling, logistic regression improves on linear probability models by mapping predictions to the [0,1] interval via a sigmoid transformation. Although valued for its interpretability, conventional econometric models such as logistic regression suffer from a series limitations, including linearity assumptions, limited interaction detection, multicollinearity sensitivity, and distributional constraints. These methodological constraints potentially compromise predictive performance in complex, non-linear domains such as credit risk assessment.

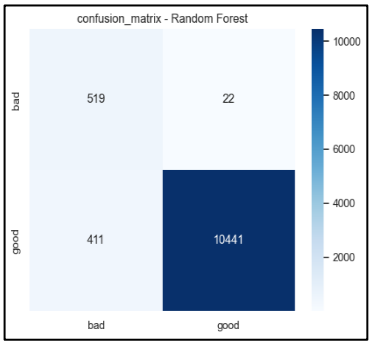
3. Results and Discussion

The machine learning models were evaluated under two configurations: a baseline setting using default parameters and an optimized setting using hyperparameter tuning. Hyperparameters—settings external to the model that are not learned from data—strongly influence predictive accuracy, computational efficiency, and generalization. Suboptimal hyperparameter selection can lead to underfitting or overfitting, thereby compromising model performance. Common optimization strategies include grid search, random search, and Bayesian optimization. Empirical evidence shows that random search is often more efficient in high-dimensional spaces (Bergstra & Bengio, 2012). Although default parameters may yield reasonable baseline performance, they rarely yield optimal performance (Probst et al., 2019). Prior research suggests that systematic tuning can increase accuracy by 10–20% (Hutter et al., 2019) and improve generalization (Liao et al., 2018). In this study, hyperparameters were optimized to maximize the area under the curve (AUC), a standard practice in credit risk modeling (Feurer et al., 2015). This approach can reduce prediction errors and enhance model stability in ensemble methods. The empirical results revealed substantial performance improvements through hyperparameter optimization. For the RF model, accuracy increased from 96% in the untuned configuration to 99% after tuning, with a notable reduction in false negatives and improved precision, albeit with a slight decline in recall for the default class. The optimized XGBoost model—using 375 trees, a maximum depth of 12, and a learning rate of 0.03—achieved the lowest false-negative and false-positive rates, offering an optimal balance between learning capacity and predictive accuracy. In contrast, logistic regression showed limited discriminatory power, with a recall

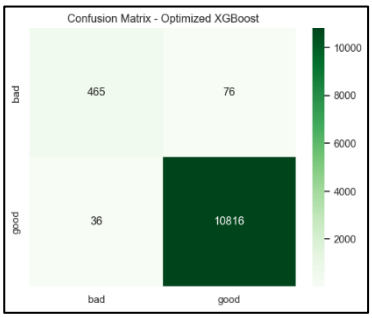
of 0.16 and a ROC-AUC of 0.75, indicating inherent limitations in capturing the complex patterns associated with default events.



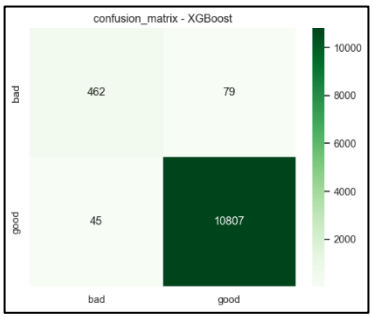
Random Forest Model (With Hyperparameter Tuning)



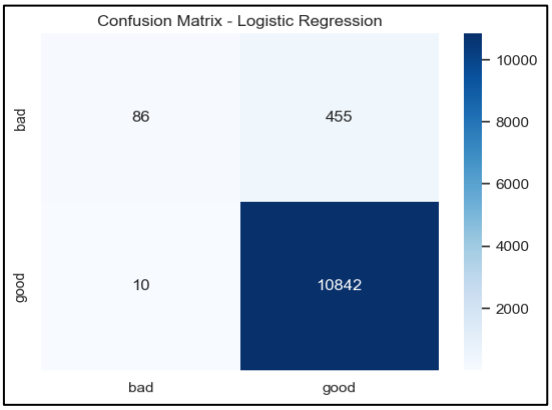
Random Forest Model (Without Hyperparameter Tuning)



(XGBoost) Model (With Hyperparameter Tuning)



(XGBoost) Model (Without Hyperparameter Tuning)



Logistic Regression Model

Source: Research Results

Summary of Model Results

ROC-AUC	F1-Score (Good)	F1-Score (Bad)	Recall (Good)	Recall (Bad)	Precision (Good)	Precision (Bad)	ACCURACY	State	Model
0/935	0/98	0/88	0/99	0/83	0/98	0/94	97%	Unoptimized	RF
0/9968	0/99	0/95	0/99	0/94	0/99	0/97	99%	Optimized	RF
0/9966	0/99	0/90	0/99	0/85	0/99	0/96	98%	Unoptimized	XGBOOST
0/9973	0/99	0/92	0/99	0/88	0/99	0/97	99%	Optimized	XGBOOST
0/7534	0/98	0/27	0/98	0/16	0/96	0/90	96%	-	LR

Source: Research Results

4. Conclusion

The empirical results of this study demonstrates the superior predictive capabilities of machine learning methods—particularly XGBoost)—compared with conventional econometric approaches for estimating the probability of default (PD) in Bank Melli Iran's loan portfolio. This performance gap primarily arises from machine learning algorithms' ability to capture nonlinear relationships and latent structural patterns among default determinants—features that linear parametric models are unable to detect. Model precision was evaluated using several metrics, including confusion matrix analysis, total accuracy, and area under the ROC Curve (AUC). The findings indicated that machine learning models deliver substantially higher predictive precision and improved default detection rates. The optimized XGBoost model achieved outstanding performance (accuracy = 99%, AUC = 0.9973), far surpassing the logistic regression model's ability to identify default cases (recall = 0.16). This distinct performance disparity strongly supports the research hypothesis regarding the comparative advantage of machine learning in PD estimation. Despite their superior predictive performance, the operational deployment of advanced machine learning techniques in financial institutions remains constrained by two key challenges: the computational complexity of hyperparameter optimization and the interpretability limitations inherent in black-box models. These limitations highlight the practical importance of developing hybrid frameworks that integrate the interpretive transparency of traditional methods with the predictive power of machine learning approaches. This research provided evidence of a paradigm shift in credit risk analytics, moving away from the long-standing reliance on conventional statistical models (such as logistic regression and linear probability models) toward machine learning methodologies. While prior studies using traditional techniques achieved moderate success, their limitations in handling imbalanced distributions and complex interaction effects have become increasingly apparent. The present findings align with international research trends

and offer novel empirical evidence from Iran's banking sector—demonstrating that well-tuned machine learning algorithms can achieve unprecedented levels of accuracy (99% accuracy compared with a 16% default identification rate for logistic regression).

Keywords: Probability of Loan Default, Credit Risk, Machine Learning, Random Forest Model, XGBoost Model

JEL Classification: C45, C53, G32, G33

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۲/۲۳

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۴/۲۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۴/۲۹

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

eISSN:۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران ---------

دوره ۳۰، شماره ۱۰۳، تابستان ۱٤۰٤، ۱-٤۱

ijer.atu.ac.ir

https://doi.org/10.22054/ijer.2025.84878.1350

برآورد احتمال نکول تسهیلات اعطایی در بانک ملی: مقایسه رویکردهای یادگیری ماشین و اقتصادسنجی

رضا طالبلو | دانشیار گروه اقتصاد نظری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

میرعلی کمالی | دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران

پریسا مهاجری * | دانشیار گروه اقتصاد نظری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

در این پژوهش، ۵۶,۹۶۵ فقره تسهیلات اعطایی طی سال‌های ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۳ در شعب شمال تهران بانک ملی ایران، به‌منظور برآورد احتمال نکول وام مورد بررسی قرار گرفتند. برای پیش‌بینی رفتار اعتباری مشتریان، سه مدل شامل رگرسیون لجستیک، جنگل تصادفی و تقویت گرادیان حداکثری به‌کار گرفته شده است. متغیرهای ورودی شامل ۲۹ متغیر در سه دسته اصلی بودند: مشخصات قرارداد تسهیلات (مبلغ، دوره بازپرداخت، نوع وثیقه و...)، ویژگی‌های فردی تسهیلات‌گیرنده (سن، شغل، سابقه اعتباری و...) و مشخصات شعبه (استان، نوع شعبه و...). همچنین پیش‌پردازش‌هایی مانند حذف مقادیر پرت، دسته‌بندی متون، استخراج سن و دوره تنفس از داده‌های موجود انجام شده است و مدل‌ها در دو حالت پایه و بهینه‌سازی‌شده (با تنظیم ابرپارامترها) ارزیابی شدند. نتایج نشان داد که مدل‌های یادگیری ماشین عملکرد بهتری نسبت به روش سنتی دارند. شاخص ROC-AUC برای مدل تقویت گرادیان حداکثری معادل ۹۹/۷۳ و برای جنگل تصادفی نیز ۹۹/۶۸ درصد برآورد شد درحالی‌که این مقدار برای رگرسیون لجستیک تنها ۷۵/۳۴ درصد بود. اختلاف میانگین AUC بین مدل‌های یادگیری ماشین و رگرسیون لجستیک حدود ۰/۲۴۳ بود و در همه موارد، آزمون‌های آماری و فاصله اطمینان ۹۵ درصد، بر معناداری این اختلاف تأکید داشتند. یافته‌ها برتری قابل اتکای روش‌های یادگیری ماشین در پیش‌بینی نکول تسهیلات را تأیید می‌کند.

کلیدواژه‌ها: احتمال نکول تسهیلات، ریسک اعتباری، یادگیری ماشین، الگوی جنگل تصادفی، الگوی تقویت گرادیان حداکثری

طبقه‌بندی JEL: C45، C53، G32، G33

* نویسنده مسئول: p.mohajeri@atu.ac.ir

۱. مقدمه

امروزه بانک‌ها و مؤسسات مالی با چالش‌های متعددی در مدیریت ریسک‌های اعتباری مواجه هستند. یکی از مهم‌ترین این چالش‌ها، برآورد دقیق احتمال نکول هر فرد تسهیلات گیرنده و نیز میزان نکول سبد تسهیلات اعطایی است. نسبت مطالبات غیرجاری به کل مطالبات[1] یکی از شاخص‌های بااهمیت در ارزیابی عملکرد بانک‌ها محسوب می‌شود. این نسبت نشان‌دهنده کیفیت تسهیلات و مطالبات بانک و به نوعی ریسک اعتباری آن است. براساس مفاد دستورالعمل طبقه‌بندی دارایی‌های مؤسسات اعتباری[2]، مطالبات سیستم بانکی به‌طور کلی به دو دسته اصلی جاری و غیرجاری تقسیم می‌شوند. مطالبات جاری به بدهی‌هایی اطلاق می‌شود که بازپرداخت اصل و سود آن‌ها طبق سررسیدهای تعیین‌شده انجام شده و یا حداکثر تا ۲ ماه از موعد مقرر گذشته باشد. به‌طور کلی یکی از اهداف اصلی بانک‌ها در زمینه مدیریت ریسک، به کاهش این نسبت مرتبط است.

هدف اصلی این پژوهش، برآورد احتمال نکول تسهیلات گیرندگان در یک بانک نمونه (بانک ملی) و مقایسه دقت مدل‌های یادگیری ماشین[3] و اقتصادسنجی در این زمینه است. با توجه به اینکه مدل‌های یادگیری ماشین توانایی شناسایی الگوهای پیچیده و غیرخطی در داده‌ها را دارند، استفاده از این رویکرد می‌تواند دقت پیش‌بینی را بهبود بخشد. در مقابل، مدل‌های اقتصادسنجی مانند رگرسیون لجستیک بر پایه فروضی نظیر خطی بودن رابطه بین متغیرها و استقلال خطاها عمل می‌کنند که ممکن است در داده‌های اعتباری واقعی برقرار نباشند. همچنین این مدل‌ها حساسیت بیشتری به چندهمخطی و نرمال بودن داده‌ها دارند. در مقابل، مدل‌های یادگیری ماشین مانند جنگل تصادفی[4] و تقویت گرادیان حداکثری[5] انعطاف‌پذیری بالاتری در مواجهه با داده‌های پرت، تعامل بین متغیرها و ساختارهای پیچیده دارند و می‌توانند الگوهایی را که از دید روش‌های سنتی پنهان می‌مانند، شناسایی کنند.

---

1. Non-Performing Loans (NPL)

۲. در پیوست بخشنامه شماره مب/۲۸۲۳ به تاریخ ۱۳۸۵/۱۲/۵ از سوی اداره مطالعات و مقررات بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران ارائه شده است.

3. Machine Learning (ML)
4. Random Forest (RF)
5. eXtreme Gradient Boosting (XGBOOST)

بااین‌حال، به‌رغم پیشرفت‌های قابل‌توجه در حوزه هوش مصنوعی[1] و یادگیری ماشین، کاربرد این روش‌ها در ارزیابی ریسک اعتباری در ایران همچنان محدود بوده است. در تحقیقات پیشین داخلی، رحمانی و اسماعیلی (۱۳۸۹) کارایی مدل‌های شبکه عصبی، رگرسیون لجستیک و تحلیل تمایزی را برای پیش‌بینی نکول بررسی کرده‌اند و برتری روش‌های غیرخطی را نسبت به اقتصادسنجی سنتی نشان داده‌اند. همچنین، توکلی و آشتاب (۱۴۰۲) با بررسی گسترده در بورس اوراق بهادار تهران دریافته‌اند که مدل‌های یادگیری ماشین با دقت AUC بیش از ۹۹ درصد به‌طور قابل توجهی از مدل‌های آماری برتر هستند. در سطح پژوهش‌های ساختاری، پیکانی و همکاران[2] (۲۰۲۳) نشان داده‌اند که مدل‌های مبتنی بر درخت مانند جنگل تصادفی نسبت به مدل‌های ساختاری مرتون و گسک[3] عملکرد برتری در پیش‌بینی نکول داشته‌اند. استفاده از یادگیری ماشین در برآورد احتمال نکول با چالش‌های خاصی همراه است. انتخاب مدل مناسب برای برآورد احتمال نکول سبد تسهیلات اعطایی بانک‌ها یکی از مسائل کلیدی است. هر یک از مدل‌های مختلف یادگیری ماشین دارای مزایا و معایب خاص خود هستند و انتخاب مدل مناسب نیازمند بررسی دقیق است. علاوه‌براین، تنظیم هایپرپارامترهای[4] مدل‌ها نیز نقش مهمی در دقت برآوردها دارد. بهینه‌سازی هایپرپارامترها می‌تواند به بهبود عملکرد مدل‌ها کمک کند. کیفیت داده‌های ورودی نیز از اهمیت بالایی برخوردار است. داده‌های ناقص یا نادرست می‌توانند منجر به نتایج نادرست شوند. بنابراین، پیش‌پردازش داده‌ها و بهبود کیفیت آن‌ها ازجمله مراحل حیاتی در این پژوهش است. روش‌های مختلفی برای پیش‌پردازش داده‌های اعتباری وجود دارد که هر یک می‌توانند آثار متفاوتی بر دقت مدل‌ها داشته باشند. در این پژوهش، تلاش می‌شود تا با بررسی دقیق این چالش‌ها و ارائه راهکارهای مناسب، برآورد دقیق‌تری از احتمال نکول صورت پذیرد.

پژوهش حاضر از سه جهت دارای نوآوری است: نخست، استفاده از مجموعه‌داده‌ای بزرگ و واقعی شامل بیش از ۵۶ هزار نمونه از داده‌های تسهیلات اعطایی در بزرگ‌ترین بانک کشور؛ دوم، مقایسه مستقیم عملکرد مدل‌های پیشرفته یادگیری ماشین با مدل‌های

1. Artificial Intelligence (AI)
2. Peykani, P., et al.
3. Merton, R. C & Geske, R.
4. Hyperparameters

سنتی اقتصادسنجی و سوم، بررسی اثر بهینه‌سازی هایپرپارامترها بر دقت پیش‌بینی که در مطالعات پیشین کمتر مورد توجه قرار گرفته است.

به منظور دستیابی به اهداف تحقیق، مقاله حاضر در ۶ بخش سازماندهی می‌شود. پس از مقدمه که محور اول از مقاله حاضر را تشکیل می‌دهد، پیشینه نظری و تجربی پژوهش در بخش دوم و سوم ارائه می‌گردد. روش پژوهش با تأکید بر روش‌های مختلف یادگیری ماشین در برآورد احتمال نکول در بخش چهارم ارائه شده و داده‌های مورد استفاده در این مقاله نیز در همان بخش معرفی می‌شوند. در بخش پنجم به برآورد و تنظیم پارامترهای الگوها پرداخته می‌شود و در نهایت، بخش ششم به جمع‌بندی یافته‌های کلیدی و ارائه پیشنهادها اختصاص می‌یابد.

۲. مبانی نظری پژوهش

نظریه اطلاعات نامتقارن یکی از مهم‌ترین نظریه‌های اقتصادی و مالی است که به تحلیل موقعیت‌هایی می‌پردازد که در آن یکی از طرفین یک معامله یا قرارداد اطلاعات بیشتری نسبت به طرف دیگر دارد. این عدم تعادل اطلاعاتی می‌تواند منجر به ناکارآمدی بازار، تخصیص نادرست منابع و درنهایت ریسک‌های اقتصادی شود. آکرلوف[1] (۱۹۷۰)، اسپنس[2] (۱۹۷۳) و استیگلیتز و وایس[3] (۱۹۸۱) ازجمله اقتصاددانانی هستند که در دهه ۱۹۷۰ به‌صورت جدی به بررسی این موضوع پرداخته و برای آن جایزه نوبل اقتصاد را دریافت کردند. این نظریه عمدتاً به دو مصداق کلیدی نامتقارن بودن اطلاعات در اقتصاد می‌پردازد: کژگزینی[4] و کژمنشی[5]. هر دوی این مفاهیم نشان‌دهنده مسائلی هستند که می‌توانند در نتیجه وجود اطلاعات نامتقارن در معاملات اقتصادی یا قراردادهای مالی بروز کنند.

در حوزه مدیریت ریسک اعتباری، گزینش نامناسب زمانی رخ می‌دهد که بانک‌ها یا مؤسسات مالی نتوانند به‌درستی ریسک اعتباری مشتریان را پیش‌بینی کنند. مشتریانی با ریسک بالاتر ممکن است تمایل بیشتری به دریافت وام با نرخ بهره بالا داشته باشند

1. Akerlof, G.A.
2. Spence, M.
3. Stiglitz, J.E. & Weiss, A.
4. Adverse Selection
5. Moral Hazard

درحالی‌که مشتریان با ریسک پایین‌تر ممکن است از بازار خارج شوند. این موضوع می‌تواند منجر به افزایش نکول تسهیلات و زیان مالی برای بانک‌ها شود. همچنین در رابطه با کژمنشی در صنعت بانکداری، می‌توان گفت وام‌گیرندگان ممکن است پس از دریافت وام، رفتارهایی انجام دهند که احتمال نکول را افزایش می‌دهد زیرا می‌دانند که زیان احتمالی بر دوش بانک یا سایر بازیگران مالی است. کژمنشی نخستین بار توسط آرو[1] در سال ۱۹۶۳ میلادی مورد بررسی قرار گرفت. بعدها استیگلیتز و وایس (۱۹۸۱) نشان دادند که اطلاعات نامتقارن میان بانک‌ها و وام‌گیرندگان، عامل اصلی ایجاد این ریسک است. این نظریه نشان می‌دهد که وجود بیمه یا قراردادهای مالی می‌تواند انگیزه افراد برای رفتار مسئولانه را کاهش دهد زیرا افراد ممکن است احساس کنند که هزینه پیامدهای منفی رفتارهایشان به دوش آن‌ها نخواهد بود.

در دهه‌های اخیر، ادبیات اطلاعات نامتقارن با بهره‌گیری از فناوری‌های نوین، به‌ویژه در حوزه تحلیل داده‌های کلان و یادگیری ماشین، گسترش قابل توجهی یافته است. پژوهش‌های جدید نشان می‌دهند که ابزارهای مدرن تحلیل داده می‌توانند مکمل مناسبی برای چارچوب‌های نظری کلاسیک باشند و به شناسایی الگوهای رفتاری پنهان در وام‌گیرندگان کمک کنند. برای مثال، گوئو[2] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای تجربی نشان داد که با استفاده از الگوریتم‌های طبقه‌بندی، می‌توان رفتارهای پرریسک مشتریان بانکی را پیش از وقوع نکول شناسایی کرد. در همین راستا، تانگ و همکاران[3] (۲۰۱۹) با استفاده از شبکه‌های عصبی و الگوریتم‌های یادگیری عمیق، توانستند احتمال بروز کژمنشی در قراردادهای اعتباری را با دقت بالایی پیش‌بینی کنند. این نوع مطالعات بر اهمیت به‌کارگیری مدل‌های داده‌محور تأکید دارند و نشان می‌دهند که نظریه اطلاعات نامتقارن نه‌تنها در سطح مفهومی بلکه در عمل نیز قابل اندازه‌گیری و کنترل است.

همچنین، پژوهشگران دیگری همچون کینگ و همکاران[4] (۲۰۲۱) و لیو[5] (۲۰۲۰) با بررسی بانک‌های تجاری در کشورهای مختلف، به این نتیجه رسیدند که ترکیب اطلاعات

1. Arrow, K.J.
2. Guo, C.
3. Tang, Y., et al.
4. King, M., et al.
5. Liu, H.

رفتاری مشتریان با داده‌های مالی سنتی، دقت سیستم‌های اعتبارسنجی را به‌طور معناداری افزایش می‌دهد. این نتایج بیانگر آن است که مدل‌های پیشرفته یادگیری ماشین، به دلیل توانایی در شناسایی روابط غیرخطی و پیچیده، می‌توانند ابزار مؤثری برای کاهش آثار اطلاعات نامتقارن باشند. بنابراین، نظریه اطلاعات نامتقارن در دنیای امروز، تنها یک چارچوب مفهومی نیست بلکه به‌صورت عملیاتی با کمک فناوری‌های نوین قابل پیاده‌سازی است و به مدیران ریسک این امکان را می‌دهد تا با دقت بیشتری بر رفتارهای مخاطره‌آمیز نظارت کنند.

۳. پیشینه پژوهش

مطالعات متعددی در داخل و خارج از کشور برروی برآورد احتمال نکول تسهیلات بانکی با روش‌های متفاوت انجام شده است. مطالعات داخلی عمدتاً از مدل‌های آماری سنتی برای تحلیل داده‌ها و پیش‌بینی احتمال نکول استفاده کرده‌اند. به‌رغم این تلاش‌ها، همچنان استفاده از مدل‌های پیشرفته‌تر مانند جنگل تصادفی، تقویت گرادیان حداکثری، شبکه‌های عصبی مصنوعی[1] و سایر مدل‌های یادگیری ماشین در مطالعات داخلی نسبتاً محدود باقی مانده است. درحالی‌که مطالعات خارجی طی سال‌های اخیر به‌طور گسترده از روش‌های نوین یادگیری ماشین برای بهبود دقت پیش‌بینی ریسک اعتباری بهره برده‌اند، کاربرد این روش‌ها در ایران چندان مورد توجه قرار نگرفته است. با توجه به پیشرفت‌های قابل‌توجه در حوزه یادگیری ماشین و نتایج مطلوبی که این روش‌ها در مدل‌سازی ریسک اعتباری در پژوهش‌های خارجی داشته‌اند، مشخص است که در ایران هنوز از تمامی ظرفیت‌های این روش‌ها استفاده نشده است. اکثر پژوهش‌های داخلی بر روش‌های سنتی و آماری متمرکز بوده و بهره‌گیری از مدل‌های پیچیده‌تر مانند مدل‌های یادگیری عمیق یا الگوریتم‌های تقویتی (مانند تقویت گرادیان حداکثری) همچنان در مرحله تحقیقاتی محدودی قرار دارد.

1. Artificial Neural Networks (ANN)

۱-۳. پیشینه‌های داخل کشور

پژوهش‌های صورت گرفته در ایران طی پانزده سال اخیر در حوزه برآورد احتمال نکول، محدود به چند مطالعه است که صرفاً تعدادی از آن‌ها بر روش‌های یادگیری ماشین متمرکز بوده است. این پژوهش‌ها در ۳ طبقه قابل تقسیم‌بندی هستند:[۱]

- گروه نخست- برخی از مطالعات با بهره‌گیری از روش‌های اقتصادسنجی همانند مدل‌های خطی[۲]، غیرخطی (لاجیت و پروبیت[۳]) به برآورد احتمال نکول تسهیلات‌گیرندگان پرداخته‌اند.
- گروه دوم- تعدادی از مطالعات به بررسی ریسک کلی سبد تسهیلات با استفاده از سنجه‌های دیگر پرداخته‌اند.
- گروه سوم- توکلی و آشتاب (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای با عنوان «مقایسه کارایی مدل‌های یادگیری ماشین و مدل‌های آماری در پیش‌بینی ریسک مالی»، عملکرد نسبی این دو دسته از مدل‌ها را مورد ارزیابی قرار دادند.

یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که مدل‌های یادگیری ماشین، در مقایسه با روش‌های آماری سنتی، از دقت بالاتری در پیش‌بینی ریسک مالی برخوردار هستند. همچنین پیکانی و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه خود با عنوان «کاربرد مدل‌های ساختاری و یادگیری ماشین برای پیش‌بینی ریسک نکول شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار سرمایه ایران»، پژوهشگران به مقایسه دو مدل ساختاری مرتون و گسک با دو مدل یادگیری ماشین یعنی جنگل تصادفی و درخت تصمیم‌گیری تقویت گرادیان[۴] پرداخته‌اند. داده‌ها مربوط به شرکت‌های بورسی ایران بوده و هدف، پیش‌بینی ریسک نکول آن‌هاست. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که مدل‌های یادگیری ماشین به‌ویژه مدل‌های درختی، عملکرد به‌مراتب بهتری در پیش‌بینی نکول دارند. این مطالعه بر برتری روش‌های هوشمند نسبت به مدل‌های کلاسیک تأکید می‌کند.

---

۱. خلاصه‌ای از مطالعات و پژوهش‌های انجام شده نزد نویسندگان است که به دلیل اجتناب از تطویل مقاله و با عنایت به عدم کاربرد روش‌های یادگیری ماشین در این مقالات، از توضیح آنها اجتناب شده است.

2. Linear Probability Model (LPM)
3. Logit & Probit
4. Gradient Boosting Decision Tree (GBDT)

به‌علاوه، رحمانی و اسماعیلی (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای با عنوان «کارایی شبکه‌های عصبی، رگرسیون لجستیک و تحلیل تمایزی در پیش‌بینی نکول»، به بررسی مقایسه‌ای این سه روش پرداخته‌اند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که متغیرهای مورد استفاده در مدل‌ها از لحاظ آماری در پیش‌بینی نکول معنادار هستند و در مقایسه میان مدل‌ها، شبکه‌های عصبی عملکرد بهتری نسبت به رگرسیون لجستیک و تحلیل تمایزی از خود نشان داده‌اند.

مقاله موحدی‌نیا و بهمئی (۱۳۹۴) نیز بر روش‌های اولیه یادگیری ماشین متمرکز بوده است.

با وجود این تلاش‌ها، شکاف مهمی در ادبیات داخلی به چشم می‌خورد: تاکنون هیچ مطالعه‌ای از روش‌های نوین یادگیری ماشین برای برآورد احتمال نکول در داده‌های واقعی بانکی شامل تسهیلات اعطایی استفاده نکرده است. اغلب پژوهش‌ها بر شرکت‌های بورسی یا داده‌های ثانویه تمرکز داشته‌اند و یا از مدل‌های پایه‌تر استفاده کرده‌اند. همچنین مقایسه‌ای جامع میان عملکرد مدل‌های اقتصادسنجی و یادگیری ماشین در چارچوب داده‌های بانکی انجام نشده است. این خلأ پژوهشی، لزوم انجام مطالعه‌ای با تمرکز بر داده‌های واقعی از تسهیلات بانکی، مدل‌سازی نکول در سطح فردی و استفاده از مدل‌های پیشرفته را آشکار می‌سازد. پژوهش حاضر در راستای پر کردن این شکاف و ارائه بینش دقیق‌تری نسبت به مزایای نسبی مدل‌های نوین در حوزه اعتباری ایران انجام شده است.

۲-۳. پیشینه‌های خارج از کشور

به‌رغم خلأ پژوهشی در مطالعات داخلی، پژوهش‌های خارجی متعددی در سال‌های اخیر با به‌کارگیری مدل‌های یادگیری ماشین و هوش مصنوعی به برآورد احتمال نکول و ریسک اعتباری در شبکه بانکی پرداخته‌اند که بعضی از آن‌ها در ادامه مورد بررسی قرار می‌گیرند.

گلوموا بیبی مخلصه مخمودجون قیزی[1] (۲۰۲۳) مدل جامع پیش‌بینی ریسک اعتباری و تخصیص وام به کسب‌وکارهای کوچک و متوسط را بررسی کرده است. در این مدل از داده‌های مالی خام و روش‌های آماری مانند رگرسیون لجستیک و توزیع برنولی برای پیش‌بینی احتمال نکول استفاده شده است. یافته‌ها نشان می‌دهند که این طرح به‌راحتی در سناریوهای واقعی قابل پیاده‌سازی است و به کاهش نگرانی‌های بانک‌ها و تسهیل تأمین مالی

1. G'ulomova, B.M.M. qizi

کسب‌وکارها کمک می‌کند. این تحقیق تأکید دارد که ترکیب عوامل کلیدی می‌تواند مزایای متقابلی برای بانک‌ها و کسب‌وکارها ایجاد کند. علاوه‌بر پژوهش فوق، مطالعات بسیاری صرفاً در ۲ سال گذشته درخصوص محاسبات ریسک اعتباری در خارج از ایران منتشر شده است که خلاصه‌ای از آن‌ها در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. الگوها و نتایج اندازه‌گیری ریسک اعتباری در پژوهش‌های اخیر بین‌المللی

نویسندگان	سال	مدل	نتیجه مطالعه
ناتاشا رابینسون و نیدهی سیندهوآنی[1]	۲۰۲٤	الگوریتم جنگل تصادفی، الگوریتم گرادیان بوستینگ	مدل‌های یادگیری ماشین قابلیت ارزیابی دقیق‌تر و مؤثرتر ریسک اعتباری را در مقایسه با روش‌های سنتی نشان دادند. جنگل تصادفی و گرادیان بوستینگ به‌طور مؤثر الگوهای پیچیده در داده‌های بزرگ را شناسایی می‌کنند که از دید روش‌های سنتی پنهان می‌مانند.
آبیسولا آکینجوله و همکاران[2]	۲۰۲٤	جنگل تصادفی، درخت تصمیم، ماشین بردار پشتیبان، تقویت گرادیان حداکثری، تقویت تطبیقی و پرسپترون چندلایه	ترکیب پیش‌بینی مدل‌ها از طریق روش‌های رأی‌گیری و انباشته‌سازی عملکرد مدل‌ها را به‌طور چشمگیری بهبود داد. این نتایج نشان‌دهنده پتانسیل روش‌های ترکیبی برای بهبود پیش‌بینی ریسک نکول و کاهش نرخ نکول و زیان‌های مالی است.
دیگامبر اوپهاده و همکاران[3]	۲۰۲٤	جنگل تصادفی، رگرسیون لجستیک، درخت تصمیم، k-نزدیک‌ترین همسایه، ماشین بردار پشتیبان، تقویت گرادیان حداکثری، تقویت تطبیقی و الگوریتم گرادیان بوستینگ	الگوریتم جنگل تصادفی توانایی بالایی در حل مسائل طبقه‌بندی دوتایی دارد. متغیرهای سنتی امتیازدهی اعتباری بر مشکلات پیش‌بینی نکول تأثیر قابل توجهی دارند.
خوزه آنتونیو نویز مورا و همکاران[4]	۲۰۲۳	جنگل تصادفی	الگوریتم جنگل تصادفی توانایی بالایی در حل مسائل طبقه‌بندی دوتایی دارد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Robinson, N. & Sindhwani, N.
2. Akinjole, A., et al.
3. Uphade, D.B., et al.
4. Nuez Mora, J.A., et al.

٤. روش پژوهش و پایه‌های آماری

٤-١. روش پژوهش

انتخاب مدل‌های مناسب در این پژوهش براساس مبانی نظری، مطالعات پیشین و قابلیت آن‌ها در پیش‌بینی رفتار نکول انجام شده است. برای این منظور، سه مدل تحقیق شامل جنگل تصادفی، تقویت گرادیان حداکثری و رگرسیون لجستیک به‌کار گرفته شده‌اند. در ادامه به مفاهیم، مبانی و مقایسه هر یک از این مدل‌ها خواهیم پرداخت. درنهایت، شاخص‌ها و معیارهای ارزیابی مدل‌ها معرفی شده و نقش آن‌ها در سنجش دقت و کارایی الگوهای پیشنهادی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

٤-١-١. الگوی جنگل تصادفی

جنگل تصادفی یکی از روش‌های پرکاربرد در یادگیری ماشین است که نخستین بار توسط هو[1] (۱۹۹۵) و سپس به‌طور جامع‌تر توسط بریمن[2] (۲۰۰۱) معرفی شد. این مدل ترکیبی از چندین درخت تصمیم است که برای بهبود دقت پیش‌بینی و کاهش بیش‌برازش مورد استفاده قرار می‌گیرد. جنگل تصادفی به‌عنوان یکی از الگوریتم‌های یادگیری نظارت‌شده[3] در مسائل طبقه‌بندی و رگرسیون کاربرد دارد (Breiman, 2001). درواقع جنگل تصادفی یکی از روش‌های مبتنی بر یادگیری گروهی[4] است که با ترکیب چندین درخت تصمیم‌گیری، مدلی مقاوم در برابر بیش‌برازش ارائه می‌دهد. این روش بر پایه مفهوم بوت‌استرپینگ[5] یا بگینگ[6] توسعه یافته است (بریمن، ۱۹۹۶). در جنگل تصادفی، هر درخت تصمیم به‌طور مستقل از مجموعه‌ای تصادفی از داده‌ها و ویژگی‌ها[7] (متغیرهای توضیحی) آموزش می‌بیند و درنهایت، خروجی مدل براساس رأی‌گیری اکثریت (برای مسائل دسته‌بندی) یا میانگین‌گیری (برای مسائل رگرسیون) تعیین می‌شود. برای درک نحوه عملکرد این مدل، باید به مراحل زیر توجه کرد:

---

1. Ho, T.K.
2. Breiman, L.
3. Supervised Learning
4. Ensemble Learning
5. Bootstrap Aggregating
6. Bagging
7. Features

یک- انتخاب مجموعه‌ای از نمونه‌های تصادفی[1]: در ابتدا، مجموعه داده ورودی D شامل N نمونه داده در اختیار داریم ($N_1 = \{Y_i X_i\}_i$). در روش نمونه‌گیری بوت استرپینگ، به‌صورت تصادفی و با جایگذاری از مجموعه داده، چندین زیرمجموعه داده تولید می‌شود که هر یک برای آموزش یک درخت تصمیم جداگانه استفاده می‌شود.

دو- ساخت درخت‌های تصمیم با ویژگی‌های تصادفی: برخلاف درخت‌های تصمیم معمولی که در هر گره، بهترین ویژگی را برای جداسازی انتخاب می‌کنند، در جنگل تصادفی تنها از زیرمجموعه‌ای تصادفی از ویژگی‌ها (m ویژگی از بین M کل ویژگی‌ها. به‌طوری که M>m) برای انتخاب بهترین ویژگی تقسیم‌کننده استفاده می‌شود. این روش، همبستگی بین درخت‌ها را کاهش می‌دهد و دقت مدل را افزایش می‌دهد. برای تعیین بهترین تقسیم، تابع کاهش ناخالصی[2] محاسبه می‌شود. در مسائل طبقه‌بندی، از معیار آنتروپی[3] یا شاخص جینی[4] استفاده می‌شود. در مسائل رگرسیون، معیار میانگین مربعات خطا[5] برای انتخاب بهترین تقسیم به‌صورت رابطه (۱) استفاده می‌شود (بریمن، ۲۰۰۱):

$$MSE = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(\hat{y}_i - y_i) \quad (۱)$$

N تعداد نمونه‌ها، y_i مقدار واقعی متغیر هدف برای نمونه iام، $\hat{y}_i$ مقدار پیش‌بینی شده توسط مدل برای نمونه iام را در معادله (۱) نشان می‌دهد.

سه- ترکیب خروجی درخت‌ها[6]: هنگامی که مجموعه‌ای از درخت‌های تصمیم ساخته شد، هر درخت به‌صورت جداگانه یک پیش‌بینی ارائه می‌دهد. برای ترکیب خروجی این درخت‌ها، از روش‌های زیر به شکل‌های ۲ و ۳ استفاده می‌شود:

در طبقه‌بندی: رأی‌گیری اکثریت[7]

$$\hat{Y} = arg\ max_k\ \sum_{b=1}^{B} I(T_b(X) = k) \quad (۲)$$

$\hat{Y}$ پیش‌بینی نهایی برای نمونه X . این مقدار کلاسی است که بیشترین رأی را از مدل‌های پایه دریافت کرده است. $arg\ max_k$ تابعی که کلاس k را برمی‌گرداند که بیشترین تعداد

1. Bootstrap Sampling
2. Impurity Reduction
3. Entropy
4. Gini Index
5. MSE - Mean Squared Error
6. Ensemble Aggregation
7. Majority Voting

رأی را داشته باشد. $\sum_{b=1}^{B}$ جمع تعداد رأی‌ها از تمام مدل‌های پایه (درخت‌های تصمیم) که در مجموعه B مدل وجود دارند. $I(T_b(X)=k)$ تابع نشانگر که مقدار ۱ برمی‌گرداند (اگر مدل پایه b (درخت تصمیم Tb) نمونه X را به کلاس k نسبت دهد، در غیر این صورت مقدار ۰ برمی‌گرداند. $T_b(X)$ پیش‌بینی مدل پایه b (درخت تصمیم Tb) برای نمونه X است. k کلاس‌های ممکن در مسئله طبقه‌بندی.

در رگرسیون: میانگین‌گیری از خروجی درخت‌ها

$$\hat{Y}=\frac{1}{B}\sum_{b=1}^{B}T_b(X) \qquad (۳)$$

$\hat{Y}$: پیش‌بینی نهایی برای نمونه X. این مقدار میانگین پیش‌بینی‌های تمام مدل‌های پایه است. $\frac{1}{B}$ ضریب نرمال‌سازی که میانگین پیش‌بینی‌ها را محاسبه می‌کند. $\sum_{b=1}^{B}$ جمع پیش‌بینی‌های تمام مدل‌های پایه (درخت‌های تصمیم) که در مجموعه B مدل وجود دارند. $T_b(X)$ پیش‌بینی مدل پایه b (درخت تصمیم Tb) برای نمونه X است. B تعداد مدل‌های پایه (درخت‌های تصمیم) در مجموعه را نشان می‌دهد.

٤-۱-۲. الگوی تقویت گرادیان حداکثری

الگوی تقویت گرادیان حداکثری یک روش یادگیری ماشین مبتنی بر بوستینگ گرادیان[1] است که به دلیل سرعت، دقت بالا و کارایی بهینه در بسیاری از زمینه‌های یادگیری ماشین و کاربردهای صنعتی مورد استفاده قرار گرفته است. بوستینگ گرادیان یک روش یادگیری تقویتی[2] است که اولین بار توسط فریدمن[3] (۲۰۰۱) توسعه داده شد. این روش بهبودیافته‌ای از درخت‌های تصمیم‌گیری است که مدل‌های ضعیف را ترکیب کرده و یک مدل قوی‌تر می‌سازد. بوستینگ به معنای تقویت مدل‌های ضعیف از طریق ترکیب چندین پیش‌بینی‌گر است. بعدها، فریدمن مفهوم بوستینگ گرادیان را مطرح کرد که در آن، مدل‌ها به جای استفاده از ضرایب ثابت (مانند تقویت گرادیان تطبیقی[4])، براساس گرادیان تابع خطا به‌روزرسانی می‌شوند. در این روش، مدل به‌طور تدریجی پیش‌بینی‌های نادرست را اصلاح کرده و مدل جدید را طوری می‌سازد که خطای مدل‌های قبلی را کاهش دهد. درواقع

1. Gradient Boosting Machine - GBM
2. Boosting
3. Friedman, J.H.
4. Adaptive Boosting (AdaBoost)

تفاوت‌های اصلی تقویت گرادیان تطبیقی و بوستینگ گرادیان در نحوه وزن دهی نمونه‌ها است. مزیت بوستینگ گرادیان در این است که با یادگیری تدریجی از خطاهای گذشته، مدل نهایی با دقت بیشتری نسبت به روش‌های ساده‌تر برآورد می‌کند.

مدل تقویت گرادیان حداکثری که توسط چن و گوئسترین[1] در سال ۲۰۱۶ معرفی شد، نسخه بهینه‌شده‌ای از بوستینگ گرادیان است که دارای مقیاس‌پذیری بالا، پردازش موازی و کنترل بهتر پیچیدگی مدل می‌باشد. بهبودهای تقویت گرادیان حداکثری نسبت به مدل‌های سنتی بوستینگ گرادیان به این ترتیب است:

- استفاده از جریمه منظم‌سازی[2] برای جلوگیری از بیش‌برازش
- پیاده‌سازی موازی و توزیع‌شده برای پردازش داده‌های بزرگ
- انتخاب ویژگی هوشمند و مدیریت داده‌های پراکنده

شرح الگوی تقویت گرادیان حداکثری در این بخش، مستقیماً مبتنی بر تبیین ارائه‌شده در مقاله «مقیاس‌پذیری الگوریتم‌های یادگیری با استفاده از تقویت گرادیان حداکثری» نوشته چن و گوئسترین (۲۰۱۶) است. تقویت گرادیان حداکثری با استفاده از یک مجموعه درخت تصمیم به‌طور تکراری مدل را بهینه‌سازی می‌کند. در هر مرحله، یک درخت جدید به مدل اضافه می‌شود تا خطای پیش‌بینی مدل را کاهش دهد. مراحل کلی اجرای این الگو شامل موارد زیر است:

گام اول: تعریف تابع هدف[3]: تقویت گرادیان حداکثری براساس کمینه‌سازی تابع هزینه و اضافه کردن یک جریمه برای جلوگیری از پیچیدگی بیش از حد مدل کار می‌کند. تابع هزینه کلی از دو بخش تشکیل شده است:

- ✓ تابع خطای پیش‌بینی یا تابع هزینه[4]: برای محاسبه میزان تفاوت بین مقدار واقعی و مقدار پیش‌بینی‌شده.
- ✓ تابع منظم‌سازی[5]: برای جلوگیری از پیچیدگی بیش‌ازحد مدل.

1. Chen, T. & Guestrin, C.
2. Regularization
3. Objective Function
4. Loss Function
5. Regularization Term

ابتدا به بخش منظم‌سازی تابع هدف در رابطه (۴) می‌پردازیم و سپس بخش خطای پیش‌بینی را مورد بررسی قرار خواهیم داد. تابع منظم سازی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\Omega(f_k) = \gamma T + \frac{1}{2}\lambda||w||^2 \qquad (۴)$$

که در آن T تعداد برگ‌های درخت است، $||w||^2$ مجذور وزن‌های مدل و γ و λ پارامترهای کنترل پیچیدگی مدل هستند. اتفاقی که در تابع منظم‌سازی رخ می‌دهد به این صورت است که این تابع از بزرگ شدن غیرضروری درخت جلوگیری کرده و مدل را ساده‌تر و قابل تعمیم‌تر نگه می‌دارد. به این معنا که بخش γT باعث می‌شود اضافه شدن هر گره جدید به درخت هزینه داشته باشد. درنتیجه، مدل از رشد غیرضروری درخت جلوگیری می‌کند. همچنین بخش $\frac{1}{2}\lambda||w||^2$ با جریمه کردن مقادیر بزرگ وزن‌های برگ، از ایجاد مقادیر افراطی و بیش‌برازش جلوگیری می‌کند. از طرف دیگر، تقویت گرادیان حداکثری از تکنیک هرس درخت از پیش استفاده می‌کند که مبتنی بر مقدار آورده هر شاخه است. هنگام ایجاد گره‌های جدید، اگر افزایش بهبود مدل (آورده) کمتر از مقدار آستانه‌ای γ باشد، گره ایجاد نمی‌شود. این کار باعث می‌شود تنها گره‌هایی که ارزش افزوده بالایی دارند، باقی بمانند و سایر گره‌ها حذف شوند.

بخش دیگر تابع هدف، بخش خطای پیش‌بینی است. در الگوی تقویت گرادیان حداکثری، تابع خطای پیش‌بینی یا تابع هزینه، میزان اختلاف بین مقدار واقعی و مقدار پیش‌بینی‌شده را اندازه‌گیری می‌کند. این تابع در فرآیند یادگیری مدل استفاده می‌شود تا تصمیم بگیرد چگونه پارامترهای مدل (مانند وزن‌های برگ درخت) به‌روزرسانی شوند. این بخش خطای مدل را روی همه داده‌های آموزشی خلاصه می‌کند. درواقع در فرآیند آموزش، مدل سعی می‌کند مقدار این اختلاف را کمینه کند، یعنی پیش‌بینی‌های خود را به مقادیر واقعی نزدیک‌تر کند. از این تابع برای محاسبه گرادیان[1] و هشین[2] در فرآیند به‌روزرسانی استفاده می‌شود.

درنهایت تجمیع این دو بخش تابع هدف را تشکیل می‌دهد که این تابع در رابطه (۵) تعریف می‌شود:

$$L(\Theta) = \sum_{i=1}^{n} l(y_i, \hat{y}_i) + \sum_{k=1}^{K} \Omega(f_k) \qquad (۵)$$

1. Gradient
2. Hessian

که در آن $l(y_i,\hat{y}_i)$ تابع خطای پیش‌بینی است (مثلاً MSE در مسائل رگرسیون یا Log Loss در طبقه‌بندی)، $\Omega(f_k)$ بخش منظم‌سازی است که پیچیدگی مدل را کاهش می‌دهد و از بیش‌برازش جلوگیری می‌کند، K تعداد درخت‌های استفاده‌شده در مدل است و n تعداد نمونه‌های موجود در مجموعه داده است.

گام دوم: ساخت درخت‌های تصمیم بهینه: الگوی تقویت گرادیان حداکثری از درخت‌های تصمیم‌گیری تکرارشونده استفاده می‌کند. هر درخت جدید برای تصحیح خطاهای درخت قبلی ساخته می‌شود. مقدار پیش‌بینی در مرحله tام به شکل رابطه (۶) به‌روزرسانی می‌شود:

$$\hat{y}_i^{(t)} = \hat{y}_i^{(t-1)} + f_t(x_i) \quad (۶)$$

که در رابطه فوق $\hat{y}_i^{(t)}$ پیش‌بینی تجمعی برای نمونه i در گام t. این مقدار، مجموع پیش‌بینی‌های تمام درخت‌های قبلی و درخت فعلی است. $\hat{y}_i^{(t-1)}$ پیش‌بینی تجمعی برای نمونه i در گام $t-1$ (گام قبلی). این مقدار، مجموع پیش‌بینی‌های تمام درخت‌های قبلی است. $f_t(x_i)$ پیش‌بینی درخت t برای نمونه i. این مقدار، خروجی درخت t برای ویژگی‌های ورودی x_i است. t شماره گام یا درخت در فرایند بوستینگ می‌باشد. در هر گام، مدل تقویت گرادیان حداکثری مقدار بهینه $f_t(x_i)$ را طوری پیدا می‌کند که کمترین خطای باقی مانده را داشته باشد. درنتیجه درخت‌های جدید نقص‌های درخت‌های قبلی را اصلاح می‌کنند و باعث بهبود مدل می‌شوند.

گام سوم- استفاده از مشتق دوم برای گرادیان بوستینگ سریع‌تر: یکی از تفاوت‌های کلیدی تقویت گرادیان حداکثری با سایر روش‌های تقویت گرادیان سنتی استفاده از مشتق دوم تابع هزینه برای بهینه‌سازی سریع‌تر است. این تکنیک که با نام بوستینگ مرتبه دوم شناخته می‌شود، فرآیند یادگیری را تسریع می‌کند. در روش تقویت گرادیان سنتی، تنها از گرادیان (مشتق اول) برای اصلاح درخت‌ها استفاده می‌شود اما تقویت گرادیان حداکثری از اطلاعات هشین (مشتق دوم) نیز بهره می‌برد که به دقت بیش‌تر و همگرایی سریع‌تر مدل کمک می‌کند. فرمول به‌روزرسانی درخت در مرحله tام به‌صورت زیر است:

$$g_i = \frac{\partial \hat{y}_i}{\partial l(y_i,\hat{y}_i)} \quad (۷)$$

$$h_i = \frac{\partial^2 \hat{y}_i}{\partial^2 l(y_i,\hat{y}_i)} \quad (۸)$$

$$f_t^* = \frac{\sum_i g_i}{\sum_i h_i + \lambda} \quad (۹)$$

g_i مشتق اول (گرادیان) در رابطه (۷) تابع هزینه نسبت به خروجی مدل که نشان می‌دهد مدل چقدر از مقدار واقعی فاصله دارد. h_i مشتق دوم (هشین) در رابطه (۸) که نرخ تغییر گرادیان است که نشان می‌دهد تغییرات تابع هزینه در چه جهتی باید انجام شود. f_t^* از رابطه (۹) برای تعیین مقدار بهینه برگ درخت استفاده می‌شود که باعث می‌شود مدل یاد بگیرد که چگونه پیش‌بینی‌های خود را بهینه کند. درواقع در گام tام، هدف پیدا کردن تابع درختی است که مقدار تابع هزینه را کمینه کند (f_t^*). تقریب مرتبه دوم تابع هزینه را می‌توان به شکل رابطه (۱۰) نوشت:

$$L(t) = \sum_{i=1}^{n} l(y_i, \hat{y}_i^{(t-1)} + f_t(x_i)) + \Omega(f_t) \quad (۱۰)$$

برای یافتن مقدار بهینه $f_t(x_i)$ از بسط تیلور مرتبه دوم در رابطه (۱۱) استفاده می‌کنیم:

$$l\left(y_i, \hat{y}_i^{(t-1)} + f_t(x_i)\right) \approx l\left(y_i, \hat{y}_i^{(t-1)}\right) + g_i f_t(x_i) + \frac{1}{2} h_i f_t^2(x_i) \quad (۱۱)$$

پیش‌تر توضیح داده شد که g_i مشتق اول (گرادیان) تابع هزینه نسبت به خروجی مدل که نشان می‌دهد مدل چقدر از مقدار واقعی فاصله دارد و h_i مشتق دوم (هشین) که نشان می‌دهد تغییرات تابع هزینه در چه جهتی باید انجام شود. حال، برای تعیین تابع درختی، آن را به‌صورت یک ترکیب خطی به شکل رابطه (۱۲) از وزن‌های برگ‌ها در نظر می‌گیریم (انتساب نمونه‌ها به برگ‌های درخت):

$$f_t(x) = w_q, \quad where\ q = q(x) \quad (۱۲)$$

سپس مقدار بهینه وزن برگ‌ها را با حل مسأله مینیمم‌سازی به‌صورت رابطه (۱۳) به‌دست می‌آوریم:

$$w_j^* = -\frac{\sum_{i \in I_j} g_i}{\sum_{i \in I_j} h_i + \lambda} \quad (۱۳)$$

I_j مجموعه نمونه‌هایی است که در برگ jام قرار دارند. w_j^* مقدار بهینه وزن هر برگ است. λ یک پارامتر تنظیمی برای جلوگیری از نوسانات بیش‌ازحد است. درنهایت، مقدار تابع هدف اصلاح‌شده (با در نظر گرفتن هشین) به‌صورت رابطه (۱۴) نوشته می‌شود:

$$(t) \approx \sum_{j=1}^{T} \left(-\frac{1}{2} \frac{\left(\sum_{i \in I_j} g_i\right)^2}{\sum_{i \in I_j} h_i + \lambda}\right) + \Gamma t \quad (۱۴)$$

این رابطه نشان می‌دهد که افزودن مشتق دوم به فرآیند گرادیان بوستینگ، نه‌تنها باعث بهبود پایداری و کاهش نوسانات مدل می‌شود بلکه سرعت همگرایی را نیز افزایش می‌دهد. علاوه‌براین، استفاده از مشتق دوم کمک می‌کند تا به‌روزرسانی وزن‌ها دقیق‌تر باشد و مسیر یادگیری مدل بهینه‌تر تنظیم شود.

گام چهارم: انتخاب ویژگی و نمونه‌گیری تصادفی: تقویت گرادیان حداکثری از دو تکنیک برای جلوگیری از وابستگی بیش‌ازحد مدل به ویژگی‌ها و کاهش واریانس استفاده می‌کند. درنتیجه این دو روش باعث افزایش پایداری مدل و کاهش حساسیت به ناهنجاری می‌شوند:

- نمونه‌گیری تصادفی از ویژگی‌ها: در هر درخت، فقط از یک زیرمجموعه از ویژگی‌ها برای تصمیم‌گیری استفاده می‌شود.
- نمونه‌گیری تصادفی از داده‌ها: برای ساخت هر درخت، فقط یک زیرمجموعه از نمونه‌های آموزشی انتخاب می‌شود.

۳-۱-٤. الگوهای سنتی اقتصادسنجی

در مدل‌سازی احتمال وقوع یک رویداد در اقتصاد و مالی، سه الگوی سنتی الگوی احتمال خطی[1]، الگوی لاجیت[2] و الگوی پروبیت[3] از روش‌های اصلی مورد استفاده هستند. این مدل‌ها در پاسخ به محدودیت‌های مدل‌های رگرسیونی کلاسیک برای متغیرهای وابسته دسته‌ای توسعه یافته‌اند.

یک- الگوی احتمال خطی

یکی از اولین تلاش‌ها برای مدل‌سازی متغیرهای وابسته دوحالتی (مانند نکول یا عدم نکول یک وام) در اقتصادسنجی است و به‌عنوان یک تعمیم ساده از رگرسیون خطی در نظر گرفته می‌شود. این مدل از رابطه خطی (۱۵) پیروی می‌کند:

$$P(Y = 1 \mid X) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_k X_k + \varepsilon \qquad (۱۵)$$

1. Linear Probability Model- LPM
2. Logit Model
3. Probit Model

که در آن $P(Y = 1 \mid X)$ احتمال وقوع رویداد موردنظر را مدل‌سازی می‌کند. این مدل توسط آلدریچ و نلسون[1] (۱۹۸۴) مورد بررسی قرار گرفت و یکی از ساده‌ترین روش‌ها برای پیش‌بینی احتمالات است.

دو- الگوی لجستیک

برای مدل‌سازی متغیرهای وابسته دوتایی، الگوی احتمال خطی با چالش تولید احتمالات خارج از بازه [۰،۱] مواجه است. برای غلبه بر این محدودیت، از روش‌های جایگزین استفاده شده است. این رویکردها بر استفاده از یک تابع پیوند[2] غیرخطی برای نگاشت ترکیب خطی متغیرهای توضیحی به یک احتمال محدود تمرکز دارند. لذا این مدل فرض می‌کند که رابطه بین متغیرهای مستقل و احتمال وقوع یک رویداد، از طریق تابع لجستیک غیرخطی است که مشکل احتمالات خارج از بازه [۰،۱] را حل می‌کند. برخلاف مدل احتمال خطی، مدل لجستیک احتمال وقوع یک رویداد را به یک تابع غیرخطی از متغیرهای توضیحی ارتباط می‌دهد تا از مشکلاتی مانند پیش‌بینی مقادیر خارج از بازه [۰،۱] جلوگیری کند (Aldrich & Nelson, 1984).

سه- الگوی پروبیت

مدل پروبیت مشابه مدل لجستیک است اما از تابع توزیع نرمال استاندارد برای تبدیل مقادیر ورودی به احتمال استفاده می‌کند. این مدل توسط فیشمن[3] (۱۹۷۳) معرفی شد و به شکل رابطه (۲۰) تعریف می‌شود:

$$P(Y = 1 \mid X) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_k X_k) \qquad (۲۰)$$

که در آن $\Phi(.)$ تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد است. این تابع تضمین می‌کند که احتمال پیش‌بینی‌شده همواره بین ۰ و ۱ قرار گیرد.

با وجود سادگی و قابلیت تفسیر بالای مدل‌های سنتی اقتصادسنجی مانند رگرسیون لجستیک و پروبیت، این روش‌ها با محدودیت‌هایی نیز همراه هستند.

نخست آنکه این مدل‌ها عمدتاً بر پایه فرض روابط خطی (یا در مورد لاجیت و پروبیت، توزیع خاصی برای تابع خطا) عمل می‌کنند که ممکن است در داده‌های واقعی بانکی که

1. Aldrich, J.H. & Nelson, F.D.
2. Link Function
3. Fishman, G.S.

معمولاً دارای روابط پیچیده و غیرخطی هستند، صدق نکند. دوم، این مدل‌ها در برخورد با داده‌های دارای تعداد زیاد متغیر یا داده‌های دارای برهم‌کنش‌های پیچیده، عملکرد مطلوبی ندارند. همچنین، در صورتی که بین متغیرهای توضیحی هم‌خطی وجود داشته باشد، برآورد ضرایب ناپایدار می‌شود. این مسئله می‌تواند به کاهش دقت پیش‌بینی در محیط‌های واقعی منجر شود.

جدول ۲. مقایسه مدل‌های سنتی اقتصادسنجی

ویژگی/مدل	الگولی احتمال خطی	الگوی لجستیک	الگوی پروبیت
رابطه بین متغیرها و احتمال وقوع رویداد	خطی	غیرخطی (تابع لجستیک)	غیرخطی (تابع نرمال)
محدودیت در خروجی احتمالات	ممکن است خارج از بازه [۰,۱] باشد	همواره در بازه [۰,۱] باشد	همواره در بازه [۰,۱] باشد
توزیع خطاها	نرمال یا نامشخص	لجستیک	نرمال
تفسیر ضرایب	مستقیم	نسبت شانس	ضریب استاندارد شده
حساسیت به داده‌های دورافتاده	بالا	متوسط	پایین
کاربرد	مدل‌های ساده و مقدماتی	پیش‌بینی ورشکستی، ریسک اعتباری	تحلیل انتخاب‌های اقتصادی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول ۳، مقایسه‌ای میان سه مدل رگرسیون لجستیک، جنگل تصادفی و تقویت گرادیان حداکثری ارائه شده که می‌توان نتیجه گرفت که مدل‌های یادگیری ماشین، به‌ویژه الگوریتم‌های درختی مانند تقویت گرادیان حداکثری، از دقت پیش‌بینی بسیار بالاتری نسبت به روش‌های سنتی مانند رگرسیون لجستیک برخوردار هستند. شواهد پژوهشی نیز مؤید این برتری است.

بااین‌حال، این مدل‌های پیشرفته معمولاً نیازمند تنظیم دقیق ابرپارامترها و منابع محاسباتی قابل توجهی هستند (Bermudez, et al. 2022). در مقابل، رگرسیون لجستیک به دلیل ساختار ساده‌تر و سرعت اجرای بالا، همچنان در بسیاری از کاربردهای بانکی محبوب است اما در تحلیل روابط غیرخطی و اثرات متقابل بین متغیرها محدودیت دارد (Hand &

Henley, 1997). همچنین، در شرایطی که داده‌ها دارای ساختار پیچیده یا حجم بالا هستند، قابلیت تعمیم‌پذیری مدل‌های سنتی کاهش می‌یابد. این در حالی است که مدل‌های پیشرفته‌تر مانند جنگل تصادفی و تقویت گرادیان حداکثری با مکانیزم‌های درونی کنترل بیش‌برازش، تعمیم‌پذیری بهتری ارائه می‌دهند (Chen & Guestrin, 2016).

بر همین اساس، در این پژوهش علاوه‌بر مقایسه دقت مدل‌ها، از رویکردهایی مانند تنظیم بهینه ابرپارامترها برای بهبود قابلیت تعمیم‌پذیری نتایج استفاده شده است تا از بروز سوگیری مدل و بیش‌برازش جلوگیری شود.

جدول ۳. بررسی تطبیقی دقت، پیچیدگی و تعمیم‌پذیری در مدل‌های پیش‌بینی نکول

ویژگی/ مدل	رگرسیون لجستیک	جنگل تصادفی	تقویت گرادیان حداکثری
دقت پیش‌بینی	متوسط (در حد مدل پایه)	بسیار بالا	بسیار بالا (اندکی بالاتر از جنگل تصادفی)
پیچیدگی محاسباتی	پایین (تحلیل سریع)	متوسط (با افزایش تعداد درخت‌ها افزایش می‌یابد)	بالا (نیازمند تنظیم دقیق و منابع محاسباتی بیشتر)
قابلیت تعمیم‌پذیری	نسبتاً پایین (در برابر داده‌های پیچیده ضعف دارد)	بالا (مقاوم در برابر بیش‌برازش)	بسیار بالا (با تنظیم درست پارامترها تعمیم‌پذیری بالایی دارد)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۲-٤. پایه‌های آماری و آماره‌های توصیفی

این پژوهش با هدف برآورد احتمال نکول تسهیلات بانکی، داده‌های مربوط به ۵۶,۹۶۵ فقره تسهیلات اعطایی شعب شمال تهران بانک ملی ایران طی سال‌های ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۳ را مورد تحلیل قرار داده است. در راستای پیش‌بینی رفتار اعتباری مشتریان، از سه رویکرد تحلیلی شامل رگرسیون لجستیک، جنگل تصادفی و تقویت گرادیان حداکثری بهره گرفته شد. داده‌ها پس از مرحله پیش‌پردازش دقیق، شامل حذف متغیرهای نامرتبط، تبدیل متغیرهای طبقه‌ای به عددی، جایگزینی داده‌های گمشده و استخراج ویژگی‌های زمانی از تاریخ‌های شمسی، آماده مدل‌سازی گردیدند.

به‌منظور بهینه‌سازی عملکرد مدل‌ها و جلوگیری از بیش‌برازش، داده‌ها با نسبت ۸۰٪ برای آموزش و ۲۰٪ برای آزمون تفکیک شدند. همچنین برای حفظ تعادل میان کلاس‌های نکول

و غیرنکول، از روش نمونه‌گیری طبقه‌بندی‌شده[1] استفاده شد. متغیرهای پژوهش در سه گروه اصلی شامل ویژگی‌های قرارداد تسهیلات، ویژگی‌های فردی مشتریان و ویژگی‌های شعبه طبقه‌بندی شدند.

جدول ٤. متغیرها و ویژگی‌های مورد بررسی

متغیر	تعریف	نوع داده	گروه متغیر
TAS_NO	شماره تسهیلات	عدد اعشاری	مشخصات قرارداد تسهیلات
Term	تعداد اقساط	عدد صحیح	
Grace_Period(Days)	دوره تنفس تسهیلات به‌روز	عدد صحیح	
ORIGINAL_AMOUNT	اصل تسهیلات اعطا شده	عدد اعشاری	
PROFIT_AMOUNT	سود تسهیلات اعطایی	عدد صحیح	
CONTRACT_TYPE	نوع عقد تسهیلات	عدد صحیح	
SARFASL	کد دفاتر حسابداری که مقادیر در آنها ثبت شده است	عدد صحیح	
TAS_PROFIT_REMAIN	مانده از سود تسهیلات	عدد صحیح	
Non_Current_Balance	مانده غیرجاری تسهیلات	عدد اعشاری	
Current_Balance	مانده جاری تسهیلات	عدد اعشاری	
Doubtful_Balance	مانده غیرجاری تسهیلات. طبقه مشکوک‌الوصول	عدد اعشاری	
Over_due_Balance	مانده غیرجاری تسهیلات. طبقه سررسید گذشته	عدد اعشاری	
Outstanding_balance	مانده غیرجاری تسهیلات. طبقه معوق	عدد اعشاری	

1. Stratified Sampling

ادامه جدول ٤. متغیرها و ویژگی‌های مورد بررسی

متغیر	تعریف	نوع داده	گروه متغیر
PENALTY_REMAIN	مبلغ وجه التزام تسهیلات	عدد صحیح	
PROFIT_RATE	نرخ سود تسهیلات اعطا شده	عدد صحیح	
ORIGINAL_Balance	مانده از اصل تسهیلات	عدد اعشاری	
Collateral	نوع ضمانت	عدد صحیح	
Collateral_Value	ارزش ریالی ضمانت افراد	عدد صحیح	
Collateral_Mortgage_Value	ارزش ریالی در رهن ضمانت‌ها	عدد صحیح	
Collateral_Status	وضعیت ضمانت‌ها	عدد صحیح	
Days_since_issue_date	روزهای گذشته شده از تاریخ اعطا	عدد صحیح	
OWNERSHIP	نوع شخص وام‌گیرنده از نظر سازمان‌های تحت پوشش	عدد صحیح	مشخصات دریافت‌کننده تسهیلات
TAS_USAGE	نوع مورد استفاده تسهیلات	عدد صحیح	
TAS_GOAL	هدف از تسهیلات	عدد صحیح	
PRIVATE_SECTOR	نوع بخش‌های دریافت‌کننده تسهیلات	عدد صحیح	
ECONOMIC_SECTOR	بخش‌های اقتصادی دریافت‌کننده تسهیلات	عدد صحیح	
GENDER_CODE	جنسیت	عدد صحیح	
Age	سن مشتری	عدد صحیح	
Marriage	وضعیت تاهل	عدد صحیح	

ادامه جدول ٤. متغیرها و ویژگی‌های مورد بررسی

متغیر	تعریف	نوع داده	گروه متغیر
RESIDENCY	وضعیت اقامت	عدد صحیح	
EDUCATION	تحصیلات	عدد صحیح	
NATIVE_Status	ملیت	عدد صحیح	
Branch_no	کد شعبه	عدد صحیح	مشخصات شعبه اعطاکننده
UNITGRADE	درجه شعبه	عدد صحیح	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۱. توزیع گروه‌های نکول و عدم نکول در هر مجموعه آموزش و آزمایش

مأخذ: یافته‌های پژوهش

٤-۳. شاخص‌های ارزیابی الگوها

برای ارزیابی عملکرد مدل‌های یادگیری ماشین، از مجموعه‌ای از شاخص‌های استاندارد استفاده می‌شود که هر یک جنبه‌ای خاص از توانایی مدل در طبقه‌بندی نمونه‌ها را منعکس می‌کند.

- دقت[1]: یکی از ساده‌ترین و رایج‌ترین شاخص‌های ارزیابی است که نسبت تعداد پیش‌بینی‌های درست به کل پیش‌بینی‌ها را اندازه‌گیری می‌کند (Powers, 2011).

1. Accuracy

بااین‌حال، در مسائل نامتوازن که یک طبقه دارای فراوانی بسیار بیشتری نسبت به دیگری است، دقت می‌تواند گمراه‌کننده باشد.

- بازخوانی[1] یا حساسیت: برای هر کلاس (مثلاً کلاس «خوب» یا «بد»)، توانایی مدل در شناسایی صحیح نمونه‌های آن کلاس را می‌سنجد. این معیار برای نخستین بار در مطالعات مربوط به بازیابی اطلاعات معرفی شد (van Rijsbergen, 1979) و در یادگیری ماشین نیز به‌عنوان شاخصی برای کاهش خطای نوع دوم کاربرد دارد. بازخوانی برای کلاس «خوب»، نسبت نمونه‌های درست شناسایی‌شده به کل نمونه‌های واقعاً «خوب» است و برای کلاس «بد» نیز به همین ترتیب تعریف می‌شود.
- صحت[2]: این شاخص نیز از حوزه بازیابی اطلاعات وارد شده است (van Rijsbergen, 1979) و نشان می‌دهد که از میان نمونه‌هایی که مدل به‌عنوان «مثبت» یا «خوب» (یا به‌طور مشابه «بد») طبقه‌بندی کرده، چه نسبتی واقعاً متعلق به آن کلاس بوده‌اند. ترکیب این دو معیار، دقت و بازخوانی، در قالب شاخصی به نام «امتیاز اف‌وان[3]» صورت می‌گیرد که میانگین هارمونیک این دو است و در شرایطی که نیاز به تعادل بین شاخص‌های صحت و بازخوانی وجود دارد، بسیار مفید است (Chinchor, 1992). ازآنجاکه این پژوهش به تفکیک عملکرد، مدل را برای دو کلاس «خوب» و «بد» بررسی می‌کند، مقادیر صحت، بازخوانی و امتیاز اف‌وان برای هر یک از این کلاس‌ها به‌صورت جداگانه محاسبه شده‌اند تا نقاط قوت و ضعف مدل در تمایز میان این دو گروه بهتر مشخص گردد.
- ماتریس درهم‌ریختگی[4]: ابزاری پایه‌ای در تحلیل عملکرد مدل‌های طبقه‌بندی است که برای نخستین بار در حوزه روان‌سنجی توسط کلی[5] (۱۹۵۲) معرفی شد.

1. Recall
2. Precision
3. F1-Score
4. Confusion Matrix
5. Kelly, G.A.

این ماتریس، تعداد نمونه‌های صحیح و ناصحیح طبقه‌بندی‌شده را در قالب چهار خانه مثبت واقعی[1]، مثبت کاذب[2]، منفی کاذب[3] و منفی واقعی[4] نمایش می‌دهد.

- مساحت زیرمنحنی مشخصه عملکرد سیستم[5]: معیاری برای سنجش کیفیت عملکرد مدل در سطوح مختلف آستانه تصمیم‌گیری است. این منحنی برای نخستین‌بار در تحلیل‌های سیستم‌های تشخیص سیگنال در جنگ جهانی دوم معرفی شد (Green & Swets, 1996) و بعدها در یادگیری ماشین نیز به‌کار گرفته شد. مقدار AUC، سطح زیر منحنی ROC را نشان می‌دهد و بین ۰ تا ۱ متغیر است. هرچه مقدار AUCبیشتر باشد، مدل توانایی بهتری در تمایز میان کلاس‌ها دارد.

٤-٤. آزمون معناداری عملکرد مدل‌ها با استفاده از روش بوت‌استرپ[6]

برای ارزیابی آماری تفاوت در عملکرد مدل‌های یادگیری ماشین، از روش بوت‌استرپ برای محاسبه فاصله اطمینان ۹۵ درصد شاخص AUC و همچنین مقایسه معناداری تفاوت AUC بین مدل‌ها استفاده شد. این روش بر پایه نمونه‌گیری تصادفی با جایگزینی[7] از داده‌های آزمون بوده و به‌طور گسترده‌ای برای برآورد ناپارامتریک فاصله اطمینان برای شاخص‌های ارزیابی عملکرد به‌ویژه AUC توصیه شده است (Efron & Tibshirani, 1993).

در این مطالعه، ۱۰۰۰ تکرار بوت‌استرپ برای هر مدل انجام شد. در هر تکرار، یک نمونه تصادفی از داده‌ها (با جایگزینی) انتخاب شد و مقدار AUC برای آن محاسبه شد. سپس، توزیع حاصل از این AUCها مرتب شد و صدک‌های متناظر با سطح اطمینان ۹۵ درصد برای تعیین بازه اطمینان استخراج گردید. به‌منظور آزمون معناداری اختلاف عملکرد بین دو مدل، تفاوت AUCها در هر تکرار بوت‌استرپ محاسبه و توزیع اختلاف AUCها تحلیل شد. اگر بازه اطمینان اختلاف AUC شامل صفر نباشد، تفاوت بین مدل‌ها از نظر آماری معنادار در نظر گرفته می‌شود.

---

1. True Positive - TP
2. False Positive - FP
3. False Negative - FN
4. True Negative - TN
5. Area Under Curve – Receiver Operating Characteristic _ AUC- ROC
6. Bootstrap
7. Resampling with Replacement

روش بوت‌استرپ نسبت به روش‌های کلاسیک فرضی مانند آزمون z برای مقایسه AUC، مزیت‌هایی دارد، ازجمله عدم نیاز به مفروضات نرمال بودن توزیع یا همسانی واریانس‌ها (Berrar, 2019). همچنین، این روش برای مقایسه مدل‌ها بر روی داده‌های واقعی به‌ویژه در شرایطی که حجم نمونه محدود است، مناسب‌تر تلقی می‌شود.

۵. برآورد الگوها

در این بخش، با تکیه بر مبانی نظری و پیشینه پژوهش ارائه‌شده در بخش‌های پیشین، مدل‌های انتخابی برای تحقیق را به‌طور دقیق تصریح خواهیم کرد. در گام نخست، فرآیند پیش‌پردازش داده‌ها به‌عنوان مرحله اولیه آماده‌سازی مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس، مدل‌های یادگیری ماشین در دو سنجه مختلف، شامل بدون تنظیم پارامترهای فراگیر و با تنظیم پارامترهای فراگیر و مدل اقتصادسنجی رگرسیون لجستیک برای آموزش مدل به‌منظور برآورد احتمال نکول مورد استفاده قرار خواهند گرفت. پس از آموزش مدل‌ها، عملکرد آن‌ها از طریق مجموعه‌ای از معیارهای ارزیابی ذکر شده سنجیده خواهد شد.

۵-۱. تنظیم هایپر پارامترها

مدل‌های یادگیری ماشین دارای مجموعه‌ای از پارامترهای فراگیر هستند که برخلاف پارامترهای مدل (مانند ضرایب در رگرسیون خطی)، مستقیماً از داده‌ها یاد گرفته نمی‌شوند بلکه باید پیش از آموزش مدل مقداردهی شوند (Bergstra & Bengio, 2012). مقدار این پارامترهای فراگیر می‌تواند تأثیر چشمگیری بر عملکرد مدل، دقت پیش‌بینی و تعمیم‌پذیری آن داشته باشد. عدم تنظیم مناسب این مقادیر می‌تواند منجر به کم‌برازش یا بیش‌برازش شود.

یکی از روش‌های معمول در آموزش مدل‌های یادگیری ماشین، استفاده از مقادیر پیش‌فرض برای پارامترهای فراگیر است. این رویکرد در برخی موارد منجر به نتایج قابل قبولی می‌شود اما بهینه‌ترین مدل را تضمین نمی‌کند (Probst, et al., 2018). به همین دلیل، تنظیم پارامترهای فراگیر به منظور یافتن مقدار بهینه‌ای که عملکرد مدل را بیشینه کند، انجام می‌شود. مطالعات مختلفی اهمیت این موضوع را نشان داده‌اند. به‌عنوان مثال، در مطالعه فیورر و هاتر[1] (۲۰۱۹) نشان داده شد که تنظیم بهینه پارامترهای فراگیر می‌تواند باعث بهبود دقت

1. Feurer, M. & Hutter, F.

مدل تا ۱۰ الی ۲۰ درصد نسبت به مقداردهی پیش‌فرض شود. همچنین، در یک پژوهش توسط لیاو و همکاران[1] (۲۰۲۲) مشخص شد که عدم تنظیم مناسب می‌تواند منجر به کاهش تعمیم‌پذیری مدل و درنتیجه عملکرد نامناسب روی داده‌های جدید شود. در مدل‌های یادگیری ماشین مورد استفاده در این پژوهش (جنگل تصادفی و تقویت رادیان حداکثری)، تفاوت بین این دو سنجه به‌صورت زیر قابل مشاهده است:

در حالت بدون تنظیم پارامترهای فراگیر، مقادیر پیش‌فرضی مانند تعداد درخت‌ها، عمق درخت و نرخ یادگیری استفاده شده و مدل بدون انجام جستجوی دقیق آموزش داده می‌شود. در حالت با تنظیم پارامترهای فراگیر، این مقادیر بهینه‌سازی شده‌اند تا عملکرد مدل براساس شاخص مساحت زیر منحنی مشخصه عملکرد به حداکثر برسد.

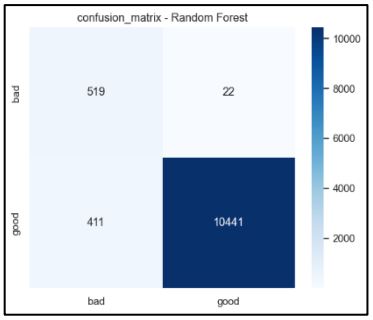
مدل جنگل تصادفی در حالت اولیه، بدون تنظیم هایپرپارامترها، دقتی برابر با ۹۶٪ کسب کرده است. مقدار بازخوانی ۰/۹۶ نشان‌دهنده توانایی بالا در شناسایی موارد نکول است اما صحت پایین‌تر (۰/۵۶) بیانگر اشتباه در طبقه‌بندی بخشی از وام‌های غیرنکولی می‌باشد. پس از تنظیم هایپرپارامترها، دقت مدل به ۹۹٪ افزایش یافته و تعداد منفی‌های کاذب از ۴۱۱ به ۴۸ کاهش یافته است که بهبود چشمگیری در شناسایی وام‌های سالم را نشان می‌دهد. با وجود کاهش اندک بازخوانی نکول به ۰/۸۴، مقدار صحت نکول به ۰/۹۰ ارتقا یافته است که نشان‌دهنده کاهش خطای شناسایی نکول است.

مدل تقویت گرادیان حداکثری در حالت بدون تنظیم، عملکردی مشابه جنگل تصادفی بهینه داشته ولی با صحت ۰/۹۱ و بازخوانی ۰/۸۵، توانایی بهتری در تفکیک وام‌های نکولی از سالم نشان داده است. پس از بهینه‌سازی هایپرپارامترها، این مدل بالاترین صحت و بازخوانی را به‌دست آورده و کمترین میزان منفی کاذب را ثبت کرده است.

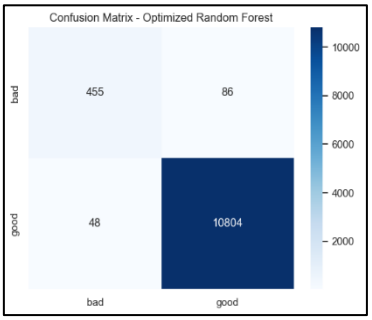
به‌طور کلی، هر دو مدل پس از بهینه‌سازی عملکرد بالایی نشان داده‌اند اما تقویت گرادیان حداکثری با دقت و پایداری بیشتر و خطای کمتر، بهترین گزینه برای شناسایی وام‌های نکولی ارزیابی می‌شود.

1. Liao, L., et al.

شکل ۲. الگوی جنگل تصادفی (بدون تنظیم هایپرپارامترها)

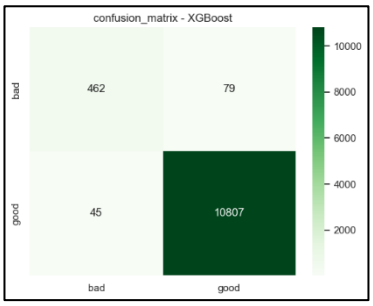


شکل ۳. الگوی جنگل تصادفی (با تنظیم هایپرپارامترها)

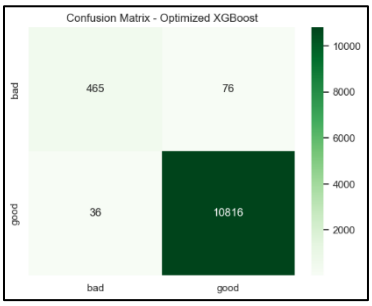


مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ٤. الگوی تقویت گرادیان حداکثری (بدون تنظیم هایپرپارامترها)



شکل ۵. الگوی تقویت گرادیان حداکثری (با تنظیم هایپرپارامترها)



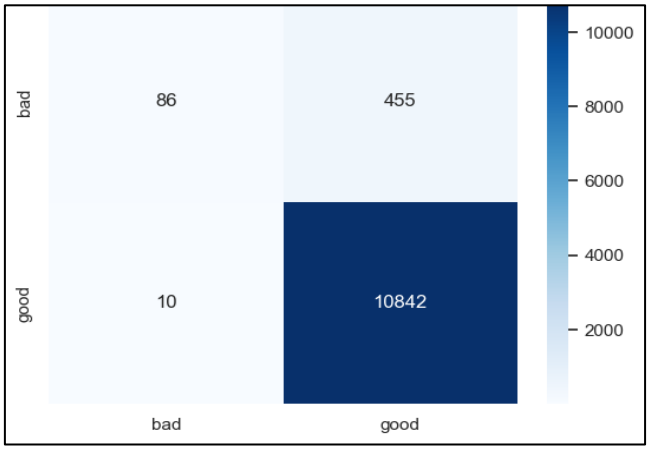
مأخذ: یافته‌های پژوهش

بهینه‌سازی پارامترهای فراگیر در هر دو مدل تأثیر مثبتی داشته و باعث کاهش خطاهای پیش‌بینی و افزایش دقت شده است. اگر هدف کاهش حداکثری اشتباهات در شناسایی وام‌های نکولی باشد، مدل تقویت گرادیان حداکثری با تنظیمات بهینه انتخاب بهتری خواهد بود. اما اگر سادگی اجرا و تفسیر مدل اهمیت بیش‌تری داشته باشد، مدل جنگل تصادفی بهینه‌شده گزینه مناسبی محسوب می‌شود.

الگوی رگرسیون لجستیک عملکرد بسیار خوبی برای پیش‌بینی کلاس خوب و یا بدون نکول دارد اما در پیش‌بینی کلاس بد و یا نکول، ضعیف عمل می‌کند. مقدار صحت برای

کلاس بد ۰/۹۰ است، اما مقدار بازخوانی بسیار پایین است (۰/۱۶). این یعنی مدل در شناسایی موارد نکول با مشکل مواجه است. مقدار ROC-AUC معادل ۰/۷۵۳۴ است که نشان‌دهنده عملکرد نسبتاً متوسطی برای تفکیک دو کلاس است. همچنین ماتریس درهم‌ریختگی نشان می‌دهد که مدل تنها ۸۶ مورد از ۵۴۱ مورد نکول را درست پیش‌بینی کرده و ۴۵۵ مورد نکول را به اشتباه به‌عنوان خوب طبقه‌بندی کرده است.

شکل ٦. الگوی رگرسیون لجستیک



مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. خلاصه ارزیابی نتایج الگوها

الگو	حالت	ACCURACY	Precision (Bad)	Precision (Good)	Recall (Bad)	Recall (Good)	F1-Score (Bad)	F1-Score (Good)	ROC-AUC
جنگل تصادفی	غیربهینه	۹۷٪	۰/۹٤	۰/۹۸	۰/۸۳	۰/۹۹	۰/۸۸	۰/۹۸	۰/۹۳٥
جنگل تصادفی	بهینه	۹۹٪	۰/۹۷	۰/۹۹	۰/۹٤	۰/۹۹	۰/۹٥	۰/۹۹	۰/۹۹٦۸
تقویت گرادیان حداکثری	غیربهینه	۹۸٪	۰/۹٦	۰/۹۹	۰/۸٥	۰/۹۹	۰/۹۰	۰/۹۹	۰/۹۹٦٦
تقویت گرادیان حداکثری	بهینه	۹۹٪	۰/۹۷	۰/۹۹	۰/۸۸	۰/۹۹	۰/۹۲	۰/۹۹	۰/۹۹۷۳
رگرسیون لجستیک	-	۹٦٪	۰/۹۰	۰/۹٦	۰/۱٦	۰/۹۸	۰/۲۷	۰/۹۸	۰/۷٥۳٤

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵-۲. مقایسه معناداری عملکرد مدل‌ها با استفاده از آزمون بوت‌استرپ

در این بخش، یافته‌های حاصل از تحلیل مقایسه‌ای عملکرد سه الگو شامل جنگل تصادفی، تقویت گرادیان حداکثری و رگرسیون لجستیک مبتنی بر معیار مساحت زیر منحنی مشخصه عملکرد گیرنده (AUC-ROC) و آزمون بوت‌استرپ برای برآورد فاصله اطمینان ۹۵ درصدی گزارش می‌شود. همچنین، تفاوت آماری میان عملکرد مدل‌ها از طریق آزمون اختلاف AUC به روش بوت‌استرپ مورد ارزیابی قرار گرفته است.

نتایج حاکی از آن است که مدل جنگل تصادفی با میانگین AUC برابر با ۰/۹۶۶ و مدل تقویت گرادیان حداکثری با میانگین AUC برابر با ۰/۹۶۵، عملکرد بسیار مطلوب و نزدیکی را در طبقه‌بندی داده‌ها ارائه داده‌اند. در مقابل، مدل رگرسیون لجستیک با میانگینAUC برابر با ۰/۷۲۷ به‌طور معناداری عملکرد ضعیف‌تری نسبت به دو مدل دیگر از خود نشان داده است.

مقایسه آماری بین مدل‌ها از طریق آزمون اختلاف AUC نیز نشان داد که تفاوت میان مدل جنگل تصادفی و تقویت گرادیان حداکثری بسیار ناچیز و از نظر آماری غیرمعنادار است زیرا فاصله اطمینان ۹۵ درصدی آن شامل صفر بود درحالی‌که اختلاف عملکرد بین مدل جنگل تصادفی و رگرسیون لجستیک و همچنین بین تقویت گرادیان حداکثری و رگرسیون لجستیک از نظر آماری معنادار ارزیابی شد.

جدول ٦. نتایج تحلیل بوت‌استرپ AUC و آزمون اختلاف معناداری عملکرد مدل‌ها

مقایسه مدل‌ها	مقدار AUC / اختلافAUC	فاصله اطمینان ۹۵٪	نتیجه آماری
جنگل تصادفی	۰/۹٦٦	۰/۹۷٤ – ۰/۹۵۸	عملکرد بالا
تقویت گرادیان حداکثری	۰/۹٦٥	۰/۹۷۲ – ۰/۹۵۷	عملکرد بالا
رگرسیون لجستیک	۰/۷۲۷	۰/۷٤۸ – ۰/۷۰۵	عملکرد ضعیف‌تر
جنگل تصادفی و تقویت گرادیان حداکثری	۰/۰۰۲	۰/۰۰۷ – (-۰/۰۰٤)	غیرمعنادار (CI شامل صفر)
جنگل تصادفی و رگرسیون لجستیک	۰/۲۳۹	۰/۲٦۱ – ۰/۲۲۰	معنادار (CI بدون صفر)
تقویت گرادیان حداکثری و رگرسیون لجستیک	۰/۲۳۸	۰/۲۵۸ – ۰/۲۱۸	معنادار (CI بدون صفر)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

یافته‌های فوق دلالت بر آن دارد که بهره‌گیری از الگوریتم‌های پیشرفته مبتنی بر درخت تصمیم، نظیر جنگل تصادفی و تقویت گرادیان حداکثری، در مسئله طبقه‌بندی مورد مطالعه، به‌مراتب اثربخش‌تر از مدل‌های خطی سنتی مانند رگرسیون لجستیک است و می‌تواند موجب ارتقای دقت پیش‌بینی شود.

٦. بحث و نتیجه‌گیری

به‌طور خلاصه، پژوهش حاضر مدل‌های برآورد احتمال نکول را در دو دسته سنتی و پیشرفته بررسی کرده است. مدل‌های سنتی مانند رگرسیون لجستیک به دلیل سادگی و تفسیرپذیری بالا، همچنان در تحلیل ریسک اعتباری کاربرد دارند اما به دلیل فرض روابط خطی میان متغیرها، در شناسایی الگوهای پیچیده با محدودیت مواجه‌اند. در مقابل، مدل‌های یادگیری ماشین همچون جنگل تصادفی و تقویت گرادیان حداکثری با توانایی درک روابط غیرخطی، دقت بالاتری در پیش‌بینی رفتار نکول ارائه می‌دهند، هرچند نیازمند تنظیم دقیق هایپرپارامترها و توان محاسباتی بیشتری هستند.

نتایج تجربی نشان داد که مدل تقویت گرادیان حداکثری نسبت به رگرسیون لجستیک عملکرد برتری داشته و با دقت ۹۹٪ و امتیاز ROC-AUC معادل ۰/۹۹۷۳ بالاترین میزان صحت را در برآورد نکول سبد تسهیلات بانک ملی ایران به‌دست آورده است درحالی‌که رگرسیون لجستیک به دلیل فرض خطی بودن روابط، توانایی محدودی در شناسایی موارد نکول داشته است. این یافته‌ها فرضیه پژوهش را مبنی بر برتری مدل‌های یادگیری ماشین بر روش‌های سنتی اقتصادسنجی تأیید می‌کند.

مقایسه با مطالعات پیشین نیز نشان می‌دهد که درحالی‌که پژوهش‌های قبلی عمدتاً بر مدل‌های آماری تکیه داشتند، استفاده از الگوریتم‌های یادگیری ماشین موجب افزایش چشمگیر دقت و کاهش خطای پیش‌بینی شده است. بنابراین، ترکیب روش‌های سنتی و مدرن می‌تواند ضمن حفظ قابلیت تفسیر، کارایی مدل‌سازی ریسک اعتباری را به‌طور معناداری ارتقا دهد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Reza Taleblou https://orcid.org/0000-0002-8679-2920
Mir Ali Kamali http://orcid.org/0009-0009-6991-0145
Parisa Mohajeri https://orcid.org/0000-0001-7971-0678

منابع

توکلی، سعید و آشتاب، الهام. (۱۴۰۲). مقایسه کارایی مدل‌های یادگیری ماشین و مدل‌های آماری در پیش‌بینی ریسک مالی. *فصلنامه راهبرد مدیریت مالی*، *۱۱*(۱)، ۷۶-۵۳. https://doi.org/10.22051/jfm.2023.35240.2512

رحمانی، علی و اسماعیلی، غریبه. (۱۳۸۹). کارایی شبکه‌های عصبی، رگرسیون لجستیک و تحلیل تمایزی در پیش‌بینی نکول. *اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی)*، *۷*(۴)، ۱۵۱-۱۷۲. https://doi.org/10.22055/jqe.2010.10640

موحدی نیا، اکبر و بهمئی، نوشین. (۱۳۹۴). تعیین نکول تسهیلات مشتریان حقوقی به‌وسیله حداقل مربعات ماشین بردار پشتیبان بهبودیافته بر مبنای الگوریتم بهینه‌سازی تجمعی ذرات. کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های نوین در مدیریت، اقتصاد و حسابداری. http://irdoi.ir/103-440-857-466

References

Akerlof, G.A. (1970). The market for “lemons”: quality uncertainty and the market mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*, *84*(3), 488–500. https://doi.org/10.2307/1879431

Aldrich, J.H. & Nelson, F.D. (1984). Linear probability, logit, and probit models (Quantitative Applications in the Social Sciences No. 07-045). SAGE Publications. https://doi.org/10.4135/9781412984744

Akinjole, A., Shobayo, O., Popoola, J., Okoyeigbo, O. & Ogunleye, B. (2024). Ensemble-based machine learning algorithm for loan default risk prediction. *Mathematics*, *12*(21), 3423. https://doi.org/10.3390/math12213423

Arrow, K.J. (1963). Uncertainty and the welfare economics of medical care. *The American Economic Review*, *53*(5), 941–973. https://doi.org/10.1016/B978-0-12-214850-7.50028-0

Bergstra, J. & Bengio, Y. (2012). Random search for hyper-parameter optimization. *Journal of Machine Learning Research*, 13, 281-305. https://doi.org/ 10.5555/2503308.2188395

Bermudez, J.D., Gonzalez-Rivera, G. & Gonzalez, M. (2022). Machine learning approaches to credit risk modeling: A comparative analysis. *Journal of Risk and Financial Management*, *15*(4), 123. https://doi.org/10.3390/jrfm15040123

Berrar, D. (2019). Cross-validation. In Encyclopedia of bioinformatics and computational biology (pp. 542–545). Elsevier. https://doi.org/10.1016/B978-0-12-809633-8.20349-X

Breiman, L. (1996). Bagging predictors. *Machine Learning*, *24*(2), 123–140. https://doi.org/10.1007/BF00058655

Breiman, L. (2011). Random Forests. *Machine Learning*, 45, 5–32. https://doi.org/10.1023/A:1010933404324

Chen, T. & Guestrin, C. (2016). XGBoost: A scalable tree boosting system. In Proceedings of the 22nd ACM SIGKDD International Conference on Knowledge Discovery and Data Mining (pp. 785–794). https://doi.org/10.1145/2939672.2939785

Chinchor, N. (1992). MUC-4 evaluation metrics. In Proceedings of the 4th Conference on Message Understanding (pp. 22–29). https://doi.org/10.3115/1072064.1072067

Efron, B. & Tibshirani, R.J. (1993). An introduction to the bootstrap. Chapman & Hall/CRC. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-4541-9

Feurer, M. & Hutter, F. (2019). Hyperparameter optimization. In: Hutter, F., Kotthoff, L., Vanschoren, J. (eds) Automated Machine Learning. The Springer Series on Challenges in Machine Learning. Springer, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-030-05318-5_1

Fishman, G.S. (1973). Statistical analysis for queueing simulations. *Management Science*, *20*(3), 363–369. https://doi.org/10.1287/mnsc.20.3.363

Friedman, J.H. (2001). Greedy function approximation: A gradient boosting machine. *The Annals of Statistics*, *29*(5), 1189–1232. https://doi.org/10.1214/aos/1013203451

Green, D.M. & Swets, J.A. (1966). Signal detection theory and psychophysics. Wiley. https://doi.org/10.1086/405615

G'ulomova, B.M.M. qizi. (2023). Bank loan allocation model based on credit risk prediction of SMEs. https://doi.org/10.1109/ictc57116.2023.10154753

Guo, C. (2016). Using machine learning techniques for credit risk modeling: Empirical evidence from China. *Journal of Financial Risk Management*, *5*(3), 1–12. https://doi.org/10.4236/jfrm.2016.53005

Hand, D.J. & Henley, W.E. (1997). Statistical classification methods in consumer credit scoring: A review. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, *160*(3), 523–541. https://doi.org/10.1111/j.1467-985X.1997.00078.x

Ho, T.K. (1995). Random decision forests. In Proceedings of the 3rd international conference on Document analysis and recognition (Vol. 1, pp. 278-282). IEEE https://doi.org/10.1109/ICDAR.1995.598994

Kelly, G.A. (1952). The psychology of personal constructs. Norton. https://doi.org/10.4324/9780203359037

King, M., Zhu, Q. & Wang, T. (2021). Combining behavioral and financial data to improve credit scoring models: Evidence from a commercial

bank. *Journal of Banking and Finance*, 127, 106125. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2021.106125

Liao, L., Li, H., Shang, W. & Ma, L. (2022). An Empirical Study of the Impact of Hyperparameter Tuning and Model Optimization on the Performance Properties of Deep Neural Networks. *ACM Transactions on Software Engineering and Methodology*, *31*(3), 1–40. https://doi.org/10.1145/3506695

Liu, H. (2020). Credit risk assessment with ensemble learning: A study of small and medium enterprises. *International Review of Financial Analysis*, 71, 101519. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2020.101519

Movahedinia, A. & Bahmai, N. (2015). Determining the default of legal entity customers' facilities using improved support vector machine least squares based on particle swarm optimization algorithm. International Conference on New Researches in Management, Economics, and Accounting. http://irdoi.ir/103-440-857-466 [In Persian].

Nuez Mora, J.A., Moncayo, P. & Franco, C. (2023). Loan default prediction: A complete revision of LendingClub. *Estudios Gerenciales*, *39*(169), 1–17 https://doi.org/10.21919/remef.v18i3.886

Peykani, P., Sargolzaei, M., Sanadgol, N., Takalu, A. & Kamyabfar, H. (2023). Application of structural models (Merton and Geske) and machine learning models (random forest and gradient boosted trees) in predicting default risk of listed companies in the Iranian capital market. *PLoS ONE*, *18*(11), e0292081. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0292081

Powers, D.M.W. (2011). Evaluation: From precision, recall and F-measure to ROC, informedness, markedness & correlation. *Journal of Machine Learning Technologies*, *2*(1), 37–63 https://doi.org/10.9735/2229-3981

Probst, P., Boulesteix, A. & Bischl, B. (2018). Tunability: Importance of Hyperparameters of Machine Learning Algorithms. *Machine Learning Research*, 20, 53:1-53:32. https://doi.org/10.48550/arXiv.1802.09596

Rahmani, A. & Esmaeili, G. (2010). The efficiency of neural networks, logistic regression, and discriminant analysis in predicting default. *Quantitative Economics (Economic Studies)*, *7*(4), 151-172. https://doi.org/10.22055/jqe.2010.10640 [In Persian].

Robinson, N. & Sindhwani, N. (2024). Loan default prediction using machine learning. In 2024 11th International Conference on Reliability, Infocom Technologies and Optimization (Trends and Future Directions) (ICRITO) (pp. 1–5). IEEE. https://doi.org/10.55041/IJSREM24519

Spence, M. (1973). Job market signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, *87*(3), 355–374. https://doi.org/10.2307/1882010

Stiglitz, J.E. & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American Economic Review*, *71*(3), 393–410. http://www.jstor.org/stable/1802787

Tang, Y., Liu, Y. & Huang, X. (2019). Detecting moral hazard in loan default using deep learning algorithms. *Expert Systems with Applications*, 130, 95–103. https://doi.org/10.1016/j.eswa.2019.04.003

Tavakoli, S. & Ashtab, E. (2023). Comparison of the efficiency of machine learning models and statistical models in predicting financial risk. *Quarterly Journal of Financial Management Strategy*, *11*(1), 53-76. https://doi.org/10.22051/jfm.2023.35240.2512 [In Persian].

Uphade, D.B., Muley, A.A. & Chalwadi, S.V. (2024). Identification of most preferable machine learning technique for prediction of bank loan defaulters. *Indian Journal of Science and Technology*, *17*(4), 343-351. https://doi.org/10.17485/IJST/v17i4.2978

Van Rijsbergen, C.J. (1979). *Information retrieval* (2nd ed.). https://doi.org/10.1002/asi.4630300621

استناد به این مقاله: طالبلو، رضا، کمالی، میرعلی و مهاجری، پریسا. (۱۴۰۴). برآورد احتمال نکول تسهیلات اعطایی در بانک ملی: مقایسه رویکردهای یادگیری ماشین و اقتصادسنجی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۰(۱۰۳)، ۱-۴۱.

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

-- Iranian Journal of Economic Research---------
Volume 30, Issue 103, Summer 2025, 42-69
ijer.atu.ac.ir
https://doi.org/10.22054/ijer.2025.85552.1357

Original Research Received: 28/4/2025 Revised: 26/7/2025 Accepted: 16/8/2025 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

Market Size and Strategic R&D Personnel Recruitment as a Barrier to Foreign Entry

Ali Mazyaki*
Assistant Professor, Department of Business Economics, Faculty Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Sina Ashouri
Ph.D. Candidate in Economics, Department of Business Economics, Faculty Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

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

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

Abstract

The current study examined how strategic R&D investments by incumbent domestic firms influence entry deterrence against foreign competitors in an era of rising global market concentration. The objective was to analyze whether, and through what mechanisms, such investments operate as an endogenous barrier to free trade. In this line, the study developed a theoretical framework integrating insights from international trade and industrial organization. The interaction between incumbent firms and potential foreign entrants was modeled as a Stackelberg entry-deterrence game, from which the corresponding equilibrium conditions were drawn. The analysis showed that even in the absence of direct innovation incentives, incumbents may find strategic R&D investment optimal. This occurs through a distortionary increase in wages for R&D personnel, which raises foreign

* Corresponding Author: mazyaki@atu.ac.ir
How to Cite: Mazyaki, A. , Ashouri, S., Bahrami, J. & Shahhoseini, S. (2025). Market Size and Strategic R&D Personnel Recruitment as a Barrier to Foreign Entry. *Iranian Journal of Economic Research*, *30*(103), 42-69.

competitors' entry costs and reduces their expected profits. The analysis also identified a range of market sizes in which entry-deterring behavior is most pronounced. Specifically, moderate-sized markets are the sites where strategic R&D is most effectively used to deter entry, whereas in very small or very large markets the incentives for such behavior weaken. These results indicates that trade liberalization alone is insufficient to curb rising market concentration. The study underscored the importance of integrating trade and industrial policy when analyzing competitive dynamics and provided a theoretical foundation for future empirical research on the relationship between market size and firm-level R&D.

1. Introduction

While canonical trade theory predicts that liberalization promotes competition, empirical evidence since the late 1970s shows a persistent rise in market concentration. In this context, it is essential to analyze how strategic recruitment of R&D personnel can serve as an endogenous barrier to entry in international markets. The current study aimed to examine whether incumbent domestic firms can use R&D hiring strategically to deter foreign entry, even in the absence of direct productivity gains. It also went on to identify the market conditions under which such behavior is profit-maximizing, and evaluate policy mechanisms capable of mitigating its anti-competitive effects. An attempt was made to infer policy implications from the results. The analysis employed a Stackelberg entry-deterrence framework that integrates insights from international trade and industrial organization. In this setting, incumbents first decide on production levels and the scale of R&D hiring, while potential entrants subsequently determine whether to enter the market after observing these choices. The model treats R&D labor as a scarce, wage-sensitive input and incorporates fixed entry costs to capture market-access frictions. Analytical solutions and comparative statics delineate the conditions under which deterrence is rational.

2. Materials and Methods

The study developed a compact, theory-driven approach characteristic of industrial-organization research. It constructed a three-stage Stackelberg game in which an incumbent domestic firm moved first, followed by a potential foreign entrant. The model explicitly distinguished between final-goods production and R&D activities, treating the domestic supply of R&D labor as both scarce and endogenous to wage setting. Instead of estimating structural parameters, the analysis proceeded analytically: equilibrium strategies

were derived, comparative-static conditions were characterized, and the parameter regions in which deterrence was feasible were identified. To make the theoretical insights practically interpretable, the research provided illustrative numerical examples and mapped the feasible parameter domains. Finally, it examined cross-country indicators (e.g., market-size proxies and measures related to fixed trade costs and access to R&D talent from OECD and other international sources), demonstrating that the non-linear patterns predicted by the model were observable in available data, while emphasizing that these checks were illustrative rather than causal tests.

3. Results and Discussion

The analysis yielded four principal findings. First, incumbents can indeed profit from strategically recruiting R&D personnel to raise rivals' entry costs. This mechanism operates not through direct productivity gains but via a labor-market distortion: by increasing demand for scarce R&D talent, incumbents drive up wages, thereby raising the resource costs a foreign entrant would face when attempting to replicate or adapt products for the domestic market. Second, the feasibility of this strategic hiring is strongly non-linear in market size. In very small markets, profitable entry deterrence is infeasible because limited demand makes the cost of such a strategy economically unjustified. In very large markets, incumbents have little incentive to deter entry, as they already extract substantial rents without engaging in costly wage escalation. It was found that strategic R&D recruitment is most viable in medium-sized markets, where incumbents possess both sufficient market power and exposure to potential entrants. Third, the prevalence of deterrence critically depends on fixed entry costs and other trade-cost parameters. When fixed costs are low, deterrence collapses and market opening tends to produce competitive reallocation. Conversely, high or sticky fixed costs expand the parameter domain in which strategic hiring can sustain exclusion. Fourth, the analysis identified suggestive empirical patterns consistent with these theoretical predictions. Cross-country and cross-industry proxies revealed a non-monotonic relationship between market size and measures of R&D hiring intensity and entry impedance, while higher trade-friction indicators corresponded to conditions favorable to deterrence. Overall, these findings can be seen in their relevance to the broader trade–innovation literature. Although classic reallocation channels operated in some environments, the model demonstrated how innovation-related labor-market mechanisms can weaken or even reverse the pro-competitive effects of liberalization.

4. Conclusion

This study developed a theoretical framework to understand how the strategic recruitment of R&D personnel can serve as an endogenous barrier to foreign market entry, thereby explaining cases in which trade liberalization coincides with increased market concentration. The main policy implications are twofold. First, trade liberalization alone does not necessarily enhance competition if the strategic labor-market effects related to innovation are ignored. Second, policies that lower the effective fixed costs of entry or increase access to R&D talent (e.g., reducing regulatory barriers, improving talent mobility, or promoting open R&D collaborations) can mitigate the anti-competitive incentives for firms to use R&D hiring as an exclusionary tactic. In addition, more targeted competition policies are recommended. These include monitoring wage-driven exclusionary strategies, scrutinizing hiring practices that aim to limit talent rather than enhance productive capacity, and conditioning subsidies or incentives on demonstrable productivity gains. Several empirical extensions are also recommended, such as structurally estimating the model using firm-level data, identifying the causal effects of wage distortions, and evaluating policy experiments designed to reduce fixed trade costs or improve access to R&D personnel. Such efforts are critical for translating the model's theoretical insights into practical policy solutions.

Keywords: Entry Deterrence Game, International Trade, Industrial Organization, Market Size, Research and Development

JEL Classification: D40, F16, L12, O32

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۲/۸

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۵/۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۵/۲۵

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

eISSN:۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران ---------

دوره ۳۰، شماره ۱۰۳، تابستان ۱٤۰٤، ٤۲-٦۹

ijer.atu.ac.ir

https://doi.org/10.22054/ijer.2025.85552.1357

اندازه بازار و استخدام استراتژیک نیروی کار تحقیق‌وتوسعه به‌عنوان مانع ورود رقیب خارجی

علی مزیکی * استادیار گروه اقتصاد بازرگانی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

سینا عاشوری دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد بازرگانی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

جاوید بهرامی دانشیار گروه اقتصاد بازرگانی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

سمیه شاه‌حسینی دانشیار گروه اقتصاد بازرگانی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

چکیده

در این پژوهش به بررسی عوامل مؤثر بر کنش ممانعت از ورود بنگاه‌های خارجی با استفاده از سرمایه‌گذاری راهبردی بنگاه خانگی در تحقیق‌وتوسعه پرداختیم. بررسی این موضوع به‌عنوان یک مانع درون‌زای مخرب تجارت آزاد، تحت چارچوب جاری افزایش تمرکز بازار در سطح بازارهای جهانی، برای طراحی سیاست‌های تجاری بهینه ضرورت دارد. به این منظور و در راستای گسترش ادبیات موضوع که در آن تحقیق‌وتوسعه در امتداد نوآوری محصول یا فرآیند پدیدار می‌شود، یک چارچوب نظری از طریق تلفیق تئوری‌های تجارت بین‌الملل و سازمان صنعتی مطرح کرده و در قالب یک بازی استکلبرگ «ممانعت از ورود» نشان دادیم که حتی در شرایطی که بنگاه‌ها انگیزه مستقیمی برای مشارکت در فعالیت‌های نوآورانه ندارند، سرمایه‌گذاری در تحقیق‌وتوسعه می‌تواند منطق راهبردی داشته باشد. کارکرد این رفتار که نیازمند حدی از قدرت قیمت‌گذاری است، از طریق ایجاد انحراف در دستمزد نیروی کار تحقیق‌وتوسعه و به دنبال آن افزایش هزینه ورود رقیب خارجی و کاهش سود مورد انتظار آن، آشکار می‌شود. همچنین ما نشان دادیم دامنه‌ای از اندازه بازار وجود دارد که در تقویت رفتار ممانعت از ورود عمل می‌کند؛ بنابراین در این محیط آزادسازی تجاری نمی‌تواند نقشی در زمینه کنترل تمرکز بازار داشته باشد. این یافته‌ها اهمیت لحاظ تأثیر و تأثرات سیاست تجاری و صنعتی را برجسته و همچنین مبنای نظری جدیدی برای تحلیل تجربی ارتباط بین اندازه بازار و تحقیق‌وتوسعه در سطح بنگاه را فراهم می‌سازد.

کلیدواژه‌ها: بازی بازدارندگی از ورود، تجارت بین‌الملل، سازمان‌دهی صنعتی، اندازه بازار، تحقیق‌وتوسعه.

طبقه‌بندی JEL: D40, F16, L12, O32

---

* نویسنده مسئول: mazyaki@atu.ac.ir

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

۱. مقدمه

دهه ۱۹۷۰ میلادی، سرآغازی برای افزایش تمرکز بازار در سطح جهان بوده است (Barkai, 2020; De Loecker & Eeckhout, 2018; Edmond, et al., 2023). این امر موجی از مطالعات را برانگیخت که رابطه علّی بین جهانی‌سازی و افزایش تمرکز بازار را بررسی می‌کردند. برخی همچون دریدر[1] (۲۰۲۴) تحولات فناورانه و برخی دیگر چون گوتیئرز و فیلیپین[2] (۲۰۲۳)، ملایمت در سیاست‌های ضدانحصار را عامل اصلی این وضعیت دانسته‌اند. مطالعات راه‌حل‌محور مثل آکسیگیت و همکاران[3] (۲۰۲۱) فرض می‌کنند که توسعه تجارت می‌تواند پویایی صنعت را بهبود دهد. بااین‌حال، مشاهده تضعیف هم‌زمان رقابت و رشد جهانی‌سازی، برخلاف دلالت‌های تئوری تجارت بین‌الملل، حاکی از آن است که تجارت ممکن است از طریق کانال‌های جانبی، پیامدهای غیرمنتظره‌ای داشته باشد. در این چارچوب، کَونیل و همکاران[4] (۲۰۲۳) نشان دادند که وجود امکان تحقیق‌وتوسعه باعث فعال‌سازی «اثر بازخورد نوآوری»[5] پس از آزادسازی تجاری و در نتیجه افزایش تمرکز بازار می‌شود درحالی‌که بدون این امکان، عکس این فرآیند رخ می‌دهد. البته در مطالعات قدیمی‌تر همچون ملینز[6] (۲۰۰۳) این مهم مطرح شده است که تجارت می‌تواند، از محل خروج بنگاه‌های ناکارآمد، منجر به بازتوزیع منابع در داخل یک صنعت به سمت بنگاه‌های بهره‌ورتر بشود. این در حالی است که بیان نظری این مدل‌ها، ضعف‌هایی در قاعده قیمت‌گذاری بنگاه‌ها دارد که درنهایت منجر به این می‌شود که با انباره محدودتری از بنگاه‌ها، سطح عمومی قیمت‌ها کاهش می‌یابد. این پیش‌بینی نظری، شکاف محسوسی با واقعیت دارد.

تحقیق‌وتوسعه و نوآوری نقش کلیدی در پر کردن این شکاف دارند اما ادبیات رابطه تجارت و نوآوری هنوز نوپاست؛ بنابراین فرضیه‌های متنوعی در حال آزمون‌اند. در همین چارچوب نورالزمان و همکاران[7] (۲۰۱۹) نشان دادند که فشار رقابتی می‌تواند نوآوری تقلیدی را تشدید کند. آثار رفاهی این پدیده و نقش اندازه بنگاه‌ها در مطالعات بعدی توسط

1. De Ridder, M.
2. Gutierrez, G. & Philippon, T.
3. Akcigit, U., et al.
4. Cavenaile, L., et al.
5. Innovation feedback effect
6. Melitz, M.J.
7. Nuruzzaman, N., et al.

ظهور و همکاران[1] (۲۰۲۳) و نیز الخلف و الطبا[2] (۲۰۲۴) بررسی شده است. پژوهش‌های اخیر همچون وو و همکاران[3] (۲۰۲۲)، نوع ورود رقیب خارجی ازجمله ادغام و نیز وابستگی پیامدها به درجه تمرکز بازار را تحلیل کرده‌اند. شواهد تجربی گسترده دهه اخیر، نیاز به یک چارچوب نظری یکپارچه و مدل‌های سازمان صنعتی را آشکار می‌سازد. در همین چارچوب مطالعه حاضر با مدل‌سازی تعامل راهبردی نوآوری میان عاملان داخلی و خارجی، تحقیق‌وتوسعه را به‌مثابه ابزاری برای ممانعت از ورود معرفی می‌کند. این مهم دریچه جدیدی برای فهم تأثیرات آزادسازی تجارت بر فعالیت درون‌زای بنگاه‌ها در جهت حفظ تمرکز بازار ایجاد می‌کند. همچنین خوب است شواهد بهشتی و همکاران (۱۳۸۸) را در نظر داشته باشیم که به درستی نشان می‌دهند رقابت نه‌تنها بین بنگاه‌های فعال در صنعت بلکه مابین بنگاه‌های بالقوه نیز صورت می‌گیرد.

اگرچه در سال‌های اخیر، مطالعات متعددی به ارتباط بین تجارت بین‌الملل و نوآوری پرداخته‌اند، کمتر تحقیقاتی نقش استخدام نیروی کار تحقیق‌وتوسعه به‌عنوان ابزاری راهبردی برای ممانعت از ورود رقبای خارجی را در چارچوب نظریه سازمان صنعتی بررسی کرده است. پژوهش حاضر با ادغام جنبه‌هایی از نظریه تجارت بین‌الملل و سازمان صنعتی، استخدام نیروی کار تحقیق‌وتوسعه را به‌عنوان یک سازوکار بازدارندگی از ورود بنگاه‌های خارجی معرفی می‌کند. نوآوری اصلی این مطالعه در معرفی این سازوکار و تحلیل شرایط تحقق آن است. به‌علاوه با پررنگ‌کردن یک جنبه مغفول مطالعات قبلی، یعنی تعامل راهبردی بنگاه‌ها، توجهات را به اهمیت آن در طرح تئوری‌های استوار جلب می‌کنیم. به‌عبارت‌دیگر، اگر بنگاه‌ها راهکارهایی برای ایجاد فعالانه مانع در برابر ورود رقبا توسعه داده باشند، درک رفتار راهبردی این بازیگران به یک الزام برای شناخت پویایی‌های کسب‌وکار و فهم تأثیرات غیرمستقیم سیاست‌های تجاری تبدیل می‌شود. مشارکت کلیدی پژوهش ما این است که نشان می‌دهیم مستقل از انگیزه‌های بنگاه برای استخدام نیروی کار تحقیق‌وتوسعه برای کاهش هزینه‌ها در چارچوب نوآوری فرآیند و یا گسترش دامنه محصولات از مجرای نوآوری محصول، منطق سودآوری برای بنگاه در استخدام این نیروها از محل برهم‌کنش

1. Zahoor, N., et al.
2. Alkhalaf,T. & Al-tabbaa, O.
3. Woo, H.S., et al.

راهبردی با رقبای خارجی وجود دارد. این مهم می‌تواند زمینه توسعه مطالعات نظری و تجربی دیگر را فراهم کند. در این راستا ما از یک ابزار کاربردی یعنی استفاده از مدل‌های مربوط به نظریه بازی‌ها، به سبک سازمان‌های صنعتی برای توسعه دیدگاه‌های نظری در تجارت بین‌الملل بهره جستیم. سازمان‌های صنعتی جعبه ابزار مفیدی برای توسعه دیدگاه‌های نظری در تجارت فراهم و امکان گسترش نظریات به جهت دربرگرفتن حقایق آماری را ایجاد می‌کند. به‌طور مشخص اتکای ما بر مدل‌های «بازدارندگی از ورود»[1] است. در این چارچوب به بررسی این موضوع می‌پردازیم که چگونه در یک تعامل استکلبرگ[2]، بنگاه مستقر در بازار می‌تواند با به‌کاربردن «راه‌کنش‌های»[3] مختلف، بنگاه بالقوه دیگری را از ورود به بازار دل‌سرد کند.

باید در نظر داشت که بنگاه‌ها ممکن است نه فقط بر حسب حقایق جاری بلکه در جهت تغییر شرایط بازار در آینده، رفتار راهبردی بروز دهند. این رفتارها دامنه وسیعی دارند ولی درنهایت به دنبال سخت‌تر کردن ورود بنگاه‌های جدید به بازار هستند. مدل نمونه برای یک بازی بازدارندگی از ورود شامل سه مرحله است. در مرحله اول، بنگاه فعال در بازار با بروز یک رفتار استراتژیک آینده‌نگرانه مثل ایجاد ظرفیت اضافه در خط تولید، تبلیغات و مواردی ازاین‌دست هزینه‌ای را متحمل می‌شود به این امید که با این عمل، احتمال ورود بنگاه‌های بالقوه را کاهش دهد و در عمل، مانع از حضور او در بازار شود. در مرحله دوم، بنگاه بالقوه با مشاهده رفتار بنگاه حاضر در بازار تصمیم می‌گیرد که وارد بازار شود یا خیر. درهرصورت، ورود به بازار نیازمند پرداخت هزینه‌های مربوطه که عمدتاً از نوع رسوب یافته‌اند، است. در مرحله سوم، بسته به اینکه ورود صورت‌گرفته باشد آثار رفاهی آن تحلیل می‌شود (Ellison & Ellison, 2011).

این مقاله در پنج بخش شامل مقدمه، تشریح مدل، یافته‌ها، نتیجه‌گیری و منابع سازمان‌دهی شده است. در مقدمه، ضمن معرفی مسئله، ادبیات مرتبط و روش تحقیق در یک روایت یکپارچه مرور شده است. در بخش تشریح مدل، پس از بیان مفروضات، در دو وضعیت با تفاوت در قدرت قیمت‌گذاری بیان رسمی مدل ارائه می‌شود. یافته‌ها نشان می‌دهد که وجود

1. Entry deterrence
2. Stackelberg
3. Tactics

قدرت قیمت‌گذاری، شرط ضروری تحقق کنش‌های ضدرقابتی است. همچنین سه قضیه اصلی تحقیق در این بخش ارائه شده است: استخدام نیروی کار تحقیق‌وتوسعه می‌تواند ابزاری برای ممانعت از ورود باشد. این رفتار در یک بازه مشخص از اندازه بازار تقویت می‌شود و هزینه‌های ثابت تجارت بسیار کم وقوع چنین کنش ضدرقابتی را محدود می‌کند. بخش نتیجه‌گیری نیز جمع‌بندی و پیشنهادهای سیاستی و پژوهشی را ارائه می‌کند.

۲. تصریح مدل

ما یک مدل نظری در قلمرو «سازمان‌های صنعتی»[1]، برای فهم پویایی‌های رفتار بنگاه‌ها در فضای تجارت بین‌الملل با یک بنگاه خانگی h و یک بنگاه خارجی f طرح می‌کنیم. در همین چارچوب، فرض می‌شود دو نوع نیروی کار شامل نیروهای تولیدی l_m و نیروهای تحقیق و توسعه l_r وجود داشته باشد. موجودی کل نیروی کار تحقیق و توسعه و تولیدی کشور به ترتیب برابر R و M است. آن بخش از نیروی کار تحقیق و توسعه که در بنگاه خانگی مشغول است را با $l_{r,h}$ و آن بخش که در بنگاه خارجی فعالیت می‌کند را با $l_{r,f}$ نشان می‌دهیم و همچنین $l_{r,o}$ نیز بیانگر بخش غیر شاغل این نیروهاست. بنابراین:

$$l_{r,h} + l_{r,f} + l_{r,o} = R \qquad (۱)$$

به همین صورت منطق مشابهی در مورد نیروهای تولیدی برقرار خواهد بود. هر دو بنگاه با تابع تولید یکسان مطابق رابطه (۲) که در آن β کشش تولید کالای نهایی نسبت به نیروی تولیدی، θ_s پارامتر بهره‌وری هر کشور است، ستانده y_s را در مرز کارایی خود عرضه می‌کنند:

$$y_s := \theta_s \left(l_{m,s}\right)^{\beta} \quad 0 < \beta \leq 1 \qquad s \in \{h, f\} \qquad (۲)$$

برای ساده‌سازی از پویایی‌های بخش تولید و تمرکز بر تحقیق‌وتوسعه، دستمزد نیروی کار تولیدی را ثابت و برون‌زا $\overline{w}_m$ در نظر می‌گیریم. در نقطه مقابل، عرضه نیروی کار تحقیق و توسعه به صورت تابعی صعودی است که در این صورت ساختار دستمزد به رابطه (۳) که در آن A پارامتر مقیاس و γ معکوس کشش عرضه نیرو تحقیق و توسعه نسبت به دستمزد است، قابل تعریف است:

1. Industrial Organization

$$w(l_{r,h} + l_{r,f}) \coloneqq A(l_{r,h} + l_{r,f})^{\gamma} \quad \gamma \geq 1 \qquad (۳)$$

فرآیندی که طی آن بنگاه خارجی با به‌کارگیری نیروی کار تحقیق‌وتوسعه، قادر خواهد شد محصول خود را به سطح استاندارد مدنظر مصرف‌کننده داخلی برساند و به‌تبع آن امکان عرضه در بازار داخلی را به‌دست آورد را «سفارشی‌سازی» می‌نامیم. در این مسیر یک کالای آزمایشی d_f تماماً به‌وسیله نیروی تحقیق و توسعه داخلی کشور، $l_{r,f}$، مطابق تابع تولید:

$$d_f(l_{r,f}) \coloneqq \theta_d(l_{r,f})^{\lambda} \quad 0 < \lambda < 1 \qquad (۴)$$

فراهم می‌شود. پس از آن است که بنگاه خارجی می‌تواند کالای خود را بعد از پرداخت هزینه‌های تجارت، به داخل کشور مفروض صادر کند. در رابطه (۴)، θ_d پارامتر تحقیق‌وتوسعه بنگاه خارجی و λ کشش طراحی نسبت به نیروی تحقیق و توسعه است. ازآنجاکه صرفاً یک واحد از کالای آزمایشی لازم است، هزینه بهینه شده ساخت آن $c_f(l_{r,h})$ توسط عبارت:

$$c_f(l_{r,h}) \coloneqq \underset{l_{r,f}}{argmin}\{w(l_{r,h} + l_{r,f})l_{r,f} | d_f(l_{r,f}) \geq 1\} \qquad (۵)$$

قابل‌محاسبه است. براین‌اساس، مقدار نیروی کار تحقیق‌وتوسعه لازم برای بنگاه خارجی برابر عبارت:

$$l_{r,f} = (\frac{1}{\theta_d})^{\frac{1}{\lambda}} \qquad (۶)$$

خواهد بود. بر حسب روابط (۴)، (۵) و (۶) مخارج لازم برای تولید کالای آزمایشی برابر:

$$c_f(l_{r,h}) = (A \cdot \left((\frac{1}{\theta_d})^{\frac{1}{\lambda}} + l_{r,h}\right)^{\gamma}) \cdot (\frac{1}{\theta_d})^{\frac{1}{\lambda}} \qquad (۷)$$

است. ازآنجاکه حضور بنگاه خانگی در بازار به لحاظ زمانی تقدم دارد، تقاضای بنگاه خارجی از نیروی کار تحقیق‌وتوسعه، پیرو تقاضا بنگاه خانگی $l_{r,h}$ است. لازم به ذکر است که بنگاه خارجی پس از سفارشی‌سازی محصول، نیازی به این نوع نیرو نخواهد داشت و مشابه بنگاه دیگر، کالای نهایی را با استفاده از نیروهای تولیدی عرضه خواهد کرد. به‌علاوه هزینه ثابت ورود به بازار f_f که از نوع رسوب یافته است نیز باید توسط بنگاه خارجی پرداخت شود.

در چارچوب مطرح شده برای مدل، تحقیق‌وتوسعه متناظر با استخدام نیروی کار مربوطه است. همچنین همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، ما کارکردهای این نیرو را فقط در جهت

سفارشی‌سازی کالای بنگاه خارجی فروکاستیم. علت این امر به ظرافت‌های مدل‌سازی برمی‌گردد. در حقیقت با صرف‌نظرکردن از سایر منافع مستقیمی که تحقیق‌وتوسعه می‌تواند برای بنگاه‌ها داشته باشد، توجهات را به سمت منافع غیرمستقیمی جلب می‌کنیم که شاید تا پیش‌ازاین در نظر گرفته نمی‌شد. در ادامه این مسیر نشان خواهیم داد که به دلیل مناسبات استراتژیک، حتی در شرایط خاص این مدل، یعنی عدم فایده مستقیم استخدام نیروی کار تحقیق‌وتوسعه برای بنگاه خانگی، استخدام نیروی کار تحقیق‌وتوسعه توسط این بنگاه منطقی می‌شود. ازآنجاکه این استخدام منافع مستقیمی برای اقتصاد ندارد، مقادیر تعادلی مثبت آن نوعی زیان اجتماعی محسوب می‌شود. بنابراین لازم است که بررسی کنیم این رفتار در چه شرایطی امکان ظهور و بروز خواهد داشت که متناسب با این امکان‌سنجی، سیاست مناسب را به جهت کنترل آن پیشنهاد کنیم.

در همین مسیر، ابتدا مدل را برای حالتی که بنگاه‌ها قیمت‌پذیر هستند بررسی خواهیم کرد و نشان خواهیم داد که در این شرایط بنگاه خانگی انگیزه‌ای برای استخدام نیروی تحقیق‌وتوسعه ندارد. بنابراین نگرانی نیز در این شرایط از باب بروز رفتار بازدارندگی از ورود نیز وجود ندارد. در ادامه نشان خواهیم داد که درصورتی‌که قیمت درون‌زا باشد، بسته به پارامترهای مدل، استخدام تحقیق‌وتوسعه برای بنگاه خانگی منطقی خواهد داشت. بر همین اساس استدلال خواهیم کرد که ساختار بازار در این زمینه نقش مهمی بازی خواهد کرد. این موضوع بررسی عوامل مؤثر بر چنین رخدادی را برای طراحی سیاست‌های آزادسازی تجاری ضروری می‌کند.

۲-۱. مدل دو بنگاه خانگی و خارجی، قیمت برون‌زا

در این بخش بازی استکلبرگی را در نظر می‌گیریم که در آن یک بنگاه خانگی قیمت‌پذیر، به دلیل رقابت یا کنترل قیمت توسط دولت، در داخل کشور در حال فعالیت است:

$$\pi_h := p.y(l_{m,h}) - \overline{w}_m l_{m,h} - (A \cdot \left((\frac{1}{\theta_d})^{\frac{1}{\lambda}} + l_{r,h} \right)^{\gamma}) l_{r,h} \qquad (۸)$$

در همین چارچوب اما در زمان یا مرحله دوم، یک بنگاه خارجی نیز قرار است به‌صورت قیمت‌پذیر وارد بازار این کشور بشود؛ لذا هر کدام براساس منطق اقتصادی به دنبال حداکثرسازی تابع سود خود تصمیم به عدم تولید یا میزان مشخصی از تولید می‌گیرند. در

این چارچوب تابع سود بنگاه خارجی که ملزم به پرداخت هزینه ثابت ورود و تولید یک واحد سفارشی است، به‌صورت:

$$\pi_f := p.y(l_{m,f}) - \bar{w}_m l_{m,f} - c_f(l_{r,h}) - f_f \quad (۹)$$

قابل‌تعریف است که در آن p قیمتِ برون‌زا کالا و $c_f(l_{r,h})$ مخارج لازم برای تولید کالای آزمایشی می‌باشد که از رابطه (۷) قابل جایگزینی است. براساس استدلال پس‌نگر، ابتدا مسئله بنگاه خارجی را در نظر می‌گیریم. در این چارچوب متغیر تصمیم بنگاه خارجی فقط $l_{m,f}$ خواهد بود که براساس آن:

$$\frac{\partial E(\pi_f)}{\partial l_{m,f}} = 0 \Rightarrow l_{m,f} = \left(\frac{\bar{w}_m}{P\beta\theta_h}\right)^{\frac{1}{\beta-1}} \quad (۱۰)$$

اما از سوی دیگر برای بنگاه خانگی داریم که:

$$\frac{\partial E(\pi_h)}{\partial l_{l_{r,h}}} < 0 \Rightarrow l_{l_{r,h}} = 0 \quad (۱۱)$$

به‌عبارت‌دیگر حتی توقف تولید توسط بنگاه خارجی، سودی به بنگاه خانگی نمی‌رساند. در این حالت بنگاه خارجی به‌اصطلاح رقیب بنگاه خانگی نیست. بنابراین، نشان داده شد که در شرایطی که قیمت برون‌زا باشد، بنگاه خانگی انگیزه‌ای برای استخدام نیروی کار تحقیق‌وتوسعه نخواهد داشت. اما با درون‌زا شدن قیمت داستان متفاوتی رخ می‌دهد.

۲-۲. مدل دو بنگاه خانگی و خارجی، قیمت درون‌زا

در ادامه بر وضعیتی تمرکز می‌کنیم که بنگاه‌ها قدرت قیمت‌گذاری دارند و از طریق کاهش عرضه می‌توانند قیمت محصول را افزایش دهند. فرض بر این است محصول هر دو بنگاه همگن‌اند و تابع تقاضای کل خانگی به‌صورت:

$$y := a - p \quad (۱۲)$$

که در آن a ظرفیت بازار و p قیمت درون‌زا، پدیدار از ساختار بازار است. گرچه در دو حالت قیمت‌های درون‌زا و برون‌زا، مواردی مطرح می‌شوند که از واقعیت دور هستند اما ما در نظریه سازمان‌های صنعتی با بررسی این دو حالت و تحولاتی که در آن رخ می‌دهد، نشان می‌دهیم که ساختار بازار تا چه حد می‌تواند بر نتایج ما سایه بیافکند و عملاً آنچه رخ می‌دهد

چیزی بین این دو خواهد بود. با این اوصاف در یک استدلال پس‌نگر، ابتدا تابع پاسخ بنگاه خارجی را به‌دست می‌آوریم. به این منظور تابع سود به فرم:

$$\pi_f = (a - y_f - y_h).y_f - \bar{w}_m l_{m,f} - c_f(l_{r,h}) - f_f \quad (۱۳)$$

را بازتعریف کرده و پس از نوشتن شرط مرتبه اول برای متغیر تصمیم y_f، خواهیم داشت:

$$a - y_h - 2y_f - \frac{\bar{w}_m}{\beta(\theta_{m,f})^{\frac{1}{\beta}}}(y_f)^{\frac{1}{\beta}-1} = 0 \quad (۱۴)$$

براساس رابطه (۱۳)، تابع پاسخ بنگاه خارجی $y_f(y_h)$ قابل دستیابی است. در طرف مقابل با بازتعریف تابع سود بنگاه خانگی به فرم:

$$\pi_h = (a - y_f - y_h).y_h - \bar{w}_m l_{m,h} - A \cdot \left((\frac{1}{\theta_d})^{\frac{1}{\lambda}} + l_{r,h}\right)^{\gamma} l_{r,h} \quad (۱۵)$$

و نوشتن شرط مرتبه اول برای $l_{m,h}$ با در نظر گرفتن تابع پاسخ بنگاه خارجی $y_f(y_h)$ در رابطه:

$$\left(a - y_f - 2y_h - \frac{\partial y_f}{\partial y_h}\right)\frac{\partial y_h}{\partial l_{m,h}} - \bar{w}_m = 0 \quad (۱۶)$$

y_h نیز قابل دستیابی است. در ادامه برای تمرکز بر بخش تحقیق و توسعه و «بدون از دست دادن کلیت»[1] فرض می‌کنیم که دستمزد نیروی کار تولیدی $\bar{w}_m$ برابر صفر باشد. با این فرض مسئله رقابت تولیدی به فرم ساده استکلبرگ تقلیل می‌یابد و پاسخ آن برابر:

$$y_h{}^{sta} = \frac{a}{2}, \quad y_f{}^{sta} = \frac{a}{4} \quad (۱۷)$$

خواهد بود. در این صورت سود بنگاه خارجی برابر:

$$\pi_f{}^{sta}(l_{r,h}) = \frac{3a^2}{16} - A \cdot \left((\frac{1}{\theta_d})^{\frac{1}{\lambda}} + l_{r,h}\right)^{\gamma} (\frac{1}{\theta_d})^{\frac{1}{\lambda}} - f_f \quad (۱۸)$$

و سود بنگاه داخلی برابر:

$$\pi_h{}^{sta}(l_{r,h}) = \frac{a^2}{8} - A \cdot \left((\frac{1}{\theta_d})^{\frac{1}{\lambda}} + l_{r,h}\right)^{\gamma} l_{r,h} \quad (۱۹)$$

خواهد بود.

1. Without Loss of Generality

۳. یافته‌ها

در ابتدای این بخش ضرورت دارد نشان دهیم که در حالت‌هایی، بنگاه خانگی انگیزه دارد با استخدام نیروی کار تحقیق‌وتوسعه $l_{r,h}$ امکان ورود از بنگاه خارجی را سلب کند. این موضوع ضرورت انجام پژوهش حاضر را توجیه کرده و همچنین دلیلی است که چرا ممکن است اقدام به آزادسازی تجاری منجر به رفتارهای ضدرقابتی برای ممانعت از ورود بنگاه‌های رقیب خارجی بشود. ما در ادامه حدود و ثغور چنین رفتارهایی را بررسی کرده و در چند شبیه‌سازی به بررسی اثر پارامترهای مهمی چون اندازه بازار و یا هزینه‌های ثابت ورود در امکان‌پذیری بازدارندگی بنگاه خانگی از ورود بنگاه خارجی می‌پردازیم. با این مقدمه، اگر به رابطه (۱۹) که بیانگر سود بنگاه خانگی در تعادل استکلبرگ است دقت کنیم، متوجه می‌شویم که در آن جزء سمت راست رابطه، بستگی نزولی به $l_{r,h}$ دارد.[۱] بنابراین اگر مسئله بازدارندگی از ورود مطرح نباشد، مقدار بهینه $l_{r,h}$ برابر صفر و سود طرفین:

$$\pi_h{}^{sta} = \frac{a^2}{8}, \quad \pi_f{}^{sta} = \frac{3a^2}{16} - f_f \qquad (۲۰)$$

خواهد بود. اما برای بررسی این موضوع که آیا امکان جلوگیری از ورود بنگاه خارجی توسط بنگاه داخلی وجود دارد یا خیر، لازم است رفتار بنگاه داخلی در زمینه استخدام نیروی کار تحقیق‌وتوسعه به‌عنوان تنها مجرای اثرگذار بنگاه داخلی بر خارجی را در یک محیط استراتژیک مورد بررسی قرار دهیم. برای این منظور باید در نظر داشته باشیم که در صورت توفیق بنگاه خانگی در جلوگیری از ورود بنگاه خارجی، او انحصارگر بازار خواهد بود و با تولید $y_h = \frac{a}{2}$ سودی معادل

$$\pi_h{}^{mono} = \frac{a^2}{4} \qquad (۲۱)$$

را دریافت خواهد کرد؛ بنابراین با مقایسه روابط (۲۰) و (۲۱) در مورد سود بنگاه خانگی، این گمان به وجود می‌آید که بنگاه خانگی تحت شرایطی، انگیزه لازم برای استخدام نیروی تحقیق و توسعه را خواهد داشت. در ادامه پس از مطرح کردن قضیه ۱ نشان خواهیم داد که این گمان، چندان دور از ذهن نیز نمی‌باشد.

قضیه ۱ (امکان‌پذیری وقوع رفتار بازدارندگی از ورود):

---

۱. دقت داریم که $\frac{\partial A \cdot \left(\left(\frac{1}{\theta_d}\right)^{\frac{1}{\lambda}} + l_{r,h}\right)^{\gamma} l_{r,h}}{\partial l_{r,h}} > 0$ برقرار است.

بنگاه خانگی ممکن است انگیزه داشته باشد تا با استخدام نیروی کار تحقیق‌وتوسعه و به‌تبع آن بالاتر بردن هزینه به‌خدمت‌گرفتن این نیرو، از ورود بنگاه خارجی جلوگیری کند.

اثبات. ما برای اثبات این قضیه «امکان»[1]، از ترکیب «اثبات با برهان خلف» و «ارائه مثال نقض» استفاده می‌کنیم. به این معنا که در ابتدا فرض می‌کنیم ادعای این قضیه برقرار نیست سپس با ارائه یک مثال نقض نشان خواهیم داد که این فرض اشتباه است. بنگاه خانگی صرفاً با استخدام نیروی کار تحقیق‌وتوسعه که فایده مستقیمی هم برای او ندارد، باید به نحوی بر رفتار بنگاه خارجی تأثیر بگذارد که سود خودش در این حالت نسبت به حالتی که این استخدام را انجام ندهد، بالاتر باشد. یعنی:

$$\pi_h{}^{mono} - A \cdot \left((\frac{1}{\theta_d})^{\frac{1}{\lambda}} + l_{r,h} \right)^{\gamma} l_{r,h} \geq \pi_h{}^{sta} \quad (۲۲)$$

باید در نظر داشت زمانی این کار موفقیت‌آمیز خواهد بود که درنهایت منجر به منفی‌شدن سود بنگاه خارجی شود:

$$\pi_f{}^{sta}(l_{r,h}) < 0. \quad (۲۳)$$

به این منظور، روابط (۲۲) و (۲۳) را به صورت:

$$\frac{a^2}{4} - A \cdot \left((\frac{1}{\theta_d})^{\frac{1}{\lambda}} + l_{r,h} \right)^{\gamma} l_{r,h} \geq \frac{a^2}{8} \quad (۲۴)$$

$$\frac{3a^2}{16} - A \cdot \left((\frac{1}{\theta_d})^{\frac{1}{\lambda}} + l_{r,h} \right)^{\gamma} (\frac{1}{\theta_d})^{\frac{1}{\lambda}} - f_f \leq 0 \frac{a^2}{4} - A \cdot \left((\frac{1}{\theta_d})^{\frac{1}{\lambda}} + l_{r,h} \right)^{\gamma} l_{r,h} \geq (۲۵)$$

$$\frac{a^2}{8}$$

بازنویسی می‌کنیم. همچنین با ساده‌سازی نامعادلات خواهیم داشت:

$$A \cdot \left((\frac{1}{\theta_d})^{\frac{1}{\lambda}} + l_{r,h} \right)^{\gamma} \geq \left(\frac{3a^2}{16} - f_f \right) (\theta_d)^{\frac{1}{\lambda}} \quad (۲۶)$$

$$\frac{a^2}{8 l_{r,h}} \geq A \cdot \left((\frac{1}{\theta_d})^{\frac{1}{\lambda}} + l_{r,h} \right)^{\gamma} \quad (۲۷)$$

اگر نامعادلات (۲۶) و (۲۷) را در یک دستگاه براساس مقادیر معقول مندرج رسم کنیم، نتیجه در قالب شکل ۱ پدیدار می‌شود. واضح است که دستگاه نامعادلات یاد شده، جواب دارد. محدوده جواب شامل نقاط بالاتر از خط قرمز که برآوردکننده نامعادله (۲۶) و نیز آن

1. Possibility

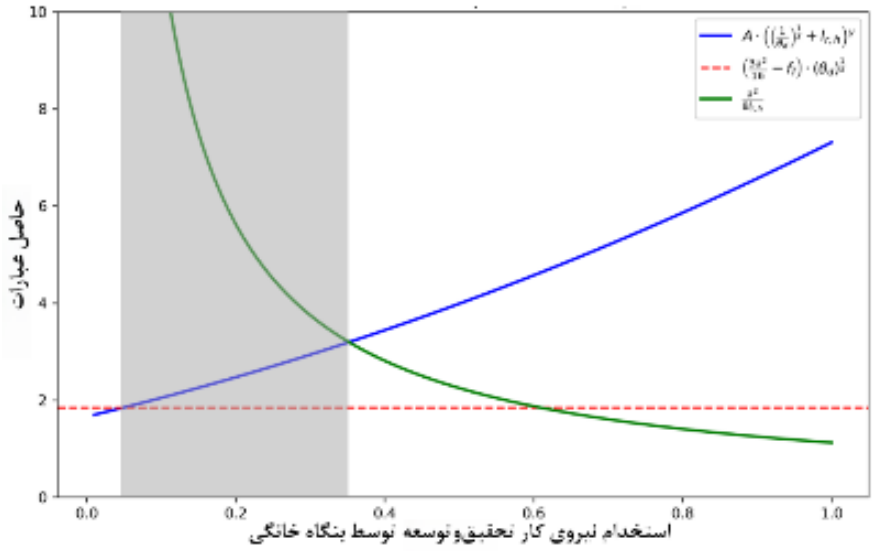
قسمت از منحنی سبز و نقاط زیر آن که بالاتر از منحنی آبی قرار دارد و بر برقراری نامعادله (۲۷) دلالت می‌کند، خواهد بود.

جدول ۱. پارامترهای مورد استفاده برای رسم نامعادلات (۲۶) و (۲۷) در شکل ۱

متغیر	A	γ	θ_d	λ	a	f_f	$l_{r,h}$
مقدار	۲	۲	۱۰۰	۵۰	۳	۰	$l_{r,h} \in [0.01,1]$

مأخذ: مفروضات پژوهش

شکل ۱. شبیه‌سازی حالت‌های رفتار بازدارندگی از ورود بنگاه خارجی توسط بنگاه خانگی



مأخذ: یافته‌های پژوهش

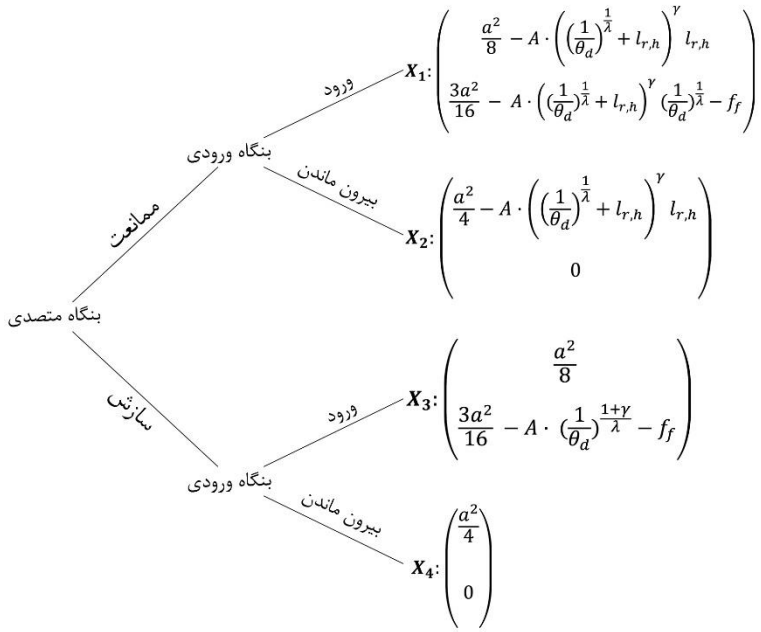
توجه داریم که ناحیه حاشور خورده در حقیقت ناحیه شدنی $l_{r,h}$ براساس نامعادلات (۲۶) و (۲۷) طبق پیشنهاد قضیه ۱ است.

۳-۱. فرم گسترده: بررسی نقش اندازه بازار

چارچوب عمومی مسئله مطرح شده، در قالب یک بازی پویا «بازدارندگی از ورود» قابل مدل‌سازی است. باید در نظر داشت که در این شرایط قیمت کالا نه‌تنها وابسته به میزان عرضه هر بنگاه بلکه به میزان عرضه کل نیز وابسته است. بنابراین نیاز است نحوه این تعامل مشخص

شود. ازاین‌رو پیامد تقدم زمانی حضور بنگاه خانگی در بازار که پیش‌تر نیز به آن اشاره کردیم، به معنی پیدایش منطق «استکلبرگ» در تعادل بازار است. نمودار درختی این بازی در شکل ۲ ارائه شده است. در این بازی، بنگاه خانگی در ابتدا تصمیم می‌گیرد که کدام استراتژی، «ممانعت» از ورود یا عدم ممانعت و به‌نوعی «سازش» را انتخاب کند. به دنبال آن بنگاه خارجی تصمیم خود مبنی بر «ورود» یا «بیرون ماندن» از بازار را اتخاذ خواهد کرد. در اینجا به اعتبار اینکه بنگاه خانگی در بازار داخلی مستقر است، ما آن را بنگاه «متصدی»[1] و بنگاه خارجی را که قصد ورود به بازار دارد را «ورودی»[2] نیز می‌نامیم.

شکل ۲. نمودار درختی بازی بازدارندگی از ورود



مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای یافتن تعادل‌های این بازی از روش «استنتاج پس‌رو»[3] استفاده می‌کنیم. در مرحله اول راهبرد بنگاه متصدی را مفروض در نظر می‌گیریم و واکنش بهینه بنگاه ورودی را

1. Incumbent
2. Entrant
3. Backward Induction

به‌دست می‌آوریم. در ادامه بنگاه متصدی با علم به راهبردهای بهینه بنگاه ورودی، تصمیم خود را انتخاب خواهد کرد. با همین منطق، شرایطی را در نظر می‌گیریم که بنگاه متصدی راهبرد ممانعت را انتخاب کند. در این صورت رفتار بنگاه خارجی وابسته به ارزش عبارت $\frac{3a^2}{16} - A \cdot \left((\frac{1}{\theta_d})^{\frac{1}{\lambda}} + l_{r,h}\right)^{\gamma} (\frac{1}{\theta_d})^{\frac{1}{\lambda}} - f_f$ است زیرا اگر این عبارت مثبت باشد، راهبرد ورود و در غیر این صورت، عدم ورود برای بنگاه خارجی بهینه خواهد بود. مشابه این وضعیت در مسیر عدم ممانعت نیز برقرار خواهد بود. بنابراین به منطقی برای پالایش تعادل نیاز است. اگر بتوانیم یکی از متغیرها را برحسب دیگران به‌دست آوریم، می‌توانیم چارچوبی برای تحلیل این بازی پیدا کنیم. به دلیل اهمیت متغیر اندازه بازار a تمرکز ما معطوف به آن خواهد بود. در چرایی و اهمیت وارد کردن متغیر اندازه بازار در مدل باید اشاره کرد که در ادبیات تجربی توجهات زیادی معطوف به آن بوده است. برای مثال عجم‌اوغلو و لین[1] (۲۰۰۴) با تمرکز بر صنعت دارو که از صنایع پیشرو در تحقیق‌وتوسعه محسوب می‌شود، به بررسی اثر اندازه بالقوه بازار بر تولید داروهای جدید و نوآوری‌ها در این زمینه می‌پردازند. یافته‌های آنان نشان می‌دهد که ۱ درصد افزایش در اندازه مورد انتظار بازار می‌تواند به ۴ تا ۶ درصد افزایش در تعداد داروهای جدید که به‌نوعی نوآوری در محصول محسوب می‌شود، منجر گردد. این نتایج در برابر عوامل سمت عرضه و تحولات فناوری‌های مؤثر در تحقیقات دارویی نیز استوار هستند. همچنین در مطالعه دیگری، آگیون و همکاران[2] (۲۰۲۴) نشان می‌دهند که تصمیمات نوآوری یک بنگاه از شرایط تقاضای در بازارهای صادراتی تأثیر می‌پذیرد. آنها دریافتند که شوک مثبت تقاضا و درنتیجه افزایش اندازه بازار منجر به افزایش نوآوری، با شاخص ثبت اختراع، می‌شود. اما از نظر زمانی، بنگاه‌های مولدتر با سرعت بیشتری به این شرایط، پاسخ می‌دهند. البته باید در نظر داشت که نوآوری امری زمان‌بر است و حتی در بنگاه‌های بهره‌ور نیز حداقل به سه سال زمان برای پدیدارشدن نتیجه نوآوری نیاز است. با کاهش سطح بهره‌وری، این زمان می‌تواند حتی تا پنج سال نیز افزایش پیدا کند. همچنین شوک تقاضا باعث افزایش فروش و اشتغال برای همه بنگاه‌ها صرف‌نظر از سطح بهره‌وری آن‌ها می‌شود.

1. Acemoglu, D. & Linn, J.
2. Aghion, P., et al.

در ادامه براساس توضیحات ذکر شده، سه تعریف از اندازه بازار، شامل کوچک، متوسط و بزرگ ارائه خواهیم کرد. این تعاریف به ما کمک می‌کنند که رفتار بنگاه را در بازارهای مختلف بهتر بررسی کنیم. به همین منظور خواهیم داشت:

تعریف ۱ (بازار کوچک)

اگر اندازه بازار a در نامساوی (۲۸) صدق کند، مشمول تعریف بازار کوچک می‌شود. به بیان فنی بازار a را کوچک تعریف می‌کنیم اگر:

$$a < (\frac{16}{3}\left(A \cdot \left(\frac{1}{\theta_d}\right)^{\frac{1+\gamma}{\lambda}} + f_f\right))^{1/2} \quad (۲۸)$$

همچنین در ادامه داریم:

تعریف ۲ (بازار متوسط)

اگر اندازه بازار در رابطه (۲۹) صدق کند، مشمول تعریف بازار متوسط می‌شود. به بیان فنی بازار a را متوسط تعریف می‌کنیم اگر:

$$(\frac{16}{3}\left(A \cdot \left(\frac{1}{\theta_d}\right)^{\frac{1+\gamma}{\lambda}} + f_f\right))^{1/2} \leq a < (\frac{16}{3}(A \cdot \left(\left(\frac{1}{\theta_d}\right)^{\frac{1}{\lambda}} + l_{r,h}\right)^{\gamma} \left(\frac{1}{\theta_d}\right)^{\frac{1}{\lambda}} + f_f))^{1/2} \quad (۲۹)$$

درنهایت:

تعریف ۳ (بازار بزرگ)

اگر اندازه بازار در رابطه (۳۰) صدق کند، مشمول تعریف بازار بزرگ می‌شود. *. به بیان فنی بازار* a را بزرگ تعریف می‌کنیم اگر:

$$(\frac{16}{3}(A \cdot \left(\left(\frac{1}{\theta_d}\right)^{\frac{1}{\lambda}} + l_{r,h}\right)^{\gamma} \left(\frac{1}{\theta_d}\right)^{\frac{1}{\lambda}} + f_f))^{1/2} \leq a \quad (۳۰)$$

۳-۲. رفتار بازدارندگی در بازارهای کوچک و بزرگ

در ابتدا نشان می‌دهیم که اگر پارامتر a که ما آن را به‌عنوان اندازه بازار می‌شناسیم کوچک یا بزرگ باشد رفتار بازدارندگی رخ نخواهد داد. به بیان دیگر چنین رفتاری در اندازه‌های متوسط بازار رخ می‌دهد.

قضیه ۲ (عدم وقوع بازدارندگی راهبردی در بازارهای بزرگ و کوچک):

رفتار بازدارندگی بنگاه خانگی برای جلوگیری از ورود رقیب خارجی در حالت تجارت آزاد تنها زمانی رخ می‌دهد که اندازه بازار متوسط، مطابق، تعریف ۲، باشد.

اثبات.

فرض کنیم اندازه بازار، مطابق تعریف ۱ باشد:

در این صورت راهبرد غالب برای بنگاه خارجی بیرون ماندن است. درنتیجه تنها تعادل‌های X_2 و X_4 امکان وقوع خواهند داشت. در ادامه باید راهبرد بنگاه داخلی مشخص شود. استنتاج پس‌رو به ما نشان می‌دهد از آنجاکه عواید بنگاه خانگی در X_4 بیشتر است پس راهبرد بنگاه خانگی نیز سازش خواهد بود و تنها تعادل بازی در این وضعیت X_4 خواهد بود. این مهم بدین معنی است که بنگاه خانگی اقدامی در جهت بازدارندگی انجام نخواهد داد و بنگاه خارجی نیز به بازار ورود نخواهد کرد.

در ادامه فرض کنیم اندازه بازار مطابق تعریف ۳، بزرگ باشد:

در این صورت راهبرد غالب برای بنگاه خارجی ورود به بازار، تعادل‌های X_1 و X_3، است. ازآن‌جاکه ابزار بنگاه خانگی کارکرد خود را در این شرایط از دست می‌دهد، بنابراین تحمل هزینه اضافه برای به کار بردن آن منطق اقتصادی نخواهد داشت. درنتیجه راهبرد بنگاه خانگی، سازش خواهد بود. بنابراین X_3 تعادل مورد انتظار بازی است. در این وضعیت نیز رفتار بازدارندگی رخ نمی‌دهد.

از قضیه ۱ می‌دانیم که امکان وقوع رفتار بازدارندگی از ورود توسط بنگاه خانگی وجود دارد. همچنین نشان دادیم که این اتفاق در بازارهای کوچک و بزرگ رخ نخواهد داد. بنابراین تا همین‌جا مشخص است که رفتار بازدارندگی فقط در بازار متوسط رخ خواهد داد. باید در نظر داشت که متوسط بودن اندازه بازار شرط لازم برای وقوع این رفتار است اما کافی نیست. در حقیقت ضرورت دارد که منافع ایجاد بازدارندگی بر هزینه آن غلبه داشته باشد.به بیان دیگر، در بازار متوسط، اگر $\frac{a^2}{8} < l_{r,h}$ $\left(\left(\frac{1}{\theta_d}\right)^{\frac{1}{\lambda}} + l_{r,h}\right)^{\gamma} \cdot A - \frac{a^2}{4}$ برقرار باشد، X_2 و در غیر این صورت X_3 تعادل خواهد داد. همانطور که می‌دانیم، وقوع X_2 به معنای بروز رفتار بازدارندگی می‌باشد.

بنابراین، اگر بازار از حد مشخصی بزرگ‌تر باشد، هیچ سطحی از استخدام نیروی کار تحقیق‌وتوسعه نمی‌تواند در تعادل مانع از ورود بنگاه خارجی شود. همچنین اگر بازار از

سطح مشخصی کوچک‌تر باشد، هیچ منطق اقتصادی از استخدام نیروی تحقیق‌وتوسعه پشتیبانی نمی‌کند. این مهم نشان می‌دهد که سیاست بهینه صنعتی- تجاری، تا حد زیادی وابسته به‌اندازه آن بازار است و یک نسخه واحد در شرایط مختلف قابل‌اعمال نیست.

۳-۳. بحث

در ادامه به برخی جنبه‌های دیگر مدل که از لحاظ نظری و تجربی جذابیت دارند اشاره می‌کنیم. از لحاظ عملیاتی به نظر می‌رسد بعضی از پارامترهای مدل بتوانند موضوع مطالعات آینده باشند؛ برای مثال در ادامه نقش هزینه‌های ورود را در قالب تجارت آزاد برجسته می‌کنیم.

قضیه ۳ (تأثیر هزینه‌های ثابت ورود بر بازدارندگی راهبردی):

رفتار بازدارندگی بنگاه خانگی برای جلوگیری از ورود رقیب خارجی در حالتی که هزینه ثابت ورود کوچک باشد رخ نمی‌دهد. به بیان فنی اگر:

$$f_f < \frac{3a^2}{16} - A \cdot \left(\frac{1}{\theta_d}\right)^{\frac{1+\gamma}{\lambda}} \qquad (۳۱)$$

رفتار بازدارندگی بنگاه خانگی برای ممانعت از ورود رقیب خارجی رخ نمی‌دهد.

اثبات.

در این چارچوب نامساوی (۳۱) مشخص می‌کند که اگر هزینه‌های ثابت ورود از سطح مشخصی کمتر باشد، راهبرد ورود برای بنگاه خارجی به یک استراتژی غالب تبدیل می‌شود و نتیجتاً حتی در بازار متوسط نیز، خطر رفتار بازدارندگی از ورود برطرف می‌شود و سیاست آزادسازی تجاری به یک عمل موثر در جهت کاهش تمرکز بازار تبدیل خواهد شد.

مدل ما نشان داد که در نگرش پویا به رفتار بنگاه، ساختار و اندازه بازار در تحلیل واکنش‌ها به سیاست‌های تجاری لازم است لحاظ شود. کنش بنگاه تابعی از شرایط اولیه و پتانسیل واکنش بنگاه‌های رقیب است و می‌تواند درجاتی از سیّالیت را بروز دهد. بدین معنی که حتی وقتی بازار فاصله چندانی با رقابت کامل ندارد، کنش راهبردی بنگاه مستقر می‌تواند به‌تدریج، وضعیت را به سمت انحصار سوق دهد. ازاین‌رو طراحی سیاست تجاری- صنعتی مطلوب اهمیت مضاعف می‌یابد. این منطق در «بازارهای تهدیدپذیر» بروک[1] (۱۹۸۳) بازتاب

1. Brock, W.

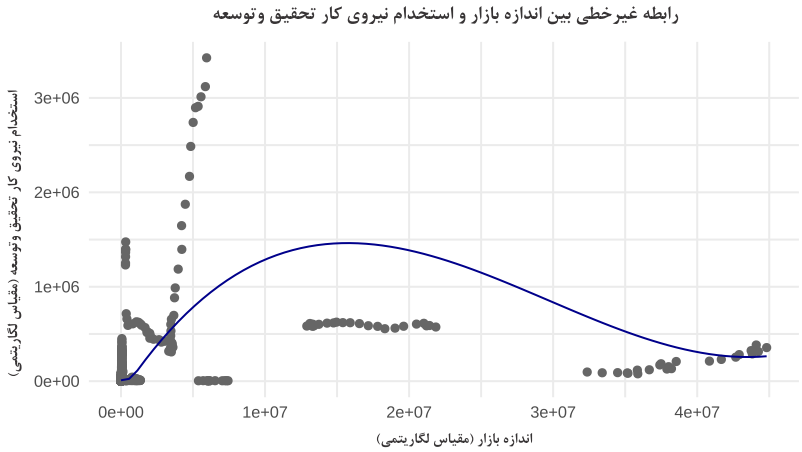
دارد: بازارهای بزرگ به‌واسطه تهدیدپذیری بالا عملاً امکان کنش بازدارنده را کاهش می‌دهند، بازارهای بسیار کوچک به وضعیتِ شبه‌انحصار یا انحصار طبیعی میل می‌کنند و در میان این دو، بنگاه‌هایی که هم درجه‌ای از قدرت بازاری دارند و هم سطحی از تهدید را تجربه می‌کنند، انگیزه و امکان کنش راهبردی برای محدودکردن ورود دیگران را خواهند داشت.

۳-٤. برخی شواهد تجربی

یکی از ضرورت‌های هر پژوهش نظری، بررسی و تحلیل داده‌های تجربی است که بتواند از یک‌سو به اعتبارسنجی مفروضات مدل نظری کمک کند و از سوی دیگر زمینه‌ای برای سیاست‌گذاری عینی را فراهم سازد. در این راستا، مطالعه حاضر در کنار طراحی یک مدل نظری مبتنی بر ساختار بازار و سیاست‌های تحقیق‌وتوسعه، به بررسی برخی شواهد تجربی از منابع معتبر بین‌المللی نیز پرداخته است تا هم‌راستایی مفاهیم انتزاعی مدل با رفتار واقعی بازارها روشن شود. همان‌گونه که در شکل ۳ مشاهده می‌شود استخدام نیروی کار تحقیق و توسعه، طبق قضیه ۱ و ۲، در سطوح متوسط بازار، بالا می‌رود. در این شکل، اندازه بازار از ضرب جمعیت هر کشور در قدرت خرید به‌دست آمده که با مفروضات تحقیق سازگار است. منابع آماری برای هر دو، شکل ۳ براساس داده‌های سازمان توسعه و همکاری اقتصادی است (OECD, 2023). به‌علاوه اگر برای هزینه‌های ثابت ورود، از نتیجه مطالعات آرویس و همکاران[1] (۲۰۱۶) که امروزه از شاخص‌های شناخته شده بانک جهانی محسوب می‌شود، برای هزینه‌های تجارت است استفاده کنیم، می‌توانیم شواهدی همسو با قضیه ۳ داشته باشیم. در همین راستا، همان‌طور که در شکل ۴ مشهود است، در سطح پایین هزینه‌های ثابت ورود، به‌کارگیری نیروی کار تحقیق‌وتوسعه نیز محدود و ناچیز است. با افزایش این هزینه‌ها، انگیزه در ابتدا افزایش و سپس کاهش یافته و در ادامه در سطح مشخصی باقی می‌ماند. این رفتار غیرخطی در سازگاری با قضیه ۳ قرار دارد که مدعی عدم وقوع بازدارندگی راهبردی از ورود در سطوح پایین این هزینه‌ها است.

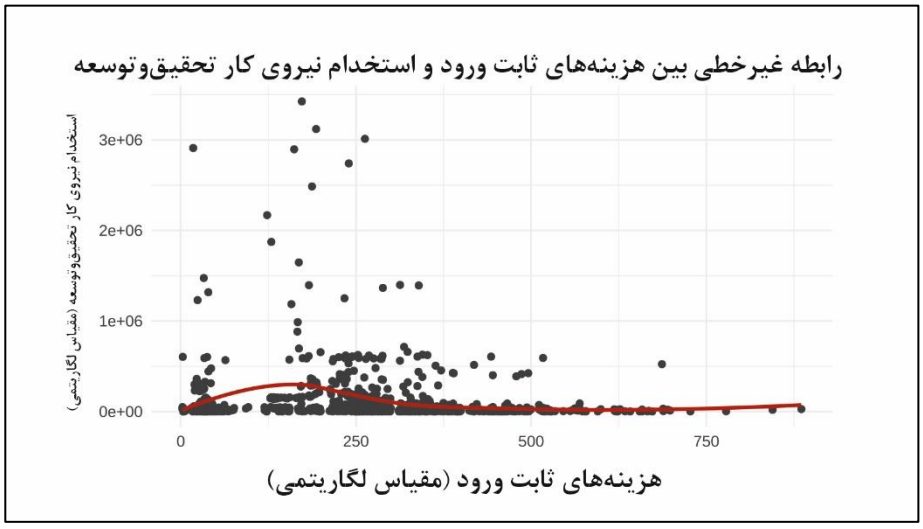
1. Arvis, J.F., et al.

شکل ۳. رابطه غیرخطی استخدام نیروی کار تحقیق‌وتوسعه و اندازه بازار



مأخذ: محاسبات تحقیق براساس داده‌های (OECD, 2023)

شکل ٤. رابطه غیرخطی استخدام نیروی کار تحقیق‌وتوسعه و هزینه‌های ثابت ورود

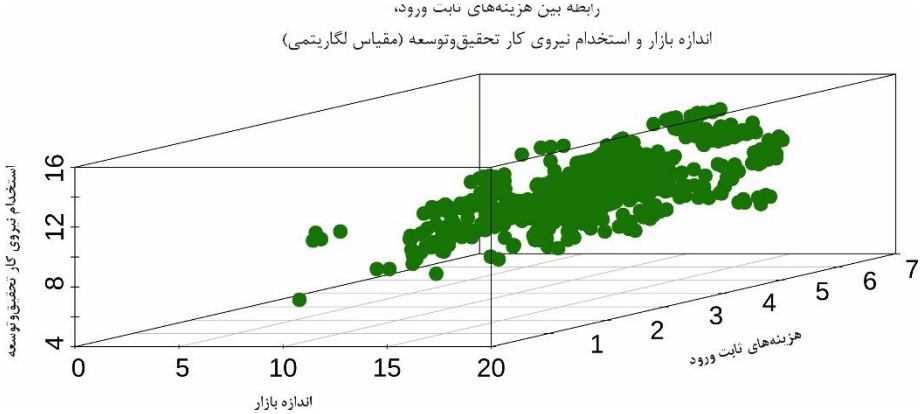


مأخذ: محاسبات تحقیق براساس داده‌های (OECD, 2023) (Arvis, et al., 2016)

اگر به دنبال رابطه توأم بین هزینه‌های ثابت ورود و اندازه بازار با استخدام نیروی کار تحقیق‌وتوسعه باشیم، شکل ۲ راهگشا خواهد بود. همان‌طور که در این شکل مشهود است،

حداقل در سطح لگاریتم متغیرها، با افزایش اندازه بازار و هزینه‌های ثابت ورود، به‌کارگیری نیروی کار تحقیق‌وتوسعه نیز می‌یابد. در حقیقت انتظار می‌رود که با افزایش هزینه ورود، رفتار ممانعت در دامنه گسترده‌تری از بازارها، با سود و صرفه برای بنگاه خانگی همراه باشد.

شکل ۲. رابطه استخدام نیروی کار تحقیق‌وتوسعه، هزینه‌های ثابت ورود و اندازه بازار



مأخذ: محاسبات تحقیق براساس داده‌های (OECD, 2023) (Arvis, et al., 2016)

این یافته‌ها با مدل نظری ارائه‌شده در مطالعه همخوانی دارند. مدل نشان می‌دهد که بنگاه‌های مستقر با مشاهده احتمال ورود رقبای جدید می‌توانند از طریق جذب نیروی کار تحقیق‌وتوسعه منافع قابل‌انتظار ورود را برای رقبای بالقوه کاهش داده و انحصار خود را حفظ کنند و شواهد تجربی نشان داد که این سازوکار در داده‌ها قابل‌رصد است. ازاین‌رو، علاوه بر اعتباربخشی نظری، نتایج هشدار دادند که سرمایه‌گذاری‌های پژوهشی ممکن است به‌جای افزایش بهره‌وری، به تثبیت قدرت بازار بینجامد؛ چنین کژکارکردی‌ای را می‌توان با مداخله دولت از طریق تسهیل تجارت کنترل کرد.

٤. نتیجه‌گیری

ما در این مطالعه نظری به بررسی برخی آثار آزادسازی تجاری در قالب یک مدل سازمان صنعتی پرداختیم. نوآوری محوری تحقیق ما، معرفی نیروی کار تحقیق‌وتوسعه به‌عنوان ابزاری جهت ایجاد مانع برای ورود سایر بنگاه‌ها است. نتایج مدل نشان می‌دهد که آزادسازی تجاری لزوماً منجر به رفتار بهینه اجتماعی بنگاه‌ها نمی‌شود و در این راستا پارامترهایی چون

اندازه بازار و هزینه‌های ورود متغیرهای کلیدی در تعیین سیاست تجاری- صنعتی بهینه هستند. ترجمان فنی این نتیجه این است که از کنار هم قراردادن قضیه ۱ و ۲ به این نتیجه می‌رسیم که بسته به وضعیت پارامترهای مدل که در حقیقت نمایانگر شرایط اقتصادی جامعه است، بنگاه داخلی ممکن است با آزادسازی تجاری انگیزه داشته باشد با استخدام بیش از حد نیروی کار تحقیق‌وتوسعه و متعاقباً افزایش سطح دستمزد برآمده از این کنش، یک بازدارندگی برای ورود بنگاه خارجی ایجاد کند. باید گفت که اگر چنین رفتاری برای بنگاه داخلی بهینه باشد، بنگاه خارجی به‌هیچ وجه امکان حضور در بازار داخل را نخواهد داشت و با وضعیت انحصاری به‌علاوه یک رشد دستمزد بی‌دلیل مواجه خواهیم شد. در تحقق این وضعیت، وجود قدرت قیمت‌گذاری، اندازه بازار و هزینه‌های ثابت تجارت نقش کلیدی دارند. در بازارهای کوچک به دلیل اینکه امکان پوشش هزینه‌های ثابت و متغیر تجارت برای بنگاه‌های خارجی وجود ندارد، اقدام به ورود نیز صورت نخواهد گرفت. فلذا، مسئله به انتفای مقدم منتفی است. سود سرشار بازارهای بزرگ، ممانعت از ورود را پرهزینه و غیراقتصادی می‌کند. بنابراین بازاری که در بین این دو آستانه قرار بگیرد، مستعد وقوع رفتار بازدارندگی از ورود است.

در این شرایط همچنین باید گفت که زمینه مداخله مفید دولت‌ها با تحت‌تأثیر قراردادن پارامترهای سیاستی، مانند هزینه‌های ثابت تجارت، فراهم می‌شود و از آن طریق شاید بتوان وضعیت تمرکز بازار را بهبود بخشید. در این چارچوب برای مثال اگر هزینه‌های ثابت ورود از سطح مشخصی کمتر باشد، راهبرد ورود برای بنگاه خارجی به یک استراتژی غالب تبدیل می‌شود و نتیجتاً حتی در بازار متوسط نیز، خطر رفتار بازدارندگی از ورود برطرف می‌شود و سیاست آزادسازی تجاری به یک عمل مؤثر در جهت کاهش تمرکز بازار تبدیل خواهد شد. البته باید در نظر داشت که قاعدتاً به دلیل ماهیت فیزیکی تجارت، این هزینه‌ها از حدی کمتر نخواهند شد. بنابراین در حالت عادی درهرصورت اندازه‌ای از بازار وجود خواهد داشت که در آن، تسهیل تجارت نمی‌تواند قدرت بازاری بنگاه‌ها را کاهش دهد و موجب رفتارهای غیرسازنده بنگاه خانگی بشود. هرچند شایان‌ذکر است که چنین نتیجه‌ای در حالت وجود نوعی مشوق تجاری برای بنگاه خارجی می‌تواند متفاوت باشد.

به‌عنوان مواردی که برای سیاست‌گذاری اهمیت دارد باید اشاره کرد که اولاً در بازارهای کوچک، انتظار نمی‌رود که آزادسازی تجاری بتواند نقشی در بهبود پویایی‌های

صنعت داشته باشد؛ از طرف دیگر در بازارهای متوسط، خطر بروز رفتار ضدرقابتی به‌مراتب افزایش می‌یابد. ازاین‌رو، رصد این نوع از بازارها برای طراحی سیاست‌های بهینه تجاری-صنعتی ضرورت دارد. همچنین ما نشان می‌دهیم که امکان صدور یک حکم کلی برای همه شرایط و زمان‌ها به جهت کنترل قدرت بازاری و احیای پویایی‌های کسب‌وکار در اثر آزادسازی تجاری وجود ندارد و لازم است دولت بااحتیاط بیشتری در این فضا تصمیم‌گیری کند.

۵. تعارض منافع

در پژوهش حاضر هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.

٦. سپاسگزاری

نویسندگان از دو داور ناشناس، هیئت تحریریه و عوامل اجرایی نشریه پژوهش‌های اقتصاد ایران، بابت ارائه نظرات، راهنمایی‌ها و انتقادات مشفقانه، کمال تشکر را دارند.

ORCID

Ali Mazyaki https://orcid.org/0000-0002-2705-4899
Sina Ashouri https://orcid.org/0009-0004-9342-7827
Javid Bahrami https://orcid.org/0000-0003-2557-5006
Somayeh Shahhoseini https://orcid.org/0000-0003-2145-0177

منابع

بهشتی، محمدباقر، صنوبر، ناصر و فرزانه کجاباد، حسن . (۱۳۸۸). بررسی عوامل مؤثر بر ورود و خروج خالص بنگاه‌ها در بخش صنعت ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۳ (۳۸)، ۱۵۷-۱۷۹. https://ijer.atu.ac.ir/article_3518.html

References

Acemoglu, D. & Linn, J. (2004). Market size in innovation: theory and evidence from the pharmaceutical industry. *The Quarterly Journal of Economics*, *119*(3), 1049–1090. https://doi.org/10.1162/0033553041502144

Aghion, P., Bergeaud, A., Lequien, M. & Melitz, M.J. (2024). The heterogeneous impact of market size on innovation: evidence from

french firm-level exports. *Review of Economics and Statistics*, *106*(3), 608–626. https://doi.org/10.1162/rest_a_01199

Akcigit, U., Chen, W., Diez, F., Duval, R., Engler, P., Fan, J., Maggi, C., Mendes Tavares, M., Schwarz, D., Shibata, I. & Villegas-Sánchez, C. (2021). Rising Corporate Market Power: Emerging Policy Issues. *Staff Discussion Notes*, *21*(1). https://doi.org/10.5089/9781513512082.006

Alkhalaf, T. & Al-Tabbaa, O. (2024). The effect of ability, motivation and opportunity (AMO) on SMEs' innovation performance. *Creativity and Innovation Management*, *33*(1), 21–38. https://doi.org/10.1111/caim.12578

Arvis, J.-F., Duval, Y., Shepherd, B., Utoktham, C. & Raj, A. (2016). Trade costs in the developing world: 1996–2010. *World Trade Review*, *15*(3), 451–474. https://doi.org/10.1017/S147474561500052X

Barkai, S. (2020). Declining labor and capital shares. *The Journal of Finance*, *75*(5), 2421–2463. https://doi.org/10.1111/jofi.12909

Beheshty, M.B., Senobar, N. & Farzane Kojabab, H. (2009). Determinants of net entry and exit in Iran's manufacturing industries. *Iranian Journal of Economic Research*, *13*(38), 157–179. https://ijer.atu.ac.ir/article_3518.html . [In Persian]

Brock, W.A. (1983). Contestable markets and the theory of industry structure: a review article. *Journal of Political Economy*, *91*(6), 1055–1066. https://doi.org/10.1086/261200

Cavenaile, L., Roldan-Blanco, P. & Schmitz, T. (2023). International trade and innovation dynamics with endogenous markups. *The Economic Journal*, *133*(651), 971–1004. https://doi.org/10.1093/ej/ueac085

De Loecker, J. & Eeckhout, J. (2018). Global market power (No. w24768; p. w24768). *National Bureau of Economic Research*. https://doi.org/10.3386/w24768

De Ridder, M. (2024). Market power and innovation in the intangible economy. *American Economic Review*, *114*(1), 199–251. https://doi.org/DOI:%252010.1257/aer.20201079

Edmond, C., Midrigan, V. & Xu, D.Y. (2023). How costly are markups? *Journal of Political Economy*, *131*(7), 1619–1675. https://doi.org/10.1086/722986

Ellison, G. & Ellison, S.F. (2011). Strategic entry deterrence and the behavior of pharmaceutical incumbents prior to patent expiration. *American Economic Journal: Microeconomics*, *3*(1), 1–36. https://doi.org/10.1257/mic.3.1.1

Gutierrez, G. & Philippon, T. (2023). How european markets became free: a study of institutional drift. *Journal of the European Economic Association*, *21*(1), 251–292. https://doi.org/10.1093/jeea/jvac071

Melitz, M.J. (2003). The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *Econometrica*, *71*(6), 1695–1725. https://doi.org/10.1111/1468-0262.00467

Nuruzzaman, N., Singh, D. & Pattnaik, C. (2019). Competing to be innovative: foreign competition and imitative innovation of emerging

economy firms. *International Business Review, 28*(5), 101490. https://doi.org/10.1016/j.ibusrev.2018.03.005

OECD (2023). Main science and technology indicators [dataset]. https://doi.org/10.1787/1cdcb031-en.

Woo, H.S., Berns, J., Mukherjee, K. & Kim, J. (2022). How increased foreign competition motivates domestic firms to do good: An examination of foreign entry mode and domestic CSR response. *Journal of Strategy and Management, 15*(4), 538–554. https://doi.org/10.1108/JSMA-05-2021-0118

Zahoor, N., Al-Tabbaa, O. & Khan, Z. (2023). R&D alliances and SMES post-entry internationalization speed: The impact of alliance management capability and co-innovation ambidexterity. *Global Strategy Journal, 13*(2), 315–348. https://doi.org/10.1002/gsj.1481

استناد به این مقاله: مزیکی، علی، عاشوری، سینا، بهرامی، جاوید و شاه‌حسینی، سمیه. (۱۴۰۴). اندازه بازار و استخدام استراتژیک نیروی کار تحقیق‌وتوسعه به‌عنوان مانع ورود رقیب خارجی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۰(۱۰۳)، ۴۲-۶۹.

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

-- Iranian Journal of Economic Research---------
Volume 30, Issue 103, Summer 2025, 70-100
ijer.atu.ac.ir
https://doi.org/10.22054/ijer.2024.77348.1248

ATU PRESS

The Effect of Growth-Maximizing Regulatory Levels on Industry: A Comparison of Developed and Developing Countries

Somayeh Nematollahi* Ph.D. Candidate in Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Farshad Momeni Professor, Department of Economic Planning and Development, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Alireza Garshasbi Associate Professor, Institute of Business Studies and Research, Tehran, Iran

Abstract

The present study aimed to examine the effect of regulatory levels on industrial value-added growth, comparing the results between developed and developing countries. For this purpose, a nonlinear equation was estimated using the panel GMM method and the delta method for the period 2000–2019. The estimation results for a sample of 99 countries showed an inverted U-shaped relationship between regulatory variables and industrial growth. For approximately 67% of the observations, the regulatory level had increased, and its effect on industrial growth was positive and significant. In addition, the growth-maximizing regulatory level in the sample was estimated at 2.61 (on a scale of 0–10). Moreover, the findings made clear that the relationship between regulation and industrial growth in developed countries was fundamentally different from that in developing countries. Specifically, while the estimates for developing countries were consistent with those for the full sample and exhibited an inverted U-shaped pattern, no growth-maximizing regulatory level was observed for developed countries, which can be attributed to institutional differences between the two groups.

* Corresponding Author: nematollahi.s1983@gmail.com
How to Cite: Nematollahi, S., Momeni, F. & Garshasebi, A. (2025). The Effect of Growth-Maximizing Regulatory Levels on Industry: A Comparison of Developed and Developing Countries. *Iranian Journal of Economic Research*, *30*(103), 70-100.

Original Research
Received: 23/12/2023
Revised: 22/4/2024
Accepted: 8/5/2024
ISSN: 1726-0728
eISSN:2476-6445

1. Introduction

A main area of government intervention in the economy is the regulation aimed at promoting industrial development. The growing share of industry in the gross domestic product of industrializing countries highlights its special position in the world economy. Given the importance of government intervention and its capacity to play a regulatory role, a key question arises: to what extent have government regulatory institutions facilitated the process of industrialization, and to what extent have they created additional complexities for the industrial sector? Have the regulatory tools designed to support industrial policy contributed to industrial development, or have they instead led to industrial decline? Since government regulation has varying effects across countries, the present research is based on the hypothesis that an efficient level of regulation has a positive effect on industrial growth.

2. Materials and Methods

Relying on the data from multiple countries, the empirical model used in this study was to examine the relationship between regulation and industrial growth, as presented in Equation (1):

$$Growth_{i,t} = \alpha + \beta 1 Reg_{i,t} + \beta 2 Reg2_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \alpha_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

In Equation (1), $Growth_{i,t}$ represents the annual industrial growth rate, which is also used in the Industrial Competitiveness Index and thus reflects aspects of industrial development quality. *Reg* denotes the level of regulation, X is a matrix of control variables, and θ is the fixed effects. Moreover, i represents countries and t refers to time periods (2000–2019). Regarding the variables, international data from reputable institutions was selected to enable meaningful cross-country comparisons. Concerning the indicators, industrial value-added growth was taken from the UNIDO database. The regulation variable was derived from the Fraser Institute's Economic Freedom Index, specifically from its subcomponents on credit market, labor market, and business (commercial) regulation. The Fraser dataset is the most widely used and internationally recognized measure of regulatory conditions. The Fraser Institute provides scores for more than 150 countries on a scale of 0 to 10, where higher values indicate less regulation. In the current study, the scale was reversed so that higher scores would reflect higher levels of regulation. Concerning the control variables, the economic freedom variable from the Fraser Institute and industrial value added per capita from UNIDO were employed. To test the hypothesis, the indicators were introduced and the maximum level of regulation was estimated through the Delta method. The baseline specification of the model was then estimated using the GMM approach

in a dynamic panel structure, covering 99 countries over the period 2000–2019.

3. Results and Discussion

According to the results, increasing the level of regulation generally had a positive effect on the growth rate of industrial value added. The findings indicated that regulation exerted a positive impact on industrial growth at lower levels, but its effect became negative at higher levels. In other words, maximum industrial growth occurred when regulation was relatively low, and increases in regulation up to the growth-maximizing point could have positive and significant effects on industrial value-added growth. However, once regulation exceeded the growth-maximizing level, its influence became negative. This highlights the importance of identifying the appropriate degree of regulation for guiding government intervention in the economy. The results also underscored the dual nature of regulation. Its effect on industrial value-added growth is not linear; rather, it follows a nonlinear pattern in which both positive and negative effects are possible—depending on the level of regulation. Thus, the expectation that government regulation will have a uniform effect across different contexts is unrealistic. Moreover, the findings reveal that the relationship between regulation and industrial growth differs between developing and developed countries. Thus, the expectation that government regulation will have a uniform effect across different contexts is unrealistic. Moreover, the findings revealed that the relationship between regulation and industrial growth differs between developing and developed countries. The inverted U-shaped relationship between regulation and industrial value-added growth suggests that discussions on regulatory reform require greater attention. A country with excessive regulation that seeks to enhance industrial growth should consider continuing regulatory reforms, but only to the extent that such reforms do not reduce growth relative to its current value.

4. Conclusion

The results showed that the relationship between regulation and industrial value-added growth in developed countries differs fundamentally from that in developing countries. Specifically, while the findings for developing countries aligned with the results obtained from the full sample, the results for developed countries diverged significantly. In developed economies, the overall effect of regulation on industrial value-added growth is negative. This contrast can be attributed to differences in government capacity and the quality of

market institutions. In countries with weaker institutions and lower administrative capacity, introducing certain regulatory mechanisms may actually be beneficial and can substitute for other missing capacities—a point emphasized by Mancur Olson in the theory of the market-augmenting government. It is also important to note that an over-regulated economy that attempts aggressive deregulation may encounter resistance from those who benefit from existing regulations and wish to preserve current rents. Therefore, the impact of regulation on industrial growth depends not only on the level of regulation itself but also on the extent of rent-seeking activity. When rent-seeking is pervasive, the diversion of resources away from productive activities in response to proposed regulatory changes reduces the likelihood that such reforms will successfully promote industrial growth.

Keywords: Regulation, Industrial Policy, Industrial Growth, Developed and Developing Countries

JEL Classification: O25, L51, O43

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۲ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۲/۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۲/۱۹

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN:۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران ---------

دوره ۳۰، شماره ۱۰۳، تابستان ۱٤۰٤، ۷۰-۱۰۰

ijer.atu.ac.ir

https://doi.org/10.22054/ijer.2024.77348.1248

بررسی اثر سطح تنظیم‌گری حداکثرکننده رشد صنعتی و مقایسه آن در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه

سمیه نعمت‌اللهی * دانشجوی دکتری رشته اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

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

علیرضا گرشاسبی دانشیار، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، ایران

چکیده

این مقاله با هدف بررسی اثر سطح تنظیم‌گری بر رشد ارزش افزوده صنعتی و مقایسه آن در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه انجام شده است. به این منظور از برآورد یک معادله غیرخطی با روش پانل GMM و روش دلتا برای سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹ استفاده شده است. نتایج برآوردها در نمونه‌ای با ۹۹ کشور یک رابطه U معکوس شکل بین متغیرهای تنظیم‌گری و رشد صنعتی را نشان می‌دهد و برای حدود ۶۷ درصد از مشاهدات نمونه، سطح تنظیم‌گری رشد را افزایش داده و اثر آن بر رشد صنعتی مثبت و معنی‌دار است. همچنین در این نمونه سطح حداکثرکننده رشد برای تنظیم‌گری ۲/۶۱ (در مقیاس ۰-۱۰) بوده است. نتیجه مهم دیگر اینکه ماهیت رابطه میان تنظیم‌گری و رشد صنعتی در کشورهای توسعه‌یافته اساساً متفاوت از کشورهای درحال‌توسعه است. به‌طور خاص، درحالی‌که برآورد مدل برای کشورهای درحال‌توسعه با یافته‌های مرتبط با کل مشاهدات همخوانی دارد و به‌صورت یک رابطه U معکوس است، یافته‌های مرتبط با کشورهای توسعه‌یافته کاملاً متفاوت است و سطح حداکثرکننده رشد صنعتی برای این کشورها مشاهده نشدکه دلیل آن به تفاوت‌های نهادی در این دو طیف مرتبط می‌شود.

کلیدواژه‌ها: تنظیم‌گری، رشد صنعتی، سیاست صنعتی، کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه.

طبقه‌بندی JEL: O25,O43, L51

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

* نویسنده مسئول: nematollahi.s1983@gmail.com

۱. مقدمه

نقطه شروع منطقی در بحث تنظیم‌گری، مداخله دولت در اقتصاد یا بازار است. حوزه‌های مداخله دولت و چگونگی انجام این مداخلات عمدتاً از طریق نظریه‌های شکست بازار توضیح داده می‌شود؛ گرچه در ملاحظات سطح توسعه از آن بسیار فراتر هم می‌رود. هرچند دخالت دولت در نظام اقتصادی ضرورتی انکارناپذیر است اما مؤلفه کلیدی در آن چگونگی و کیفیت دخالت (تنظیم‌گری) در قالب وظایف توزیعی، تنظیمی و تخصیصی است.

در میان اقتصاددانان، دو رویکرد کلی به مداخلات دولت وجود دارد: رویکرد دولت قراردادی (فراهم‌کننده کالاها و خدمات عمومی) و رویکرد دولت غارتگر (زورمدار و غاصب). منظور از دولت غارتگر دولتی است که منافع خصوصی گروه چیره در درون دولت (مانند سیاست‌مداران، نظامیان یا بروکرات‌ها) یا گروه‌های خصوصی بانفوذ را گسترش می‌دهد. تعریف دولت غارتگر بیشتر به دولتی محدود می‌شود که از حق مالکیت خصوصی همه‌گیر پشتیبانی نمی‌کند و مانع توسعه اقتصادی می‌شود. رویکرد دیگر، رویکرد «دولت تقویت‌کننده بازار»[1] اولسون[2] (۱۹۹۳) است. او اذعان می‌کند، بازارها فراگیر هستند. بازارها وجود دارند و مبادله هم در کشورهای فقیر وهم ثروتمند رخ می‌دهد. بااین‌حال، او استدلال می‌کند که مبادله در کشورهای فقیر به «بازارهای خوداجباری»[3] غیرقابل کنترل محدود می‌شود اما در مقیاس و دامنه به «بازارهای اجتماعی ساخته‌شده»[4] در کشورهای ثروتمند گسترش می‌یابد. به گفته اولسون، مکانیسم پشت این گسترش، دولت است. دولت در کشورهای ثروتمند از حقوق مالکیت و حقوق قرارداد محافظت می‌کند، در نتیجه بازارها را «تقویت» می‌کند، معاملات پیچیده، چندوجهی و چنددوره‌ای را تسهیل می‌کند و بنابراین فرصت تبادل سودمند متقابل را به‌طور وسیعی گسترش می‌دهد.

اقتصاددانان نهادگرای جدید نسخه تحول‌یافته و پیشرفته‌تری از رویکرد دولت قراردادی را دنبال می‌کنند که در آن، نقش دولت تنها در قامت یک دیکتاتور خیرخواه نیست بلکه خود می‌تواند از غارتگران باشد. گرچه آنان در این نسخه، غارت را تنها ابزاری برای پشتیبانی از بخش خصوصی درنظر می‌گیرند اما پشتیبانی دولت غارتگر تنها به‌منظور گسترش و

1. Market Augmenting Government
2. Olson, M.
3. Self-Enforcing Markets
4. Socially Contrived Markets

پادارکردن غارت خود از بخش خصوصی است (Vahabi,2020). اما چگونه دولتی از ظرفیت مناسب جهت ایفای نقش قابل اعتنا و مثبت در توسعه صنعتی برخوردار است؟ پیتر اوانز[1] استاد دانشگاه برکلی و یکی از برجسته‌ترین نظریه‌پردازان نقش دولت در اقتصاد، پاسخ سؤال فوق را از یک سو به خودگردانی یا استقلال دیوان‌سالاری «وبری» در دولت و از سوی دیگر به عمق اتکای دولت به جامعه مرتبط می‌داند. مفهوم محوری «خودگردانی[2] یا استقلال متکی به جامعه» وی را قادر ساخت تا میان دولت‌های غارتگر، توسعه‌گرا و میانی تمایز قائل شده و موقعیت برخی دولت‌ها را در توسعه صنعتی به دلیل ایفای نقش‌های جدیدی همچون «قابلگی»[3] و «پرورشگری»[4] علاوه بر «تولی»[5] و «تصدی»[6] گذشته ارزیابی کند (Evans & Karras, 1994).

یکی از حوزه‌های اصلی مداخلات دولت در اقتصاد با هدف دستیابی به اهداف مورد اشاره در فوق، مداخله یا تنظیم‌گری با هدف توسعه صنعتی است. افزایش سهم صنعت در تولید ناخالص داخلی کشورهای در حال صنعتی‌شدن نشان از جایگاه ویژه آن در اقتصاد جهانی دارد. صنعت بخش مهمی در زنجیره اقتصادی به شمار می‌رود که با در نظر گرفتن حلقه‌های پیشین و پسین خود نقش حیاتی را در رشد و توسعه اقتصادی ایفا می‌کند. از طرف دیگر، سیاست صنعتی ابزار مهم دولت‌ها در تنظیم‌گری این بخش است که در توسعه کشورها بر پایه صنعت پذیرفته شده است. اما سؤالی که پیش خواهد آمد این است که تنظیم‌گری دولت در اجرای سیاست‌های صنعتی یا مقرراتی که مداخله دولت در اقتصاد را در برمی‌گیرد چه اثری بر رشد صنعتی دارد؟ با توجه به اهمیت مداخله دولت و ظرفیت آن نیز برای ایفای نقش تنظیم‌گری این سوال نیز مطرح می‌شود که چقدر نهادهای تنظیم‌گر (از سوی دولت) توانسته‌اند روند صنعتی شدن را تسهیل کنند و یا این نهادها خود موضوعی برای پیچیده‌کردن مسائل صنعتی کشور بوده‌اند؟ ابزارهای تنظیم‌گری برای سیاست‌های صنعتی تسهیل‌کننده توسعه صنعتی در کشورها بوده‌اند یا افول صنعتی را به دنبال داشته‌اند؟ با توجه به اینکه تنظیم‌گری دولت آثار متفاوتی در میان کشورهای مختلف از درحال‌توسعه

1. Evans, P. & Karras, G.
2. Autonomy
3. Midwifery
4. Husbandry
5. Custodian
6. Demiurge

تا توسعه‌یافته دارد، در این مقاله، این فرضیه مطرح می‌شود که سطح کارآمد تنظیم‌گری اثری مثبت بر رشد صنعتی دارد. برای آزمون این فرضیه شاخص‌هایی مطرح خواهد شد و سطح حداکثری تنظیم‌گری با استفاده از روش دلتا برآورد خواهد شد. همچنین تخمین میانی این مدل با استفاده از روش GMM در یک پانل دیتای پویا شامل ۹۹ کشور در بازه زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰ آزمون خواهد شد.

این مقاله نشان می‌دهد که سطح تنظیم‌گری در کشورهای توسعه‌یافته و در حال‌توسعه کاملاً متفاوت است و تنظیم‌گری در این کشورها می‌تواند آثار متفاوتی در پی داشته باشد. ضمن اینکه سطح تنظیم‌گری برای این دو دسته از کشورها تخمین زده شده، با توجه به متغیرهای استفاده شده نیز می‌توان دلیل تفاوت‌ها را به تفاوت‌های نهادی در این دو طیف مرتبط دانست. ادامه این مطالعه به این شکل سازمان‌دهی شده است: بخش دوم و سوم به ارائه مبانی نظری و پیشینه پژوهش اختصاص یافته است. در بخش چهارم الگوی تجربی، متغیرها، برآورد مدل اقتصادسنجی و تحلیل نتایج ارائه شده است. درنهایت جمع‌بندی و نتیجه‌گیری انجام می‌شود.

۲. مبانی نظری

ازآنجاکه یکی از حیاتی‌ترین وجوه مداخله دولت مداخله‌گری در زمینه بنیه تولید و تدوین و اجرای سیاست صنعتی است، نحوه و توان تنظیم‌گری دولت در قالب سیاست صنعتی اهمیت می‌یابد. اما نقش تنظیم‌گری دولت به‌ویژه در اجرای سیاست صنعتی چیست؟ سیاست صنعتی می‌تواند شامل سیاستی به نفع برندگان منتخب باشد اما در مقابل، رویکرد مقررات اقتصادی یا تنظیم‌گری مبتنی بر قواعد حقوقی متمرکز بر رقابت است. متون اصلی در مورد نهادهای (نئو)لیبرال و «دولت تنظیم‌کننده» استدلال کرده‌اند که مقررات اقتصادی که برای تضمین رقابت طراحی‌شده و توسط نهادهای غیرمنتخب اجرا می‌شود، به‌طور فزاینده‌ای جایگزین سیاست‌های صنعتی در اروپا و سایر مناطق شده است؛ اما این گزاره که مقررات اقتصادی و سیاست صنعتی همیشه در تضاد هستند، در برخی مطالعات به چالش کشیده می‌شود. درواقع، این استدلال وجود دارد که این دو موضوع می‌توانند با هم سازگار باشند و حتی گسترش مقررات اقتصادی شکل جدیدی از سیاست صنعتی را به‌وجود آورده است. این امر با تمایز نهادهای تنظیم‌کننده بازار از ابزارها و کاربردهای آن‌ها انجام می‌شود. اگرچه

سیاست‌های صنعتی سنتی تا حد زیادی کاهش‌یافته است، مقررات اقتصادی طراحی شده برای تنظیم بازار در جهت ارتقای رقابت، ابزارهای جدیدی را فراهم کرده است که برای حمایت از صنایع منتخب استفاده شده است (Thatcher, 2014).

رویکرد اقتصاد رفاه[1] تنظیم‌گری را به‌عنوان پاسخی به شکست بازار در نبود حقوق مالکیت مناسب، قدرت بازاری یا اطلاعات نامتقارن تعریف می‌کند. در این دیدگاه، تنظیم‌گری سعی در رفع نقایص شکست بازار دارد و به‌عنوان یک ابزار سیاستی است که برای کاهش زیان‌های بالقوه در نظرگرفته می‌شود.

در مقابل، رویکرد اتریشی[2] توانایی سیاستگذاران و بوروکرات‌ها را برای داشتن اطلاعات کافی برای بهبود نتایج بازار زیر سؤال می‌برد و پیشنهاد می‌کند که مداخله در بازار احتمالاً مستلزم هزینه‌هایی است که بیشتر از منافع مداخله در بازار است. در رویکرد انتخاب عمومی[3]، مقررات به‌عنوان نتیجه رانت‌جویی و تسخیر صنعت از سوی تنظیم‌گران در نظر گرفته می‌شود. تسخیر صنایع به این معنی است که شرکت‌های موجود از مقررات و یا ابزار تنظیم‌گری به هزینه مصرف‌کنندگان، رقبا یا تازه‌واردان در آن بازار سود می‌برند (Stigler, 1971; Peltzman, 1976; Mcchesney, 1997). از این منظر، مقررات راه‌حلی برای مشکل شکست بازار نیست بلکه نتیجه شکست دولت است و نه‌تنها باعث کاهش رفاه ازدست‌رفته در مدل هاربرگر[4] می‌شود، به دلیل هزینه‌های فرصت مقابله با رانت‌جویی، ناکارآمدی تخصیصی مازاد ایجاد می‌کند. رویکرد انتخاب عمومی فرض می‌کند که نقل و انتقال و مقررات ناکارآمد زمانی به‌وجود می‌آیند که گروه‌های کوچک بر گروه‌های بزرگ به دلیل توانایی گروه‌های کوچک برای غلبه بر مشکلات کنش جمعی غلبه می‌کنند (Olson, 1993) یا به این علت به‌وجود می‌آیند که هزینه‌های سازمانی آن‌ها کمتر است (Levine & Modica, 2017). مشابه با رویکرد انتخاب عمومی، بکر[5] (۱۹۸۳و۱۹۸۵) نقشی را برای گروه‌های سیاسی دارای منافع ویژه در تعیین مقررات پذیرفته است. بااین‌حال، او تسلط گروه‌های کوچک بر گروه‌های بزرگ را انکار می‌کند و درعوض تصور می‌کند که

1. Welfare Economics
2. Austrian Approach
3. Public Choice Approach
4. Deadweight Loss of The Traditional Harberger Type
5. Becker, G.S.

چانه‌زنی کوزی[1] بین همه منافع تحت تأثیر قرار می‌گیرد. در این دیدگاه، تنها آن دسته از مقرراتی که مستلزم سود خالص اجتماعی هستند، اتخاذ یا حفظ می‌شوند.

براساس آنچه که توضیح داده شد این سؤال پیش می‌آید که آیا تنظیم‌گری، رشد صنعتی را افزایش می‌دهد یا منجر به کاهش آن می‌شود؟ آیا شواهد رابطه مثبتی میان تنظیم‌گری و رشد مطابق با دیدگاه‌های اقتصاد رفاه و ادعای بکر مبنی بر چانه‌زنی کارآمد گروه‌های ذینفع نشان می‌دهند؟ یا اینکه آیا شواهد یک رابطه معکوس مطابق با دیدگاه‌های اقتصاد اتریش و انتخاب عمومی را نشان می‌دهند؟

۱-۲. سنت‌های موجود در نظریه‌های اقتصادی تنظیم‌گری

دو سنت گسترده در نظریه‌های اقتصادی تنظیم‌گری وجود دارد. سنت اول فرض می‌کند که تنظیم‌گران اطلاعات کافی و قدرت اجرایی برای ارتقای مؤثر منافع عمومی دارند. این سنت همچنین فرض می‌کند که تنظیم‌کننده‌ها خیرخواه هستند و هدفشان دنبال کردن منافع عمومی است. بنابراین، نظریه‌های اقتصادی که از این مفروضات ناشی می‌شوند، اغلب «نظریه‌های تنظیم منافع عمومی» نامیده می‌شوند. سنت دیگر در مطالعات اقتصادی مقررات از مفروضات مختلفی ناشی می‌شود. تنظیم‌گران اقتصادی اطلاعات کافی در رابطه با هزینه، تقاضا، کیفیت و سایر ابعاد رفتار شرکت ندارند. بنابراین، آنها فقط می‌توانند به‌طور ناقص، در صورت وجود، منافع عمومی را هنگام کنترل شرکت‌ها یا فعالیت‌های اجتماعی ارتقا دهند. در این سنت، این هزینه اطلاعات، نظارت و اجرا برای سایر عوامل اقتصادی مانند قانون‌گذاران، رأی‌دهندگان یا مصرف‌کنندگان نیز اعمال می‌شود و مهمتر از آن، به‌طور کلی فرض بر این است که همه عوامل اقتصادی منافع خود را دنبال کنند که ممکن است شامل عناصری از منافع عمومی باشد یا نباشد. نظریه‌های اقتصادی که از این مفروضات اخیر ناشی می‌شوند، اغلب «نظریه‌های منافع خصوصی» نامیده می‌شوند.

اساس نظریه‌های منافع عمومی، شکست بازار و مداخله کارآمد دولت است. براساس این نظریه‌ها، تنظیم‌گری باعث افزایش رفاه اجتماعی می‌شود. اما نظریه‌های منافع خصوصی، تنظیم را از رفتار گروه ذینفع توضیح می‌دهند. انتقال ثروت به گروه‌های ذینفع مؤثرتر اغلب

1. Coasian Bargaining

در عمل موانع چانه‌زنی یا حقوق مالکیت بدتعریف شده می‌تواند مانع از چانه‌زنی کوزی شود.

رفاه اجتماعی را کاهش می‌دهد. گروه‌های ذینفع می‌توانند شرکت‌ها، مصرف‌کنندگان یا گروه‌های مصرف‌کننده، تنظیم‌کننده‌ها یا کارکنان آنها، قانون‌گذاران، اتحادیه‌ها و... باشند. بنابراین تئوری‌های منفعت خصوصی مقررات با تعدادی از نظریه‌ها در زمینه انتخاب عمومی همپوشانی دارند و بنابراین به‌طور مؤثر به نظریه‌های کنش‌های سیاسی تبدیل می‌شوند. بسته به کارایی فرآیند سیاسی، رفاه اجتماعی افزایش یا کاهش می‌یابد.

پس از اینکه نتایج نظریه منافع عمومی با تحقیقات تجربی و نظری مورد تردید واقع شد، نظریه تسخیر عمدتاً توسط دانشمندان علوم سیاسی توسعه یافت (Posner, 1974). فرض این نظریه این است که در طول زمان، مقررات در خدمت منافع صنعت درگیر خواهد بود. قانونگذاران در صورت مشاهده سوءاستفاده از موقعیت مسلط صنعت، آن را تحت نظارت یک کارگزار قرار می‌دهند. با گذشت زمان، اولویت‌های سیاسی دیگر در دستور کار قرار می‌گیرد و نظارت بر نهاد نظارتی توسط قانونگذاران کاهش می‌یابد. ایده اصلی این نظریه این است که سازمانی که قرار است صنعتی را تنظیم کند، خواه به‌صورت طراحی‌شده یا طراحی نشده، توسط آن صنعت «تسخیر» می‌شود. یعنی تنظیم مقررات سود صنعت و نه رفاه اجتماعی را افزایش می‌دهد.

مرحله سوم تحول این سنت، نظریه اقتصادی تنظیم مقررات[1] نام گرفت. یکی از اهداف نظریه تنظیم مقررات پاسخ دادن به این پرسش است که «چرا دولت به محدودسازی تصمیمات عوامل در اقتصاد بازار آزاد دست می‌زند؟» در این نظریه باید پیش‌بینی شود که چه کسانی از تنظیم مقررات سود می‌برند، چه صنایعی محتمل‌ترین گزینه برای تنظیم هستند و تنظیم مقررات چه شکل‌هایی به خود می‌گیرد.

۲-۲. نظریه اقتصادی تنظیم‌گری؛ از استیگلر تا بکر

نظریه اقتصادی تنظیم اقتصادی مربوط به مطالعه استیگلر[2] (۱۹۷۱) و در مورد عرضه و تقاضای مقررات است. دیدگاه اصلی استیگلر بر این موضوع تمرکز دارد که مقررات به‌گونه‌ای طراحی‌شده که به نفع صنایع عمل کند. او چهار پیامد اصلی سیاستی که صنایع به دنبال آن هستند را بیان می‌کند. سیاست‌هایی که صنایع به دنبال آن هستند شامل یارانه مستقیم یا

1. Economic Theory of Regulation
2. Stigler, G.J.

پرداخت نقدی، سیاست‌هایی که بر کالاهای جایگزین و مکمل تأثیر می‌گذارند، سیاست کنترل قیمتی که منجر به نرخ بازدهی بالاتر از رقابتی می‌شود و کنترل ورود شرکت‌های جدید به یک صنعت است. نظریه استیگلر درواقع می‌گوید که نهادها یا سیاستمدارانی که صنایع را تنظیم می‌کنند، ازآنجاکه به فشارهای صنعت برای تنظیم‌گری پاسخ می‌دهند، «تسخیر» می‌شوند.

پلتزمن[1] (۱۹۷۶) ایده‌ها و نظریات استیگلر را در «به‌سوی یک نظریه عمومی‌تر از مقررات» رسمیت بخشید. او فرض می‌کند که مقررات منجر به انتقال ثروت می‌شود، ذینفعان به تنظیم‌کنندگان (سیاستمداران) پول می‌پردازند تا منافع خود را که از مالیات یا تعرفه بر مصرف‌کننده ناشی می‌شود، به‌دست آورند. پلتزمن همچنین فرض می‌کند که تنظیم‌گران به دنبال به حداکثر رساندن حمایت رأی‌دهندگان خود هستند و از پول برای کاهش مخالفت مصرف‌کننده استفاده می‌کند.

بکر (۱۹۸۳، ۱۹۸۵) کمک بیشتری به نظریه تنظیم‌گری شیکاگو کرد. او بر تأثیرات رقابت بین گروه‌های ذینفع متمرکز شد که آنها را گروه‌های فشار می‌نامند. با افزایش فشار سیاسی، نفوذ سیاسی و بازده مالی ناشی از فشار اعمال شده افزایش می‌یابد. بکر (۱۹۸۳) دیدگاهی مشابه با دیدگاه استیگلر و پلتزمن در «نظریه رقابت در میان گروه‌های فشار برای نفوذ سیاسی» دارد. موضوع اصلی بکر این است که سیاست‌های تنظیم مقررات دولت، شکست‌های بازار را اصلاح می‌کند و درعین‌حال به نفع قدرتمندان سیاسی است. گروه‌های دریافت‌کننده یارانه و مالیات‌دهندگان برای نفوذ سیاسی با یکدیگر رقابت می‌کنند. نتیجه به‌اندازه هرگروه، اثربخشی آن‌ها در ایجاد فشار و هزینه سنگین (ناکارآمدی) مالیات‌ها و یارانه‌ها بستگی دارد. هر دو بکر و استیگلر معتقدند که وقتی یک اقدام نظارتی به نفع یک گروه خاص است، آن گروه می‌تواند آن را به‌دست آورد.گروه‌های دریافت‌کننده یارانه (تنظیم‌شده)که بیشترین سود را از سیاست‌های مورد نظرشان می‌برند (درحالی‌که کمترین آسیب را به جامعه وارد می‌کنند)، بیشترین احتمال موفقیت را در تحت‌فشار قراردادن نظام سیاسی برای اتخاذ سیاست‌های خود دارند.

1. Peltzman, S.

براساس آنچه عنوان شد با بهره‌گیری از چارچوب نظریه‌های نهادی و تنظیم‌گری، نقش دولت و نیروی‌های تأثیرگذار بر موفقیت یا عدم موفقیت تنظیم‌گری بر رشد صنعتی مورد بررسی قرار خواهد گرفت و تفاوت بین کشورها در بهره‌گیری از سیاست‌های تنظیمی و موفقیت آنها در این حوزه، در چارچوب این تفاوت‌های نهادی بین کشورها و ظرفیت دولت‌ها تحلیل خواهد شد.

۳. پیشینه پژوهش

نیکلتی و اسکارپتا[1] (۲۰۰۳) در مقاله خود با عنوان «تنظیم‌گری، بهره‌وری و رشد در کشورهای عضو OECD» عنوان می‌کنند که آزادسازی و خصوصی‌سازی، محیط نظارتی را در سراسر OECD مناسب‌تر کرده است و در آن چگونگی تأثیر نظام‌مندی و مدیریت منابع بر بهره‌وری و رشد اقتصادی در کشورهای عضو بررسی شده است. بااین‌حال، با استفاده از یک مجموعه داده جدید و با حجم بالا در مورد تنظیم بازار محصول، نشان می‌دهند که سیاست‌های نظارتی در این کشورها حتی زمانی که همه کشورها آزادسازی کرده‌اند، از نظر نسبی متفاوت‌تر شده‌اند. این یافته به ظاهر متناقض با نقاط شروع متفاوت و سرعت اصلاحات متفاوت توضیح داده می‌شود. در این مطالعه، مدل رگرسیون چندمتغیره برای تحلیل تأثیر تغییرات سیاست‌های تنظیمی بر بهره‌وری و رشد اقتصادی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که تنظیم سیاسی و قانونی می‌تواند تأثیر قابل توجهی بر بهبود بهره‌وری داشته باشد. همچنین، آن‌ها نشان می‌دهند که بهره‌وری نقش مهمی در تعیین رشد اقتصادی دارد. مشاهده‌ها از داده‌های سری زمانی برای کشورهای OECD طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ به‌دست آمده است. نتایج نشان می‌دهند که تنظیم قوانین و مقررات می‌تواند بهبود قابل توجهی در بهره‌وری و رشد اقتصادی ایجاد کند.

دیجانکو و همکاران[2] (۲۰۰۶) با استفاده از معیارهای عینی مقررات تجاری در ۱۳۵ کشور، نشان دادند که کشورهایی که مقررات بهتری دارند سریع‌تر رشد می‌کنند. بهبود مقررات تجاری، به معنای افزایش ۲/۳ درصدی در رشد سالانه است. این مدل با استفاده از داده‌های سری زمانی از بسیاری از کشورها، تأثیر تنظیمات و قوانین مختلف را بر رشد

1. Nicoletti, G. & Scarpetta, S.
2. Djankov. S, et al.

اقتصادی بررسی می‌کند. در این مدل، متغیرهای مختلفی مانند نرخ بیکاری، نرخ تورم و نرخ سرمایه‌گذاری به عنوان متغیرهای کنترلی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. سپس تأثیر تنظیم‌گری متفاوت مالی، تجاری و کارآفرینی بر رشد اقتصادی در نظر گرفته شده است. نتیجه‌گیری اصلی مدل نشان می‌دهد که تنظیمات مناسب و کارآمد می‌توانند بهبود قابل توجهی در رشد اقتصادی داشته باشد.

کونیگر و همکاران[1] (۲۰۱۵) در مقاله خود با عنوان «تنظیم‌گری، تجارت و رشد اقتصادی» با استفاده از مدل GMM برای ۱۰۲ کشور به این موضوع پرداخته‌اند که چگونه تنظیم‌گری و مقررات می‌توانند بر رشد اقتصادی و تجارت تأثیرگذار باشند. به‌طور کلی، این مطالعه منطبق با مجموعه کوچکی از ادبیات است که استدلال می‌کند که تجارت و نهادهای اقتصادی ممکن است یک عامل تعیین‌کننده مهم برای رشد باشند. این مطالعه این پیوند را ایجاد کرده است و به‌طور دقیق‌تر، به نظر می‌رسد مقررات تجاری ارتباط بزرگ‌تر و قوی‌تری با توسعه اقتصادی نسبت به تجارت دارند. علاوه‌براین، درحالی‌که تجارت به سود کشورهای با درآمد بالا است، این کشورهای با درآمد متوسط هستند که از بهبود کیفیت نظارتی سود می‌برند. درنتیجه، اصلاح مقررات باید به‌ویژه برای کشورهای درحال‌توسعه در دستور کار قرار گیرد. برای کشورهای کمتر توسعه‌یافته، موضوع متفاوت است.

حیدر[2] (۲۰۱۲) در مقاله خود با عنوان «تأثیر اصلاحات تنظیمی کسب‌وکار بر رشد اقتصادی» تأثیر ارتباط بین تنظیم‌گری کسب‌وکار بر رشد اقتصادی را در ۱۷۲ کشور مورد بررسی قرار داده است. در این تحقیق این فرضیه آزمون شده است که اصلاحات تنظیم‌گری در کسب‌وکار، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. نتایج، این ادعا را که این اصلاحات برای رشد اقتصادی خوب است، پشتیبانی می‌کند. این مقاله نشان می‌دهد که به‌طور متوسط، هر اصلاح تنظیم‌گری در حوزه کسب‌وکار با افزایش ۰/۱۵ درصدی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی همراه است.

باربارا[3] (۲۰۲۰) در مقاله ای با عنوان «تأثیر تنظیم‌گری بر رشد اقتصادی: تحلیل مقایسه‌ای در کشورها و بخش‌ها» با تخمین تأثیر رفتار مؤسسات، تنظیم بازار و بخش‌های خدمات

1. Koeniger, J. et al.
2. Haidar, J.I.
3. Bárbara, D.P.

شهری بر رشد اقتصادی، به درک رابطه میان مقررات و رشد اقتصادی می‌پردازد. با این هدف، هر دو روش اثرات ثابت و روش‌های دومرحله‌ای آرلانو و باند بر روی نمونه‌ای از ۲۸ کشور OECD بین سال‌های ۱۹۹۸–۲۰۱۷ اعمال شد. تجزیه‌وتحلیل به زیرگروه‌هایی مانند کشورهای غیراروپایی، کشورهای جنوب و شرق اروپا و کشورهای اروپایی اصلی گسترش یافته است. نتایج حاکی از آن است که رفتار نهادها و تنظیم بازار با رشد اقتصادی ارتباط مثبت دارد. وقتی به گروه‌هایی از کشورها تقسیم می‌شوند، ظرفیت این مؤسسات در کشورهای غیراروپایی غالب است درحالی‌که در کشورهای اروپایی مقررات بازار حاکم است. در سطح بخش‌ها، مقررات حمل‌ونقل و مقررات مالی به‌طور مثبت با رشد اقتصادی مرتبط است. در نمونه‌های کشور نتایج در میان گروه‌های مختلف متفاوت است.

بررسی مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که رابطه بین تنظیم‌گری و رشد عمدتاً به‌صورت یک رابطه خطی مورد بررسی قرار گرفته است و از این جهت تنظیم‌گری عمدتاً اثری منفی را بر رشد نشان می‌دهد. در این مطالعه سعی شده با در نظرگرفتن یک رابطه غیرخطی بین تنظیم‌گری و رشد صنعتی، اثر این دو متغیر بر هم را در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه که به لحاظ نهادی تفاوت‌های قابل‌توجهی با هم دارند مورد بررسی قرار گیرد.

٤. روش/ تصریح مدل

مشخصات تجربی مدل مورد استفاده در این مقاله برای بررسی ارتباط میان تنظیم‌گری و رشد صنعتی و با تکیه بر داده و اطلاعات کشورهای مختلف در رابطه (۱) ارائه شده است:

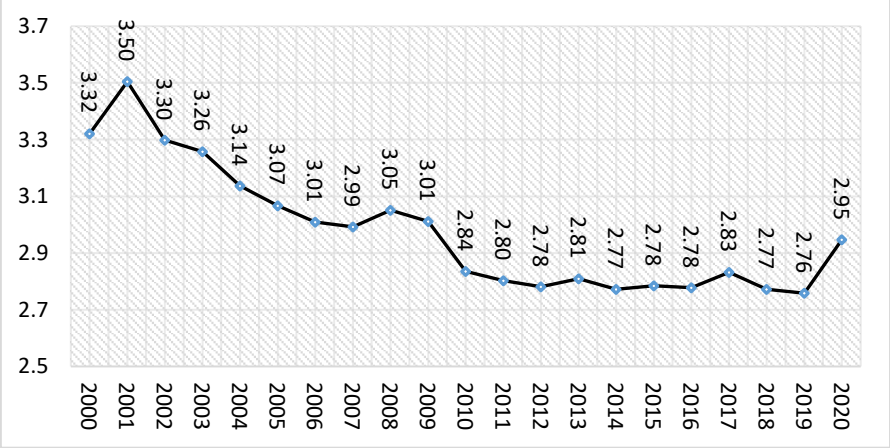
$$Growth_{i,t} = \alpha + \beta_1 Reg_{i,t} + \beta_2 Reg_{i,t}^2 + \varepsilon_{i,t} + \theta_t + \alpha_i + \gamma X_{i,t} + \dots \quad (1)$$

که در آن $Growth_{i,t}$ نرخ رشد صنعتی سالانه است که در شاخص رقابت‌پذیری صنعتی نیز استفاده شده و به نوعی کیفیت توسعه صنعتی را نیز دربر می‌گیرد. Reg سطح تنظیم‌گری، X ماتریسی از متغیرهای کنترل است و θ اثرات ثابت، i کشورها و t دوره‌های زمانی (۲۰۰۰–۲۰۱۹) را نمایه می‌کند. در ارتباط با متغیرهای مورد استفاده تلاش می‌شود از داده‌های بین‌المللی نهادهای معتبر استفاده شود تا امکان مقایسه بین کشوری را فراهم کند و همچنین در انتخاب شاخص‌ها مطالعات مشابه برای استفاده از بهترین شاخص‌های حوزه‌های مذکور نیز مورد استفاده قرار گرفته است. توضیحات تکمیلی زیر درخصوص این متغیرها قابل ارائه است:

- برای رشد ارزش افزوده صنعتی از داده‌های پایگاه یونیدو[1] استفاده می‌شود.
- برای سطح تنظیم‌گری از زیربخش مقررات (در سه دسته کلی بازار اعتبار، بازار کار و تنظیم‌گری تجاری) در شاخص آزادی اقتصادی مؤسسه بین‌المللی فریزر[2] استفاده می‌شود. شایان ذکر است که مؤسسه فریزر این امتیاز را برای بیش از ۱۵۰ کشور توسعه داده است. کشورها در مقیاسی از ۰ تا ۱۰ رتبه‌بندی می‌شوند؛ جایی که مقادیر بالاتر برای هر کشور نشان‌دهنده تنظیم‌گری کمتر است. در این ارتباط شاخص‌های معدودی در سطح بین‌المللی گزارش می‌شود که مهمترین آن گزارش مؤسسه فریزر است. در این مطالعه مقیاس معکوس شده است به‌طوری‌که امتیاز بالاتر، تنظیم‌گری بالاتری را نشان می‌دهد.
- برای متغیرهای کنترلی از ۱) متغیر کنترلی آزادی اقتصادی از مؤسسه فریزر و ۲) سرانه ارزش افزوده صنعتی از یونیدو استفاده شده است.

مطابق نمودار ۱، سطح متوسط تنظیم‌گری در طول دوره مورد بررسی، از بالاترین میزان ۳/۳۲ در سال ۲۰۰۰ به پایین‌ترین میزان ۲/۷۶ در سال ۲۰۱۹ کاهش‌یافته است. این نمودار بر کاهش سطح متوسط تنظیم‌گری در کشورها طی دو دهه گذشته دلالت دارد.

نمودار ۱. متوسط سطح تنظیم‌گری در سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۰ در کشورها



مأخذ: شاخص آزادی اقتصادی مؤسسه فریزر

1. UNIDO
2. Fraser Institute

در جدول ۱، خلاصه‌ای از وضعیت آماری متغیرهای اصلی و متغیرهای کنترلی در رابطه (۱) ارائه شده است.

جدول ۱. خلاصه آماری از داده‌ها

متغیر	مشاهده	میانگین	حداقل	حداکثر
نرخ رشد ارزش افزوده صنعتی	۱۷٦٥	۱٥/۸	۰/۰۰۲	۲٤/۷
تنظیم‌گری	۱۷٦٥	۳/٤	۰/۰۰٤	۸/۹
آزادی اقتصادی	۱۷٦٥	۷/۰۳	۳/۳٤	۸/۸
لگاریتم ارزش افزوده سرانه صنعتی	۱۷٦٥	۲/۹٦	۱/۰۲	٤/۳۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به‌منظور تخمین مدل نیز از مدل‌های پویای پنل GMM استفاده شده است. ازجمله روش‌های اقتصادسنجی مناسب برای حل یا کاهش مشکل درون‌زا بودن شاخص‌های نهادی و همبستگی بین متغیرهای نهادی و دیگر متغیرهای توضیحی، تخمین مدل با استفاده از گشتاورهای تعمیم‌یافته GMM داده‌های پنل است. کاسلی و همکاران[1] (۱۹۹۶) برای اولین بار از شیوه برآورد GMM داده‌های پنل پویا در برآورد مدل‌های رشد اقتصادی استفاده کردند. استفاده از این روش نیز به دلیل در نظرگرفتن داده‌های پویا، همزمان با بهره‌گیری از ساختار داده‌های پنل در برآورد مدل، مدنظر قرار گرفته است. همچنین تفاوت کشورها در صنعتی‌شدن با توجه به سطح‌بندی کشورها (توسعه‌یافته و درحال‌توسعه) در مدل در نظر گرفته می‌شود. به منظور سطح‌بندی کشورها و از بین‌بردن خطای تحلیل یک سطحی از مدل‌های چندسطحی بهره برده می‌شود تا به‌طور همزمان امکان تجزیه‌وتحلیل درخصوص کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته با داده‌های پنل نیز وجود داشته باشد.

برای اجتناب از ناسازگاری رگرسیون به دلیل درون‌زایی متغیرها از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[2] (GMM) پانلی برای تخمین پارامترها استفاده می‌شود. بالتاجی[3] (۲۰۰۸) نشان می‌دهد وجود درون‌زایی بین متغیرها باعث می‌شود رگرسیون حداقل مربعات معمولی پانل دیتا پارامترهای الگو به شکل ناسازگار برآورد خواهند شد. همچنین نکته قابل توجه درباره

1. Caselli, F, et al.
2. Generalized Method of Moments
3. Baltagi, B. H.

متغیرهای ابزاری این است که برقراری شرط $E[Z_i' U_i]' = 0$ یعنی عدم همبستگی بین ابزارهای به‌کارگرفته شده و جملات اخلال است که سازگاری تخمین GMM پانل دیتا را احراز می‌کند. آزمون سارگان[1] این شرط را مورد آزمون قرار می‌دهد.

در این مقاله به جای استفاده از آماره P-value بر استفاده از فواصل اطمینان CIs (Confidence Intervals) تأکید شده است که برای بررسی معناداری تخمین‌ها در توابع درجه ۲ مورد استفاده قرار می‌گیرد. فواصل اطمینان براساس روش دلتا (Delta method) است که در آن از بسط سری تیلور مرتبه اول برای تقریب یک رابطه خطی بین پارامترهای تخمینی و نسبت استفاده می‌شود. این روش، روش استاندارد تخمین اقلام پیکربندی و آزمون فرضیات برای توابع غیرخطی برآورد پارامتر رگرسیون است. واریانس تخمین‌زده شده $\widehat{\theta}$ براساس روش دلتا برای نسبت تخمین‌های پارامتر تعریف می‌شود. در اینجا فرض می‌شود که تخمین‌های پارامتر دومتغیره هستند که به‌طور نرمال توزیع می‌شوند.

$$\widehat{\theta} = \widehat{\rho}/\widehat{\varphi} \qquad \text{و} \qquad \begin{bmatrix} \hat{\rho} \\ \hat{\varphi} \end{bmatrix} \sim N\left\{ \begin{matrix} \rho \\ \varphi, \end{matrix} \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_1^2 \end{bmatrix} \right\}$$

وقتی که ماتریس واریانس کوایانس را تخمین می‌زنیم یا برآورد می‌کنیم روش دلتا 100 (1-α)%CI برای $\widehat{\theta}$ به‌صورت زیر تعریف می‌شود؛ جایی که $t_{\frac{\alpha}{2}}$ ارزش توزیع t با درجه آزادی T-k هست.

$$CI(\widehat{\theta})_{Delta} = \widehat{\theta} \mp t_{\frac{\alpha}{2}}(\hat{\varphi}^{-1}\sqrt{(\hat{\sigma}_1{}^2 + \widehat{\theta}^2\hat{\sigma}_2{}^2 - 2\widehat{\theta}\hat{\sigma}_{12})})$$

روش فیلر[2] به‌عنوان یک رویه کلی برای ایجاد فواصل اطمینان آماری به‌صورت نسبت تعریف می‌شود. این رویکرد نسبت به روش دلتا در کاربردهای مختلف برتری دارد. یک فاصله اطمینان فیلر 100 (1-α)%CI را می‌توان با معکوس‌کردن آماره آزمون t مرتبط با فرضیه صفر براساس ترکیب خطی پارامترهای تعریف شده به‌صورت زیر پیدا کرد (Hirschberg & Lye, 2010).

$H_0: \rho - \varphi\tilde{\theta} = 0$ برای مقادیر متفاوت ممکن از θ که توسط $\tilde{\theta}$ تعیین می‌شوند، براساس این فرض که تخمین‌های پارامتر به‌صورت نرمال توزیع شده است، این نتیجه به‌دست

1. Sargan Test
2. Fieller Method

می‌آید که ترکیب‌های خطی از تخمین‌های پارامتر نیز برای هر $\tilde{\theta}$ به‌صورت نرمال توزیع شده است.

$$\left(\hat{\rho}-\hat{\varphi}\tilde{\theta}\right)\sim N\left(\left(\rho-\varphi\tilde{\theta}\right),\left(\rho^2\sigma_1^2-2\rho\varphi\sigma_{12}+\varphi^2\sigma_2^2\right)\right)$$

$\tilde{\theta}$ به‌گونه‌ای که $a\tilde{\theta}^2+b\tilde{\theta}+c=0$

که $c=\hat{\rho}^2-t_{\frac{\alpha}{2}}^2\hat{\sigma}_1^2$ و $b=2\left[t_{\frac{\alpha}{2}}^2\hat{\sigma}_{12}^2-\hat{\varphi}\hat{\rho}\right]$ و $a=\hat{\varphi}^2-t_{\frac{\alpha}{2}}^2\hat{\sigma}_2^2$

بنابراین دو ریشه معادله درجه دوم به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$CI(\hat{\theta})_{Filler}=\frac{-b}{2a}\mp\frac{\sqrt{(b^2-4ac)}}{2a}$$

که فاصله اطمینان فیلر را در 100 (1-α)%CI برای هر $\hat{\theta}$ تعریف می‌کند. به‌طور کلی چون $\frac{-b}{2a}\neq\hat{\theta}$ بنابراین فاصله اطمینان دلتا و فیلر شبیه هم نیستند. فیلر CI در مورد تخمین نسبت متقارن نیست. در صورتی که فرضیه صفر $H_0:\varphi\neq 0$ زمانی که α سطح معنی‌داری باشد را بتوان رد کرد، دو کران محدود به‌دست می‌آید (Buonaccorsi, 1979). به‌علاوه برای بازه فیلر CI ممکن است مکمل یک بازه محدود باشد وقتی که $b^2-4ac>0,\alpha<0$ یا اطراف خط اصلی تخمین باشد وقتی که $b^2-4ac<0,\alpha<0$

۵. یافته‌ها

به منظور برآورد معادله (۱) ابتدا عبارت درجه دوم نادیده گرفته شده است (β_2=0) و درنتیجه مدل برای یک رابطه خطی بین تنظیم‌گری و رشد ارزش افزوده صنعتی برآورد شده است. نتایج برآورد این رابطه خطی در جدول ۲ ارائه شده است که نشان‌دهنده یک اثر منفی و از نظر آماری معنادار تنظیم‌گری بر رشد ارزش افزوده صنعتی است. این نتایج سازگار با مطالعات قبلی است و نشان می‌دهد که سطح ماکزیمم‌کننده رشد، تنظیم‌گری صفر است. برای متغیرهای کنترل، تمام برآورده‌های ضریب علامت مورد انتظار را دارند و در سطح ۹۵ درصد معنادار هستند که این امر نیز نشان می‌دهد مشخصات و نمونه در نظر گرفته شده مبنای منطقی‌ای را برای مقایسه دارند. برآوردها حاکی از آن است که هر واحد کاهش در شاخص تنظیم‌گری رشد ارزش‌افزوده صنعتی را به اندازه ۰/۲ واحد درصد افزایش می‌دهد.

جدول ۳. ضرایب و معناداری آنها در مدل خطی و غیرخطی و اثر کلی تنظیم‌گری بر رشد ارزش افزوده صنعتی در کشورها

متغیرها	مدل خطی	مدل غیرخطی
تنظیم‌گری	-۰/۲٤ (۰/۵۲)	**۰/٦٤** **(۰/۰۱۷)**
مربع تنظیم‌گری	-	**-۰/۱۲** **(۰/۰۰۲)**
لگاریتم ارزش‌افزوده سرانه صنعتی	۰/٦٥ (۰/۰٥)	**۰/۷۲** **(۰/۰٤)**
آزادی اقتصادی	۰/۱٤ (۰/٤٥)	**۰/۱۲** **(۰/۳٦)**
تعداد مشاهدات	۱۱۷۱	**۱۱۷۱**
تعداد کشورها	۹۹	**۹۹**
تعداد دوره	۱۸	**۱۸**

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار هستند و تمامی اعداد در سطح ۱۰ درصد معنادار هستند.
مأخذ: یافته‌های پژوهش

درگام بعدی، معادله (۱) شامل عبارت درجه دو آن برآورد شده است. تخمین ضرایب در جدول ۳ ارائه شده‌اند و شکل این معادله به‌صورت کوهانی شکل است که با فرضیه در نظر گرفته شده بین تنظیم‌گری و رشد ارزش افزوده صنعتی سازگار هستند. ضرایب برآورد شده برای معادله درجه دو بدین صورت است که در ضریب عبارت درجه یک مثبت و معنادار است و ضریب عبارت درجه دو منفی و از نظر آماری معنادار است. بزرگی برآوردها نشان می‌دهد که اثر کلی تنظیم‌گری بر رشد ارزش‌افزوده صنعتی برای سطوح کم تا متوسط تنظیم‌گری مثبت است. اثر کلی مقررات در سطوح مختلف در شکل ۲ به همراه فاصله اطمینان ۹۵ ٪، با استفاده از روش دلتا محاسبه شد، نشان داده شده است. نمودار ۲ نشان‌دهنده اثر کل تنظیم‌گری بر ارزش‌افزوده صنعتی با استفاده از روش دلتا و براساس جدول ۳ در سطوح مختلف از تنظیم‌گری (در مقیاس ۰-۱۰) می‌باشد. منحنی‌های خط‌چین نشان‌دهنده فاصله اطمینان ۹۵ درصد می‌باشند که با استفاده از دلتا متد و همچنین فاصله اطمینان ۹۵ درصد فیلر به‌دست آمده‌اند. منحنی‌های عمودی خط‌چین بازه سطح تنظیم‌گری را به فواصلی که اثر تنظیم‌گری بر رشد معنادار و یا بی‌معنی است تقسیم می‌کند. بازه (۰/۶۲-۰) به لحاظ

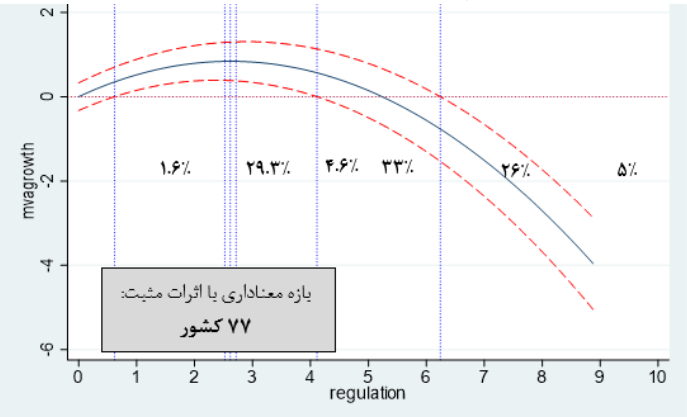
آماری بی‌معنا است، فاصله (۲/۵۲- ۰/۶۳) سطح معنادار و با اثر افزایشی مثبت را نشان می‌دهد، بازه (۲/۷۱- ۲/۵۳) یک سطح معنادار مثبت که نه اثر افزایشی و نه اثر کاهشی دارد و نشان‌دهنده بازه‌ای است که تنظیم‌گری بیشترین اثر را بر رشد صنعتی دارد (Shaded region)، بازه (۴/۱۱- ۲/۷۲) سطح معنادار با اثر کاهشی بر رشد ارزش‌افزوده صنعتی است و بازه (۶/۲۴- ۴/۱۲) سطح با اثر آماری بی‌معنا و (۱۰- ۶/۲۵) سطح معنادار با اثر منفی بر رشد ارزش افزوده صنعتی را نشان می‌دهد. سهم مشاهدات در هر یک از فواصل مورد اشاره در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول٤. سهم مشاهدات نمونه در هر بازه معناداری

بازه اطمینان	اثر کل	سهم مشاهدات (درصد)
(۰/٦۲-۰)	به لحاظ آماری بی‌معنا با افزایش مثبت	۱/٦
(۰/٦۳ -۲/۵۲)	به لحاظ آماری معنادار و با اثر افزایشی مثبت	۲۹/۳
(۲/۵۳ -۲/۷۱)	به لحاظ آماری معنادار مثبت بدون اثر افزایشی یا کاهشی (نقطه حداکثر)	٤/٦
(۲/۷۲ -٤/۱۱)	سطح معنادار با اثر کاهشی	۳۳
(٤/۱۲ -٦/۲٤)	به لحاظ آماری بی‌معنا	۲٦
(۱۰- ٦/۲۵)	سطح معنادار با اثر منفی	۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱. اثر کل تنظیم‌گری بر رشد ارزش‌افزوده صنعتی در کل کشورها



اعداد به درصد سهم مشاهدات در هر ناحیه را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برآوردها نشان می‌دهند که تقریباً ۴۴ درصد از مشاهدات نمونه نسبت به بالاترین سطح رشد ارزش‌افزوده صنعتی (۲/۶۱) در یک واحد زیر آن (۱/۶۱) یا یک واحد بالای (۳/۶۱) این نقطه قرار گرفته‌اند. این مشاهدات ۷۷ کشور از ۹۹ کشور را پوشش می‌دهد که شاخص تنظیم‌گری آنها در سال‌های مختلف در این بازه قرار گرفته است. همچنین برآوردها حاکی از آن است که برای بیش از ۶۷ درصد از مشاهدات مورد مطالعه، تنظیم‌گری رشد را افزایش می‌دهد به‌طوری‌که اثر کل مقررات بر رشد مثبت و معنی‌دار است. لذا، این یافته توضیح می‌دهد که چرا یک تخمین خطی از رابطه میان سطح تنظیم‌گری و رشد ارزش افزوده صنعتی یک رابطه معکوس ایجاد می‌کند.

جدول ٤. اثر کل تنظیم‌گری بر رشد ارزش افزوده صنعتی

شرح	متغیر تنظیم‌گری	اثرکل
حداقل مقدار تنظیم‌گری در مشاهدات	~۰	۰
شروع سطح معناداری به لحاظ آماری	۰/٦۲	۰/۳۵
ماکزیمم اثر کل	۲/٦۱	۰/۸٤
شروع سطح بی‌معنا به لحاظ آماری	٤/۱۱	۰/۵۷
شروع سطح معناداری دوم به لحاظ آماری	٦/۲٤	-۰/۷۷
ماکزیمم مقدار سطح تنظیم‌گری در مشاهدات	۹	-٤/۱۵
ناحیه معنادار بدون اثر مثبت یا منفی	۲/۵۲	۰/۸٤
ناحیه معنادار بدون اثر مثبت یا منفی	۲/۷۱	۰/۸٤

مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس اطلاعات جدول ۴، با افزایش سطح تنظیم‌گری ابتدا اثرات کل از حدود صفر به ۰/۸۴ افزایش یافته (در سطح تنظیم‌گری ۲/۶۱) و مجدداً با افزایش سطح تنظیم‌گری مقدار اثرات کل با کاهش ۴/۱۵- (در سطح تنظیم‌گری ۹) روبه‌رو می‌شود که مجدداً نشان‌دهنده رفتار دوگانه اثر تنظیم‌گری بر رشد صنعتی است. به همین ترتیب، اثرات کل تنظیم‌گری بر رشد ارزش‌افزوده صنعتی در نمودار ۱ نشان می‌دهند که برای سطوح بالاتر از۰/۶۲ و کم‌تر از ۲/۵۲ تنظیم‌گری تأثیر مثبت آماری قابل‌توجهی بر رشد ارزش‌افزوده صنعتی دارد و هر واحد افزایش در تنظیم‌گری، رشد ارزش افزوده صنعتی را به میزان ۰/۶۲ افزایش می‌دهد، تأثیر کل بر رشد ارزش‌افزوده صنعتی در مقدار ۲/۶۱ از شاخص تنظیم‌گری به نقطه حداکثر

خود می‌رسد. مقادیر از ۲/۷۱ تا ۴/۱۱ اثر مثبت کاهنده بر رشد دارند و از نظر آماری این مقادیر معنادار هستند. اثر تنظیم‌گری بر رشد ارزش افزوده صنعتی در ناحیه ۴/۱۱ تا ۶/۲۴ از نظر آماری غیرقابل‌تشخیص و بی‌معنا است. برای سطوح تنظیم گری بالاتر از ۶/۲۴ اثر کلی منفی و از نظر آماری قابل‌توجه است.

۵-۱. تفاوت‌های اثرات تنظیم‌گری بر رشد صنعتی در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته

در این بخش به بررسی این موضوع پرداخته شده است که آیا یافته‌های موجود در نمونه کامل در کشورهای با سطوح مختلف نیز سازگار است یا خیر. برای این منظور کشورها به دو دسته کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته تقسیم می‌شوند.[۱] این بررسی از این جهت انجام می‌شود که ممکن است ماهیت رشد ارزش‌افزوده صنعتی در کشورها با سطح درآمدی مختلف متفاوت باشد. درواقع این طبقه‌بندی به‌عنوان نماینده‌ای برای محیط نهادی کشورها در نظر گرفته می‌شود. به‌طور متوسط، کشورهای توسعه‌یافته در نمونه ما، درواقع نسبت به کشورهای درحال‌توسعه، بسترهای مناسب‌تر نهادی و اقتصادی برای متعهد بودن به دموکراسی، حاکمیت قانون و بازارها دارند.

سطح متوسط آزادی اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته برابر با ۷/۶۹ در مقایسه با ۶/۶۳ در کشورهای درحال‌توسعه است. میانگین سطح تنظیم‌گری در کشورهای توسعه‌یافته ۷/۶ و در کشورهای درحال‌توسعه برابر با ۶/۸ است که نشان می‌دهد که در کشورهای توسعه‌یافته محدودیت‌های ناشی از تنظیم‌گری کمتر است. سطح تنظیم‌گری در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته می‌تواند تأثیرات متفاوتی بر رشد صنعتی داشته باشد که در این خصوص یافته‌ها در جدول ۴ گزارش شده‌اند. برآوردهای مربوط به تابع درجه دو بین سطح تنظیم‌گری و رشد ارزش افزوده صنعتی در نمونه کشورهای درحال‌توسعه مطابق با روند کلی در نمونه کلی است. بااین‌حال، در نمونه کشورهای توسعه‌یافته، تنها ضریب برآورد شده در عبارت خطی قابل‌توجه است و علامت آن منفی است. یعنی رابطه بین سطح تنظیم‌گری و رشد

۱. براساس طبقه‌بندی انجام شده در IMF

ارزش‌افزوده صنعتی در این کشورها تأیید نمی‌شود و با کشورهای درحال‌توسعه متفاوت است.

جدول ٤. تفاوت تأثیر تنظیم‌گری بر رشد ارزش افزوده صنعتی در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته

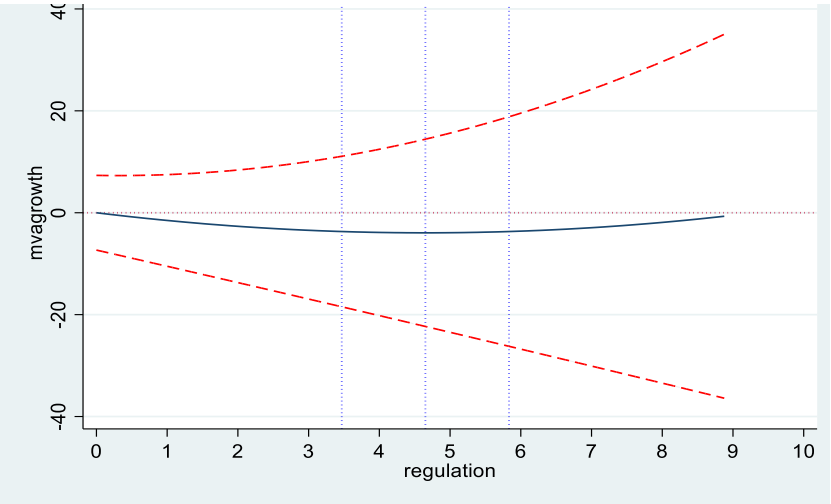
	اثر کل	کشورهای توسعه‌یافته	کشورهای درحال‌توسعه
تنظیم‌گری	۰/٦٤	−۱/٦۹	**۱/۱٤**
	(۰/۰۱۷)	(۰/۷۵)	**(۰/۰۵۱)**
مربع تنظیم‌گری	−۰/۱۲	۰/۱۸	**−۰/۱۹**
	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۹۹)	**(۰/۰۰٦)**
لگاریتم ارزش افزوده سرانه صنعتی	۰/۷۲	−۱/۸	**۱/٤**
	(۰/۰٤)	(۰/٦۳)	**(۰/۰۹۱)**
آزادی اقتصادی	۰/۱۲	۱/۱۸	**−۰/۲۵**
	(۰/۳٦)	(۰/۳۹)	**(۰/۵٤)**
تعداد مشاهدات	۱۱۷۱	٤٤۱	**۷۳۰**
تعداد کشورها	۹۹	۳۷	**٦۲**
تعداد دوره	۱۸	۱۸	**۱۸**

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای نمونه کشورهای توسعه‌یافته، یک رابطه U شکل بین سطح تنظیم‌گری و رشد ارزش‌افزوده صنعتی به‌دست آمده، نه شکل مفروض کوهان شکل که در نمونه کامل مشاهده می‌شود (نمودار ۲). علاوه‌براین، برای سطوح تنظیم‌گری مشاهده‌شده در نمونه، اثر کلی تنظیم‌گری بر رشد همیشه منفی است. برخلاف نمونه کامل، هیچ سطحی در نمونه از تنظیم‌گری وجود ندارد که اثر کل مثبت و از نظر آماری قابل‌توجه باشد.

اما برای کشورهای درحال‌توسعه یک رابطه هم‌شکل با نمونه کامل قابل مشاهده است (نمودار ۳) و اثر مثبت کلی تنظیم‌گری بر رشد برای بیشتر نمونه وجود دارد. نمودار فوق اثر تنظیم‌گری بر رشد ارزش افزوده صنعتی را درسطوح مختلف از بازه ۰−۱۰ با روش دلتا که از جدول ۴ تخمین زده شده است را نشان می‌دهد.

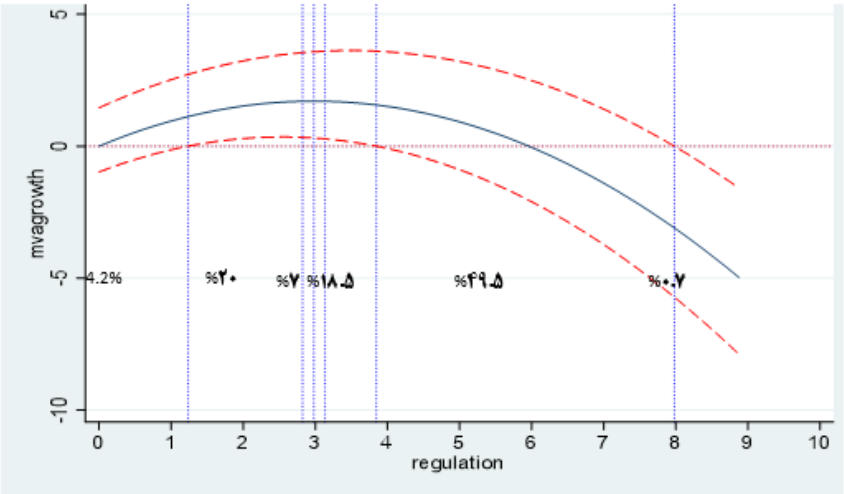
نمودار ۲. اثر تنظیم‌گری بر رشد صنعتی در کشورهای توسعه‌یافته



اعداد به درصد سهم مشاهدات در هر ناحیه را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳. اثر تنظیم‌گری بر رشد ارزش افزوده صنعتی در کشورهای درحال‌توسعه



اعداد به درصد سهم مشاهدات در هر ناحیه را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

منحنی‌های خط‌چین نشان‌دهنده فاصله اطمینان ۹۵ درصد می‌باشند که با استفاده از دلتا متد و همچنین فاصله اطمینان ۹۵ درصد فیلر به‌دست آمده‌اند. منحنی‌های عمودی بازه سطح تنظیم‌گری را به فواصلی که اثر تنظیم‌گری بر رشد معنادار و یا بی‌معنی است تقسیم می‌کند. بازه (۱/۲۳ – ۰) سطح به لحاظ آماری بی‌معنا با اثر مثبت را نشان می‌دهد، (۲/۸۲–۱/۲۴) سطح معنادار و با اثر افزایشی مثبت را نشان می‌دهد، (۳/۱۳–۲/۸۳) یک سطح معنادار مثبت که نه اثر افزایشی و نه اثر کاهشی دارد و نشان‌دهنده بازه‌ای است که تنظیم‌گری ماکزیمم اثر را بر رشد دارد (Shaded region)، (۳/۸۴– ۳/۱۴) سطح معنادار با اثر کاهشی بر رشد و درنهایت (۷/۹ –۳/۸۵) سطح با اثر آماری بی‌معنا و (۱۰–۸) سطح معنادار با اثر منفی است. برآوردها نشان می‌دهد که بالاترین سطح افزایش رشد در مقدار شاخص تنظیم‌گری ۲/۹۷ که کمی بالاتر از برآورد نمونه کامل ۲/۶۱ است، رخ می‌دهد. علاوه‌براین، در سطح حداکثر، تأثیر کل برآورد شده در نمونه کشوری کشورهای درحال‌توسعه ۱/۷ است که بیشتر از نمونه کامل است.

جدول ۵. سهم مشاهدات نمونه در هر بازه معناداری

بازه اطمینان	اثر کل	سهم مشاهدات (درصد)
(۱/۲۳ – ۰)	به لحاظ آماری بی‌معنا	٤/۲
(۲/۸۲– ۱/۲٤)	سطح معنادار و با اثر افزایشی مثبت	۲۰
(۳/۱۳– ۲/۸۳)	سطح معنادار مثبت بدون اثر افزایشی یا کاهشی	۷
(۳/۸٤– ۳/۱٤)	سطح معنادار با اثر کاهشی	۱۸/۵
(۷/۹ –۳/۸۵)	به لحاظ آماری بی‌معنا	٤۹/۵
(۱۰–۸)	سطح معنادار با اثر منفی	۰/۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

حدود ۴۵/۵ درصد از مشاهدات در بازه ۱/۲۳ تا ۳/۸۵ قرار دارند که نشان‌دهنده تأثیر کلی مثبت ومعنادار تنظیم‌گری بر رشد ارزش افزوده صنعتی است. به‌طور کلی، یافته‌ها در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه نشان می‌دهد که سطح تنظیم‌گری به‌طور کلی تأثیر مثبتی بر رشد صنعتی دارد درحالی‌که این موضوع در کشورهای توسعه‌یافته تأیید نمی‌شود. اما چرا رابطه بین سطح تنظیم‌گری و رشد در کشورهای درحال‌توسعه و کشورهای

توسعه‌یافته تا این حد متفاوت است. اما آنچه که می‌تواند توضیح‌دهنده این تفاوت‌ها باشد، ظرفیت دولت و ظرفیت‌های نهادی در این کشورها است.

٦. بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه با استفاده از داده‌های کشورهای مختلف به بررسی رابطه میان سطح تنظیم‌گری و رشد ارزش‌افزوده صنعتی پرداخته و حاوی نکاتی مهم درخصوص ارتباط سطح مداخلات دولت در قالب تنظیم‌گری بر رشد صنعتی است که در ادامه به اهم آن اشاره می‌شود:

- براساس نتایج به‌دست آمده و به‌صورت کلی و عمومی افزایش سطح تنظیم‌گری واجد آثار افزایشی بر نرخ رشد ارزش افزوده صنعتی است. براساس خروجی‌ها، تأثیر نهایی تنظیم‌گری در سطوح پایین‌تر بر رشد ارزش افزوده صنعتی مثبت و در سطوح بالاتر منفی است. نتایج نشان می‌دهد که حداکثر رشد صنعتی در سطوح پایین‌تر تنظیم‌گری ایجاد می‌شود و سطح تنظیم‌گری تا نقطه حداکثرکننده می‌تواند آثار مثبت و معنادار بر رشد ارزش افزوده صنعتی داشته باشد. ولی اغلب ممکن است زمانی که سطح تنظیم‌گری از سطوح حداکثرکننده رشد فراتر رود، تنظیم‌گری آثار کاهشی و از سطحی منفی بر رشد ارزش افزوده صنعتی دارد و این موضوع نیز نشانگر اهمیت تعیین سطح تنظیم‌گری برای مداخلات دولت در اقتصاد است.
- نتایج بر این موضوع تأکید دارند که تنظیم‌گری دارای دوگانه‌ای مضاعف است. از یک سمت اثر تنظیم‌گری بر رشد ارزش‌افزوده صنعتی خطی نیست و همانطورکه در بند قبلی توضیح داده شد رفتار غیرخطی از خود نشان می‌دهد و می‌تواند آثار مثبت و منفی بر رشد ارزش افزوده صنعتی داشته باشد که بستگی به میزان تنظیم‌گری دارد. بنابراین، این انتظار که تنظیم‌گری دولت و مداخلات آن یک نوع رفتار را نشان دهد به دور از واقعیت است. علاوه‌براین، این آثار درخصوص کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته نیز رفتاری متفاوت از خود نشان می‌دهد.
- رابطه U معکوس شکل میان تنظیم‌گری و رشد ارزش‌افزوده صنعتی، هنگامی که بحث اصلاحات تنظیم‌گری مطرح می‌شود، باید بیشتر مورد توجه قرار گیرد؛ کشوری که تنظیم‌گری بیش از حد دارد و به دنبال افزایش رشد صنعتی است، باید

به این موضوع توجه داشته باشد که اصلاحات و تنظیم‌گری را تا حدی ادامه دهد که موجب کاهش رشد نسبت به وضع موجودش نشود.

- علاوه‌براین، درنظر گرفتن هزینه‌های معاملات بالقوه مرتبط با تغییر سیاست، یک تناقض و یک درس اضافی در مورد اصلاحات در این یافته‌ها است. سیاست‌گذارانی که خواستار مقررات‌زدایی هستند اغلب با نظریه اقتصادی تسخیر تنظیم‌گری استیگلر در این مسیر سیاستی تحریک می‌شوند. این نظریه فرض می‌کند که تنظیم‌گری به نفع تنظیم‌کنندگان ایجاد می‌شود و بر توانایی منافع محدود برای تأثیرگذاری بر سیاست (به ضرر منافع اجتماعی) استوار است. این در حالی است که در صورتی که مقررات‌زدایی بیش‌ازاندازه انجام شود تلاش‌های گروه‌های لابی‌کننده حامی آن رانت را نیز فعال می‌کند و خود می‌تواند آسیب بیشتری را ایجاد کند و سطح رشد را کاهش دهد. بنابراین باید توجه داشت مقررات‌زدایی بیشتر نیازمند انجام اصلاحات نهادی مرتبطی است که بتواند موفقیت بیشتری را به دنبال داشته باشد.
- همانطورکه در بالا نیز تأکید شد، نتایج نشان می‌دهند که ماهیت رابطه میان تنظیم‌گری و رشد ارزش افزوده صنعتی در کشورهای توسعه‌یافته اساساً متفاوت از کشورهای درحال‌توسعه است. به‌طور خاص، درحالی‌که یافته‌های کشورهای درحال‌توسعه با یافته‌های نمونه مشاهدات کامل همخوانی دارد، یافته‌های کشورهای توسعه‌یافته کاملاً متفاوت هستند. در کشورهای توسعه‌یافته، تأثیرات کل تنظیم‌گری بر رشد ارزش‌افزوده صنعتی منفی است. ماهیت متفاوت رابطه تنظیم‌گری و رشد صنعتی در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته را می‌توان به علت «تفاوت ظرفیت دولت» و «کیفیت نهادهای بازاری» در این کشورها نسبت داد. در کشورهایی با نهادهای ضعیف و ظرفیت کلی نسبتاً پایین، ایجاد برخی ظرفیت‌های تنظیم‌گری می‌تواند مفید باشد و ممکن است جایگزین انواع دیگر ظرفیت‌ها شود؛ موضوعی که مورد تأکید اولسن در نظریه دولت «تقویت‌کننده بازار» نیز قرار دارد.
- نتایج نشان می‌دهد که تنظیم‌گری تنها در ۲۰ درصد از کشورهای درحال‌توسعه واجد آثار افزایشی و از لحاظ آماری معنادار بر رشد صنعتی است. این موضوع بار

دیگر بر اهمیت کیفیت مداخلات دولت در اقتصاد در جهت دستیابی به اهداف رشد صنعتی اشاره دارد.

- ذکر این نکته ضروری است که اقتصادی که بیش‌ازحد تنظیم شده است در صورت تلاش برای مقررات‌زدایی بیش‌ازحد، احتمالا با مقاومت کسانی مواجه می‌شود که از مقررات فعلی سود می‌برند و می‌خواهند رانت‌های موجود را حفظ کنند. بنابراین، تأثیر تنظیم‌گری بر رشد صنعتی نه‌تنها به سطح آن بستگی دارد، بلکه به میزان فعال بودن بخش رانت‌جو نیز بستگی دارد. اگر این بخش فعال باشد، انحراف منابع از فعالیت‌های تولیدی در پاسخ به یک تغییر خط‌مشی پیشنهادی در حوزه تنظیم‌گری، احتمال موفقیت در راستای افزایش رشد صنعتی را کاهش می‌دهد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Somayeh Nematollahi https://orcid.org/0009-0007-3896-9991
Farshad Momeni https://orcid.org/0000-0002-9772-3971
Alireza Garshasebi https://orcid.org/0009-0004-3829-2413

References

Baltagi, B.H. (2008). Econometric analysis of panel data, 4, 135-145, Chichester: Wiley. https://doi.org/5-53953-030-3-978/10.1007

Bárbara, D.P. (2020). The impact of regulation on economic growth: comparative analysis across countries and sectors (Master's thesis). DOI:10.1016/j.worlddev.2006.09.005

Becker, G.S. (1983). Competition among pressure groups for political influence (No. 6). Working Paper. https://doi.org/10.2307/1886017

Becker, G.S. (1985). Public policies, pressure groups, and dead weight costs. *Journal of Public Economics*, *28*(3), 329-347. https://doi.org/2727-0047/10.1016(85)5-90063

Buonaccorsi, J.P. (1979). On Fieller's theorem and the general linear model. *The American Statistician*, 33, 162. https://doi.org/10.2307/2532090

Caselli, F., Esquivel, G. & Lefort, F. (1996). Reopening the convergence debate: a new look at cross-country growth empirics. *Journal of Economic Growth*, 1, 363-389. https://doi.org/10.1007/BF00141044

Djankov, S., McLiesh, C. & Ramalho, R.M. (2006). Regulation and growth. *Economics Letters*, *92*(3), 395-401. http://dx.doi.org/10.1016/j.econlet.2006.03.021

Evans, P. & Karras, G. (1994). Are government activities productive? Evidence from a panel of US states. *The Review of Economics and Statistics*, *76*(1), 1-11. https://doi.org/10.2307/2109821

Haidar, J.I. (2012). The impact of business regulatory reforms on economic growth. *Journal of the Japanese and International Economies*, *26*(3), 285-307. https://doi.org/10.1016/j.jjie.2012.05.004

Hirschberg, J.G. & Lye, J.N. (2010). Two geometric representations of confidence intervals for ratios of linear combinations of regression parameters: An application to the NAIRU. *Economics Letters*, *108*(1), 73-76. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2010.04.002

Koeniger, J. & Silberberger, M. (2015). Regulation, trade and economic growth (No. 255). cege Discussion Papers.
doi: 10.1016/j.ecosys.2016.05.001

Levine, D.K., & Modica, S. (2017). Size, fungibility, and the strength of lobbying organizations. *European Journal of Political Economy*, 49, 71-83. DOI: 10.1016/j.ejpoleco.2016.12.008

McChesney, F.S. (1997). Money for nothing: Politicians, rent extraction, and political extortion. Harvard University Press.

Nicoletti, G. & Scarpetta, S. (2003). Regulation, productivity and growth: OECD evidence. *Economic Policy*, *18*(36), 9-72.
https://doi.org/10.1787/078677503357

Olson, M. (1993). Dictatorship, democracy, and development. *American Political Science Review*, *87*(3), 567-576.
https://doi.org/2938736/10.2307

Peltzman, S. (1976). Toward a more general theory of regulation. *The Journal of Law and Economics*, *19*(2), 211-240.
https://doi.org/466865/10.1086

Posner, R.A. (1974). Theories of economic regulation. *The Bell Journal of Econimics and Management Science*, *5*(2), 335-358
https://doi.org/10.2307/3003113

Stigler, G.J. (1971). The theory of economic regulation. *The Bell Journal of Economics and Management Science*, *2*(1), 3–21.
https://doi.org/10.2307/3003160

Stigler, G.J. (2021). The theory of economic regulation. In The political economy: Readings in the politics and economics of American public policy (pp. 67-81). Routledge. https://doi.org/10.2307/3003160

Thatcher, M. (2014). European commission merger control: combining competition and the creation of larger european firms. *European Journal of Political Research*, *53*(3), 443-464.
https://doi.org/6765.12040-1475/10.1111

Thatcher, M. (2014). From old to new industrial policy via economic regulation. *Rivista Della Regolazione Dei Mercati*, 2, 6-22. http://eprints.lse.ac.uk/id/eprint/62279

Vahabi, M., Batifoulier, P. & Da Silva, N. (2020). The political economy of revolution and institutional change: the elite and mass revolutions. *Revue D'économie Politique*, *130*(6), 855-889. https://doi.org/10.3917/redp.306.0013

پیوست

جدول ۱. نتایج آزمون آرلاندو باند و سارگان

آزمون	آماره	P-Value
آزمون آرلاندو باند AR(1)	-4.8124	۰.۰۰۰۰
آزمون آرلاندو باند AR(2)	-.999	0.3178
آزمون سارگان	92.463	0.9473

جدول ۲. نتایج تخمین مدل Gmm برای مدل کامل (کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره z	p-value
regulation	0.6412	0.017	37	0.000
regulation2	-0.1221	0.00298	-41.08	0.000
logmvapc	0.72047	0.0408	17.66	0.000
fe	0.123	0.0369	3.35	0.001
Wald chi2	42832.44			
آماره والد p-value	0.000			

جدول ۳. نتایج تخمین مدل Gmm برای کشورهای درحال‌توسعه

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره z	p-value
regulation	1.145103	0.0517429	22.13	0.000
regulation2	-.1921561	0.0066891	-28.73	0.000
logmvapc	1.431362	0.091276	15.68	0.000
fe	-.2518395	0.0547754	-4.60	0.000
Wald chi2	5499.32			
آماره والد p-value	0.000			

جدول ٤. نتایج تخمین مدل Gmm برای کشورهای توسعه‌یافته

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره z	p-value
regulation	-1.695	0.7500193	-2.26	0.024
regulation2	0.1822	0.0992883	1.84	0.066
logmvapc	-1.823	0.6280957	-2.90	0.004
fe	1.1852	0.3896446	3.04	0.002
Wald chi2	136.14			
آماره والد p-value	0.000			

استناد به این مقاله: نعمت‌الهی، سمیه، مؤمنی، فرشاد و گرشاسبی، علیرضا. (۱۴۰۴). بررسی اثر سطح تنظیم‌گری حداکثرکننده رشد صنعتی و مقایسه آن در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۰(۱۰۳)، ۷۰-۱۰۰.

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

-- Iranian Journal of Economic Research---------
Volume 30, Issue 103, Summer 2025, 101-137
ijer.atu.ac.ir
https://doi.org/10.22054/ijer.2025.82330.1315

ATU PRESS

Received: 7/10/2024 Original Research
Revised: 9/9/2025
Accepted: 22/9/2025
ISSN: 1726-0728
eISSN:2476-6445

Exchange Rate Forecasting in Iran Using Data Fusion and a Comprehensive Machine Learning Model

Elmira Asle Roosta — Ph.D. Candidate in Economics, Semnan University, Semnan, Iran

Alireza Erfani* — Professor, Economics Department, Semnan University, Semnan, Iran

Abdolmohammad Kashian — Associate Professor, Economics Department, Semnan University, Semnan, Iran

Abstract

The exchange rate is recognized as a key economic indicator influenced by multiple factors. Some of these factors manifest as measurable economic variables, while others are reflected in political and financial news. A central, unresolved question is whether it is possible to develop a comprehensive and scalable model for exchange rate modeling and forecasting that accounts for all relevant variables and factors. Using a data fusion approach, the present study proposed a comprehensive deep learning–based model supporting multiple data types. To train the model, exchange rate–related news was collected from ten major national and international sources covering the period from 2014 to 2023 (1393–1402 in the Iranian calendar). The data was then combined with exchange rate figures and other economic indicators. To identify the best model, eight machine learning models, two statistical models, and one large language model were trained and evaluated under both regression and classification settings. To mitigate bias and random effects, the study applied time series–aware cross-validation along with repeated training and testing using different random initializations. The results demonstrated that the proposed approach, which directly incorporates all influential factors, significantly outperforms existing methods.

* Corresponding Author: aerfani@semnan.ac.ir

How to Cite: Asle Roosta, E., Erfani, A. & Kashian, A. (2025). Exchange Rate Forecasting in Iran Using Data Fusion and a Comprehensive Machine Learning Model. *Iranian Journal of Economic Research*, *30*(103), 101-137.

1. Introduction

Exchange rate fluctuations represent one of the most complex challenges in modern economic analysis, shaped by a dynamic interplay of macroeconomic fundamentals, policy decisions, and informational signals disseminated through the media. Traditional econometric approaches often fail to capture these multidimensional interactions, as they rely primarily on quantitative variables and lagged historical data. As a result, they tend to overlook the qualitative influence of news, market sentiment, and expectations that often precede measurable economic changes. Recent advances in artificial intelligence and machine learning have introduced powerful tools for integrating diverse forms of data—both numerical and textual—into unified predictive systems. The present research tried to propose a comprehensive and extensible model for forecasting exchange rates in Iran, combining structured economic indicators with unstructured news data through a data fusion approach.

2. Materials and Methods

This study employed a quantitative and applied methodology based on supervised machine learning techniques. The dataset spans the period from April 2014 to March 2023 (1393–1402 in the Iranian calendar). Daily free-market exchange rates were obtained from three verified sources: the National Exchange website, the Gold and Currency Information Network, and the Bonbast platform. Additionally, key macroeconomic indicators—including GDP growth, inflation rate, unemployment rate, trade balance, public debt, foreign reserves, and oil prices—were collected from official statistical repositories. Then the study went on to incorporate qualitative dimensions. In this respect, news articles related to exchange rate dynamics were gathered from ten major national and international media outlets, including Donya-e-Eqtesad, San'at-Madan-Tijarat, Asia Daily, ISNA, Khabaronline, Tabnak, BBC Persian, and Voice of America Persian. Each news item was labeled according to the contemporaneous changes in exchange rates. Data preprocessing involved normalization, outlier removal, and interpolation of missing values for numerical data. Textual data underwent cleaning, tokenization, and embedding using the ParsBERT model (Farahani et al., 2021), which was fine-tuned on domain-specific economic texts to improve contextual representation. Following preprocessing, approximately 388,354 fused samples were constructed. Eight machine learning models (Random Forest, XGBoost, LightGBM, CNN-LSTM, GRU, Bi-GRU, LSTM, and Bi-LSTM), two statistical models (ARIMA and Prophet), and one large language model (GPT-4) were trained and compared under both regression and classification

settings. Model evaluation was conducted through time-series–aware cross-validation and repeated random initialization to minimize bias. Performance metrics included Mean Absolute Error (MAE), Mean Squared Error (MSE), Accuracy, and F1-score.

3. Results and Discussion

The results revealed that models integrating textual and numerical data substantially outperform those trained solely on numerical inputs. Specifically, the inclusion of news embeddings reduced forecasting error by more than 5% across most deep learning architectures. Among the evaluated models, the fine-tuned GPT-4 achieved the highest overall accuracy and the lowest error metrics in both regression and classification tasks. However, considering constraints on interpretability and data security, the Bi-directional Gated Recurrent Unit (Bi-GRU) model was identified as the optimal choice for practical implementation. The Bi-GRU model exhibited strong learning capability in capturing temporal dependencies and contextual relationships between macroeconomic variables and market sentiment. In classification mode, it achieved an F1-score of 0.84 and an accuracy rate of 0.86 when textual data were incorporated. In contrast, traditional statistical models such as ARIMA and Prophet showed limited capacity to reflect short-term market shocks influenced by real-time news.

The findings highlighted the importance of data fusion in financial forecasting. Textual news data provide early signals of market sentiment that often precede observable changes in economic variables. By integrating these heterogeneous data sources, the proposed model can offer a more dynamic and responsive forecasting framework, particularly suited to volatile markets such as Iran’s foreign exchange sector.

4. Conclusion

This study proposed a comprehensive machine learning–based model that successfully integrates textual and numerical data for exchange rate forecasting in Iran. The results confirmed that data fusion enhances predictive accuracy and robustness, outperforming both conventional econometric methods and single-modality deep learning models. Among the evaluated architectures, Bi-GRU offered the most practical balance between performance, interpretability, and computational efficiency. The findings underscored that incorporating news-driven sentiment and contextual information provides a timely advantage for policy formulation and risk management. Moreover, the modular structure of the proposed model allows for future extensions to other economic domains such as stock market analysis and inflation

forecasting. Future studies are recommended to expand the dataset to include social media sentiment and to adopt explainable AI (XAI) techniques to improve interpretability and transparency.

Keywords: Exchange Rate Forecasting, Data Fusion, Comprehensive Model, Machine Learning, Artificial Intelligence

JEL Classification: C45, C51, C53, C55, G17

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران ---------
دوره ۳۰، شماره ۱۰۳، تابستان ۱٤۰٤، ۱۰۱-۱۳۷
ijer.atu.ac.ir
https://doi.org/10.22054/ijer.2025.82330.1315

مقاله پژوهشی
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۷/۱۶
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۶/۱۸
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۶/۳۱
ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸
eISSN:۲۴۷۶-۶۴۴۵

پیش‌بینی نرخ ارز در ایران با استفاده از تلفیق داده‌ها و مدل جامع مبتنی بر یادگیری ماشین

المیرا اصل روستا | دانشجوی دکتری رشته اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران.
علیرضا عرفانی * | استاد گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران.
عبدالمحمد کاشیان | دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران.

چکیده

نرخ ارز همواره از مهم‌ترین شاخص‌های اقتصادی بوده که عوامل مختلفی در تعیین آن مؤثرند. بعضی از این عوامل در قالب متغیرهای اقتصادی و برخی دیگر به شکل اخبار سیاسی-اقتصادی بازتاب دارند. پرسش مهمی که تاکنون پاسخ دقیقی به آن داده نشده، این است که آیا می‌توان مدلی جامع و توسعه‌پذیر به منظور مدل‌سازی و پیش‌بینی نرخ ارز داشت به‌نحوی که دربرگیرنده تمامی متغیرها و عوامل مؤثر باشد؟ در این پژوهش به‌عنوان پاسخی برای این پرسش، با استفاده از یادگیری ماشین و رویکرد تلفیق داده‌ها، مدلی جامع مبتنی بر یادگیری عمیق ارائه شده که از انواع داده پشتیبانی می‌کند. به منظور آموزش مدل اخبار مؤثر بر نرخ ارز از ۱۰ پایگاه اصلی داخلی و خارجی در بازه زمانی ۱۳۹۳ تا ۱۴۰۲ جمع‌آوری شده و به همراه داده‌های نرخ ارز و سایر شاخص‌های اقتصادی مستقیماً به مدل داده شده است. به منظور یافتن بهترین مدل، ۸ مدل یادگیری ماشین، ۲ مدل آماری و یک مدل زبانی بزرگ در هر دو حالت رگرسیون و کلاس‌بندی آموزش و آزموده شده‌اند. برای اجتناب از سوگیری و نتایج تصادفی، از تکنیک‌های اعتبارسنجی متقابل منطبق بر توالی زمانی و تکرار آموزش و آزمون مدل‌ها با مقادیر اولیه تصادفی متفاوت، استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که رویکرد جامع و توسعه‌پذیر پیشنهادی با لحاظ کردن تمامی عوامل مؤثر به صورت مستقیم، به‌طور قابل توجهی عملکرد بهتری در مقایسه با رویکردهای گذشته داشته است.

کلیدواژه‌ها: پیش‌بینی نرخ ارز، تلفیق داده‌ها، مدل جامع، یادگیری ماشین، هوش مصنوعی.
طبقه‌بندی JEL: C45, C51, C53, C55, G17.

مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رشته اقتصاد دانشگاه سمنان است.

* نویسنده مسئول: aerfani@semnan.ac.ir

۱. مقدمه

نرخ ارز تحت تأثیر عوامل مختلفی ازجمله شاخص‌های کلان اقتصادی، سیاست‌های مالی و پولی و همچنین اخبار منتشره در رسانه‌ها قرار دارد به‌طوری‌که می‌توان گفت نرخ نهایی از برآیند تمامی این عوامل منتج می‌شود.

عدم پشتیبانی از کلیه عوامل مؤثر بر نرخ ارز، کارایی مدل‌ها در پیش‌بینی رخدادهای آنی همچون آنچه در خبرها منعکس می‌شود را از بین می‌برد.

پیشرفت‌های اخیر در حوزه یادگیری ماشین و یادگیری عمیق این امکان را فراهم کرده است که داده‌های متنی، نظیر اخبار و تحلیل‌های اقتصادی، به همراه داده‌های عددی در مدل‌های پیش‌بینی اقتصادی مورد استفاده قرار گیرند. بر این اساس، با استفاده از رویکرد یادگیری ماشین و به‌کارگیری ایده‌هایی چون بازنمایی انواع داده، می‌توان مدلی جامع ایجاد کرد که امکان پشتیبانی از انواع مختلف داده را داشته و با تلفیق آنها کارایی بالاتری نیز به‌دست دهد. این مسئله ایده اصلی این مقاله است.

این پژوهش شامل چندین مرحله کلیدی است. ابتدا، داده‌های عددی مربوط به نرخ ارز و شاخص‌های کلان اقتصادی و داده‌های متنی شامل اخبار منتشره از منابع معتبر در بازه زمانی مشخص نیز استخراج و سپس، داده‌های متنی با استفاده از تکنیک‌های پردازش زبان طبیعی[1] و مدل‌های جاسازی[2] مانند برت[3] به بردارهای عددی تبدیل شدند. بردارهای عددی حاصل از انواع داده با یکدیگر تلفیق شده و به مدل داده می‌شوند.

در مرحله بعد، از مدل‌های مختلف یادگیری ماشین برای آموزش و پیش‌بینی نرخ ارز استفاده شده است. در آخر و پس از ارزیابی کارایی مدل‌ها، بهترین مدل انتخاب شده است. نتایج نشان می‌دهد که تغذیه مدل با تلفیقی از انواع داده‌ها، به‌طور قابل‌توجهی پیش‌بینی‌های انجام شده را بهبود می‌بخشد.

سازمان‌دهی این مقاله به این صورت است: پس از مقدمه‌ای بر مسئله، پیشینه داخلی و خارجی مرتبط در این زمینه تشریح شده است. در ادامه، معماری و مدل پیشنهادی به همراه توضیحات هر یک از مراحل موجود در خط لوله پردازش داده، بخش اعظم مقاله را تشکیل

1. Natural Language Processing
2. Embedding
3. BERT

می‌دهد. در خلال توضیحات مدل و مراحل پردازش، جزئیات پیکربندی هر مدل نیز ذکر شده است. پس از تشریح مدل و مراحل پردازشی، بخش مرتبط با آزمون‌ها و نتیجه قرار دارد. در این بخش انواع مدل‌ها در دو حالت رگرسیون و کلاس‌بندی ارزیابی شده و نتایج آزمایشات گزارش شده است. بخش انتهایی به بحث و جمع‌بندی اختصاص یافته است.

۲. پیشینه پژوهش

به منظور حفظ اختصار، مهم‌ترین و مرتبط‌ترین پژوهش‌ها در این بخش ذکر شده‌اند. پژوهش‌های مرتبط با این مقاله، شامل تمامی پژوهش‌هایی است که یا مستقیماً درگیر پیش‌بینی نرخ ارز در بازار داخلی یا خارجی بوده‌اند یا روش پیشنهادی حاوی ایده و نکته ارزشمندی از جهت به‌کار بردن انواع داده‌ها در پیش‌بینی است.

۲-۱. پیشینه داخلی

در پژوهش‌های موجود رویکردهای مختلفی در مدل‌سازی نرخ و تحلیل بازار ارز به‌کار بسته شده است. مستقل از نوع نگاه و مدل استفاده شده، تا زمان نگارش این مقاله، در هیچ‌یک از پژوهش‌ها سایر انواع داده مانند داده‌های متنی مستقیماً در مدل‌سازی و پیش‌بینی نرخ ارز به‌کار نرفته‌اند.

جدول ۱. پیشینه پژوهش داخلی

پژوهش(ها)	شرح
امیری و همکاران (۱۳۹۹)	استفاده از مدل‌سازی سیستم‌های پویا[1] و معادلات تفاضلی[2] به منظور بررسی رفتار نرخ ارز و تأثیر متغیرهای کلیدی اقتصادی مانند تورم، نرخ بهره، صادرات و ذخایر ارزی؛ گزارش نتایج براساس معیار آرام‌اس‌ای[3].
گودرزی فراهانی و همکاران (۱۳۹۹)	بررسی اثرات نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر نوسانات نرخ ارز در ایران با به‌کارگیری مدل ناردی‌ال[4]؛ تصدیق تأثیر نامتقارن شوک‌های سیاستی مثبت و منفی بر نوسانات نرخ ارز.

1. Dynamic Systems
2. Differential Equations
3. RMSE
4. NARDL

ادامه جدول ۱. پیشینه پژوهش داخلی

پژوهش(ها)	شرح
هاشمی دیزج و همکاران (۱۳۹۹)، منصوری گرگری و خداویسی (۱۳۹۸)، شریف‌مقدم و هاشمی (۱۳۹۷)، بیات (۱۳۹۷)، خاشعی و همکاران (۱۳۹۲)، زرانژاد و همکاران (۱۳۸۷)، طیبی و همکاران (۱۳۸۷) و مرزبان و همکاران (۱۳۸٤)	بررسی و به‌کارگیری انواع مختلف شبکه‌های عصبی[1] مانند پرسپترون چندلایه[2]، احتمالاتی[3] به منظور پیش‌بینی نرخ ارز در ایران. حصول دقت بالاتری نسبت به مدل‌های خطی مانند میانگین متحرک یکپارچه خودرگرسیونی[4].
یارمحمدی و محمودوند (۱۳۹٤)	استفاده از تحلیل مجموعه مقادیر به‌عنوان یک روش ناپارامتری در پیش‌بینی نرخ دلار؛ گزارش دقت بالاتر نسبت به مدل‌های میانگین متحرک یکپارچه خودرگرسیونی.
شیرازی و نصرالهی (۱۳۹۲)	استفاده از مدل‌های پولی دورنبوش–فرانکل[5] و بیلسون–فرانکل[6] با در نظر گرفتن انتظارات عقلایی و مقایسه آن‌ها با مدل گام تصادفی؛ گزارش عملکرد بهتر مدل دورنبوش–فرانکل در پیش‌بینی نرخ ارز.
فتاحی و همکاران (۱۳۹۲)	استفاده از الگوریتم ژنتیک برای بهینه‌سازی مدل‌های پیش‌بینی نرخ ارز؛ گزارش دقت بالاتر در مقایسه با میانگین متحرک یکپارچه خودرگرسیونی در پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت.
خداویسی و ملابهرامی (۱۳۹۱)	استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی مانند مدل حرکت براونی هندسی و مدل پرش مرتن برای پیش‌بینی نرخ ارز؛ عملکرد بهتر مدل اول نسبت به مدل میانگین متحرک یکپارچه خودرگرسیونی.
تقوی و خدام (۱۳۹۰)	استفاده از رویکردهای کلاسیک تطبیقی در پیش‌بینی نرخ ارز شامل نظریه‌های برابری قدرت خرید، تئوری بازار دارایی‌ها، مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر و مدل ماندل–فلمینگ[7]؛ برتری مدل ماندل–فلمینگ نسبت به سایر مدل‌ها.

1. Neural Networks
2. MLP - Multi Layer Perceptron
3. PNN - Probabilistic Neural Network
4. ARIMA - Autoregressive Integrated Moving Average
5. Dornbusch–Frankel
6. Bilson–Frankel
7. Mundell–Fleming

ادامه جدول ۱. پیشینه پژوهش داخلی

پژوهش(ها)	شرح
ابونوری و همکاران (۱۳۸۸)	استفاده از خانواده مدل‌های اقتصادسنجیِ خودرگرسیونی مشروط ناهمسان واریانس[1] به منظور بررسی اثرات متقارن و نامتقارن اخبار بر نوسانات نرخ ارز؛ گزارش تأثیر بیشتر اخبار منفی بر نوسانات نرخ ارز و تأیید اثر نامتقارن اخبار مثبت و منفی؛ عدم استفاده مستقیم از متن اخبار و استفاده از نتیجه آنها بر بازار به منظور تحلیل.
رحیمی‌بروجردی (۱۳۷۹)	قدیمی‌ترین پژوهش رسمی در دسترس مرتبط با پیش‌بینی نرخ ارز در ایران؛ پیش‌بینی براساس مطالعه شاخص‌های اقتصادی، الگوهای اقتصادسنجی، روش رگرسیون و مدل خودرگرسیون برداری[2].

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۲-۲. پیشینه خارجی

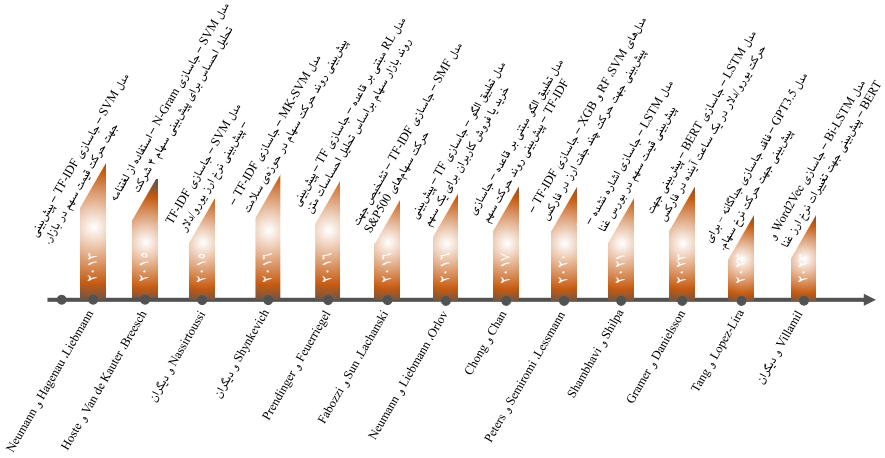
اغلب پژوهش‌های خارجی در سه دسته ارزیابی مدل‌های پولی، ارزیابی مدل‌های اقتصادسنجی و درنهایت ارزیابی مدل‌های مبتنی بر یادگیری ماشین در پیش‌بینی نرخ ارزهای مرجع مانند دلار، یورو، پوند و ین متمرکز بوده‌اند. همچنین بازار تبادل ارزهای خارجی[3] یا همان فارکس[4] مورد توجه بیشتری قرار گرفته است. در انتخاب این مقالات علاوه بر اعتبار علمی و به‌روز بودن، استفاده از سایر انواع داده‌ها (به‌طور خاص داده‌های متنی) در کنار داده‌های عددی نیز در نظر گرفته شده است. فارغ از داده‌های مورد استفاده، این روش‌ها را می‌توان با دو شاخص نحوه تبدیل متون به بردارهای عددی و همچنین مدل یادگیری ماشین استفاده شده طبقه‌بندی کرد.

در شکل ۱، لیستی از پژوهش‌هایی که برای پیش‌بینی مقادیر و متریک‌های مختلف در بازارهای مختلف به نحوی از داده‌های متنی نیز استفاده کرده‌اند، نمایش داده شده است. مشاهدات نشان می‌دهد در سال‌های اخیر روش‌ها در دو جهت پیشرفت داشته‌اند؛ بخش اول مربوط به استفاده از جاسازی‌های پیشرفته‌تر و بخش دوم به‌کارگیری مدل‌های پیچیده‌تر خصوصاً مدل‌های ترکیبی و مبتنی بر یادگیری عمیق است (Villamil, et al., 2023). در

1. ARCH - Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
2. VAR - Vector Autoregression
3. Foreign Exchange Market
4. FOREX

بخش مدل، جزئیات بیشتری از این روش‌ها در خلال روش پیشنهادی این مقاله تشریح شده است.

شکل ۱. پژوهش‌های خارجی مرتبط با پیش‌بینی نرخ ارز



مأخذ: یافته‌های پژوهش

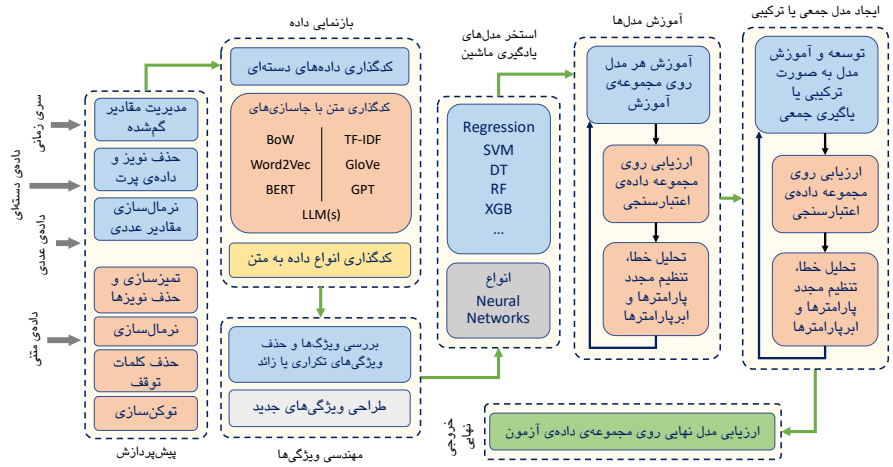
۳. معماری و مدل پیشنهادی

به‌عنوان یک رویکرد استاندارد حل مسئله در یادگیری ماشین، یک خط لوله[1] پردازش داده طراحی کرده‌ایم (شکل ۲). این خط لوله دارای پنج مرحله اصلی و تعدادی زیرمرحله است. این ساختار امکان توسعه و بهبود هر یک از مراحل را میسر ساخته و توسعه‌پذیری و سفارشی‌سازی مدل برای کاربردهای مختلف را تضمین می‌نماید. مواردی که در هر مرحله ذکر شده نمونه‌هایی از انتخاب‌هایی است که می‌توان برای آن مرحله داشت. پیش از ارزیابی نهایی مدل، مرحله‌ای با عنوان یادگیری جمعی وجود دارد. این مرحله الزامی نیست و بسته به کاربرد می‌توان آن را داشت و یا حذف کرد. در این مقاله، به دلیل ماهیت پیچیده خود مدل‌ها و آزمایش‌های انجام شده مشخص شد که ترکیب مدل‌ها منجر به بهبود نتیجه نشده و لذا از آن صرفنظر شده است.

1. Pipeline

به منظور داشتن مدلی جامع که قابلیت تلفیق انواع داده را داشته باشد، اقدامات لازم به منظور پردازش هر نوع داده در مراحل مربوطه انجام شده و درنهایت بردارهای عددی ساخته شده از انواع داده به مدل یادگیری ماشین داده می‌شود. در ادامه تمامی اقدامات انجام شده در این فرآیند تشریح شده است.

شکل ۲. خط لوله پردازش داده و آموزش مدل نهایی



مأخذ: یافته‌های پژوهش

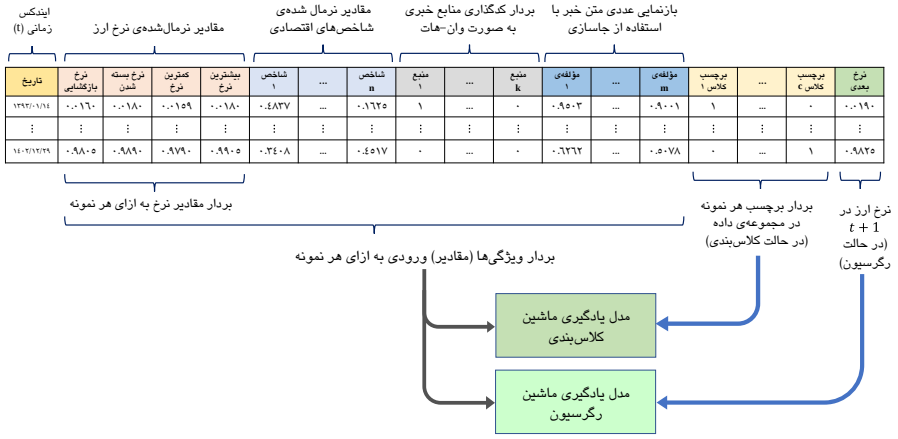
۱-۳. داده‌های مورد استفاده

داده‌های مورد استفاده شامل داده‌های مربوط به نرخ واقعی ارز (ارز معامله شده در بازار آزاد و نه ارز دولتی و سهمیه‌ای) در بازه زمانی فروردین ۱۳۹۳ تا اسفند ۱۴۰۲ است. این داده‌ها از وب‌سایت صرافی ملی، وب‌سایت شبکه اطلاع‌رسانی نرخ طلا و ارز و وب‌سایت بن‌بست به‌عنوان سه مرجع با دیدگاه‌های مختلف جمع‌آوری و مطابقت داده شده است. هر سطر از این داده‌ها، شامل نرخ باز شدن، نرخ بسته شدن، کمترین نرخ معامله و بیشترین نرخ معامله در هر روز است.

علاوه بر داده‌های عددی فوق، تمامی داده‌های متنی مربوط به اخبار منتشره توسط بانک مرکزی، روزنامه‌ها، پایگاه‌ها و خبرگزاری‌های اقتصادی فارسی زبان داخلی شامل روزنامه دنیای اقتصاد، روزنامه صنعت-معدن-تجارت، روزنامه آسیا، روزنامه ابرار اقتصادی، بخش

سیاسی-اقتصادی خبرگزاری ایسنا، بخش سیاسی-اقتصادی پایگاه خبرآنلاین، بخش اقتصادی پایگاه خبری تابناک و پایگاه‌های خارجی شامل بخش سیاسی-اقتصادی بی‌بی‌سی فارسی و همچنین بخش سیاسی-اقتصادی صدای امریکای فارسی در این بازه زمانی جمع‌آوری شده است. ازآنجاکه روش‌های یادگیری ماشین مورد استفاده در اینجا از نوع روش‌های یادگیری بانظارت است، باید به ازای هر خبر یک برچسب[1] نیز به آن الصاق گردد. الصاق برچسب براساس مشاهدات بازار صورت می‌گیرد؛ به این معنا که معاصر با زمان انتشار هر خبر، نرخ ارز چه تغییراتی در بازار داشته است.

شکل ۳. ساخت بردارهای عددی به ازای هر نمونه داده.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

ایده مدل جامع پیشنهادی، تلفیق انواع داده است. ساختار مجموعه داده ساخته شده به صورت شکل ۳ است. در مورد بازنمایی‌های عددی، نرمال‌سازی‌ها و برچسب‌ها در ادامه توضیحات لازم داده شده است.

1. Label

۲-۳. پیش‌پردازش داده‌ها

در بخش پیش‌پردازش، اقدامات آماده‌سازی مربوط به هر نوع داده انجام می‌شود. این اقدامات برای سری‌های زمانی و داده‌های عددی مشابه بوده اما برای داده متنی، متفاوت است.

۱-۲-۳. پیش‌پردازش داده‌های عددی و سری‌های زمانی

پردازش داده‌های عددی در سه دسته کلی جای می‌گیرد: ۱- نرمال‌سازی بازه مقادیر ۲- مدیریت مقادیر ناموجود[1] ۳- حذف نویز و مقادیر پرت[2] (Singh & Singh, 2020). در این مقاله از روش استانداردسازی با استفاده از رابطه (۱)، مقادیر هر ویژگی به نحوی نرمال شده‌اند که هر ویژگی میانگین صفر و انحراف معیار استاندارد ۱ دارد.

$$Z = \frac{x-\mu}{\sigma} \quad (۱)$$

در این رابطه x همان مشاهدات یا مقدار ویژگی، μ میانگین و σ انحراف معیار است. با توجه به اینکه بسیاری از الگوریتم‌های یادگیری ماشین به‌صورت توابع احتمال توسعه داده شده و انتظار آنها از ورودی‌ها در بازه ۰ تا ۱ است، این رویکرد بسیار مؤثر است.

در بسیاری از موارد، ممکن است برای یک یا محدوده‌ای از تاریخ، داده‌ها در دسترس نباشند. برای مدیریت این داده‌ها، ایده‌های مختلفی وجود دارد (Josse & Husson, 2012)؛ ایده اول حذف این داده‌ها از مجموعه داده در صورت عدم آسیب به کلیت مسئله است. ایده دوم تقریب این داده‌ها براساس داده‌های مجاور آن با استفاده از روش‌هایی چون میانگین‌گیری و یا درون‌یابی است. در این مقاله در مجموع از ۳۶۵۳ روز، ۱۸۴ داده ناموجود داشتیم که حول آن‌ها نوسانات خاصی در نرخ ارز نبود. لذا این داده‌ها را از مجموعه داده حذف کردیم.

همچنین در بسیاری از مجموعه‌های داده ممکن است به دلایل مختلف اشکال و مقادیر نامربوط وجود داشته باشند. در نگاه اول، وجود این داده‌ها اعتبارسنجی می‌شود. به‌عنوان مثال وقتی ارزش بیشترین معامله در یک روز ۱۰ تومان باشد، اگر قیمت میانگین ۲۰ تومان

1. Missing Values
2. Outliers

درج شده باشد، نویز و داده پرت بوده و باید از مجموعه داده‌ها حذف شود. در مجموع ۵ داده دارای اشکال از مجموعه داده‌ها حذف شد.

علاوه بر نرخ ارز در هر روز، شاخص‌های اقتصادی نیز به‌صورت داده‌های عددی در مجموعه داده وجود دارند. شاخص‌های رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ بیکاری، تراز تجاری، بدهی عمومی، قیمت نفت، ذخایر ارزی و رشد نقدینگی به‌عنوان شاخص‌های اقتصادی در نظر گرفته شده‌اند. در بخش مهندسی ویژگی‌ها میزان همبستگی این شاخص‌ها با نرخ ارز و با یکدیگر بررسی شده و در نهایت شاخص رشد نقدینگی به دلیل همبستگی بالا با بدهی عمومی از لیست شاخص‌ها حذف شده است.

همچنین به دلیل آنکه نرخ ارز به‌صورت روزانه در دسترس بوده و سایر شاخص‌ها به‌صورت بازه‌های زمانی بزرگ‌تر در دسترس هستند، از یک نگاشت خطی ساده از ابتدا به انتهای هر بازه برای تولید مقدار شاخص به ازای هر روز استفاده شده است. این نگاشت را می‌توان مانند یک خط مستقیم بین مقدار شاخص در ابتدای یک ماه و مقدار آن در انتهای ماه در نظر گرفت. هر نقطه روی این خط، بیانگر مقدار شاخص در آن روز خواهد بود. لازم به ذکر است که این فرض از نظر تئوری یادگیری ماشین، خللی در فرآیند یادگیری و اعتبار مدل ایجاد نمی‌کند.

۲-۲-۳. پیش‌پردازش داده‌های دسته‌ای

منظور از داده‌های دسته‌ای[1] داده‌هایی است که مقدار آن‌ها از یک مجموعه محدود گسسته انتخاب می‌شود. برای این داده‌ها کدگذاری‌های مختلفی پیشنهاد شده است. ایده‌هایی چون استفاده از اعداد ترتیبی نرمال شده حول صفر، کدگذاری وان-هات[2]، کدگذاری دودویی[3] و کدگذاری همینگ[4] هر یک مزایا و معایب خاص خود را در مسائل مختلف دارند (Potdar, et al., 2017). در این مقاله دو نوع داده دسته‌ای وجود دارد. نخست برچسب‌های خروجی مدل‌ها در حالت کلاس‌بندی است که شامل ۷ حالت است. دوم متغیر مشخص‌کننده منبع یک خبر است که ۱۰ مقدار مختلف می‌تواند به خود بگیرد. در اینجا از

1. Categorical
2. One-Hot Coding
3. Binary Coding
4. Hamming Coding

کدگذاری وان-هات برای هر دو مورد استفاده شده که برای این مسئله کاملاً مناسب بوده و کفایت می‌کند. در این کدگذاری، به تعداد حالت‌های مقادیر مختلف یک متغیر دسته‌ای ستون در نظر گرفته می‌شود. به ازای هر نمونه، مقدار آن ویژگی هرچه باشد، ستون متناظر با آن یک شده و مابقی ستون‌ها صفر می‌شوند. در شکل ۳ این کدگذاری قابل مشاهده است.

۳-۲-۳- پیش‌پردازش داده‌های متنی

پیش‌پردازش داده‌های متنی شامل مجموعه اقداماتی است که هدف آن آماده‌سازی داده به منظور ساخت جاسازی[1] برداری بهتر از متن است. عملیات پیش‌پردازش متنی عموماً عبارتند از: تمیزسازی و حذف داده‌های مشکل‌دار، نرمال‌سازی، توکن‌سازی[2]، ریشه‌یابی و حذف کلمات توقف.

منظور از نرمال‌سازی متن، مجموعه عملیاتی است که انواع مختلف حروف موجود در متون مختلف را یکدست و متحدالشکل می‌کند. در اینجا منظور از نرمال‌سازی، یکدست‌سازی قلم[3]ها نیست بلکه هدف یکدست‌سازی حروفی است که معنی یکسان داشته اما با کد (اسکی[4] یا یونیکد[5]) متفاوتی در متن ظاهر شده‌اند. به منظور کاهش فضای حالت، نرمال‌سازی حروف ضروری است. نمونه‌هایی از حروف با معنای مشابه اما با کد متفاوت در شکل ۴ نمایش داده شده‌اند. در نرمال‌سازی هر سه این حرف‌ها باید به یک حرف نگاشت شوند.

شکل ٤. نمونه‌ای از حروف با معنای یکسان و کد متفاوت.

ى - Ë - ي | ۶ - 6 - 1

مأخذ: یافته‌های پژوهش

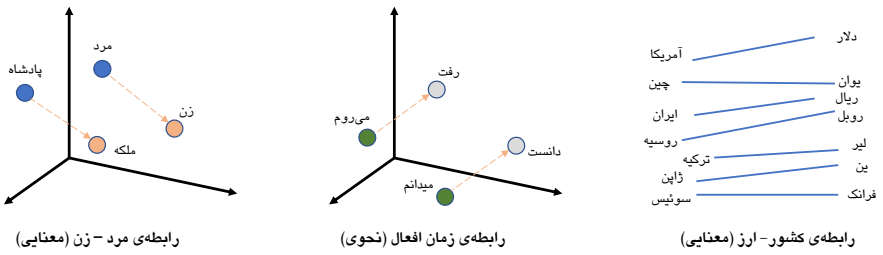
1. Embedding
2. Tokenization
3. Font
4. ASCII
5. Unicode

مرحله بعد، فرآیند توکن‌سازی است که در آن متن ورودی نرمال شده به دنباله‌ای از کلمات شکسته می‌شود. در ساده‌ترین حالت، بعد از تمیزسازی و نرمال‌سازی متن، اگر علائم نگارشی را با فاصله جایگزین کنیم، هر آنچه که با فاصله از یکدیگر جدا شده، یک توکن خواهد بود. البته روش‌های پیشرفته‌تری نیز برای توکن‌سازی وجود دارد (Dridan & Oepen, 2012) که برای کاربرد این مقاله همین ایده کفایت می‌کند. همچنین به دلیل استفاده از جاسازی‌های پیشرفته و مدل‌های زبانی بزرگ در مدل‌های نهایی، نیازی به داشتن مراحل ریشه‌یابی و حذف کلمات توقف نیست.

۳-۳. بازنمایی داده‌های متنی

به منظور بازنمایی داده‌های متنی به بردارهای عددی، از انواع جاسازی‌ها می‌توان استفاده کرد (Li & Yang, 2018). از روش‌های اولیه می‌توان به خورجین کلمات و تی‌اف-آی‌دی‌اف[1] اشاره نمود. در طول زمان به منظور مدل‌سازی و انعکاس روابط معنایی[2] و نحوی[3] زبان‌ها، بازنمایی‌ها و جاسازی‌های متنی پیشرفته‌تری تولید شدند. نمونه‌هایی از روابط معنایی و نحوی توکن‌ها در شکل ۵ نمایش داده شده است.

شکل ۵. نمونه‌ای از روابط معنایی و نحوی در فارسی.



مأخذ: بازطراحی شده توسط نویسندگان مقاله براساس (Mikolov, et al., 2013).

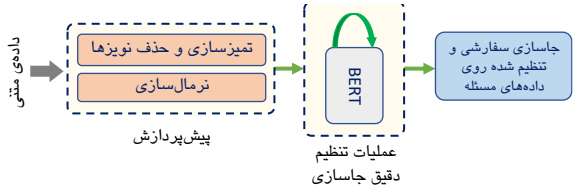
در این مقاله از جاسازی برت[4] فارسی (Farahani, et al., 2021) که توسعه‌ای بر مدل برت اصلی است، برای بازنمایی داده‌های متنی استفاده شده است. جاسازی برت که مخفف

1. TF-IDF
2. Semantic
3. Syntactic
4. BERT

بازنمایی‌های کدگذاری دوطرفه از ترنسفورمرها[1] است، در سال ۲۰۱۸ تحت مالکیت معنوی شرکت گوگل (Devlin, et al., 2018) و با هدف مدل‌سازی کلمات در متن با سرعت بالاتر ارائه گردید.

به دلیل آنکه جاسازی‌های بزرگ روی حجم عظیم داده‌ها آموزش داده شده و برای مدل‌سازی زبان به‌صورت عمومی به‌کار می‌روند، در کاربردهایی که روی بخش خاصی از ادبیات زبانی تمرکز دارند، عموماً کیفیت متوسطی دارند. در این شرایط باید این جاسازی‌ها را با داده‌های مرتبط با پژوهش، تنظیم دقیق[2] یا سفارشی‌سازی کنیم (شکل ۶). این فرآیند در واقع بخشی از فرآیند آموزش و تولید جاسازی است که با تمرکز بر داده‌های خاص و سفارشی شده انجام می‌شود.[3] با این عملیات کیفیت بازنمایی متون مورد استفاده در پژوهش توسط جاسازی، بالاتر خواهد رفت. خروجی جاسازی تنظیم شده به ازای هر سند ورودی، یک بردار با ابعاد ۷۶۸ است. در این مقاله، عملیات تنظیم دقیق به اندازه ۸ دور آموزش مدل[4] انجام شده است. این مقادیر با در نظر گرفتن جلوگیری از بیش‌برازش جاسازی برت لحاظ شده‌اند. همچنین نرخ یادگیری[5] در بازه $[1e-5, 5e-5]$ بوده و اندازه دسته[6] براساس پردازنده گرافیکی[7] در دسترس ۱۶ یا ۳۲ انتخاب شده است.

شکل ٦. تنظیم دقیق جاسازی روی داده‌های متنی حوزه پژوهش



مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Bi-directional Encoder Representation from Transformers
2. Fine-Tuning
۳. جزئیات این فرآیند در Sousa, et al., 2019 موجود است.
4. Epoch
5. Learning Rate
6. Batch Size
7. GPU

در سال‌های اخیر تلاش‌های بسیاری در جهت ارائه مدل‌های زبانی بزرگ انجام شده که شاخص‌ترین آنها مدل‌های زبانی جی‌پی‌تی[1] ارائه شده توسط شرکت اوپن‌ای‌آی[2] هستند (Brown, et al., 2020). تا زمان تهیه این سند ۷ نسخه رسمی از مدل زبانی جی‌پی‌تی ارائه شده که آخرین نسخه آن، نسخه GPT4-O است که در قالب چت‌جی‌پی‌تی[3] به‌شدت دنیا را تحت تأثیر قرار داده است (Mohamadi, et al., 2023). در این پژوهش، از مدل‌های زبانی بزرگ به‌عنوان یکی از مدل‌های ارزیابی استفاده شده است.

٤-٣. مهندسی ویژگی‌ها

مهندسی ویژگی‌ها فرآیندی است که در آن سودمندی یا زائد بودن ویژگی‌های موجود بررسی شده و یا ویژگی‌های جدیدی براساس نیاز مسئله تعریف می‌شود (Nargesian, et al., 2017).

در این پژوهش نیز ویژگی‌های مرتبط با نرخ ارز قبل از استفاده از آنها در آموزش مدل ارزیابی شده تا ویژگی‌های زائد مشخص شوند. یک ویژگی زائد، ویژگی است که در فرآیند کلاس‌بندی یا رگرسیون، نقش خاصی ایفا نمی‌کند. این ویژگی‌ها عموماً یا همبستگی زیادی با مسئله ندارند و یا توسط ویژگی‌های دیگر پوشش داده می‌شوند.

روش‌های مختلفی برای یافتن ویژگی‌های زائد و انتخاب ویژگی‌های مفید وجود دارد (Heaton, 2016). در ساده‌ترین حالت می‌توان همبستگی هر یک از ویژگی‌ها با یکدیگر و همچنین با برچسب خروجی را محاسبه کرده و ویژگی‌هایی که با خروجی همبستگی پائینی داشته یا توسط ویژگی دیگری توصیف می‌شوند، را حذف کرد. اگر برداری از ویژگی‌های به شکل $X = [X_1, \dots, X_n]$ داشته باشیم، همبستگی آن به صورت زیر است:

$$Corr(X) = \begin{bmatrix} \rho_{11} & \cdots & \rho_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{n1} & \cdots & \rho_{nn} \end{bmatrix},\ \rho_{nn} = \frac{COV(X_i, X_j)}{X_{\sigma_i} X_{\sigma_j}} \qquad (۲)$$

در ماتریس همبستگی X، اندازه بزرگ‌تر مقادیر ρ_{ij}، نشان‌دهنده هم‌خطی[4] بودن جدی در دو متغیر i و j است (Nargesian, et al., 2017). براساس شکل ۷، به نظر می‌رسد که

1. GPT
2. OpenAI
3. ChatGPT
4. Co-Linearity

نرخ تورم، میزان بدهی عمومی و رشد نقدینگی بیشترین همبستگی را با نرخ ارز بازار آزاد دارند. همچنین سایر شاخص‌های اقتصادی دیگر نیز با نرخ ارز دارای همبستگی هستند به‌طوری‌که هیچ ویژگی کم‌اهمیتی (زائد) در این مجموعه دیده نمی‌شود. این نتیجه مؤید صحت داده‌های جمع‌آوری شده و مطابقت آن با تئوری‌ها و مشاهدات اقتصادی است.

شکل ۳. نمودار همبستگی شاخص‌های اقتصادی ایران (۲۰۰۰ – ۲۰۲۳)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مسئله دیگر، بررسی متغیرهایی است که با یکدیگر (و نه با نرخ ارز) همبستگی بالایی دارند. براساس شکل ۷، متغیرهای «بدهی عمومی» و «رشد نقدینگی» بسیار به یکدیگر مرتبط‌اند. بنابراین، این متغیرها اطلاعات جدیدی به مسئله اضافه نکرده و داشتن یکی از آنها برای آموزش و عملکرد مدل کافی است. لذا از نظر تئوری و به منظور کاهش فضای حالت

مسئله، می‌توان یکی از این دو ویژگی را حذف کرد. بین این دو گزینه، رشد نقدینگی کاندیدای حذف است زیرا بدهی عمومی همبستگی بالاتری با نرخ ارز دارد.

۵-۳. مدل پیشنهادی

برای انتخاب مدل مناسب، مدل‌های مختلفی را پیاده‌سازی و آزموده‌ایم. مدل‌های مختلف برای دو حالت از مسئله آموزش داده شده‌اند؛ در حالت اول مسئله به‌عنوان کلاس‌بندی در نظر گرفته شده و در حالت دوم، مسئله به‌عنوان یک مسئله رگرسیون تحلیل شده است. همچنین برای هریک از حالت‌ها، مدل‌ها با دو نوع داده آموزش داده شده‌اند. نوع اول صرفاً شامل داده‌های عددی و نوع دوم شامل داده‌های عددی به‌علاوه داده‌های متنی بوده است. دلیل این رویکرد آن است که در بخش تحلیل بتوانیم تأثیر حقیقی استفاده از اخبار را بررسی کنیم.

نظر به این‌که مدل‌های کلاسیک یادگیری ماشین مانند ماشین بردار پشتیبان[1]، جنگل تصادفی[2] و امثالهم در مسائل پیچیده و بزرگ کارایی مناسبی ندارند (Khan, et al., 2023) لذا از مدل‌های یادگیری عمیق استفاده شده است. کارایی هر یک از این مدل‌ها به داده ورودی، معماری و ظرفیت مدل و همچنین کیفیت آموزش مدل بستگی دارد. از میان مدل‌های یادگیری ماشین که از ابتدا برای کار با داده‌های زمانی و یا سری‌ها و دنباله‌ها طراحی شده‌اند، روابط موجود در توالی داده‌ها در سری‌های زمانی را نیز در نظر می‌گیرند. ازجمله معروف‌ترین این مدل‌ها شبکه‌های عصبی بازگشتی[3]، حافظه کوتاه‌مدت بلند[4] و واحدهای بازگشتی دروازه‌دار[5] هستند. تمامی این مدل‌ها در زمره شبکه‌های عصبی جای می‌گیرند.

به جز مدل‌های ذکر شده در فوق، مدل‌های جدیدتر و با ظرفیت بیشتری نیز وجود دارند که ازجمله مهم‌ترین آنها می‌توان به مدل‌های مبتنی بر معماری ترنسفورمر که ابزارهای جذابی چون چت‌جی‌پی‌تی بر مبنای آنها بنا نهاده شده‌اند، اشاره کرد. از آخرین نسخه مدل

1. Support Vector Machine (SVM)
2. Random Forest (RF)
3. Recurrent Neural Network (RNN)
4. Long Short-Term Memory (LSTM)
5. Gated Recurrent Unit (GRU)

جی‌پی‌تی (در زمان نگارش این مقاله) به‌صورت دسترسی با ای‌پی‌آی[1] و با رویکرد تنظیم دقیق استفاده شده که نتایج و نکات آن در ادامه ذکر شده است.

در ادامه، بروزترین مدل‌های متناسب با مسئله پیاده‌سازی، آموزش و تنظیم دقیق شده‌اند. در میان مدل‌های موجود مدل زبانی بزرگ تنظیم دقیق شده و مدل واحدهای بازگشتی دروازه‌دار دوطرفه بهترین نتیجه را در سناریوهای مختلف داشته‌اند. ازآنجاکه مدل زبانی بزرگ صرفاً از طریق ای‌پی‌آی در دسترس بوده و مانند یک جعبه سیاه به آن دسترسی داریم، در ادامه مدل واحدهای بازگشتی دروازه‌دار دوطرفه به‌عنوان بهترین مدل تشریح شده است.

۱-۵-۳. مدل واحدهای بازگشتی دروازه‌دار دوطرفه

این مدل در زمره شبکه‌های عصبی تکرارپذیر[2] قرار می‌گیرد. مزیت این مدل نسبت به مدل حافظه کوتاه‌مدت بلند دوطرفه[3] که در اکثر پژوهش‌های دیگر استفاده شده، سرعت آموزش بالاتر آن است (Seabe, et al., 2023). همچنین مدل پیشنهادی به دلیل ترکیب و استفاده از انواع داده در فرآیند آموزش و پیش‌بینی، ذیل تکنیک‌های تلفیق داده‌ها[4] قابل طبقه‌بندی است (Liu, et al., 2020).

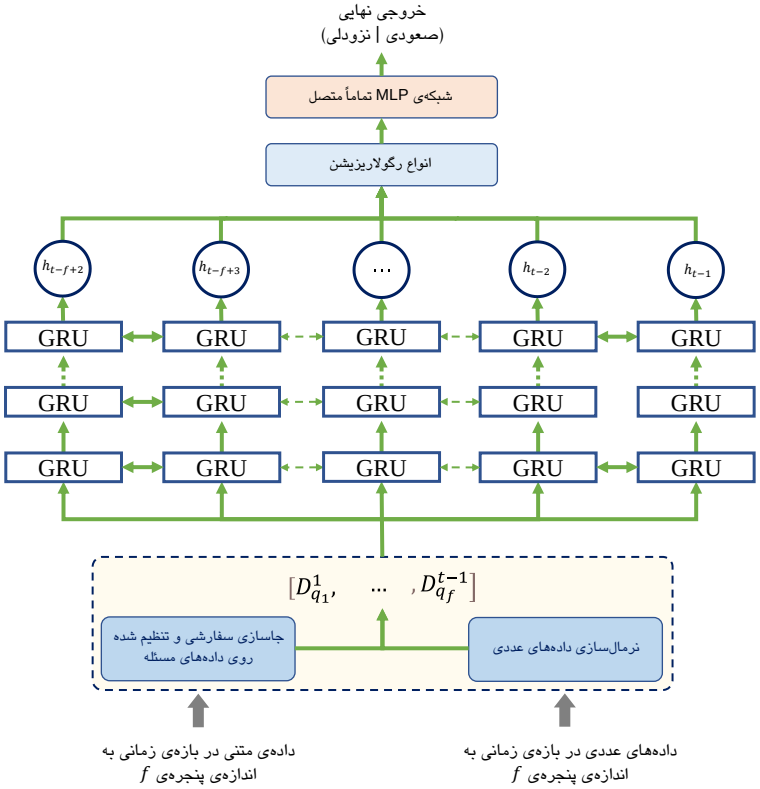
ساختار کلی مدل استفاده شده در شکل ۸ نمایش داده شده است. این مدل دارای تعدادی مرحله یا واحد است که در هر مرحله داده‌های مربوط به f روز گذشته را دریافت کرده و براساس آن وزن‌ها یا پارامترهای مدل را به‌روز می‌کند. لذا برای هر پیش‌بینی در زمان t، مقادیر ورودی در بازه $[t-f+1, \dots, t-1]$ را به مدل می‌دهیم. در هر دوره آموزش، وزن‌ها براساس میزان خطای مدل، به‌روز می‌شوند. به‌روزرسانی وزن‌ها تا جایی ادامه می‌یابد که مقدار خطای مدل به ازای چند دوره آموزش متوالی مدل کاهش نیافته و یا به آستانه مورد قبول تعریف شده برسد. تابع خطا در رابطه ۴ نمایش داده شده است. این تابع به تابع آنتروپی متقابل[5] معروف بوده و به دلیل ویژگی‌های محاسباتی مناسب در فرآیند آموزش، در مسائل کلاس‌بندی بسیار مرسوم است. در این رابطه $\hat{y}^t$ پیش‌بینی مدل و y^t برچسب

1. Access Point Interface (API)
2. Recurrent Neural Networks
3. Bi-LSTM
4. Data Fusion
5. Cross-Entropy

حقیقی داده در زمان (روز) t است. این تابع توسط بهینه‌ساز آدام[1] در فرآیند آموزش بهینه می‌شود.

$$Loss(t) = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(y^t \log(\hat{y}^t) + (1-y^t)\log(1-\hat{y}^t)) \quad (۴)$$

شکل ۸. ساختار مدل واحدهای بازگشتی دروازه‌دار دوطرفه



مأخذ: یافته‌های پژوهش

به منظور جلوگیری از بیش‌برازش[2] مدل از تکنیک‌های تعدیل[3] استفاده می‌شود. در اینجا از دو تکنیک متداول تعدیل یعنی دوراندازی[4] و نرمال‌سازی دسته‌ای[5] است. به منظور تجمیع

1. ADAM
2. Overfitting
3. Regularization
4. Dropout
5. Batch Normalization

خروجی مراحل مختلف، در لایه آخر شبکه از یک لایه شبکه عصبی پرسپترون چندلایه[1] به‌صورت تماماً متصل[2] استفاده شده است. در حالت کلاس‌بندی، تابع فعال‌سازی این شبکه تابع سافت‌مکس[3] بوده و خروجی نهایی به‌صورت دودویی[4] مشخص می‌شود. در حالت رگرسیون تابع فعال‌سازی لایه آخر، یک تابع خطی همانی ساده است.

با قراردادن بردار حاصل از جاسازی متنی، به ازای هر سند یا خبر در روز t برداری به‌صورت $[e_1^t, \ \ldots \ , e_K^t \,|v_1^t, \ \ldots \ , e_R^t]$ خواهیم داشت که در آن e_i^t مقدار هر درایه از بردار جاسازی به طول K و v_i بیانگر مقدار نرمال شده یک متغیر عددی از مجموعه R متغیر عددی است. این بردار را به‌صورت D_p^t نمایش داده و آن را به‌صورت بردار داده برای خبر p در روز t تفسیر می‌کنیم. با این کدگذاری از مسئله، برای هر روز، به تعداد اخبار موجود از منابع مختلف، نمونه خواهیم داشت. برای ساخت داده‌های مربوط به روز $t-i$، متغیرهای عددی را عیناً استفاده کرده و برای بخش بردار جاسازی، میانگین جاسازی‌های تمامی اخبار منتشره در $t-i$ را قرار می‌دهیم.

۲-۵-۳. پیکربندی مدل واحدهای بازگشتی دروازه‌دار دوطرفه

منظور از پیکربندی[5]، جزئیات مربوط به معماری و ابرپارامترهای مدل است. مدل مورد استفاده از خانواده‌ی مدل‌های واحدهای بازگشتی دروازه‌دار دوطرفه است که برای روابط داده‌های متوالی مناسب است. در حالت اول، اندازه بردار ورودی صرفاً شامل تمامی داده‌های عددی موجود از متغیرهای انتخاب شده است. تعداد این متغیرها ۲۱ عدد می‌باشد که ۴ مورد از آنها مربوط به داده‌های روزانه نرخ ارز، ۷ مورد مربوط به داده‌های منتج شده و نگاشت شده از شاخص‌های اقتصادی، و ده مورد بیانگر مرجع خبر است.

در حالت دوم، به ازای هر داده متنی یک بازنمایی برداری با ابعاد ۷۶۸ خواهیم داشت. این بردار در کنار ۲۱ متغیر دیگر، بردار ورودی به طول ۷۸۹ مؤلفه را ایجاد می‌کند.

1. Multi Layer Perceptron (MLP)
2. Fully Connected
3. SoftMax
4. Binary
5. Configuration

در معماری مدل ۳ لایه از مدل واحدهای بازگشتی دروازه‌دار دوطرفه به‌صورت چیده شده روی هم در نظر گرفته شده است. همچنین در هر لایه، ۳۲ واحد پردازشی از این مدل در نظر گرفته شده است.

به منظور جلوگیری از بیش‌براش مدل، از تکنیک دوراندازی استفاده شده و پارامتر دوراندازی به اندازه ۰/۲ تا ۰/۵ وزن‌ها در نظر گرفته شده است.

به دنبال پشته‌ای از لایه‌های محاسباتی بازگشتی دروازه‌دار دوطرفه، ۲ لایه تماماً متصل قرار داده شده که در هر لایه ۶۴ الی ۲۵۶ نورون در نظر گرفته شده است. همچنین تابع فعال‌سازی برای لایه‌های پنهان تابع رلو[1]، برای لایه خروجی در حالت رگرسیون تابع خطی و برای لایه خروجی در حالت کلاس‌بندی تابع سیگموید[2] لحاظ شده است.

به منظور آموزش مدل، اندازه دسته[3] متناسب با پردازنده گرافیکی و محدودیت‌های سرعت و حافظه، ۳۲ یا ۶۴ انتخاب شده و نرخ یادگیری در بازه $[1e-3,1e-4]$ تنظیم شده است. برای آموزش کامل مدل حداقل ۵۰ و حداکثر ۱۰۰ دوره آموزش لازم است. عدد دقیق براساس وضعیت همگرایی مدل مشخص می‌شود. برای بهینه‌سازی تابع هزینه در مدل، از بهینه‌ساز آدام با پارامترهای $\beta_1 =$ ۰/۹ و $\beta_2 =$ ۰/۹۹۹ استفاده شده است.

تابع خطا برای حالت رگرسیون تابع میانگین مربعات خطا و برای حالت کلاس‌بندی، تابع آنتروپی متقابل محاسبه شده است. به منظور جلوگیری از بیش‌برازش مدل، علاوه بر تکنیک دوراندازی ذکر شده، از تعدیل ال۲[4] (کاهش وزن‌ها) در لایه‌های تماماً متصل خروجی استفاده شده است.

۳-۵-۳. کدگذاری مسئله کلاس‌بندی

منظور از کدگذاری در اینجا تبدیل مقادیر پیوسته نرخ ارز در خروجی، به مقادیر گسسته است. هفت کلاس در جهت مثبت و منفی در نظر گرفته‌ایم:

- یک کلاس، معادل با بدون تغییر، برای مقدار تغییرات کمتر از ۰/۵٪
- دو کلاس برای تغییرات بین ۰/۵٪ تا ۱٪

1. Rectifier Linear Unite (ReLU)
2. Sigmoid
3. Batch Size
4. L2 Regularization

- دو کلاس برای تغییرات بین ۱٪ تا ۳٪
- دو کلاس برای تغییرات بیش از ۳٪

لذا به ازای هر نمونه ورودی، یکی از ۷ کلاس فوق به نمونه نسبت داده می‌شود. برای نمایش برچسب هر نمونه از کدگذاری وان-هات استفاده شده است (شکل ۳). لذا هفت ستون به ازای هر نمونه داریم که مقدار ستون متناظر با کلاسی که نمونه به آن تعلق دارد برابر با ۱ بوده و مابقی مقادیر صفر هستند.

٤-٥-٣. مدل زبانی بزرگ

در حالتی دیگر از یک مدل زبانی بزرگ که با استفاده از داده آموزش تنظیم دقیق شده است، استفاده کرده‌ایم. مدل مورد استفاده در اینجا جی‌پی‌تی-چهاراو[1] از شرکت اپن‌ای‌آی است. به منظور انجام تنظیم دقیق مدل روی داده‌های آموزشی، داده شکل‌داده شده[2] را از طریق واسط کاربری موجود به سرورهای شرکت اپن‌ای‌ای ارسال کرده و درخواست تنظیم دقیق مدل را ارسال کرده‌ایم. در این روش، همانطور که پیش‌تر نیز اشاره شد، دسترسی مستقیم به مدل نداریم و صرفاً از طریق واسط‌های طراحی شده می‌توانیم با آن تعامل کنیم. پس از انجام عملیات تنظیم دقیق، نیاز به یک فرمان داریم تا براساس داده ورودی، مدل خروجی مدنظر را به ما ارائه دهد.

٤. آزمون‌ها و نتایج

به منظور ارزیابی درست و استاندارد، از مجموعه داده آزمون[3] استفاده شده است. این داده‌ها پیش‌تر توسط هیچ یک از مدل‌ها عیناً دیده نشده‌اند. البته در فرآیند آموزش، داده‌های مشابه با آنها در آموزش مدل‌ها استفاده شده است. در این پژوهش مجموعه داده آزمون به اندازه ٪۱۰ از کل داده‌ها و به‌صورت یک توالی زمانی از ۲۵٪ انتهایی کل مجموعه داده انتخاب شده است. این داده‌ها به‌صورت تصادفی و زمان-آگاه[4] انتخاب شده‌اند.

1. GPT-4o
2. Formatted
3. Test Set
4. Time-Aware

متأسفانه مقایسه مدل‌های پیشنهادی با سایر روش‌های پیشنهاد شده در مقالات، به دلایل در دسترس نبودن مجموعه داده‌ها، مکانیزم‌های نرمال‌سازی و پالایش، الگوریتم‌های پیاده‌سازی، پارامترها و ابرپارامترهای مربوط به هر مدل، میسر نیست.

لذا در این پژوهش تمامی مدل‌های مدرن و مرتبط پیاده‌سازی شده و نتایج آنها گزارش شده است.

به منظور جلوگیری از سوگیری مدل روی بخش خاصی از داده، از روش اعتبارسنجی متقابل[1] استفاده کرده‌ایم. نتیجه گزارش‌شده نهایی در این روش، میانگین تمام نتایج در همه حالت‌هاست.

۱-٤. معیارهای ارزیابی

در صورتی که پیش‌بینی نرخ ارز به‌عنوان یک مسئله رگرسیون مطرح باشد، از میانگین قدرمطلق خطاها[2] (رابطه ۵) و همچنین میانگین مربعات خطا[3] (رابطه ۶) استفاده شده است.

$$MAE = \frac{\sum_{i=1}^{n}|y_i - \hat{y}_i|}{n} \quad (۵)$$

$$MSE = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \hat{y}_i)^2 \quad (۶)$$

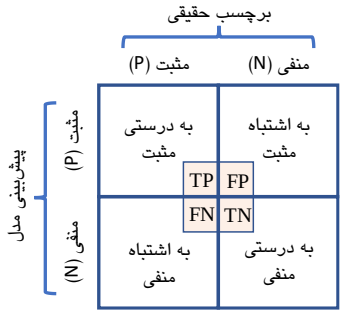
در صورتی که مسئله را به‌عنوان یک مسئله کلاس‌بندی تفسیر کنیم، عموماً از معیار ارزیابی صحت[4] برای ارزیابی کارایی مدل‌های پیش‌بینی نرخ ارز استفاده شده است (رابطه ۷).

$$Accuracy = \frac{TP+TN}{TP+FP+TN+FN} \quad (۷)$$

تفسیر پارامترهای فوق براساس ماتریس درهمی[5] است که در شکل ۹ نمایش داده شده که البته قابل تعمیم به مسائل چندکلاسه است.

1. Cross-Validation
2. Mean Absolute Error (MAE)
3. Mean Squared Error (MSE)
4. Accuracy
5. Confusion Matrix

شکل ۹. ماتریس درهمی



مأخذ: یافته‌های پژوهش

علاوه‌براین معیار، معیار استاندارد دیگر مورد استفاده، امتیاز F1[1] است که دو معیار دقت[2] و یادآوری[3] را با یکدیگر ترکیب می‌کند. معیارهای دقت و یادآوری براساس جدول درهمی به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$Precision = \frac{TP}{TP+FP} \quad (۸)$$

$$Recall = \frac{TP}{TP+FN} \quad (۹)$$

معیار دقت بیان می‌کند که از بین تمامی نمونه‌هایی که مدل به‌عنوان خروجی مثبت پیش‌بینی کرده است، چه تعدادی از آنها واقعاً مثبت بوده‌اند؟ معیار یادآوری بیان می‌کند که از میان تمامی نمونه‌های مثبت، چه تعدادی از آنها را مدل به‌درستی شناسایی کرده است؟

دو معیار دقت و یادآوری با یکدیگر رابطه پایاپایی[4] دارند و بهبود یکی به کاهش دیگری می‌انجامد. معیار امتیاز F1 به منظور ایجاد ترازی[5] بین این دو معیار معرفی شده تا بتوان با استفاده از یک معیار، وضعیت یک مدل را مشخص نمود. این معیار درواقع نوعی میانگین هندسی است و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$F1 = 2 \times \frac{Precision \times Recall}{Precision+Recall} \quad (۱۰)$$

باید توجه نمود که برای گزارش عملکرد یک مدل، نیاز به هر دو معیار صحت و امتیاز F1 داریم. این مسئله به توزیع کلاس‌ها در مجموعه‌های داده بازمی‌گردد. در مجموعه‌هایی

1. F1 Score
2. Precision
3. Recall
4. Trade-Off
5. Balance

که در آنها ناترازی[1] در کلاس‌ها وجود دارد، تنها استفاده از معیار صحت گمراه‌کننده است. مثلاً برای تشخیص بیماران، عموماً اکثرا افراد سالم هستند و تعداد کمی بیمار هستند. اگر مدل ما همه نمونه‌ها را سالم پیش‌پینی کند، عملاً نرخ صحت بالایی (مثلاً ۹۷٪) خواهد داشت! لذا لازم است که نرخ F1 که ناتراز بودن توزیع کلاس‌ها را نیز در نظر می‌گیرد، گزارش کنیم.

۲-٤. ارزیابی مدل‌ها به‌عنوان رگرسور

به منظور بررسی کارایی مدل، ابتدا تمامی مدل‌های مختلف را پیاده‌سازی و بررسی کرده‌ایم. نتایج این بررسی در جدول ۲، نمایش داده شده است.

جدول ۲. نتایج ارزیابی مدل‌ها به‌عنوان رگرسور در پیش‌بینی نرخ ارز

	بدون استفاده از داده متنی		با استفاده از داده متنی	
	میانگین مربعات خطا	میانگین قدرمطلق خطاها	میانگین مربعات خطا	میانگین قدرمطلق خطاها
واحد بازگشتی دروازه‌دار	۰/۰۳۵	۰/۱۲۵	۰/۰۱۵	۰/۰۸۵
حافظه کوتاه‌مدت بلند	۰/۰۳۳	۰/۱۱۵	۰/۰۱۵	۰/۰۸۰
واحد بازگشتی دروازه‌دار دوطرفه	۰/۰۳۲	۰/۱۱۲	۰/۰۱٤	۰/۰۷۸
حافظه کوتاه‌مدت بلند دوطرفه	۰/۰۳۳	۰/۱۱٤	۰/۰۱۵	۰/۰۸۰
شبکه عصبی پیچشی- حافظه کوتاه‌مدت بلند[2]	۰/۰۳۷	۰/۱۲۰	۰/۰۱۷	۰/۰۸۸
شبکه عصبی پیچشی زمانی[3]	۰/۰٤۰	۰/۱۲۵	۰/۰۱٦	۰/۰۹۰
میانگین متحرک یکپارچه خودرگرسیونی	۰/۰۵۰	۰/۱۳۵	---	---
پرافت[4]	۰/۰٤۵	۰/۱۳۵	---	---

1. Imbalance
2. Convolutional Neural Network – Long Short-Term Memory
3. Temporal Convolutional Network
4. Prophet

ادامه جدول ۲. نتایج ارزیابی مدل‌ها به‌عنوان رگرسور در پیش‌بینی نرخ ارز

	بدون استفاده از داده متنی		با استفاده از داده متنی	
	میانگین مربعات خطا	میانگین قدرمطلق خطاها	میانگین مربعات خطا	میانگین قدرمطلق خطاها
تقویت گرادیان شدید[1]	۰/۰۴۰	۰/۱۲۵	۰/۰۱۷	۰/۰۹۰
ماشین تقویت گرادیان سبک[2]	۰/۰۴۳	۰/۱۳۵	۰/۰۱۸	۰/۰۹۲
مدل زبانی تنظیم دقیق شده	۰/۰۲۷	۰/۱۰۴	۰/۰۱۲	۰/۰۷۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول ۲، مدل مبتنی بر مدل زبان بزرگ از مدل‌های دیگر عملکرد بهتری داشته است. در مقاوم دوم، مدل واحد بازگشتی دروازه‌دار دوطرفه قرار دارد. همچنین استفاده از داده متنی در تمامی سناریوها منجر به بهبود کارایی مدل و کاهش خطا شده است. نکته جالب توجه در این جدول، فاصله نسبتاً کم روش‌های حافظه کوتاه‌مدت بلند و واحد بازگشتی دروازه‌دار نسبت به یکدیگر است. باید دقت کرد که با وجود این فاصله کم، روش واحد بازگشتی دروازه‌دار در آموزش و استنتاج سریع‌تر و کاراتر از روش‌های حافظه کوتاه‌مدت بلند است.

۳-٤. ارزیابی مدل‌ها به‌عنوان کلاس‌بند

نتایج عملکرد مدل به‌عنوان کلاس‌بند در جدول ۳ نمایش داده شده است. در اینجا نیز مجدداً روش مبتنی بر مدل زبانی بزرگ، بر سایر روش‌ها برتری دارد. در رتبه دوم، واحد بازگشتی دروازه‌دار دوطرفه قرار دارد. نکته حائز اهمیت در اینجا در رابطه با روش‌های آماری میانگین متحرک یکپارچه خودرگرسیونی و پرافت است. این روش‌ها ذاتاً برای کلاس‌بندی طراحی نشده‌اند. برای داشتن مقایسه‌ای از کارایی این روش‌ها، نتایج در آن‌ها را مطابق با کدگذاری برچسب که پیش‌تر توضیح داده شد، تبدیل به خروجی کلاس‌بند شده‌اند.

1. Extreme Gradient Boosting
2. Light Gradient Boosting Machine

جدول ۳. نتایج ارزیابی مدل‌ها به‌عنوان کلاس‌بند در پیش‌بینی نرخ ارز

	بدون استفاده از داده متنی		با استفاده از داده متنی	
	صحت	امتیاز F1	صحت	امتیاز F1
واحد بازگشتی دروازه‌دار	۰/۷۵	۰/۷۳	۰/۸۳	۰/۸۱
حافظه کوتاه‌مدت بلند	۰/۷۶	۰/۷۵	۰/۸٤	۰/۸۲
واحد بازگشتی دروازه‌دار دوطرفه	۰/۷۸	۰/۷۶	۰/۸٦	۰/۸٤
حافظه کوتاه‌مدت بلند دوطرفه	۰/۷۷	۰/۷۵	۰/۸٤	۰/۸۳
شبکه عصبی پیچشی- حافظه کوتاه‌مدت بلند	۰/۷۳	۰/۷۱	۰/۸۱	۰/۷۹
شبکه عصبی پیچشی زمانی	۰/۷۳	۰/۷۰	۰/۸۰	۰/۷۷
میانگین متحرک یکپارچه خودرگرسیونی	۰/٦۳	۰/٦۱	---	---
پرافت	۰/٦٦	۰/٦۳	---	---
تقویت گرادیان شدید	۰/۷۳	۰/۷۱	۰/۷۸	۰/۷۵
ماشین تقویت گرادیان سبک	۰/۷۱	۰/٦۸	۰/۷٦	۰/۷۳
مدل زبانی تنظیم دقیق شده	۰/۸۲	۰/۸۰	۰/۸۸	۰/۸۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ملاحظه می‌شود که در نظر گرفتن اخبار، تأثیر قابل ملاحظه‌ای در بهبود عملکرد پیش‌بینی نرخ ارز دارد. نکته جالب دیگر در این نتایج، خروجی مدل زبانی بزرگ است. این مدل بهترین نتیجه را در بین مدل‌های موجود دارد اما مشکلاتی نیز دارد. در ساده‌ترین حالت عملکرد این مدل مشابه یک جعبه سیاه است که ما از داخل آن و نحوه عملکرد آن، اطلاع دقیقی نداریم. این مسئله تفسیرپذیری خروجی مدل را کم می‌کند. به عبارت دیگر، وقتی پیش‌بینی‌ها با کاهش دقت مواجه شوند، نمی‌توان به‌طور دقیق مدل را عیب‌یابی کرده و دلایل افت عملکرد را متوجه شد. این مسئله در مدل‌های دیگر و به‌طور کلی در تمامی مدل‌هایی که پیاده‌سازی و کد منبع آنها در دسترس است، وجود ندارد. مسئله دیگر، حفاظت و صیانت از داده‌هاست. در بسیاری از کاربردها، داده‌های مورد استفاده دارای ارزش سازمانی و ارگانی بوده و ارسال آنها به یک مرجع خارجی، خلاف سیاست‌های آن سازمان است. لذا با وجود

عملکرد بهتر مدل زبانی بزرگ، در استفاده از آن باید ملاحظات سازمانی و اهداف بلندمدت را لحاظ کرد.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش تلاش شده تا با بازنمایی مناسب و تلفیق داده، انواع داده‌های عددی، متنی و دسته‌ای در کنار یکدیگر و در یک مدل جامع به منظور پیش‌بینی نرخ ارز به‌کار گرفته شوند. رویکرد پیشنهادی شامل پیش‌پردازش داده‌ها، بازنمایی عددی انواع داده‌ها، مهندسی ویژگی و تلفیق داده و آموزش مدل یادگیری ماشین مبتنی بر یادگیری عمیق است. در این راستا، طیف گسترده‌ای از مدل‌های یادگیری ماشین ازجمله مدل‌های شبکه‌های عصبی تکرارپذیر، مدل واحد بازگشتی حافظه‌دار دوطرفه، حافظه کوتاه‌مدت بلند و همچنین مدل‌های زبانی بزرگ مانند جی‌پی‌تی-چهاراو پیاده‌سازی، آموزش و آزموده شده‌اند تا بهترین مدل برای پیش‌بینی دقیق‌تر نرخ ارز انتخاب شود.

نتایج نشان داد که مدل واحد بازگشتی حافظه‌دار دوطرفه به دلیل توانایی بالاتر در درک روابط پیچیده میان داده‌های متنی و سری‌های زمانی، عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های سنتی مانند میانگین متحرک یکپارچه خودرگرسیونی و برخی مدل‌های یادگیری عمیق دیگر داشت. علاوه‌براین، استفاده از مدل‌های زبانی بزرگ مانند جی‌پی‌تی-چهاراو نیز نتایج مطلوبی در پیش‌بینی ارائه داد؛ هرچند محدودیت‌هایی در دسترسی به این مدل‌ها وجود داشت. علاوه بر مشکلات دسترسی، مسئله مالکیت داده‌های سازمانی نیز دغدغه مهمی بود که این مدل را به انتخاب اول این پژوهش تبدیل نکرد. ذکر این نکته نیز حائز اهمیت است که به دلیل عدم اطلاع از ساختار داخلی مدل‌های زبانی بزرگ که به‌صورت سرویس در دسترس هستند، تفسیر نتایج و عیب‌یابی آن‌ها دشوار است. این مسئله نیز محدودیت دیگری است که احتمالاً در آینده مرتفع گردد.

ارزیابی‌ها در هر دو حالت رگرسیون و کلاس‌بندی انجام شده و کارایی مدل‌ها براساس معیارهای خطای‌میانگین‌مطلق و خطای‌میانگین‌مربعات برای رگرسیون و نرخ صحت و امتیاز F1 برای کلاس‌بندی گزارش شده است.

این پژوهش سعی کرده است با ارائه یک مدل جامع که از داده‌های متنی و اخبار استفاده می‌کند، به دیگر حوزه‌های مدلسازی اقتصادی نیز تعمیم‌پذیر باشد. این مدل‌ها به تحلیل و

پیش‌بینی‌های دقیق‌تری کمک می‌کنند زیرا متون و اخبار به‌عنوان یک منبع اطلاعاتی لحظه‌ای و تأثیرگذار، معمولاً از شاخص‌های اقتصادی سنتی مانند نرخ تورم و رشد نقدینگی سریع‌تر تأثیر خود را بر بازار می‌گذارند. این پژوهش نشان داده که با بهره‌گیری از داده‌های متنی در کنار داده‌های عددی، می‌توان به ابزارهای پیش‌بینی بهتری دست یافت که برای کاربردهای مالی و اقتصادی بسیار مفید خواهد بود. به عبارت دیگر، به دلیل نوع‌آوری ایجاد شده در پشتیبانی از انواع داده‌ها، می‌توان اطمینان حاصل نمود که تأثیر انواع داده در بازه‌های زمانی مختلف، چه کوتاه‌مدت و چه بلندمدت، توسط مدل پیشنهادی قابل درک، تفسیر و پیش‌بینی است.

رویکرد اتخاذ شده در این مقاله مستقل از بازار بوده و می‌توان آن را در آینده برای سایر بازارها مانند بازارها سهام نیز گسترش داد. همچنین به دلیل ساختار قطعه‌قطعه‌ای در نظر گرفته شده، می‌توان هر یک از بخش‌ها در هر یک از چهار مرحله مذکور را بنا بر نیاز تغییر داده، به‌روز کرده و یا بهبود داد. به‌عنوان مثال می‌توان از جاسازی‌های مدرن‌تر استفاده کرده و یا در صورت وجود منابع پردازشی، مدل‌های پیچیده‌تری را نیز آزمایش کرد.

ازآنجاکه ساختار طراحی شده امکان پذیرش هر نوع داده‌ای را میسر می‌سازد، با افزودن انواع دیگری از داده‌ها که از مراجع مختلف جمع‌آوری شده‌اند، احتمالاً کارایی مدل‌ها افزایش خواهد داشت. به‌عنوان مثال بسیاری از اخبار در شبکه‌های اجتماعی و کانال‌های پیام‌رسان‌ها منتشر می‌شوند. داده‌های به‌دست آمده از این منابع می‌تواند به غنای مجموعه داده بیفزاید.

در نهایت، این مقاله گامی در جهت توسعه مدل‌های هوشمندتر و جامع‌تر برای مدلسازی اقتصادی است که می‌تواند داده‌های متنی را نیز در تحلیل‌ها و پیش‌بینی‌های خود دخیل کند. پیشنهاد می‌شود که در تحقیقات آینده از داده‌های متنی گسترده‌تر و مدل‌های پیچیده‌تری استفاده شود تا به نتایج دقیق‌تر و کاربردی‌تری در حوزه مالی و اقتصادی دست یابیم.

تعارض منافع

تعارض منافعی وجود ندارد.

ORCID

Elmira Asle Roosta https://orcid.org/0009-0006-2926-1273
Alireza Erfani https://orcid.org/0000-0003-1493-216X
Abdolmohammad Kashian https://orcid.org/0000-0002-5352-1446

منابع

ابونوری، اسماعیل، خانعلی‌پور، امیر و عباسی، جعفر. (۱۳۸۸). اثر اخبار بر نوسانات نرخ ارز در ایران: کاربردی از خانواده ARCH. *پژوهشنامه بازرگانی*، ۵۰، ۱۰۱-۱۲۰.
dor: 20.1001.1.17350794.1388.13.50.4.8

امیری، فرهاد، درخشانی درآبی، کاوه و آسایش، حمید. (۱۳۹۹). بررسی آپار نوسانات نرخ ارز بر ارزش افزوده در زیربخش‌های اقتصاد ایران. *فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کابردی ایران*، ۱۰ (۳۹)، ۲۴۷-۲۶۷

بیات، ندا. (۱۳۹۷). پیش‌بینی نرخ ارز با استفاده از نقشه‌های خودسازمان‌ده بازگشتی. *اقتصاد و تجارت نوین*، ۱۳، ۵۵-۸۴

تقوی، مهدی و خدام، محمود. (۱۳۹۰). بررسی تطبیقی کارآمدی نظریه‌های ارزی در پیش‌بینی تغییرات نرخ ارز در بازار تبادلات بین‌المللی ارز. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی)*، ۹، ۱۴۷-۱۹۲.

خاشعی، مهدی، بیجاری، مهدی و مخاطب رفیعی، فریماه. (۱۳۹۲). پیش‌بینی نرخ ارز با به‌کارگیری مدل‌های ترکیبی پرسپترون‌های چندلایه (MLPs) و طبقه‌بندی‌کننده‌های عصبی احتمالی (PNNs). *فصلنامه روش‌های عددی در مهندسی*، ۳۲ (۱)، ۱۴-۱

خداویسی، حسن و ملابهرامی، احمد. (۱۳۹۱). مدل‌سازی و پیش‌بینی نرخ ارز براساس معادلات دیفرانسیل تصادفی. *تحقیقات اقتصادی*، ۱۰۰ (۴۷)، ۱۲۹-۱۴۴.
doi: 10.22059/jte.2012.29257

رحیمی‌بروجردی، علیرضا. (۱۳۷۹). نظام مطلوب ارزی و تنظیم و پیش‌بینی نرخ ارز برای اقتصاد ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۵، ۴۰-۴۵.

زراءنژاد، منصور، فقه‌مجیدی، علی و رضایی، روح‌الله. (۱۳۸۷). پیش‌بینی نرخ ارز با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی و مدل ARIMA. *اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی)*، ۱۹، ۱۰۷-۱۳۰.

شریف‌مقدم، شفق و هاشمی، سیدذبیح‌اله. (۱۳۹۷). پیش‌بینی نرخ ارز یورو به دلار با تکنیک شبکه عصبی مصنوعی. *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۹ (۳۷)، ۳۹۹-۴۱۳.

شیرازی، همایون و نصرالهی، خدیجه. (۱۳۹۲). مدل‌های پولی و پیش‌بینی نرخ ارز در ایران: از تئوری تا شواهد تجربی. *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، *۱* (۴)، ۲۴-۵

طیبی، سیدکمیل، موحدنیا، ناصر و کاظمینی، معصومه. (۱۳۸۷). به‌کارگیری شبکه‌های عصبی مصنوعی در پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی و مقایسه آن با روش‌های اقتصادسنجی: پیش‌بینی روند نرخ ارز در ایران. *مهندسی صنایع و مدیریت (ویژه علوم مهندسی شریف)*، ۴۳، ۱۰۴-۱۹۹.

فتاحی، شهرام، احمدی، آرش و اکرم‌میرزایی، علی. (۱۳۹۲). مقایسه دقت روش الگوریتم ژنتیک با روش‌های دیگر پیش‌بینی‌های نرخ ارز. *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۹۶، ۱۱۳-۱۳۶. doi: 10.22096/esp.2013.26156

گودرزی فراهانی، یزدان، عادلی، امیدعلی و قربانی، عاطفه. (۱۳۹۹). تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر نوسانات نرخ ارز با استفاده از رویکرد مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL). *مدل‌سازی اقتصادسنجی*، ۵(۴)، ۱۴۷-۱۷۱.
doi: 10.22075/jem.2021.22243.1547

مرزبان، حسین، جواهری، بهنام و اکبریان، رضا. (۱۳۸۴). یک مقایسه بین مدل‌های اقتصادسنجی ساختاری، سری زمانی و شبکه عصبی برای پیش‌بینی نرخ ارز. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۰ (۲).
dor: 20.1001.1.00398969.1384.40.2.8.6

منصوری گرگری، حامد و خداویسی، حسن. (۱۳۹۸). پیش‌بینی نرخ ارز: مقایسه الگوهای رشد لجستیک با الگوهای رقیب. *اقتصاد و الگوسازی*، ۱۰، ۱۴۱-۱۷۹. doi: 10.48308/ecoj.10.3.157

هاشمی‌دیزج، عبدالرحیم، حاضری‌نیری، هاتف و پوروحدانی، رسول. (۱۳۹۹). مقایسه عملکرد مدل‌های شبکه‌های عصبی مصنوعی برای پیش‌بینی نرخ ارز در ایران. *دوفصلنامه علمی مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، *۷* (۲)، ۵۳-۸۰ doi: 10.22096/esp.2020.43397

یارمحمدی، مسعود و محمودوند، رحیم. (۱۳۹۴). پیش‌بینی نرخ ارز با استفاده از روش تحلیل مجموعه مقادیر تکین. *مجله اقتصاد*، ۱۸، ۱۳۷-۱۴۶. doi: 10.22084/aes.2016.1497

References

Abounouri, A., Khanalipour, A. & Abbasi, J. (2009). The effect of news on exchange rate volatility in Iran: An application of the ARCH family. *Pajouheshnameh Bazargani*, 50, 101-120. [In Persian] dor:20.1001.1.17350794.1388.13.50.4.8

Amiri, Farhad, Derakhshani-Daraabi, Kaveh, & Asayesh, Hamid. (2020). Investigation the Effects of Exchange Rate Fluctuations on the Sub-Sectors Value Added in Iran. *Iranian Journal of Applied Economic Studies*, *10*(39), 247–267. [In Persian]

Bayat, N. (2018). Forecasting exchange rates using recurrent self-organizing maps. *Economics and Modern Trade*, 13, 55-84. [In Persian]

Brown, T., Mann, B., Ryder, N., Subbiah, M., Kaplan, J.D., Dhariwal, P., ... & Amodei, D. (2020). Language models are few-shot learners. *Advances in Neural Information Processing Systems*, 33, 1877-1901. doi:10.48550/arXiv.2005.14165

Devlin, J., Chang, M.-W., Lee, K. & Toutanova, K. (2018). BERT: Pre-training of deep bidirectional transformers for language understanding. *arXiv preprint arXiv*: 1810.04805. doi:10.48550/arXiv.1810.04805

Dridan, R. & Oepen, S. (2012). Tokenization: Returning to a long solved problem—a survey, contrastive experiment, recommendations, and toolkit. *Proceedings of the 50th Annual Meeting of the Association for Computational Linguistics* (Volume 2: Short Papers).

Farahani, M., Gharachorloo, M., Farahani, M. & Manthouri, M. (2021). ParsBERT: Transformer-based model for Persian language understanding. *Neural Processing Letters*, 53, 3831-3847. doi:10.48550/arXiv.2005.12515

Fatahi, Sh., Ahmadi, A. & Akram-Mirzaei, A. (2013). Comparison of the accuracy of genetic algorithm methods with other exchange rate forecasting methods. *Economic Studies and Policies*, 96, 113-136. [In Persian]. doi:10.22096/esp.2013.26156

Goudarzi Farahani, G., Adeli, O.A. & Ghorbani, M. (2020). The impact of economic policy uncertainty on exchange rate volatility using the NARDL model approach. *Econometric Modeling*, *5*(4), 147-171. [In Persian]. doi:10.22075/jem.2021.22243.1547

Hashemi-Dizaj, A., Hazari-Neiri, H. & Pourvohedani, R. (2020). Comparing the performance of artificial neural network models for forecasting exchange rates in Iran. *Scientific Biannual Journal of Economic Studies and Policies*, *7*(2), 53-80. [In Persian]. doi:10.22096/esp.2020.43397

Khashaei, Mehdi, Bijari, Mehdi, & Mokhatab-Rafi'i, Farimah. (2013). Forecasting the Exchange Rate Using Hybrid Models of Multilayer Perceptrons (MLPs) and Probabilistic Neural Network Classifiers (PNNs). *Numerical Methods in Engineering Quarterly*, *32*(1), 1–14. [In Persian]

Khodaveisi, H. & Molabahrami, A. (2012). Modeling and forecasting exchange rates based on stochastic differential equations. *Economic Research*, *100*(47), 129-144. [In Persian]. doi:10.22059/jte.2012.29257

Heaton, J. (2016). An empirical analysis of feature engineering for predictive modeling. *SoutheastCon*, 1-6. doi:10.48550/arXiv.1701.07852

Josse, J. & Husson, F. (2012). Handling missing values in exploratory multivariate data analysis methods. *Journal de la Société Française de Statistique*, *153*(2), 79-99.

Khan, W., Daud, A., Khan, K., Muhammad, S. & Haq, R. (2023). Exploring the frontiers of deep learning and natural language processing: A

comprehensive overview of key challenges and emerging trends. *Natural Language Processing Journal*, 100026. doi:10.1016/j.nlp.2023.100026

Li, Y. & Yang, T. (2018). Word embedding for understanding natural language: A survey. *Guide to Big Data Applications*, 83-104. doi:10.1007/978-3-319-53817-4

Liu, J., Li, T., Xie, P., Du, S., Teng, F. & Yang, X. (2020). Urban big data fusion based on deep learning: An overview. *Information Fusion*, 53, 123-133. doi:10.1016/j.inffus.2019.06.016

Mansouri-Gorgori, H. & Khodavisi, H. (2019). Exchange rate forecasting: Comparison of logistic growth models with competing models. *Economics and Modeling*, 10, 141-179. [In Persian]. doi:10.48308/ecoj.10.3.157

Marzban, D.H., Javaheri, B.B. & Akbarian, A. (2005). A comparison between structural econometric models, time series, and neural networks for exchange rate forecasting. *Economic Research Journal*, *40*(2). [In Persian]. dor: 20.1001.1.00398969.1384.40.2.8.6

Mikolov, T., Chen, K., Corrado, G. & Dean, J. (2013). Efficient estimation of word representations in vector space. *arXiv preprint arXiv*: 1301.3781. doi:10.48550/arXiv.1301.3781

Mohamadi, S., Mujtaba, G., Le, N., Doretto, G. & Adjeroh, D.A. (2023). ChatGPT in the Age of Generative AI and Large Language Models: A Concise Survey. *arXiv preprint arXiv: 2307.04251*. doi:10.48550/arXiv.2307.04251

Nargesian, F., Samulowitz, H., Khurana, U., Khalil, E.B. & Turaga, D.S. (2017). Learning feature engineering for classification. *IJCAI*, 2529-2535. doi:10.24963/ijcai.2017/352

Potdar, K., Pardawala, T.S. & Pai, C.D. (2017). A comparative study of categorical variable encoding techniques for neural network classifiers. *International Journal of Computer Applications*, *175*(4), 7-9. doi:10.5120/IJCA2017915495

Rahimi-Boroujerdi, A. (2000). The optimal exchange system and forecasting exchange rates for Iran's economy. *Iranian Economic Research*, 5, 40-45. [In Persian].

Seabe, P.L., Moutsinga, C.R.B. & Pindza, E. (2023). Forecasting cryptocurrency prices using LSTM, GRU, and bi-directional LSTM: A deep learning approach. *Fractal and Fractional*, *7*(2), 203. doi:10.3390/fractalfract7020203

Sharif-Moghaddam, Sh. & Hashemi, S.A. (2018). Forecasting euro to dollar exchange rate using artificial neural networks. *Financial Engineering and Securities Management*, *9*(37), 399-413. [In Persian].

Shirazi, Homayoun, & Nasrollahi, Khadijeh. (2013). Monetary Models and Exchange Rate Forecasting in Iran: From Theory to Empirical Evidence. *Financial and Economic Policies Quarterly*, *1*(4), 5–24. [In Persian]

Singh, D. & Singh, B. (2020). Investigating the impact of data normalization on classification performance. *Applied Soft Computing*, 97, 105524. doi:10.1016/j.asoc.2019.105524

Sousa, M.G., Sakiyama, K., de Souza Rodrigues, L., Moraes, P.H., Fernandes, E.R. & Matsubara, E.T. (2019). BERT for stock market sentiment analysis. 2019 IEEE 31st International Conference on Tools with Artificial Intelligence (ICTAI), 1597-1601. doi.org:10.1109/ICTAI.2019.00231

Taghavi, M. & Khodam, M. (2011). Comparative efficiency of exchange rate theories in predicting exchange rate changes in the international foreign exchange market. *Financial Knowledge of Securities Analysis (Financial Studies)*, 9, 147-192. [In Persian].

Tayebi, S., Moheddinia, N. & Kazemini, M. (2008). Utilizing artificial neural networks in forecasting economic variables and comparison with econometric methods: Forecasting exchange rate trends in Iran. *Industrial Engineering and Management (Sharif Special Edition for Engineering Sciences)*, 43, 104-199. [In Persian]

Villamil, L., Bausback, R., Salman, S., Liu, T.L., Horn, C. & Liu, X. (2023). Improved stock price movement classification using news articles based on embeddings and label smoothing. *arXiv preprint arXiv:2301.10458*. doi:10.48550/arXiv.2301.10458

Yarmohammadi, M. & Mahmoodvand, R. (2015). Forecasting exchange rates using singular value decomposition analysis. *Journal of Economics*, 18, 137-146. [In Persian].

Zaranejad, M., Fagh-Majidi, A. & Rezaei, R.A. (2008). Exchange rate forecasting using artificial neural networks and ARIMA models. *Quantitative Economics (Economic Studies)*, 19, 107-130. [In Persian]

استناد به این مقاله: اصل روستا، المیرا، عرفانی، علیرضا و کاشیان، عبدالمحید. (۱۴۰۴). پیش‌بینی نرخ ارز در ایران با استفاده از تلفیق داده‌ها و مدل جامع مبتنی بر یادگیری ماشین. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۰(۱۰۳)، ۱۰۱-۱۳۷.

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

-- Iranian Journal of Economic Research---------
Volume 30, Issue 103, Summer 2025, 138-177
ijer.atu.ac.ir
https://doi.org/10.22054/ijer.2025.80704.1290

ATU PRESS

The Dynamics of Fintech's Impact on Economic Growth in Iran

Azam Ahmadyan*

Assistant Professor, Banking Studies Department, Monetary and Banking Research Institute, Tehran, Iran

Abstract

Today, the significance of the presence and emergence of fintechs—particularly those active in the financial sector—is widely recognized. This importance is reflected in the growing number of recent studies that examine fintech performance and its relationship with macroeconomic indicators at the international level. Global experiences indicate that fintech has substantially contributed to promoting economic growth and controlling inflation by expanding access to financial services. In Iran, more than 50 active fintech companies have entered various areas of the banking business model, suggesting that their presence can influence macroeconomic performance. Enhancing economic growth has been a primary concern for policymakers in recent years, which raises several key questions. First, how does the emergence and presence of fintech impact economic growth? Second, does the impact of fintech on economic growth vary under different conditions of inflation, liquidity, exchange rates, and stock price index? Using time series data from 1991 to 2023, the present study aimed to examine these questions. The ARDL method was employed to assess both the short-term and long-term effects of fintech on economic growth. Furthermore, the threshold regression method was applied to examine the impact of fintech under different levels of inflation, liquidity, exchange rates, and stock price index. The results of the autoregressive method with a structural break indicated a positive effect of fintech on economic growth. The threshold regression results further revealed that the effect of fintech on economic growth would vary across different macroeconomic variables.

* Corresponding Author: : a.ahmadian@mbri.ac.ir
How to Cite: Ahmadyan, A. (2025). The Dynamics of Fintech's Impact on Economic Growth in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, *30*(103), 138-177.

eISSN:2476-6445 ISSN: 1726-0728 Accepted: 9/6/2025 Revised: 27/5/2025 Received: 6/7/2024 Original Research

1. Introduction

The development of the financial sector is a key driver of economic growth and GDP expansion. Rapid digitalization and technological advancements—such as digital currencies, artificial intelligence, mobile payments, and online trading—have profoundly transformed the financial system. These innovations, collectively known as financial technology (fintech), not only reshape financial operations but also create new opportunities for investors. According to the Financial Stability Board (2021), *fintech* refers to technological innovations in financial services that have the potential to alter business models, products, and market structures. Fintech enhances financial inclusion, lowers transaction and transfer costs, improves income flows, and supports investment and productivity. Through these channels, it influences consumption, savings, employment, and wealth creation, thereby fostering economic growth. Building on the endogenous growth model, the present study aimed to analyze the impact of fintechs on economic growth using data-driven approaches inspired by Narayan (2019) and Mshamba and Gani (2023). Previous empirical research indicates both positive long-term and negative short-term effects, with some evidence suggesting a U-shaped relationship—initially negative but turning positive as fintech matures. To examine this behavior, four hypotheses were explored, each focusing on the role of macroeconomic thresholds: inflation, exchange rates, liquidity, and stock price index.

2. Materials and Methods

The study relied on annual macroeconomic and fintech data for the period 1991–2023 (1370–1402 S.H.) to examine the dynamics of fintech's impact on economic growth within an endogenous growth framework. The number of active fintech firms served as a proxy for fintech activity, in line with World Bank (2022) measurements, which highlight firm creation as the most accessible global indicator. Two complementary econometric approaches were employed. First, the autoregressive distributed lag (ARDL) model was used to analyze short-term and long-term dynamics. Second, the threshold regression (TR) model was applied to capture nonlinear effects under varying macroeconomic regimes. Specifically, four threshold variables (i.e., inflation, exchange rates, liquidity, and stock price index) were considered to examine whether the impact of fintech on growth varies across these conditions. Economic growth was the dependent variable, while sectoral credit ratios and investment rates were considered as control variables. By combining these models, the study provided a comprehensive assessment of fintech's impact on economic growth and its interaction with macroeconomic fluctuations.

3. Results and Discussion

The results demonstrate that fintech plays an increasingly significant role in the modern economy, operating alongside traditional banks and influencing key macroeconomic variables—particularly economic growth. Empirical evidence confirms that the relationship between fintech development and growth is nonlinear; with effects that can be either positive or negative depending on prevailing macroeconomic conditions. Using the ARDL approach, the study confirmed a well-fitted model in which fintech exerts an overall positive effect on economic growth. However, analysis of macroeconomic thresholds—inflation, exchange rates, liquidity, and stock price index—revealed important nonlinear patterns. When inflation or exchange rates exceed critical thresholds, fintech's impact on growth becomes negative, primarily due to rising investment, increased operational costs in technology infrastructure, and reduced financial accessibility. Similarly, excessive liquidity can heighten inflationary pressures, thus undermining fintech's positive effects. In contrast, across varying levels of the stock price index, fintech consistently demonstrates a positive effect, reflecting its role in enhancing market efficiency and investor confidence.

4. Conclusion

According to the findings, fintech's impact on economic growth is contingent upon macroeconomic stability. This study addressed a significant empirical gap by highlighting these threshold-dependent effects. It concludes that future research should further investigate the nonlinear (potentially U-shaped) relationship between fintech and economic growth, particularly through interaction terms that link fintech with macroeconomic variables.

Keywords: Fintech, Inflation, ARDL Method, Threshold Regression Method

JEL Classification: C22, E23, E31, E51, G21

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۴/۱۶

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۳/۶

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۳/۱۹

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

eISSN:۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران ---------

دوره ۳۰، شماره ۱۰۳، تابستان ۱٤۰٤، ۱۳۸-۱۷۷

ijer.atu.ac.ir

https://doi.org/10.22054/ijer.2025.80704.1290

پویایی اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی در ایران

اعظم احمدیان * استادیار گروه بانکداری و نهادهای پولی، پژوهشکده پولی و بانکی، تهران، ایران.

چکیده

امروزه اهمیت حضور و ظهور فین‌تک‌ها به‌خصوص فین‌تک‌های فعال در حوزه مالی بر کسی پوشیده نیست. اهمیت این موضوع تا بدانجا است که دامنه گسترده‌ای از مطالعات اخیر بر عملکرد فین‌تک‌ها و رابطه آنها با اقتصاد کلان در سطح بین‌الملل متمرکز شده است. تجربیات بین‌الملل بیانگر این است که فین‌تک‌ها با گسترش دسترسی به خدمات مالی، کمک بزرگی به بهبود رشد اقتصادی و کنترل تورم داشته‌اند. در ایران نیز بیش از ۵۰ شرکت فعال فین‌تکی وجود دارند که در بخش‌های مختلف مدل کسب‌وکار بانک‌ها وارد شده‌اند. بنابراین حضور آنها می‌تواند عملکرد اقتصاد کلان را تحت تأثیر قرار دهد. یکی از دغدغه‌های اصلی سیاستگذاران اقتصادی، در سال‌های اخیر، دستیابی به بهبود رشد اقتصادی بوده است. چند سؤال اساسی مطرح است. اول، ظهور و حضور فین‌تک‌ها چگونه می‌تواند رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد؟ دوم، آیا اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی در آستانه‌های مختلف متغیرهای تورم، نقدینگی، نرخ ارز و شاخص قیمت سهام متفاوت است؟ در این مقاله با بهره‌مندی از داده‌های سری‌زمانی در دوره ۱۳۷۰-۱۴۰۱ و بهره‌مندی از روش خودرگرسیونی با وقفه توزیعی، پویایی اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی بررسی شده است. سپس با به‌کارگیری روش رگرسیون آستانه‌ای، اثر فین‌تک‌ها در آستانه‌های مختلف تورم، نقدینگی، نرخ ارز و شاخص قیمت سهام بررسی شده است. نتایج حاصل از روش خودرگرسیونی با وقفه توزیعی بیانگر اثر مثبت آن بر رشد اقتصادی است. نتایج حاصل از روش رگرسیون آستانه‌ای، بیانگر اثر متفاوت فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی در آستانه‌های مختلف متغیرهای کلان مورد نظر است.

کلیدواژه‌ها: تورم، روش خودرگرسیونی با وقفه توزیعی، روش رگرسیون آستانه‌ای

طبقه‌بندی JEL: G21، E51، E31، E23، C22

* نویسنده مسئول: a.ahmadian@mbri.ac.ir

۱. مقدمه

سطح توسعه در بخش مالی به‌عنوان مؤلفه مهمی در توسعه اقتصادی و رشد تولید ناخالص داخلی کشورها نقش دارد. بااین‌حال، دیجیتالی شدن و پیشرفت‌های سریع در فناوری، تحولات قابل توجهی را در سیستم‌های مالی ایجاد می‌کند. به‌عنوان مثال، بسیاری از نوآوری‌های فناوری مانند ارزهای دیجیتال، هوش مصنوعی، سیستم‌های پرداخت موبایلی و پلتفرم‌های معاملاتی دیجیتال، تغییرات ناگهانی را در سیستم مالی ایجاد می‌کنند و عملکرد صنعت را به‌طور چشمگیری تغییر می‌دهند. نوآوری‌های فناوری که به‌شدت با عملکرد، سودآوری و توسعه بخش مالی مرتبط است، فرصت‌های جدیدی را برای سرمایه‌گذاران ارائه می‌دهد. طبق تعریف هیئت ثبات مالی، «فین‌تک» به‌عنوان نوآوری فعال فناوری در خدمات مالی تعریف می‌شود که می‌تواند منجر به ارائه خدمات مدل‌های کسب و کار، فرآیندها، برنامه‌های کاربردی یا محصولات جدیدی شود که تأثیر قابل توجهی بر مؤسسات مالی، بازارها و امور مالی دارند (The Financial Stability Board, 2021).

فین‌تک فرصت‌هایی مانند گسترش دسترسی به خدمات مالی، بهبود تراکنش‌های مالی، کاهش هزینه‌های ارسال پول و جریان درآمد و انباشت ثروت را ارائه می‌دهد. علاوه‌براین، بیان می‌شود که فین‌تک تجارت الکترونیک را ترویج می‌کند، انتقال اطلاعات را بهبود می‌بخشد، بهره‌وری را افزایش می‌دهد، دسترسی آسان‌تر به وام‌ها را فراهم می‌کند و ریسک خانوار را کاهش می‌دهد. بر این اساس، استدلال می‌شود که فین‌تک با بهبود ارائه خدمات مالی می‌تواند بر مصرف خانوار، پس‌انداز، سرمایه‌گذاری، رشد اشتغال و درآمد بر رشد اقتصادی تأثیر بگذارد (Zhang, et al., 2019).

مدل‌های رشد اقتصادی به‌خصوص مدل رشد سولو در قالب مدل‌های رشد نئوکلاسیک‌ها و مدل رشد درونزا ازجمله مدل‌هایی هستند که اثر فن‌آوری را در رشد مدنظر قرار داده‌اند. البته مدل رشد سولو، اثر فن‌آوری را از طریق جمله پسماند قابل بررسی می‌داند اما مدل رشد درونزا، فن‌آوری را به‌عنوان یک متغیر اثرگذار بر رشد اقتصادی در نظر می‌گیرد. در این مقاله با به‌کارگیری مدل رشد درونزا اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی بررسی شده است. ادبیات تجربی مقاله حاضر نیز بر مطالعات نارایان[1] (۲۰۱۹) و مشامبا و گانی[2]

1. Narayan, S.W.
2. Mashamba, T. & Gani, S.

(۲۰۲۳) بنا نهاده شده است. بررسی ادبیات تجربی بیانگر این است که در مطالعات مختلف اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی در سطح و به‌صورت درجه دوم بر رشد اقتصادی بررسی شده است. نتایج بررسی بیانگر وجود رابطه مثبت بین فین‌تک‌ها و رشد اقتصادی در بلندمدت و اثر منفی در کوتاه‌مدت است (Dolson & Jagtiani, 2021; Jagtiani & Lemieux, 2019; Sethi & Manocha, 2022; Mashamba & Gani, 2023). همچنین اثر فین‌تک بر رشد اقتصادی یک رابطه U شکل است به‌طوری‌که با افزایش فعالیت فین‌تک‌ها ابتدا اثر آنها بر رشد اقتصادی منفی و سپس مثبت می‌شود (Deng, et al., 2019).

اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی در شرایط مختلف اقتصادی نظیر شرایط مختلف تورمی، سطوح مختلف نرخ ارز، نقدینگی و شاخص قیمت سهام می‌تواند متفاوت باشد. اما در ادبیات مورد بررسی، اثر فین‌تک‌ها در شرایط مختلف ذکر شده بررسی نشده است. این مقاله به دنبال پر کردن این شکاف است. به همین منظور ضمن پویایی‌های اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی با به‌کارگیری روش خودرگرسیونی با وقفه، با بهره‌مندی از روش رگرسیون آستانه‌ای، اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی در سطوح مختلف تورم، نرخ ارز، نقدینگی و شاخص قیمت سهام بررسی شده است. از تعداد فین‌تک‌ها در هر سال به‌عنوان معیار فین‌تک استفاده شده است.

ساختار کلی مقاله به این شرح است: در بخش دوم، ادبیات نظری جایگاه فین‌تک‌ها در مدل‌های مختلف رشد اقتصادی و اثر آن‌ها بر رشد اقتصادی و در بخش سوم، ادبیات تجربی اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی بررسی شده است. در بخش چهارم، روش‌شناسی مقاله، در بخش پنجم آزمون‌های مورد نیاز برای سنجش صحت مدل‌های مورد نظر مقاله، در بخش ششم، نتایج حاصل از برآورد مدل‌های مختلف طراحی‌شده و در بخش ششم، جمع‌بندی بیان شده است.

۲. مبانی نظری

فناوری مالی مخفف فن‌آوری و امور مالی است و ادبیات نظری بر تأثیر فن‌آوری مالی بر رشد اقتصادی تأکید دارد. سیستم مالی نقش مهمی در هدایت وجوه از کسانی که وجوه مازاد دارند به سمت نیازمندان وجوه ایفا می‌کند تا فعالیت‌های اقتصادی به نحو احسن و مؤثر انجام شود. در این فرآیند جریان وجوه، واسطه‌های مالی نقش مهمی در کاهش هزینه‌های

معاملات، وجود سیستم اشتراک ریسک و جلوگیری از مخاطره اخلاقی و انتخاب نامطلوب با امکان‌پذیر کردن اطلاعات متقارن دارند. بنابراین، وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان می‌توانند در بازارهای مالی شرکت کنند و کارایی اقتصادی را به‌طور کلی افزایش دهند. بهبود بهره‌وری می‌تواند با اطمینان از تخصیص منابع محدود به فعالیت‌های تولیدی، رشد اقتصادی را به‌طور قابل توجهی افزایش دهد. (Mishkin & Serletis, 2011).

محرک‌های فناوری‌های مالی به ویژگی‌های خرد و کلان در سطح کشور بستگی دارد. همچنین هر دوی آنها را می‌توان به‌عنوان علت و نتیجه سرمایه‌گذاری‌های فین‌تک نسبت داد. کشورهای با درآمد بالا می‌توانند محیط و اکوسیستم بهتری برای سرمایه‌گذاری‌های فین‌تک ایجاد کنند. این کشورها که به نوآوری‌های تکنولوژیکی اهمیت می‌دهند و فناوری را توسعه می‌دهند، این نوآوری و فناوری را در سیستم‌های مالی اعمال می‌کنند و نوآوری‌های مالی جدیدی ایجاد می‌کنند. در ظهور نوآوری‌های مالی در این کشورها، گسترش سریع فناوری‌های اطلاعات، اینترنت، تلفن‌های همراه و فناوری‌های دیجیتالی مانند ارزهای دیجیتال، بلاک‌چین، عرضه اولیه توکن[1]، وام‌دهی همتابه‌همتا، مشاوره روبو و بانکداری باز ازجمله عوامل مهم هستند. بااین‌حال، این بدان معنا نیست که فین‌تک به تنهایی بر رشد تولید ناخالص داخلی تأثیر دارد. فین‌تک با تغییر شکل و طراحی مجدد محیط مالی بر رشد تولید ناخالص داخلی تأثیر می‌گذارد و بر بسیاری از جنبه‌های اقتصاد مانند تجارت، سیستم بانکی و بخش انرژی تأثیر می‌گذارد (Gozman, et al., 2018).

بااین‌حال، در ادبیات مربوط به بخش فین‌تک، بیان شده است که استارت‌آپ‌های جدید به‌سرعت در حال افزایش در این بخش، اثرات مثبتی بر عملکرد اقتصادی کشورها دارد. درحالی‌که شرکت‌های فین‌تک معمولاً در ابتدا بر اقتصادهای خاص تمرکز می‌کنند، مدل کسب‌وکاری که ایجاد می‌کنند می‌تواند رقابت فرامرزی ایجاد کند. در این زمینه، تأمین مالی دیجیتال وعده افزایش تولید ناخالص داخلی اقتصادهای دیجیتالی‌شده را با فراهم کردن دسترسی آسان به طیف گسترده‌ای از محصولات و خدمات مالی (و تسهیلات اعتباری) برای افراد و همچنین مشاغل کوچک، متوسط و بزرگ می‌دهد. تأمین مالی دیجیتال می‌تواند ثبات اقتصادی بیشتر و افزایش واسطه‌گری مالی را هم برای مشتریان و هم برای اقتصاد فراهم

1. Initial Coin Offering (ICO)

کند. همه اینها می‌تواند منجر به بهبود سطح تولید ناخالص داخلی، افزایش رشد و هزینه‌های کلی شود (İsabetli Fidan & Guz, 2023).

مدل‌های مختلفی وجود دارد که می‌توان از آنها برای تجزیه و تحلیل تأثیر تغییر فناوری بر رشد استفاده کرد. ازجمله آنها می‌توان به مدل رشد سولو در چارچوب نظریه رشد نئوکلاسیک‌ها و نظریه رشد درونزا اشاره نمود. مدل رشد سولو نشان می‌دهد که اگرچه سرمایه و نیروی کار، ورودی‌های مهم تولید هستند اما در توضیح بیشتر تغییرات نرخ رشد تولید ناتوان هستند. بخش غیر قابل توضیح مدل سولو[1] (۱۹۵۶) به‌عنوان وضعیت فن‌آوری یا عامل باقی‌مانده سولو نامیده می‌شود. تئوری رشد نئوکلاسیک تأکید می‌کند که تغییرات تکنولوژیکی باعث رشد پایدار می‌شود اما در این مدل اینکه تغییرات تکنولوژیکی از کجا ناشی می‌شود مشخص نیست. رومر[2] (۱۹۹۰) نظریه رشد درون‌زا را به‌عنوان انتقادی بر فرض مدل سولو در مورد تغییرات تکنولوژیکی برون‌زا معرفی کرد.

در تئوری رشد اقتصادی درون‌زا که بر اثرات مثبت بیرونی و اثر سرریز اقتصاد مبتنی بر دانش که منشأ نوآوری است که می‌تواند توسعه اقتصادی را هدایت کند، تمرکز می‌کند، فناوری و نوآوری به‌عنوان عواملی در نظر گرفته می‌شوند که می‌توانند رشد اقتصادی را در بلندمدت هدایت کنند. از نظر تئوری پذیرفته شده است که ادغام تحولات تکنولوژیکی در سیستم مالی اثرات قابل توجهی بر اقتصاد دارد. به‌ویژه پیشرفت‌های سریع در فناوری اطلاعات، خدمات مالی را به سطح پیشرفته‌ای رسانده و کارایی مالی را افزایش داده است. این پیشرفت‌ها در فناوری اطلاعات دسترسی نامحدود به داده‌ها را فراهم می‌کند و منجر به ایجاد ارزش‌افزوده از داده‌های بهینه‌نشده قبلی می‌شود. بااین‌حال، فراوانی و در دسترس بودن داده‌های واقعی و دقیق به‌طور قابل‌توجهی پتانسیل اطلاعات نامتقارن را کاهش می‌دهد (Athoillah, 2019).

نظریه نوآوری شومپیتر به این موضوع اشاره می‌کند که فین‌تک یک نیروی خلاق و مخرب است که می‌تواند باعث منافع اقتصادی و رفاه اجتماعی شود و هم‌زمان آسیب‌های اقتصادی و اجتماعی نیز به همراه داشته باشد. فین‌تک فراتر از مفهوم سنتی بازارهای مالی و نوآوری‌های مالی در سطح محصولات و خدمات رفته و بر مدل‌های کسب‌وکار فعلی و

1. Solow, R.M.
2. Romer, P.M.

سیستم‌های نظارتی تأثیر می‌گذارد. بنابراین، براساس نظریه نوآوری شومپیتر، فین‌تک عمدتاً از سه طریق زیر توسعه اقتصاد واقعی را مهار می‌کند:

اولاً، توسعه فین‌تک ریسک‌های سیستماتیک را تشدید کرده است. استفاده از فین‌تک به‌طور مداوم زنجیره خدمات مالی را گسترش می‌دهد که منجر به سرریز ریسک و ایجاد راه‌های جدید برای انتقال آن می‌شود. در حال حاضر، تجارت فین‌تک دارای ماهیتی ادواری و ناپایدار است. گروه‌های نادیده‌گرفته شده مانند سرمایه‌گذاران خرد به‌شدت تحت تأثیر این سیستم قرار می‌گیرند و اثر همنوایی مهمی دارد. اگر کاهش شدید نقدینگی رخ دهد، به‌راحتی می‌تواند به یک انفجار زنجیره‌خطر منجر شده و به اقتصاد واقعی آسیب جدی بزند.

ثانیاً، انحصارهای فین‌تک مانع از انصاف بازار می‌شود. شرکت‌های فین‌تک از داده‌های جمع‌آوری شده برای بهبود سودآوری و ارتقای توسعه اقتصادی استفاده می‌کنند. اما این شرکت‌ها به‌طور مداوم موانع صنعتی را تقویت کرده و رقابت نابرابری برای سایر شرکت‌هایی که فاقد این داده‌ها هستند، ایجاد می‌کنند. زمانی که نوآوران به مانع‌سازان نوآوری تبدیل می‌شوند، فین‌تک به ابزاری برای انحصارطلبی تبدیل شده و به کاهش فعالیت‌های بازار و جلوگیری از شکوفایی اقتصادی منجر می‌شود.

ثالثاً، کمبود نظارت بر فین‌تک بر توسعه اقتصادی تأثیر گذاشته است. رشد سریع فین‌تک مرزهای مالی را مبهم‌تر کرده است. قوانین نظارتی سنتی نتوانسته‌اند هم‌پای نوآوری‌های فین‌تک پیش بروند و دولت فاقد قوانینی است که این حوزه را هدایت کند. در پس پرده فین‌تک، شرکت‌های بسیاری به جرم و تخلف دست می‌زنند و مشکلاتی نظیر خلأ نظارتی و دستکاری‌های نظارتی نظم بازار مالی را بیشتر مختل کرده و به کاهش کارایی خدمات مالی به اقتصاد واقعی منجر می‌شود (Śledzik, 2013).

استفاده از مدل‌های آستانه‌ای برای تحلیل اثر فین‌تک بر رشد اقتصادی به دلایلی صورت می‌گیرد که به پیچیدگی‌ها و ویژگی‌های دینامیک این رابطه برمی‌گردد. این مدل‌ها به تحلیل موقعیت‌هایی می‌پردازند که در آن‌ها روابط غیرخطی و پیچیده‌ای وجود دارد. دلایل استفاده از مدل‌های آستانه‌ای در این زمینه به شرح زیر است:

۱- غیرخطی بودن اثرات فین‌تک: اثرات فین‌تک بر رشد اقتصادی ممکن است در نقاط مختلف از میزان پذیرش یا توسعه فناوری، متفاوت باشد. در سطوح پایین‌تر فین‌تک، ممکن است تأثیرات چندان بارزی مشاهده نشود اما پس از عبور از یک سطح معین (آستانه)،

تأثیرات فین‌تک بر رشد می‌تواند به‌طور چشمگیری افزایش یابد. غیرخطی بودن اثرات فین‌تک بر رشد اقتصادی به این معناست که تأثیرات آن به‌صورت یکنواخت با میزان پذیرش یا توسعه فناوری افزایش نمی‌یابند. در مراحل ابتدایی پذیرش فین‌تک، اقتصاد ممکن است تغییرات چندان ملموسی را تجربه نکند. این به دلیل این است که نوآوری‌ها و فناوری‌های جدید برای ایجاد تأثیر واقعی معمولاً نیاز به رسیدن به یک سطح خاص از نفوذ و پذیرش در بازار دارند. اما هنگامی که پذیرش فین‌تک به یک آستانه معین برسد، اثرات آن بر اقتصاد می‌تواند به‌صورت چشمگیری افزایش یابد. این حالت ممکن است به دلیل دسترسی گسترده‌تر به خدمات مالی، بهبود بهره‌وری در عملیات‌های مالی و افزایش شفافیت باشد که همگی می‌توانند به رشد اقتصادی کمک کنند. در این مرحله، سرمایه‌گذاران و مصرف‌کنندگان بیشتری ممکن است به این فناوری‌ها اعتماد کنند، حجم معاملات افزایش یابد و نوآوری‌ها به‌عنوان استاندارد صنعتی پذیرفته شوند که به رشد سریع‌تری منجر شود.

عوامل مؤثر در این تغییرات غیرخطی شامل موارد زیر می‌شود:

- اثر شبکه‌ای: هرچه تعداد کاربران یک فناوری بیشتر شود، ارزش آن برای هر کاربر بیشتر می‌شود. این اثر می‌تواند سرعت پذیرش و نوآوری را افزایش دهد.
- حجم بالای داده و تحلیل: با افزایش حجم داده‌ها و بهبود ابزارهای تحلیل داده، پیش‌بینی‌ها و استراتژی‌های بهتر در بازار مالی شکل می‌گیرد که به تصمیم‌گیری‌های اقتصادی دقیق‌تر کمک می‌کند.
- کاهش هزینه‌ها: فین‌تک می‌تواند هزینه‌های تراکنش را کاهش داده و کارایی عملیاتی را افزایش دهد که ابتدا ممکن است کم‌اثر به نظر برسد اما با افزایش مقیاس به تحولی اقتصادی منجر خواهد شد.
- نوآوری‌های جدید: پس از یک سطح مشخص، ظهور سریع‌تر نوآوری‌ها قابل انتظار است که باعث بهبود و تنوع بیشتر محصولات و خدمات مالی می‌شود.

بنابراین، اقتصادها ممکن است با رسیدن به نقطه یا سطح معینی، شاهد افزایش ناگهانی و محسوسی در رشد ناشی از پذیرش گسترده‌تر فین‌تک باشند. مدیریت هوشمندانه این فرآیند می‌تواند به بهره‌برداری بهتر از مزایای بالقوه فین‌تک کمک کند و خطرات مرتبط را کاهش دهد (Bu, et al., 2022).

۲- شرایط اقتصادی و نهادی: تأثیر فین‌تک بر رشد ممکن است به‌شدت تحت تأثیر شرایط اقتصادی و نهادی قرار گیرد. مدل‌های آستانه‌ای می‌توانند نشان دهند که در چه شرایطی (مثلاً وجود زیرساخت‌های مناسب، نظام مالی قوی، ساختارهای قانونی حمایتی و...) فین‌تک قادر است بیشترین تأثیر را بر رشد داشته باشد. عوامل زیر ازجمله مهمترین شرایط اقتصادی و نهادی هستند که می‌توانند تأثیر فین‌تک را شکل دهند:

- زیرساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات: توسعه فین‌تک به‌شدت به وجود زیرساخت‌های مناسب فناوری وابسته است. شبکه‌های ارتباطی پرسرعت، دسترسی عمومی به اینترنت و فناوری‌های امن می‌تواند پذیرش و اثربخشی فین‌تک را افزایش دهد.
- نظام مالی قوی: یک نظام مالی که قابل اعتماد و پایدار باشد، می‌تواند شرایط لازم برای توسعه فین‌تک را فراهم کند. این شامل مؤسسات مالی نظام‌مند، دسترسی به سرمایه و بازاری پویا برای خدمات بانکی و مالی است.
- ساختارهای قانونی و نظارتی حمایتی: قوانین و مقررات شفاف و منسجم می‌توانند محیطی مساعد برای رشد فین‌تک مهیا کنند. این شامل حمایت از حقوق مالکیت فکری، حفظ حریم خصوصی داده‌ها و ایجاد چارچوب‌هایی برای کاهش ریسک‌های کلاهبرداری و مشکلات امنیتی است.
- آموزش و مهارت‌های نیروی کار: وجود نیروی کار ماهر و آشنا با فناوری اطلاعات می‌تواند بهره‌وری و نوآوری در فین‌تک را افزایش دهد. آموزش‌های فنی و برنامه‌های آموزشی مرتبط با فناوری مالی می‌تواند به این امر کمک کند.
- سطح توسعه اقتصادی: کشورهای با سطح بالای توسعه اقتصادی عموماً منابع و قابلیت‌های بیشتری برای پذیرش و بهره‌مندی از فناوری‌های نوین دارند. این عوامل شامل توان مالی، زیرساخت‌های قوی و بازار مصرف آماده پذیرش نوآوری است.
- فرهنگ تجاری و کارآفرینی: فرهنگ کارآفرینی قوی و حمایت از نوآوری می‌تواند فضای مناسبی برای رشد و توسعه فین‌تک ایجاد کند.

با توجه به این شرایط، مدل‌های آستانه‌ای می‌توانند به شناسایی نقاط قوت و ضعف اقتصادی و نهادی کمک کرده و راهنمایی برای کشورهای مختلف در طراحی استراتژی‌های مؤثر برای استفاده از پتانسیل فین‌تک ارائه کنند. به این ترتیب، دولت‌ها و سیاست‌گذاران

می‌توانند اقدامات لازم برای ایجاد محیطی مساعدتر و رفع موانع را انجام دهند تا فین‌تک به بهترین نحو ممکن به رشد اقتصادی کمک کند (Song & Appiah-Otoo, 2022; Firmansyah, et al. 2023).

۳- ناهمگنی کشورها یا مناطق: کشورها یا مناطق مختلف ممکن است در مراحل مختلف توسعه فناوری‌های مالی قرار داشته باشند. مدل‌های آستانه‌ای می‌توانند تفاوت‌ها را براساس سطح توسعه اقتصادی یا پذیرش فناوری تحلیل کنند و نقاط بحرانی (آستانه‌ها) را که در آن‌ها اثرات فین‌تک بر رشد اقتصادی ملموس‌تر می‌شود، شناسایی کنند (Okoli, et al. 2020).

۴- انعطاف‌پذیری تحلیل: این مدل‌ها به تحلیل‌گران و سیاست‌گذاران امکان می‌دهند که به‌صورت انعطاف‌پذیرتر اثرات فین‌تک را بررسی کنند و درک بهتری از دینامیک‌های پیچیده و شرایط مؤثر بر این رابطه پیدا کنند. در زمینه فین‌تک و رشد اقتصادی، این انعطاف‌پذیری به دلایل زیر اهمیت دارد:

- تطبیق با شرایط متنوع: مدل‌های آستانه‌ای می‌توانند برای بخش‌های مختلف اقتصادی و نهادی تنظیم شوند و اثرات فین‌تک را در شرایط خاص و متفاوت بررسی کنند. به‌عنوان مثال، اثرات فین‌تک می‌توانند برای کشورهایی با زیرساخت‌های متفاوت، سطح توسعه اقتصادی یا سیاست‌های مختلف نظارتی متفاوت باشند و این مدل‌ها می‌توانند به تحلیل این تفاوت‌ها بپردازند.
- شناسایی نقاط آستانه: یکی از ویژگی‌های مهم این مدل‌ها، قابلیت شناسایی نقاط آستانه‌ای[1] است که در آن‌ها اثرات فین‌تک بر رشد اقتصادی یا دیگر شاخص‌های کلیدی به‌وضوح تغییر می‌کند. به‌عنوان مثال، تأثیری که ممکن است تنها پس از دستیابی به یک سطح خاص از زیرساخت‌های فناوری مشاهده شود.
- تحلیل دینامیک‌های پیچیده: مدل‌های آستانه‌ای قادرند تا دینامیک‌های غیرخطی و پیچیده‌ای را که ممکن است بین متغیرها وجود داشته باشد، به‌خوبی مدل‌سازی کنند. این امر به تحلیل‌گران کمک می‌کند تا تعاملات و روابط متقابل بین عوامل مختلف را به شکل دقیق‌تری بررسی کنند.

1. Critically Sensitive Points

- پیش‌بینی و ارزیابی سیاست‌ها: از طریق شبیه‌سازی سناریوهای مختلف، این مدل‌ها می‌توانند به سیاست‌گذاران کمک کنند تا اثرات احتمالی تصمیمات سیاسی مختلف را بر پذیرش و توسعه فین‌تک بررسی کرده و سیاست‌های بهینه‌تری تدوین کنند.
- سفارشی‌سازی و تنظیمات انعطاف‌پذیر: این مدل‌ها به سادگی می‌توانند براساس داده‌های واقعی و شرایط خاص کشورها یا صنایع مختلف تنظیم شوند که به نتیجه‌گیری‌هایی با قابلیت کاربرد بالاتر منجر می‌شود.

در مجموع، انعطاف‌پذیری مدل‌های آستانه‌ای به کاربران آن‌ها (تحلیلگران و سیاست‌گذاران) کمک می‌کند تا با درک کامل‌تری از شرایط پیچیده و مؤثر بر تعاملات فین‌تک با اقتصاد، تصمیمات بهینه‌تر و آگاهانه‌تری اتخاذ کنند (Mhlanga, 2024).

استفاده از مدل‌های آستانه‌ای به شناسایی و تحلیل موانع، فرصت‌ها و نقاط قوت در توسعه فین‌تک کمک می‌کند و می‌تواند به تنظیم سیاست‌های مؤثرتر برای تحریک رشد اقتصادی از طریق فین‌تک یاری رساند.

در این مقاله با به‌کارگیری مدل رشد درونزا، اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی بررسی شده است. در این مدل‌ها، فین‌تک می‌تواند به افزایش سرمایه انسانی و فعالیت‌های تحقیق و توسعه کمک کند. با ارائه پلتفرم‌های آموزشی آنلاین و داده‌کاوی، فین‌تک می‌تواند بهره‌وری و سطح دانش را ارتقا دهد. همچنین، افزایش سرمایه‌گذاری در نوآوری‌ها و روندهای تحقیقاتی در فین‌تک، می‌تواند موجب افزایش نرخ رشد اقتصادی شود. از طرف دیگر، فین‌تک به ایجاد و تحکیم اقتصاد دانش‌محور کمک می‌کند؛ جایی‌که اطلاعات و توانایی دسترسی سریع به داده‌ها و تحلیل آنها یک مزیت رقابتی محسوب می‌شود. این ویژگی‌ها می‌تواند در مدل‌های رشد درون‌زا نقش محوری ایفا کند.

۳. پیشینه پژوهش

براساس ادبیات موجود، فین‌تک‌ها، پیامدهای مثبت و منفی بر رشد اقتصادی دارند. از یک طرف، فین‌تک دسترسی افراد و مشاغلی را که ممکن است توسط بانک‌های سنتی کمتر مورد استفاده قرار گرفته‌اند، به اعتبار افزایش دهد (Dolson & Jagtiani, 2021؛ Jagtiani & Lemieux, 2019). این می‌تواند به کارآفرینی و نوآوری کمک کند و منجر به ایجاد

شغل و رشد اقتصادی شود (Hau, et al., 2021). علاوه‌براین، فین‌تک می‌تواند به کاهش هزینه استقراض کمک کند و سرمایه‌گذاری در پروژه‌های جدید و گسترش عملیات خود را برای کسب‌وکارها آسان‌تر کند. بااین‌حال، نگرانی‌هایی وجود دارد که ظهور فین‌تک می‌تواند منجر به کاهش در دسترس بودن اعتبار برای انواع خاصی از وام‌گیرندگان شود. برای مثال، شرکت‌های فین‌تک ممکن است تمایل کمتری به وام دادن به کسب‌وکارهایی با امتیازات اعتباری پایین‌تر یا به آن دسته از صنایعی داشته باشند که ریسک‌پذیر هستند. این می‌تواند منجر به تمرکز اعتبار در میان تعداد کمی از مشاغل بزرگ شود و در نتیجه مانع رقابت و نوآوری شود (Eca, et al., 2022).

ناسیهین عزیز[1] (۲۰۱۹) با انجام یک تحلیل توصیفی و مطالعه ادبیات، با هدف کشف اینکه آیا توسعه فین‌تک بر رشد اقتصادی اندونزی تأثیر دارد یا خیر، نشان داد که پیشرفت فین‌تک به رشد تولید ناخالص داخلی و افزایش صنعت مالی و رشد اشتغال در اندونزی کمک کرده است. وی اظهار داشت که توسعه فین‌تک تولید ناخالص داخلی اندونزی را ۲۵/۹۷ تریلیون روپیه افزایش داده است.

ژانگ و همکاران[2] (۲۰۱۹) از داده‌های نظرسنجی خانوار از چین برای تجزیه و تحلیل اثرات توسعه فین‌تک بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد استفاده کرد و بررسی کرد که آیا توسعه فین‌تک در چین به افزایش درآمد خانوارها، کاهش اختلاف درآمد و کمک به فراگیری مالی کمک می‌کند یا خیر. آنها دریافتند که بین توسعه فین‌تک و درآمد خانوار همبستگی مثبت وجود دارد و بیان کردند که تأثیر مثبت آن برای خانوارهای روستایی بیشتر از همتای شهری است؛ به این معنی که رشد فین‌تک به کاهش شکاف درآمدی شهر و روستا کمک کرده است.

نارایان (۲۰۱۹) نقش فن‌آوری مالی (فین‌تک) را در پیشبرد رشد اقتصادی در اندونزی از سال ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۸ با به‌کارگیری مدل رشد درونزا بررسی می‌کند. صنعت فین‌تک از یک مدل کسب‌وکار مبتنی بر فن‌آوری برای ارائه خدمات مالی، ازجمله خدمات وام، پرداخت، سرمایه‌گذاری و تأمین مالی استفاده می‌کند. این مطالعه نشان می‌دهد که استارت‌آپ‌های

1. Nasihin Aziz, A.
2. Zhang, et al.

فین‌تک با رشد اقتصادی اندونزی همبستگی مثبت دارند. البته در کوتاه‌مدت اثر منفی و در بلندمدت اثر مثبت دارند.

ناویوکی و ساهوکو[1] (۲۰۲۰) در مقاله خود، سطح بسیار پایین سرمایه‌گذاری‌های مرتبط با فین‌تک در ژاپن را در مقایسه با سطوح دیگر کشورها و امکان گسترش سرمایه‌گذاری‌ها در کسب‌وکارهای جدید و منحصربه‌فرد ژاپنی، مانند صندوق سرمایه‌گذاری را توضیح می‌دهند. نتایج این مقاله نشان می‌دهد که فین‌تک هم اثرات مثبت و هم منفی کلان اقتصادی دارد.

کیریوا و همکاران[2] (۲۰۲۱) همبستگی بین فین‌تک و رشد اقتصادی را بررسی کردند و نتایج بیانگر وجود همبستگی مثبت بین فین‌تک و رشد اقتصادی است. ستی و مانوچا[3] (۲۰۲۲) تأثیر پذیرش فین‌تک بر متغیرهای کلان اقتصادی هند را بررسی نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که پذیرش فین‌تک منجر به بهبود رشد اقتصادی، بهبود درآمد سرانه و همچنین کنترل نرخ ارز رسمی هند شده است. اقدامات نظارتی سخت‌گیرانه نسبت به ساختارهای مالی مبتنی بر فناوری می‌تواند به نتایج مثبتی منجر شود. بااین‌حال، نتایج نشان می‌دهد که رشد رسانه‌های مالی دیجیتال در هند به کاهش اشتغال انجامیده است.

شاپیرو و همکاران[4] (۲۰۲۲) اثر فین‌تک‌ها را در ادوار تجاری مختلف بر رشد اقتصادی بررسی کرده‌اند. نتایج بررسی بیانگر اثر مثبت ورود فین‌تک‌ها به فعالیت‌های مالی بر فراگیری مالی است؛ ضمن آنکه اثر بلندمدت فین‌تک بر رشد اقتصادی مثبت است. ورود بیشتر فین‌تک به فعالیت‌های مالی منجر به کاهش نوسانات تولید می‌شود اما منجر به نوسان نسبی بیشتر در اعتبار بانکی می‌شود. ورود فین‌تک به بازار می‌تواند تأثیرات مهمی بر نتایج اقتصادی و نوسانات کلان داشته باشد. این تأثیرات به‌شدت به تعامل بین شوک‌های مالی داخلی و کاهش نرخ‌های وام‌دهی فین‌تک بستگی دارد که ناشی از افزایش حضور فین‌تک در عرصه اعتبارات است. اگر ورود بیشتر فین‌تک منجر به کاهش هزینه‌های اعتباری برای شرکت‌ها نشود، حضور گسترده‌تر فین‌تک هیچ تأثیر قابل توجهی بر بازار اعتباری یا چرخه تجاری نخواهد داشت.

---

1. Naoyuki, K. & Sahoko, K.
2. Kireyeva, A.A., et al.
3. Sethi, P. & Manocha, R.
4. Shapiro, A.F., et al.

سانگ وآپیا اوتو[1] (۲۰۲۲) سه مورد را بررسی می‌کنند. (۱) تأثیر فین‌تک و اقدامات فرعی پرداخت شخص ثالث، اعتبار و بیمه بر رشد اقتصادی چین؛ (۲) تأثیر منطقه‌ای و استانی فین‌تک بر رشد اقتصادی چین؛ (iii) روابط علیت بین فین‌تک و رشد اقتصادی. یافته‌ها بیانگر این است که (۱) فین‌تک و زیرمعیارهای پرداخت شخص ثالث، اعتبار و بیمه از نظر آماری تأثیر مثبت قابل توجهی بر رشد اقتصادی چین دارد. (۲) منطقه شرقی بالاترین اثر رشد فین‌تک را دارد. علاوه‌براین، استان ژجیانگ بالاترین اثر رشد فین‌تک را در سطح استان دارد. (۳) یک علیت یک‌طرفه از پرداخت شخص ثالث و اعتبار تا رشد اقتصادی و از رشد اقتصادی به بیمه وجود دارد. بین فین‌تک و رشد اقتصادی یک علیت دوطرفه وجود دارد. این مقاله به صراحت اصلاحات نهادی اساسی را برای ترویج توسعه سالم فین‌تک در چین پیشنهاد می‌کند.

مونانگی و سیبیندی[2] (۲۰۲۲) به بررسی پیوند بین فین‌تک/بیگ‌تک و رشد اقتصادی پرداخته‌اند. نتایج بیانگر این است که تمرکز بانک، حداقل سرمایه مورد نیاز بانک، ناکارآمدی بازار، شمول مالی و مقررات مربوط به نوآوری فن‌آوری به‌عنوان عوامل کلیدی برای تأثیرگذاری بر پذیرش اعتبار فین‌تک/بیگ‌تک شناسایی شدند.

ایسابتلی فیدان وگاز[3] (۲۰۲۳) به بررسی رابطه بین تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری فین‌تک برای هشت کشور پردرآمد ایالات متحده، بریتانیا، سنگاپور، استرالیا، کانادا، آلمان، اسرائیل (رژیم اشغالگر فلسطین) و فرانسه می‌پردازد. نتایج حاکی از وجود وابستگی مقطعی در بین کشورهاست. با توجه به نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانل، یک رابطه هم‌انباشتگی بین دو متغیر در بلندمدت پیدا شده است. در کوتاه‌مدت، متغیرهای علیت پانل گرنجر تنها در آلمان یافت شده است. تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری فین‌تک بر تولید ناخالص داخلی در هفت کشور مشاهده شده است و در سنگاپور یک رابطه منفی وجود دارد.

مشامبا و گانی (۲۰۲۳) بیان می‌کنند ظهور فن‌آوری مالی در سال‌های اخیر، چشم‌انداز مالی در جنوب صحرای آفریقا (SSA) را به‌شدت تحت‌تأثیر قرار داده است. نمی‌توان تأثیر آن بر تأمین مالی بانکی و رشد اقتصادی در منطقه را نادیده گرفت. نتایج نشان می‌دهد که

1. Song, N. & Appia-Otoo, I.
2. Munangi, F. & Sibindi, A.B.
3. İsabetli Fidan, I. & Guz, T.

نوآوری‌ها و تغییراتی است که فناوری‌های مالی (فین‌تک) در بخش‌های مختلف صنعت مالی و بانکداری ایجاد کرده‌اند، باعث افزایش سرمایه‌گذاری سهام برای بانک‌ها شده است درحالی‌که اثرات ناچیز بر سپرده‌گذاری و تأمین مالی بدهی بلندمدت دارد. این مطالعه همچنین نشان می‌دهد که اندازه محدود فین‌تک در سیستم مالی در نهایت اثرات آن را بر رشد اقتصادی در جنوب صحرای آفریقا محدود کرده است. علاوه‌براین، این مطالعه شواهدی مبنی بر واسطه‌گری فین‌تک بر رشد اقتصادی از طریق کانال تأمین مالی بانکی پیدا نکرد که نشان می‌دهد سیستم‌های بانکی جنوب صحرای آفریقا، قادر به مقاومت در برابر اختلالات فین‌تک برای ثبات مالی هستند. به‌طور کلی، این یافته‌ها انعطاف‌پذیری ساختارهای تأمین مالی بانکی را در برابر اختلالات فین‌تک نشان می‌دهد و بر اهمیت مدیریت مالی محتاطانه و سرمایه‌گذاری مستمر در فین‌تک برای رشد اقتصادی پایدار در جنوب صحرای آفریقا تأکید می‌کند.

اعتمادی‌نیا و همکاران (۱۴۰۳) با تحلیل داده‌های فصلی سال ۱:۱۳۷۰ تا ۴:۱۴۰۰ با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به شناسایی تکانه‌های مالی و نحوه اثرگذاری آنها بر متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل تولید ناخالص داخلی، نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی و بی‌ثباتی مالی پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد نخست، سیاست‌های مالی (نسبت بدهی به تولید) باعث کاهش تولید ناخالص داخلی می‌شود. دوم، تکانه مثبت وارده از سمت بی‌ثباتی مالی منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی و کاهش نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی می‌شود. سوم، نتایج بیان‌کننده این است که در رژیم اول شوک مثبت سیاست مالی (افزایش نسبت بدهی به تولید) موجب افزایش بی‌ثباتی مالی می‌شود اما در رژیم دوم شوک مثبت سیاست مالی، بی‌ثباتی مالی را کاهش می‌دهد.

٤. روش‌شناسی پژوهش

در این مطالعه، اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی بررسی می‌شود. ادبیات نظری مدل‌های مورد نظر مقاله، مبتنی بر ادبیات رشد درونزا است و ادبیات تجربی آن مبتنی بر مطالعه نارایان (۲۰۱۹) و مشامبا و گانی (۲۰۲۳) در حوزه اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی است. به همین

منظور از داده‌های سالانه متغیرهای کلان اقتصادی[1] و آمارهای مربوط به فین‌تک‌ها[2] در دوره ۱۴۰۲-۱۳۷۰ استفاده شده است. جهت برآورد از تعداد فین‌تک‌ها در هر سال به‌عنوان نماد متغیر فین‌تک استفاده شده است. براساس گزارش بانک جهانی[3] (۲۰۲۲) سه گروه معیار برای اندازه‌گیری فعالیت فناوری‌های نوین مالی طراحی شده است؛ این شاخص‌های عبارتند از:

- ایجاد و رشد شرکت فین‌تک مشتمل بر یک معیار «تأمین مالی از طریق سهام در شرکت‌های فین‌تک»؛
- استفاده از اشکال دیجیتال خدمات مالی مشتمل بر استفاده از فناوری نوین مالی در عرضه تسهیلات (عرضه تسهیلات به‌صورت الکترونیک) و استفاده از فناوری نوین مالی در پرداخت دیجیتال توسط خانوارها و بنگاه‌ها؛
- کانال‌های ارائه خدمات با تلفن همراه، باتوجه به پذیرش سریع دستگاه‌های تلفن همراه، معیار دانلود برنامه‌های مالی تلفن‌های هوشمند (برنامک‌ها).

در میان معیارهای معرفی‌شده توسط بانک جهانی، تنها معیار «ایجاد فین‌تک» برای همه شرکت‌های فعال در این حوزه قابل دسترسی است زیرا بقیه معیارها صرفاً برای تعداد محدودی از شرکت‌های فین‌تکی قابل دسترسی است که بهره‌مندی از آنها برای مدل‌سازی را محدود نموده است. بنابراین، در این پژوهش سعی شده است، دوره زمانی فعالیت آنها به‌عنوان یک جانشین برای عملکرد فین‌تک‌ها در نظر گرفته شود.

در این مطالعه چند فرض مورد آزمون قرار گرفته است. فرض اول بیان می‌کند اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی پویا است. فرض دوم بیان می‌کند اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی در شرایط تورمی، در آستانه‌های مختلف نرخ ارز متفاوت است. فرض سوم بیان می‌کند، اثر فین‌تک بر رشد اقتصادی در شرایط تورمی، در آستانه‌های مختلف نقدینگی متفاوت است. فرض چهارم بیان می‌کند، اثر فین‌تک بر رشد اقتصادی در شرایط تورمی، در آستانه‌های مختلف شاخص قیمت سهام متفاوت است.

برای آزمون این فرضیه‌ها از دو مدل خودرگرسیونی با وقفه توزیعی و مدل رگرسیون آستانه‌ای استفاده شده است. هدف از به‌کارگیری مدل ARDL و مدل آستانه‌ای بررسی

1. https://www.cbi.ir/page/4275.aspx
2. https://ecomotive.ir/startups-list/
3. World Bank Group

جنبه‌های متفاوت پویایی داده‌ها بوده است. در این مطالعه تلاش شده است، با به‌کارگیری روش خودرگرسیونی با وقفه توزیعی[1] پویایی‌های اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی، بررسی شود. همچنین اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی در شرایط تورمی، آستانه‌های مختلف نرخ ارز، نقدینگی و شاخص قیمت سهام می‌تواند متفاوت باشد. به همین دلیل در این مقاله تلاش شده است، با به‌کارگیری روش رگرسیون آستانه‌ای[2] اثر فین‌تک‌ها در آستانه‌های مختلف تورم، نرخ ارز، نقدینگی و شاخص قیمت سهام بر رشد اقتصادی بررسی شود. تورم به‌طور مستقیم بر قدرت خرید و مصرف تأثیر می‌گذارد. فین‌تک‌ها می‌توانند با ارائه خدمات مالی نوآورانه مانند ابزارهای مدیریت هزینه و پس‌انداز، تأثیرات تورمی را کاهش دهند. بنابراین، ارزیابی تأثیر فین‌تک در محیط‌های با تورم متفاوت می‌تواند نشان دهد که چگونه این فناوری‌ها می‌توانند به پایداری اقتصادی کمک کنند.

تغییرات نرخ ارز می‌تواند هزینه‌ها و درآمدهای کسب‌وکارها را تحت تأثیر قرار دهد. فین‌تک‌ها با ارائه روش‌های پرداخت بین‌المللی سریع و کم‌هزینه، می‌توانند این چالش‌ها را مدیریت کنند. اثرگذاری فین‌تک در شرایط مختلف نرخ ارز نشان می‌دهد که چقدر این فناوری‌ها می‌توانند به تجارت بین‌المللی و رشد اقتصادی کمک کنند.

نقدینگی به دسترسی بنگاه‌ها و افراد به منابع مالی اشاره دارد. فین‌تک‌ها با ارائه وام‌های همتابه‌همتا و خدمات دیگر می‌توانند دسترسی به نقدینگی را بهبود بخشند. بررسی تأثیر فین‌تک در شرایط مختلف نقدینگی می‌تواند نشان دهد که چطور این فناوری‌ها می‌توانند به ثبات مالی کمک کنند.

شاخص قیمت سهام نشان‌دهنده سلامت کلی بازارهای مالی است. فین‌تک‌ها می‌توانند با تسهیل در سرمایه‌گذاری و مبادلات به ورود بیشتر سرمایه‌گذاران و افزایش کارایی بازارها کمک کنند. بررسی تأثیر فین‌تک در شرایط مختلف این شاخص می‌تواند نشان دهد که چگونه فناوری‌های مالی جدید بر ساختار و عملکرد بازارها تأثیر دارند.

در مجموع، تحلیل اثرات فین‌تک بر رشد اقتصادی در شرایط مختلف اقتصادی می‌تواند به سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیران کمک کند تا تأثیرات مثبت و منفی این فناوری‌ها را درک کرده و استراتژی‌های مناسبی برای بهره‌برداری از آن‌ها طراحی کنند.

---

1. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)
2. Threshold regression

مدل‌های خودرگرسیونی با وقفه توزیعی درواقع رگرسیون‌های معمول کمترین مربعات هستند که وقفه‌هایی از متغیر وابسته و همچنین متغیرهای توضیحی را به‌عنوان متغیر تبیینی در خود جای داده‌اند (Greene, 2008). اگرچه مدل‌های خودرگرسیونی با وقفه توزیعی برای دهه‌ها در اقتصادسنجی مورد استفاده قرار گرفته‌اند اما در سال‌های اخیر از طریق مطالعات پسران و شین (۱۹۹۸)[1] و پسران و همکاران[2] (۲۰۰۱) به‌عنوان روشی برای بررسی روابط هم‌انباشتگی بین متغیرها، محبوبیت بیشتری یافته‌اند.

اگرچه با استفاده از رویه معمول کمترین مربعات می‌توان یک مدل خودرگرسیونی با وقفه توزیعی را برآورد کرد اما برآوردگر اختصاصی خودرگرسیونی با وقفه توزیعی در نرم‌افزار EViews امکانات مفیدی ازجمله انتخاب مدل و محاسبه تشخیص‌های پس از برآورد را در اختیار قرار می‌دهد. مدل‌های خودرگرسیونی با وقفه توزیعی، مدل‌های خطی سری زمانی هستند که در آن‌ها هم متغیر وابسته و هم متغیرهای مستقل، نه‌تنها به‌طور هم‌زمان بلکه از طریق مقادیر گذشته (وقفه‌دار) نیز به یکدیگر مرتبط‌اند. سه نمایش معادل برای این مدل‌ها وجود دارد. هر سه نمایش برای تخمین ضرایب قابل استفاده هستند اما معمولاً اولین نمایش برای برآورد پویایی بین‌دوره‌ای، دومی برای استخراج رابطه بلندمدت (تعادلی) پس از برآورد و سومی به‌عنوان رابطه کوتاه‌مدت به‌کار می‌رود.[3] چنانچه آزمون وجود رابطه بلندمدت (الگو هم‌جمعی) موفقیت‌آمیز نباشد، صرفاً ضرایب کوتاه‌مدت قابل تفسیر بوده و تحلیل بلندمدت معتبر نیست.

مدل رگرسیون آستانه‌ای (انواع TVAR یا TAR و M-TAR) برای سنجش وجود رفتار غیرخطی و اثرات رژیم‌های مختلف (مثلاً سطوح مختلف یک متغیر) به‌کار می‌روند و ماهیتش با رویکرد خودرگرسیونی با وقفه توزیعی متفاوت است. این مدل‌ها بیشتر بر مبنای تغییرات ساختاری یا رفتار متفاوت متغیرها در آستانه‌های مختلف تمرکز دارند. مدل رگرسیون آستانه‌ای گسسته یک شکل ساده از رگرسیون غیرخطی است که مشخصه آن، تعیین روابط خطی قطعه‌ای و تغییر رژیم[4] است؛ به این صورت که هرگاه یک متغیر مشاهده‌شده، از یک آستانه نامشخص عبور کند، ساختار معادله تغییر می‌یابد. مدل‌های

1. Pesaran, M.H. & Shin, Y.
2. Pesaran, M.H., et al.
3. Help Eviews 11, Chapter 29, Pages: 321-322
4. Regime Switching

رگرسیون آستانه‌ای بسیار پرکاربرد هستند زیرا هم برآورد و تفسیر آنها آسان است و هم می‌توانند غیرخطی‌گری‌های جالب و پویایی‌های پیچیده را در داده‌ها ایجاد کنند. از مهم‌ترین کاربردهای مدل رگرسیون آستانه‌ای می‌توان به مدل‌های تفکیک نمونه، وجود تعادل‌های چندگانه و مدل‌های پرکاربرد آستانه‌ای مانند خودرگرسیون آستانه‌ای[1] و رگرسیون آستانه‌ای خودانگیخته[2] اشاره کرد (Hansen, 1999 & 2011; Potter, 1999).

ازجمله قابلیت‌های مهم این مدل‌ها، ابزارهای انتخاب مدل برای انتخاب بهترین متغیر آستانه‌ای از میان فهرست متغیرهای پیشنهادی و امکان تعیین متغیرهای وابسته به رژیم یا مستقل از رژیم است. برای مثال، پژوهشگر می‌تواند به‌راحتی یک مدل دو رژیمی رگرسیون آستانه‌ای خودانگیخته تعریف کند و اجازه دهد نرم‌افزاری مانند EViews، پارامتر تأخیر بهینه[3]، مقادیر آستانه، ضرایب و کوواریانس متغیرهای وابسته به رژیم و پارامترهای رگرسیونی را برآورد کند.[4] اگرچه مدل رگرسیون آستانه‌ای می‌تواند بینش‌هایی در مورد رفتار متغیرها در سطوح مختلف آستانه ارائه دهد اما به‌عنوان یک ابزار برآورد بلندمدت در نظر گرفته نمی‌شود. در این زمینه، هانسن[5] (۱۹۹۹) و پاتر[6] (۱۹۹۹) بیان می‌کنند که این نوع مدل‌ها به‌طور خاص برای بررسی رفتار متغیرها در شرایطی با نوسان و تغییر رژیم‌ها مناسب‌ترند تا برآورد بلندمدت. بنابراین تفاوت اصلی نیز در اهداف این دو مدل نهفته است:

- مدل خودرگرسیونی با وقفه توزیعی تأکید بر پویایی‌ها، روابط کوتاه‌مدت و احتمالاً بلندمدت
- مدل رگرسیون آستانه‌ای تأکید بر رفتار غیرخطی و رژیم‌های متفاوت

به همین سبب، اگرچه ممکن است روابطی که هر دو مدل بررسی می‌کنند، ظاهراً مشابه به نظر برسد اما ماهیت مدلسازی، فرضیات و نتایج قابل تفسیر در هر روش متفاوت است و هدف مطالعه حاضر تحلیل جنبه‌های مختلف پویایی داده‌ها بوده است.

در پژوهش حاضر:

---

1. TAR
2. Self-Exciting Threshold Autoregression (SETAR)
3. The Optimal Delay Parameter
4. Eviews Help 11, Chapter 35, page: 512
5. Hansen, B.
6. Potter, S.

- مدل خودرگرسیونی با وقفه توزیعی برای بررسی پویایی‌های اثر فین‌تک بر رشد اقتصادی استفاده شده است.
- مدل آستانه‌ای برای بررسی وجود رفتار غیرخطی، استخراج آستانه متغیرهای مورد نظر و تحلیل رفتار فین‌تک در شرایط تورمی با توجه به آستانه‌های مختلف به‌کار رفته است.

در نهایت، تطبیق نتایج این دو مدل کمک می‌کند تا تحلیل مقاله جامع‌تر باشد. هدف پژوهش حاضر ارائه تصویری جامع از پویایی و رفتار متغیرها بوده است تا از زوایای مختلف پدیده مورد بررسی تحلیل شود. به‌کارگیری دو مدل کمک می‌کند تا پایداری و استحکام نتایج مورد تأیید قرار گیرد.

متغیر وابسته در مدل‌های مورد نظر مقاله، رشد اقتصادی است. در این مقاله فین‌تک، به‌عنوان متغیر توضیحی در نظر گرفته شده است. متغیرهای کنترلی، نسبت تسهیلات اعطایی به بخش ساختمان و مسکن به کل تسهیلات، نسبت تسهیلات اعطایی به بخش صنعت و معدن به کل تسهیلات و نسبت تسهیلات اعطایی به بخش خدمات و بازرگانی، سرمایه‌گذاری و نرخ ارز است. سایر متغیرها نظیر نرخ سود سپرده و ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی به دلیل عدم معنی‌داری از مدل‌ها حذف شده‌اند.

در این مقاله ۵ مدل برآورد شده است. مدل نخست، به روش خودرگرسیونی با وقفه توزیعی و بر پایه رابطه (۱) برآورد شده است و پویایی‌های اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی، استخراج شده است. مدل‌های دوم، سوم، چهارم و پنجم به روش رگرسیون آستانه‌ای و بر پایه رابطه (۲) برآورد شده‌اند.

$$gdpgrowth_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i gdp_{t-i} + \sum_{j=1}^{k} \sum_{i=0}^{q_j} (X_{j,t-i}\beta_{j,i} + Y_{j,t-i}\alpha_{j,i}) + \epsilon_t \quad (۱)$$

که $gdpgrowth_t$ رشد تولید ناخالص داخلی، $X_{j,t-i}$ مشتمل بر متغیرهای توضیحی و $Y_{j,t-i}$ کنترلی است.

ساختار کلی مدل‌های دوم، سوم و چهارم براساس رابطه (۲) است.

$$gdpgrowth_{it} = \beta_0 TR_{it} + \sum_{i=1}^{i=3} \beta_i \, nonTR_{it} \quad (۲)$$

$\boldsymbol{TR_{it}}$ متغیر آستانه‌ای است که در این مقاله نرخ تورم، نقدینگی، نرخ ارز و شاخص قیمت سهام است. $nonTR_{it}$ سایر متغیرهای اثرگذار بر رشد اقتصادی هستند.

همبستگی بین متغیرها برای اطمینان از نبودن همخطی بین برخی متغیرها اندازه‌گیری شده است. نتایج نشان می‌دهد همبستگی بین نسبت تسهیلات اعطایی به بخش ساختمان و مسکن و نسبت تسهیلات اعطایی به بخش صنعت برابر با ۰/۱۱، همبستگی بین نسبت تسهیلات اعطایی به بخش ساختمان ومسکن و نسبت تسهیلات اعطایی به بخش خدمات برابر با ۰/۰۳، همبستگی بین نسبت تسهیلات اعطایی به بخش صنعت و معدن و نسبت تسهیلات اعطایی به بخش خدمات و بازرگانی برابر با ۰/۱۲ است که بیانگر همبستگی اندک این متغیرهاست.

اولین فرض به‌کارگیری روش خود رگرسیونی با وقفه توزیعی آزمون ریشه واحد است. در شرایطی می‌توان از روش خودرگرسیونی با وقفه توزیعی استفاده کرد که اگر همه متغیرها در سطح مانا باشند یا اگر همه متغیرها با تفاضل مرتبه اول مانا شوند یا اگر برخی از متغیرها در سطح و برخی در تفاضل اول مانا باشند، متغیرها نباید از نوع تفاضل مرتبه ۲ باشند ((I(2)). برای تشخیص مانایی داده‌ها از روش‌های مختلف آزمون مانایی در مدل‌های سری‌زمانی استفاده می‌شود. در روش سری‌زمانی از آزمون‌های دیکی- فولر معمولی[1]، دیکی- فولر تعمیم‌یافته[2]، فیلیپس- پرون[3]، کیاتکوسکی- فیلیپس- اسمیت- شین[4] و الیوت، روتنبرگ، استاک پوینت- اپتیمال[5] استفاده می‌شود. متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، نقدینگی، نسبت تسهیلات اعطایی به بخش ساختمان و مسکن به کل تسهیلات و سرمایه‌گذاری در سطح و عرض از مبدأ مانا هستند. تورم، شاخص قیمت سهام، نسبت تسهیلات اعطایی به بخش صنعت و معدن به کل تسهیلات، نسبت تسهیلات اعطایی به بخش خدمات به کل تسهیلات، با یکبار تفاضل‌گیری مانا هستند.

1. Augmented Dicky-Fuller
2. Dicky-Fuller GLS(ERS)
3. Phillips-perron
4. Kwiatkowski-philips-schmidth-shin
5. Elliott-Rothenberg-Stock Point- Optimal

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد

	دیکی- فولر معمولی	دیکی- فولر تعمیم‌یافته	فیلیپس پرون	کیاتکوسکی- فیلیپس- اسمیت- شین	الیوت، روتنبرگ، استاک پوینت- اپتیمال	I(0)/I(1)
رشد اقتصادی	-۸٫۴۸۶۷۷۳ ***،***،* [۰٫۰۰۰۰]	۴٫۵۲۵۲۸۳ ***،***،* [۰٫۰۰۰۱]	۵٫۸۳۶۰۶۰ ***،***،* [۰٫۰۰۰۰]	۰٫۳۹۸۶۷۳ **،* [۰٫۰۰۱۶]	۴٫۶۰۰۵۸۳ ****،**،*	معنی‌داری در سطح و عرض از مبدأ
تورم	-۹٫۵۲۷۰۶۴ ***،***،* [۰٫۰۰۰۰]	۲٫۶۶۵۷۵۵ ***،** [۰٫۰۱۶۳]	-۶٫۵۶۵۴۱۸ ***،***،* [۰٫۰۰۰۰]	۰٫۳۰۸۱۳۹ ***،***،* [۰٫۰۰۰۰]	۱٫۹۵۸۹۴۹ ***،**،* [۰٫۰۰۹۱]	معنی‌داری با یکبار تفاضل‌گیری و عرض از مبدأ
نقدینگی	-۵٫۸۹۹۱۲۱ ***،***،* [۰٫۰۰۰۱]	-۳٫۳۹۹۷۱۱ ***،***،* [۰٫۰۰۲۰]	-۳٫۳۲۴۳۰۶ ***،** [۰٫۰۲۲۹]	۰٫۰۸۳۳۰۳ ***/**/* [۰٫۰۰۰۰]	۱٫۵۸۵۴۴۴ ***،**،*	معنی‌داری با یکبار و عرض از مبدأ
شاخص قیمت سهام	-۱۵٫۴۰۹۴۶ ***،***،* [۰٫۰۰۰۰]	-۱٫۹۷۷۲۹۴ ***،***،* [۰٫۰۶۹۶]	-۶٫۲۷۱۷۶۵ ***،***،* [۰٫۰۰۰۰]	۰٫۰۷۹۷۹۳ ***،**،* [۰٫۰۰۴۳]	۱٫۰۷۲۴۱۷ ***،**،*	معنی‌داری با یکبار تفاضل‌گیری و عرض از مبدأ
نسبت تسهیلات اعطایی به بخش ساختمان و مسکن به کل تسهیلات	-۴٫۴۲۶۵۵۶ ***،***،* [۰٫۰۰۱۶]	-۱٫۶۲۲۶۶۳ *** [۰٫۰۱۵۹]	-۴٫۲۸۲۱۵۰ ***،***،* [۰٫۰۰۲۳]	۰٫۵۶۴۰۳۲ * [۰٫۰۰۰۰]	۳٫۸۰۲۰۳۸ ***	معنی‌داری در سطح و عرض از مبدأ
نسبت تسهیلات اعطایی به بخش صنعت و معدن به کل تسهیلات	-۵٫۵۷۷۷۱۰ ***،***،* [۰٫۰۰۰۱]	-۵٫۳۸۴۸۱۷ ***،***،* [۰٫۰۰۰۰]	-۶٫۸۰۲۸۴۸ ***،***،* [۰٫۰۰۰۰]	۰٫۴۰۹۰۹۹ **،* [۰٫۰۰۸۰]	۱٫۹۱۹۱۵۵ *	معنی‌داری با یکبار تفاضل‌گیری و عرض از مبدأ
نسبت تسهیلات اعطایی به بخش خدمات به کل تسهیلات	-۵٫۴۶۰۸۳۲ ***،***،* [۰٫۰۰۰۱]	-۵٫۱۳۹۱۷۴ ***،***،* [۰٫۰۰۰۰]	-۵٫۸۱۴۰۳۹ ***/**/* [۰٫۰۰۰۰]	۰٫۲۳۴۲۴۶ ***،**،* [۰٫۰۵۰۴]	۲٫۰۸۹۱۱۴ ***،**	معنی‌داری با یکبار تفاضل‌گیری و عرض از مبدأ
سرمایه‌گذاری	-۷٫۶۲۹۲۶۲ ***،***،* [۰٫۰۰۰۰]	-۴٫۲۶۳۵۳۹ ***،***،* [۰٫۰۰۰۲]	-۴٫۲۵۴۵۱۸ ***،***،* [۰٫۰۰۲۴]	۰٫۰۷۷۹۳۱ ***،**،* [۰٫۰۵۱۹]	۲٫۴۹۳۰۸۵ ***،**،*	معنی‌داری در سطح و عرض از مبدأ

*معنی‌داری در سطح ۱٪، **معنی‌داری در سطح ۵٪، ***معنی‌داری در سطح ۱۰٪

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول ۲، آزمون ریشه واحد در صورت وجود شکست ساختاری انجام شده است. دلیل به‌کارگیری این آزمون این است که در مقاله حاضر از آستانه بحرانی برخی متغیرها به‌عنوان متغیر توضیحی استفاده شده است.

جدول ۳. آزمون ریشه واحد با وجود شکست ساختاری

	آزمون ریشه واحد در شرایط شکست	Prob	I(0)/I(1)
رشد اقتصادی	۹/۲۵-***،**،*	<۰/۰۱	معنی‌داری در سطح و عرض از مبدأ
تورم	۷/۶۹- ***،**،*	<۰/۰۱	معنی‌داری با یکبار تفاضل‌گیری و عرض از مبدأ
نقدینگی	۸/۳۱- ***،**،*	<۰/۰۱	معنی‌داری با یکبار تفاضل‌گیری و عرض از مبدأ
شاخص قیمت سهام	۹/۷۲- ***،**،*	<۰/۰۱	معنی‌داری با یکبار تفاضل‌گیری و عرض از مبدأ
نسبت تسهیلات اعطایی به بخش ساختمان و مسکن به کل تسهیلات	۶/۵۶- ***،**،*	<۰/۰۱	معنی‌داری در سطح و عرض از مبدأ
نسبت تسهیلات اعطایی به بخش صنعت و معدن به کل تسهیلات	۶/۰۷- ***،**،*	<۰/۰۱	معنی‌داری با یکبار تفاضل‌گیری و عرض از مبدأ
نسبت تسهیلات اعطایی به بخش خدمات به کل تسهیلات	۶/۶۵- ***،**،*	<۰/۰۱	معنی‌داری با یکبار تفاضل‌گیری و عرض از مبدأ
سرمایه‌گذاری	۸/۴۹- ***،**،*	<۰/۰۱	معنی‌داری در سطح و عرض از مبدأ

*معنی‌داری در سطح ۱٪، **معنی‌داری در سطح ۵٪، ***معنی‌داری در سطح ۱۰٪

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در این قسمت فروض مدل‌ها بررسی و آزمون می‌شوند. اولین فرض این است که اجزا اخلال باید دارای توزیع نرمال باشند. برای آزمون توزیع نرمال از آماره جارکوبرا[1] استفاده می‌شود. آماره جاکوبرا دارای توزیع $\chi 2$ است که فرضیه صفر این آزمون، بیانگر نرمال بودن داده‌ها است که پذیرش فرضیه صفر بیانگر نرمال بودن داده‌ها است. با توجه به نتایج، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد و پسماندهای مدل‌ها دارای توزیع نرمال است.

جدول ٤. آزمون نرمال بودن

	Jarque-Bera	Probablity
مدل (۱): برآورد به روش خودرگرسیونی با وقفه توزیعی	۰٫۵٤۰۲۳۱	۰٫۷٦۳۲۹۱
مدل (۲): برآورد به روش رگرسیون آستانه‌ای (با تأکید بر تورم)	۲٫۱۰۷۰٤۷	۰٫۳٤۸۷۰۷
مدل (۳): برآورد به روش رگرسیون آستانه‌ای (با تأکید بر نرخ ارز)	۰٫٤۷٦۸٤۷	۰٫۷۸۷۸٦۹
مدل (٤): برآورد به روش رگرسیون آستانه‌ای (با تأکید بر نقدینگی)	۰٫۳۷۵۰۹۸	۰٫۸۲۸۹۸۹
مدل (۵): برآورد به روش رگرسیون آستانه‌ای (با تأکید بر شاخص قیمت سهام)	۰٫۳۰۲٤۵۰	۰٫۸۵۹٦۵٤

مأخذ: یافته‌های پژوهش

دومین فرض این است که داده‌ها باید واریانس همسان باشند. برای آزمون واریانس ناهمسانی[2]، از آزمون براچ- پاگان-گادفری[3] (Breusch & Pagan, 1979; Godfrey, 1978) استفاده می‌شود که فرضیه صفر این آزمون بیانگر واریانس همسانی است که پذیرش فرضیه صفر بیانگر این است که داده‌ها واریانس همسان هستند. از نتایج مشاهده می‌شود، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد و مدل‌ها واریانس همسان هستند.

1. Jarque-Bera
2. Heteroskedasticity Tests
3. Breusch, T.S., et al.

جدول ۵. آزمون واریانس نا همسانی

	F-statistic [prob]	Obs*R-squared [prob]	Scaled explained SS [prob]
مدل (۱): برآورد به روش خودرگرسیونی با وقفه توزیعی	۱٫۷۷۰۹۱۷ [۰٫۱۵۶۱]	۱۵٫۱۲۷۸۶ [۰٫۱۷۶۷]	۳٫۷۰۷۵۷٤ [۰٫۹۷۷۷]
مدل (۲): برآورد به روش رگرسیون آستانه‌ای (با تأکید بر تورم)	۵٫۲۳۱۱۹۵ [۰٫۲۶۹۹]	۱۸٫۷٤۰۷۳ [۰٫٤۷۹۰]	۱۳٫۳٦۲۲۸ [۰٫۱٦۳۸]
مدل (۳): برآورد به روش رگرسیون آستانه‌ای (با تأکید بر نرخ ارز)	٤٫۹۱٤۷۸۵ [۰٫۸۹۹۷]	۱۹٫۵۵۵٤۱ [۰٫۹۸۹٦]	۷٫۲۸۰٤۷۲ [۰٫۳۷۹۹]
مدل (٤): برآورد به روش رگرسیون آستانه‌ای (با تأکید بر نقدینگی)	۲٫٦۸٦۲۹٦ [۰٫۱۳۵۹]	۱۳٫۸۲۵۱٤ [۰٫۱۵٤٤]	٦٫۲۵۱۵۸۹ [۰٫۵۱۰۷]
مدل (۵): برآورد به روش رگرسیون آستانه‌ای (با تأکید بر شاخص قیمت سهام)	۱٫۳۷۵۱۱۷۱ [۰٫۲٦۳۵]	۱۰٫۳۱۳۳٤ [۰٫۲٤۳۷]	٦٫۱۲۱۷۵٦ [۰٫٦۳۳٦]

مأخذ: یافته‌های پژوهش

سومین فرض این است که داده‌ها باید خودهمبسته باشند. برای بررسی خودهمبستگی از آزمون براچ- گادفری[1] استفاده می‌شود که فرضیه صفر این آزمون بیانگر این است که خودهمبستگی وجود ندارد. رد این فرضیه بیانگر وجود خودهمبستگی داده‌های مورد بررسی است. نتایج بررسی بیانگر این است که فرضیه صفر را می‌توان رد کرد و مدل‌ها همبستگی سریالی ندارند.

چهارمین فرض است که مدل باید دارای فرم تبعی مناسب باشد. برای تشخیص اینکه آیا مدل دارای فرم تبعی مناسب است یا خیر از آزمون رمزی[2] استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون بیانگر عدم فرم تبعی غلط مدل است و پذیرش آن به مفهوم ثبات مدل و تأیید فرم

1. Breusch-Godfrey
2. Ramsey RESET

تبعی است. نتایج بررسی این آزمون بیانگر این است که فرضیه صفر را می‌توان پذیرفت و مدل‌های مورد بررسی مقاله با ثبات همراه است.

جدول ٦. آزمون سریال همبستگی

	F-statistic [prob]	Obs*R-squared [prob]
مدل (۱): برآورد به روش خودرگرسیونی با وقفه توزیعی	۰٫۸۷۸٦٥۸ [۰٫٤۳۸٦]	۳٫۰۹٦۱۰٥ [۰٫۲۱۲۷]
مدل (۲): برآورد به روش رگرسیون آستانه‌ای (با تأکید بر تورم)	۱٫۷٦٥۳۰۲ [۰٫۱۹٥٦]	٤٫۳۱۷۷۹٤ [۰٫۱۱٥٥]
مدل (۳): برآورد به روش رگرسیون آستانه‌ای (با تأکید بر نرخ ارز)	۷٫۳۱۳٥٦۰ [۰٫۲۲۰۷]	۱۲٫٦۷۲٥٤ [۰٫۸٤۸۱]
مدل (٤): برآورد به روش رگرسیون آستانه‌ای (با تأکید بر نقدینگی)	۰٫٤۷۷٤۷۹ [۰٫٦۲٦۹]	۱٫۳۰٤۸۸٦ [۰٫٥۲۰۸]
مدل (٥): برآورد به روش رگرسیون آستانه‌ای (با تأکید بر شاخص قیمت سهام)	۰٫۰۸۹۳۰۰ [۰٫۹۱٤۹]	۰٫۲٦٥٥۲۹ [۰٫۸۷٥۷]

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷. آزمون ثبات مدل

	t-statistic [prob]	F-statistic [prob]	Likelihood ratio [prob]
مدل (۱): برآورد به روش خودرگرسیونی با وقفه توزیعی	۲٫۹٦٦۰٤۰ [۰٫۱۰۰۲]	۸٫۷۹۷۳۹٥ [۰٫۱۰۰۲]	۱۲٫٦۷۷۳۱ [۰٫٦۸۹۲٤۰]
مدل (۲): برآورد به روش رگرسیون آستانه‌ای (با تأکید بر تورم)	۰٫۱٤٦٤٤۹ [۰٫۸۸٥۰]	۰٫۰۲۱٤٤۷ [۰٫۸۸٥۰]	۰٫۰۳۰٦۲۳ [۰٫۸٦۱۱]
مدل (۳): برآورد به روش رگرسیون آستانه‌ای (با تأکید بر نرخ ارز)	۰٫۱٤٦٤٤۹ [۰٫۸۸٥۰]	۰٫۰۲۱٤٤۷ [۰٫۸۸٥۰]	۰٫۰۳۰٦۲۳ [۰٫۸٦۱۱]
مدل (٤): برآورد به روش رگرسیون آستانه‌ای (با تأکید بر نقدینگی)	۰٫۷۷٥٦۳۸ [۰٫٤٤٦۲]	۰٫٦۰۱٦۱٥ [۰٫٤٤٦۲]	۰٫۸۰۹۳٦۷ [۰٫۳٦۸۳]
مدل (٥): برآورد به روش رگرسیون آستانه‌ای (با تأکید بر شاخص قیمت سهام)	۰٫۱۳۱۷۲۷ [۰٫۸۹٦٥]	۰٫۰۱۷۳٥۲ [۰٫۸۹٦٥]	۰٫۰۲٤۷۷۸ [۰٫۸۷٤۹]

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵. یافته‌ها

برای بررسی پویایی‌های اثر فین‌تک بر رشد اقتصادی از روش خودرگرسیونی با وقفه توزیعی استفاده شده است. با توجه به نتایج حاصل از برآورد مدل (۱)، مدل برآورد شده دارای R2 بالا است که به معنای قدرت توضیح بالای متغیرهای مستقل است. مدل برآوردشده نیز فروض کلاسیک را در مورد جمله خطا رعایت می‌کند.

جدول ۸. پویایی‌های اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی ((ARDL(4,2)

مدل (۱)	ضرایب	آماره t	prob
رشد اقتصادی با یک وقفه	۰/۳٤۲۵۰۰	۲/٦۸۰۵۵۹	۰/۰۱۷۱
رشد اقتصادی با دو وقفه	۰/۰۱٤۳٤۵	۲/۱۱۹۲۱۸	۰/۰۰٦۷
رشد اقتصادی با سه وقفه	۰/٦۱۰۳۱٤	٤/٦٤٦۸۰۲	۰/۰۰۰۳
رشد اقتصادی با چهار وقفه	۱/۹٦۵٤۳۲	۸/۱٦۱۲۲۵	۰/۰۰۰۰
فین‌تک	۰/۵۰٦۸٦۳	۸/۳۱٦۸۷٤	۰/۰۰۰۰
فین‌تک با یک وقفه	۰/۱۵۳۵۸۰	۳/۹۲۱۹۰۳	۰/۰۰۱٤
فین‌تک با دو وقفه	۰/۳۷٦۲۷٦	۸/۳۲٦۳٦٦	۰/۰۰۰۰
سرمایه‌گذاری	۰/۲٤۰۱۰۸	۲/٦۱۲۳۹٦	۰/۰٤۹٤
تسهیلات اعطایی به بخش ساختمان و مسکن به کل تسهیلات	۰/۱۷۱۷۷٦	۱/۸۵۱۲۸۸	۰/۰۸۳۹
تسهیلات اعطایی به بخش صنعت و معدن به کل تسهیلات	۰/۱۰٤۰۱۰	۳/۳۹۲۹٦۸	۰/۰٦۹۹
تسهیلات اعطایی به بخش خدمات و بازرگانی به کل تسهیلات	۰/۳۲۰٤٦۳	۲/۵٤۹۱۰۰	۰/۰٤۲۲
R-squred	۰/۹۱۵۸۲۱		
Adjusted R-squred	۰/۸۵۹۷۰۱		
D-W	۱/۸۷۹۲۹۲		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همانطور که در جدول ۷ نشان داده شده است، رابطه مثبت بین فین‌تک و رشد اقتصادی وجود دارد. فین‌تک دسترسی افراد و مشاغلی را که ممکن است توسط بانک‌های سنتی کمتر پوشش داده شده‌اند، به تسهیلات افزایش دهد. این می‌تواند به کارآفرینی و نوآوری کمک کند و منجر به ایجاد شغل و رشد اقتصادی شود. علاوه‌براین، فین‌تک می‌تواند به کاهش هزینه استقراض کمک کند و سرمایه‌گذاری در پروژه‌های جدید و گسترش عملیات خود را برای کسب‌وکارها آسان‌تر کند. بااین‌حال، نگرانی‌هایی وجود دارد که ظهور فین‌تک می‌تواند منجر به کاهش در دسترس بودن تسهیلات برای انواع خاصی از وام‌گیرندگان شود. برای مثال، شرکت‌های فین‌تک ممکن است تمایل کمتری به وام دادن به کسب‌وکارهایی با امتیازات اعتباری پایین‌تر یا صنایعی که ریسک‌پذیر هستند، داشته باشند. این می‌تواند منجر به تمرکز تسهیلات در میان تعداد کمی از مشاغل بزرگ شود و در نتیجه مانع رقابت و نوآوری شود. نگرانی بالقوه دیگر این است که افزایش رقابت از سوی شرکت‌های فین‌تک می‌تواند منجر به کاهش سودآوری بانک‌ها شود. این امر به نوبه خود می‌تواند منجر به کاهش میزان سرمایه‌ای که بانک‌ها برای وام دادن در اختیار دارند، شده و به‌طور بالقوه رشد اقتصادی را کُند کند.

اگر چه ادبیات نظری بیانگر این است که افزایش نرخ ارز می‌تواند با ارزان نمودن قیمت‌تمام شده صادرات، منجر به بهبود صادرات شود اما در کشور در حال توسعه‌ای نظیر ایران که تولید آنها وابسته به واردات است، افزایش نرخ ارز می‌تواند هزینه تأمین کالاهای مورد نیاز تولید را افزایش داده و رشد اقتصادی را کاهش دهد. همانطور که نتایج نشان می‌دهد، نرخ ارز اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد. سرمایه‌گذاری به‌طور کلی با افزایش بهره‌وری عوامل تولید، گسترش محدوده بازار، تعادل عرضه و تقاضا، ایجاد اثرات جانبی، ایجاد شرایط رقابتی بهتر و همچنین افزایش سطح رفاه باعث افزایش تولید و رشد اقتصادی می‌شوند. همانطور که در جدول ۷ مشاهده می‌شود، اثر سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی مثبت است.

واسطه‌های مالی از طریق ۵ کانال می‌توانند رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهند. این کانال‌ها عبارتند از: فراهم‌کردن اطلاعات پیش از اجرای طرح، نظارت بر سرمایه‌گذاری، مدیریت ریسک، جابجایی پس‌انداز و تسهیل مبادلات کالا و خدمات. این کانال‌ها از طریق انباشت سرمایه و ابداعات فن‌آوری جدید بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارند. به عبارت دیگر،

واسطه‌های مالی جریان مالی منابع را از پس‌اندازکنندگان به سرمایه‌گذاران در شرایط وجود عدم تقارن اطلاعات تسهیل نموده و رشد اقتصادی را تسریع می‌نمایند. همانطور که در جدول ۷ نشان داده شده است، اثر تسهیلات اعطایی به بخش‌های مختلف اقتصادی مثبت است و اثر تسهیلات اعطایی به بخش خدمات و بازرگانی بیش از اثر تسهیلات اعطایی به سایر بخش‌های اقتصادی است.

در مدل‌هایی که به روش رگرسیون آستانه‌ای برآورد شده‌اند، متغیرهای تورم، نرخ ارز، نقدینگی و شاخص قیمت سهام به‌عنوان متغیرهای آستانه‌ای، فین‌تک به‌عنوان متغیر وابسته به آستانه و متغیرهای نرخ ارز، سرمایه‌گذاری و نسبت تسهیلات اعطایی به بخش ساختمان و مسکن به کل تسهیلات، نسبت تسهیلات اعطایی به بخش صنعت و معدن به کل تسهیلات و نسبت تسهیلات اعطایی به بخش خدمات به کل تسهیلات به‌عنوان متغیر غیروابسته به آستانه در نظر گرفته شده‌اند. نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها در جدول ۸ نشان داده شده است.

جدول ۹. نتایج مدل‌های رگرسیون آستانه‌ای

	مدل (۲)	مدل (۳)	مدل (٤)	مدل (٥)
متغیر آستانه‌ای	۲۵٫۳۹۹۹۹۹>تورم	۹۶۶۷> نرخ ارز	٤٦٠٦٩٣٥>نقدینگی	۹۸۲۱>شاخص قیمت سهام
فین‌تک	۰٫۰۳۰۱۷۹ (۲٫۲٤۸۷۲۷) [۰٫۰۲٤۳]	۰٫۲۸٦۹۳۹ (٤٫۷۹٤٤۲۷) [۰٫۰۰۰۱]	۰٫۰٤۹۳۳۰ (۱٫٤۰۲۳۱٤) [۰٫۱۷٤۲]	-۰٫۱٥۹۰۷٦ (-٦٫۰٦۷۲۰۳) [۰٫۰۰۰۰]
متغیر آستانه‌ای	۲۵٫۳۹۹۹۹۹>تورم	۲٦۰٥۹>نرخ ارز>۹٦٦۷	٦۳۹٥٥۰٤>نقدینگی>٤٦۰٦۹۳٥	٦۲٥۳۲> شاخص قیمت سهام>۹۸۲۱
فین‌تک	-۰٫۰۷۸۳٤۲ (-۲٫٦۲۹۲۸٥) [۰٫۰۱٥۰]	۰٫۱٤۸٤٥۹ (۳٫۰۰۷۰۲۹) [۰٫۰۰٦٥]	-۰٫۲۰۱۱۰۷ (-٤٫۱۷۳۸۱۳) [۰٫۰۰۰٤]	۰٫۱۲۳٤٥٥ (٥٫۹۸۷۷۸۱) [۰٫۰۰۰۰]
متغیر آستانه‌ای	....	۳۲۸۱۰>نرخ ارز>۲٦۰٥۹	٦۳۹٥٥۰٤< نقدینگی	٦۲٥۳۲>شاخص قیمت سهام
فین‌تک	....	-۰٫۰۷۱۰٤۹ (۱٫۹٥۹٤٥۲) [۰٫۰٦۲۹]	-۰٫۰۱۹۲۸٦ (-۳٫٥۷۳٥۲٥) [۰٫۰٥۷۱]	۰٫۰۳۸۸٤۹ (۳٫۱٤۰۷٦٤) [۰٫۰۰٤۷]

ادامه جدول ۱۰. نتایج مدل‌های رگرسیون آستانه‌ای

	مدل (۲)	مدل (۳)	مدل (٤)	مدل (٥)
متغیر آستانه‌ای	....	۳۲۸۰>نرخ ارز	....	....
فین‌تک	....	۰٫۷۰۱۱۰ (۲٫٥۲٥۱۰۷) [۰٫۰۱۹۳]	....	....
نرخ ارز	−۰٫۰۲۳۸۷۰ (−۲٫۸۰۱٦٤٦) [۰٫۰۳۱۰]	....	−۰٫۲۰۳۸۰۱ (−۳٫۲۸۳٤٥۰) [۰٫۰۱۳۳]	−۰٫۲۲۲٦۹۳ (−۳٫۲۷۸۷۹۳) [۰٫۰۱٤۳]
سرمایه‌گذاری	۰٫۲۰۱۷٦۲ (٤٫۲۷۸۸۱۷) [۰٫۰۰۰۳]	۰٫۳٤۸۷۰٦ (۲٫۸۸۸۷۱٥) [۰٫۰۳۸۳]	۰٫۰۳٦۳۲۲ (۱٫٦۰٥۲۸٥) [۰٫۱۲۳٤]	۰٫٤۸٤۳٥۰ (۲٫٤۸۲۹٥٤) [۰٫۰۰۰۰]
تسهیلات اعطایی به بخش ساختمان و مسکن به کل تسهیلات	۰٫٤۲۷٦۸۲ (۲٫٥٤۷۹٤۰) [۰٫۰۳٥۳]	۰٫۰۰٥۳۱٤ (۲٫۰۹۳۰۰۲) [۰٫۰۲٦۷]	۰٫۰۱٤۹۷٦ (۳٫۰۸۱۹۸۳) [۰٫۰۲۹۱]	۰٫۰۸۲٥۹۹ (۳٫٦۷۷۸۹۲) [۰٫۰۰۱۳]
تسهیلات اعطایی به بخش صنعت و معدن به کل تسهیلات	۰٫۰۹۳۲۸٦ (۳٫۸۰۱٦٤٦) [۰٫۰۳۱۰]	۰٫۰۱٥۷۲۷ (۳٫٤٦٥۹۷۲) [۰٫۰٤٥۸]	۰٫٤۱۸۹۷۸ (۲٫۰۰٤۳٥٤) [۰٫۰٦٦۹]	۰٫۰۱۱۳۲۸ (۲٫۷٤۹۹۸۳) [۰٫٤٦۱۲]
تسهیلات اعطایی به بخش خدمات به کل تسهیلات	۰٫۰۱۲۱٥۳ (۲٬٦۱۱۰۰۷) [۰٫۰٤۷۲]	۰٫۰۳۰۷۹٤ (۳٫۱٦۸٦٦۹) [۰٫۰٦۷٦]	۰٫۰۱۱۱۲۱ (۲٫۰٦۱٥۹) [۰٫۰۰۰۰]	۰٫۰۱۳۸۷٥ (۳٫۳۸۱۹۱۷) [۰٫۰۱۸۰]
R-squred	۰٫۸٤۸۸۱۳	۰٫۸۳٦۱٦۸	۰٫۹۷۲۹۰۰	۰٫۹٦۷۲٦۹
Adjusted R-squred	۰٫۸۰۹۳۷۳	۰٫۷۸٤۰٤۰	۰٫۹٦۲٥۷٦	۰٫۹٥٦۸٥٤
D-W	۱٫۷۸۷٤۱۷	۲٫٤۸۸۸٤٥	۲٫٥۳٥۷۷۲	۱٫۹٥۹٦٥٦

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در مدل ۲ تورم متغیر آستانه‌ای است. نتایج حاصل از برآورد مدل ۲ بیانگر این است که تورم دارای یک آستانه تقریباً **۲۵/۳۹** درصدی است که اگر تورم کمتر از آستانه باشد، فین‌تک اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد اما با گذشتن تورم از آستانه، فین‌تک اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد. در شرایط تورمی بیش از آستانه، به دلیل افزایش هزینه سرمایه‌گذاری

در این حوزه و کاهش فعالیت فین‌تک‌ها، رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد اما در شرایط تورمی کمتر از آستانه، با بهبود دسترسی به خدمات مالی، تأمین مالی تولید افزایش یافته و رشد اقتصادی بهبود می‌یابد. از جنبه‌های مختلف این موضوع قابل بررسی است. تورم بالا باعث کاهش قدرت خرید مصرف‌کنندگان می‌شود. وقتی قیمت‌ها به‌سرعت افزایش می‌یابند، حتی با وجود دسترسی آسان به خدمات مالی دیجیتال، مصرف‌کنندگان ممکن است تمایلی به خرج کردن نداشته باشند. فین‌تک‌ها که معمولاً بر سرعت بخشیدن و تسهیل معاملات و خدمات مالی تمرکز می‌کنند، در این شرایط نمی‌توانند انگیزه لازم برای افزایش مصرف را فراهم کنند که این می‌تواند به کاهش رشد اقتصادی منجر شود. محیط‌های با تورم بالا اغلب با نوسانات شدید اقتصادی و مالی همراه هستند. در چنین شرایطی، فین‌تک‌ها ممکن است نتوانند به درستی نیازهای بازار و کاربران را بشناسند و به آن‌ها پاسخ دهند زیرا نوسانات زیاد می‌تواند پیش‌بینی و برنامه‌ریزی را مشکل‌تر کند. در شرایط تورمی، ریسک عدم بازپرداخت وام‌ها افزایش می‌یابد زیرا بهره‌وری پول کاهش یافته و مصرف‌کنندگان و کسب‌وکارها با مشکلات مالی بیشتری روبه‌رو می‌شوند. این مسئله می‌تواند بر خدمات اعتباری فین‌تک‌ها تأثیر منفی بگذارد و به کاهش توانایی آنها در ارائه وام منجر شود. در دوره‌های تورمی شدید، اعتماد به سیستم مالی به‌طور کلی کاهش می‌یابد. وقتی فین‌تک‌ها بخشی از این سیستم مالی هستند، ممکن است با کاهش اعتماد کاربران مواجه شوند که این می‌تواند پذیرش و استفاده از خدمات آن‌ها را کاهش دهد. بنابراین، درحالی‌که فین‌تک‌ها پتانسیل بالایی برای بهبود خدمات مالی و افزایش کارایی اقتصادی دارند اما در شرایط تورم بالا ممکن است با چالش‌هایی مواجه شوند که اثرات منفی بر رشد اقتصادی ایجاد کنند.

در مدل ۳، نرخ ارز به‌عنوان متغیر آستانه‌ای در نظر گرفته شده است. نتایج بررسی بیانگر وجود ۳ آستانه برای نرخ ارز است. نتایج بررسی بیانگر این است‌که در نرخ‌های ارز کمتر از ۳۳۸۱۰ اثر فین‌تک بر رشد اقتصادی مثبت و در نرخ‌های ارز بیش از ۳۳۸۱۰، اثر فین‌تک بر رشد اقتصادی منفی بوده است. فین‌تک‌ها در دو حوزه دسترسی به خدمات مالی و نرم‌افزار-سخت‌افزار فعال هستند. افزایش نرخ ارز می‌تواند هزینه تأمین زیرساخت‌های نرم‌افزاری و سخت‌افزاری را به دلیل وابستگی آنها به واردات افزایش دهد. به همین دلیل در سطوح نرخ ارز بالا، رشد اقتصادی منفی است. از جنبه‌های مختلف این موضوع قابل بررسی است. نرخ ارز بالا معمولاً به معنای ضعف ارز داخلی در برابر ارزهای خارجی است که هزینه واردات

کالاها و خدمات را افزایش می‌دهد. این موضوع می‌تواند تورم وارداتی ایجاد کند و هزینه‌های کسب‌وکارهایی که به مواد اولیه و تجهیزات وارداتی وابسته هستند را افزایش دهد. فین‌تک‌ها ممکن است نتوانند این موانع هزینه‌ای را به‌طور مؤثر کاهش دهند و بنابراین، اثر کمی در بهبود وضعیت اقتصادی داشته باشند. نرخ ارزهای بالا اغلب نشانه‌ای از ناپایداری اقتصادی است. این ناپایداری می‌تواند به کاهش سرمایه‌گذاری‌های جدید، هم در بخش فناوری‌های مالی و هم در سایر بخش‌ها، منجر شود. عدم اطمینان اقتصادی می‌تواند تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار دهد و میزان پذیرش فناوری‌های جدید مانند فین‌تک‌ها را کاهش دهد. در محیط‌های اقتصادی با نوسان‌های شدید نرخ ارز، مدیریت ریسک برای کسب‌وکارها و مصرف‌کنندگان پیچیده‌تر می‌شود. پلتفرم‌های فین‌تک که بر تسهیل تراکنش‌ها و دسترسی به بازارهای مختلف تمرکز دارند، ممکن است نتوانند به‌طور مؤثر این ریسک‌ها را مدیریت کنند. بنابراین، درحالی‌که فین‌تک‌ها می‌توانند امکانات جدید و نوآورانه‌ای فراهم کنند، نرخ ارز بالا و شرایط اقتصادی ناپایدار می‌تواند به محدودسازی اثرات مثبت آن‌ها بر رشد اقتصادی منجر شود.

در مدل چهارم، نقدینگی متغیر آستانه‌ای در نظر گرفته شده است. اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی در سطوح مختلف نقدینگی متفاوت است. در سطوح نقدینگی بیش از ۶۳۹۵۵۰۴ اثر فین‌تک بر رشد اقتصادی منفی بوده و در سطح پایین‌تر از آن اثر مثبت است. در سطوح نقدینگی بیش از آستانه، به‌خاطر ظهور اثرات تورمی، هزینه سرمایه‌گذاری در بخش فین‌تک افزایش می‌یابد. بنابراین هزینه ایجاد خدمات این بخش نیز افزایش می‌یابد که ضمن کاهش عرضه خدمات از سوی آنها و افزایش هزینه تأمین نرم‌افزارها و سخت‌افزارهای تحت پوشش فین‌تک‌ها، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. این موضوع از جنبه‌های مختلف قابل بررسی است. نقدینگی بیش‌ازحد در اقتصاد می‌تواند به افزایش فشارهای تورمی منجر شود. اگر فین‌تک‌ها با نوآوری در ارائه وام‌ها و تسهیل دسترسی به اعتبارات باعث افزایش بیشتر نقدینگی شوند، این مسئله می‌تواند تورم را تشدید کند و در نتیجه، به آسیب زدن به قدرت خرید مصرف‌کنندگان و کاهش رشد اقتصادی منجر شود. بالا بودن سطح نقدینگی می‌تواند به کاهش ارزش پول منجر شود که این امر ممکن است سرمایه‌گذاری‌های مولد را تحت‌الشعاع قرار دهد. در این صورت، حتی اگر فین‌تک‌ها کارایی نظام مالی را افزایش دهند، کاهش ارزش پول می‌تواند اثرات مثبت آن‌ها را مختل کند. نقدینگی زیاد می‌تواند منجر به

شکل‌گیری حباب‌های مالی در بازارهای سهام و املاک شود. فین‌تک‌ها، با دسترسی آسان به سرمایه‌گذاری و خرید دارایی‌ها از طریق پلتفرم‌های دیجیتال، ممکن است به شکل‌گیری یا تشدید این حباب‌ها کمک کنند که در صورت ترکیدن حباب، اثرات منفی شدیدی بر اقتصاد می‌گذارد. نقدینگی زیاد ممکن است بانک‌ها و مؤسسات مالی را به پذیرش ریسک‌های بیشتر تشویق کند زیرا دسترسی سریع به منابع بیشتری دارند. فین‌تک‌ها می‌توانند با فراهم‌کردن دسترسی آسان به وام‌ها و اعتبارات، مشارکت در مدیریت نادرست ریسک را افزایش داده و پایداری مالی را به خطر بیندازند. افزایش نقدینگی ممکن است به اختصاص منابع به پروژه‌های کم‌بازده منجر شود، زیرا سرمایه به‌راحتی در دسترس است و لزوماً به کارآمدترین روش‌ها اختصاص نمی‌یابد. حتی اگر فین‌تک‌ها قادر به تسهیل سرمایه‌گذاری در پروژه‌های مختلف باشند، بهره‌وری پایین در تخصیص منابع می‌تواند مانع رشد اقتصادی شود.

در مدل پنجم، اثر آستانه‌ای شاخص قیمت سهام بر رشد اقتصادی در نظر گرفته شده است. نتایج بررسی بیانگر این است که در هر آستانه‌ای از شاخص قیمت سهام، اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی مثبت است. فین‌تک‌ها ازجمله شرکت‌های فعال در بورس هستند که با افزایش شاخص قیمت سهام، آنها منتفع می‌شوند.

٦. بحث و نتیجه‌گیری

اهمیت حضور فین‌تک‌ها امروزه بر کسی پوشیده نیست. نقش فین‌تک‌ها امروزه در کنار بانک‌ها حائز اهمیت است. عملکرد فین‌تک‌ها در تعامل با فعالیت‌های اقتصادی است و بر متغیرهای کلان اقتصادی ازجمله رشد اقتصادی اثر دارد. به همین دلیل بسیاری از مطالعات به بررسی اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند. بررسی تجربیات بیانگر این است که اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی می‌تواند مثبت و منفی باشد و همچنین می‌تواند یک رابطه غیرخطی بین فین‌تک و رشد اقتصادی وجود داشته باشد. اما در مطالعات مختلف اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی در آستانه‌های مختلف متغیرهای کلان نظیر تورم، نرخ ارز، نقدینگی و شاخص قیمت سهام می‌تواند متفاوت باشد که در مطالعات تجربی به آنها پرداخته نشده است و این مقاله، این شکاف را پوشش داده است.

این مقاله، با به‌کارگیری مدل خودرگرسیونی با وقفه توزیعی، پویایی‌های اثر فین‌تک بر رشد اقتصادی را بررسی کرده است. نتایج حاصل از آزمون صحت مدل برآورد شده به روش خود رگرسیونی با وقفه توزیعی، بیانگر این است که مدل مناسب است و اثر فین‌تک بر رشد اقتصادی مثبت است.

تفاوت این مقاله با سایر مطالعات مشابه، بررسی اثر فین‌تک‌ها در آستانه‌های مختلف متغیرهای کلان بر رشد اقتصادی است. بررسی اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی در آستانه‌های مختلف تورم بیانگر این است که در شرایطی‌که تورم بیش از آستانه بحرانی باشد، اثر حضور فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی منفی است. مهمترین دلیل آن، افزایش هزینه‌های سرمایه‌گذاری در فین‌تک‌ها و در نتیجه محدود شدن دسترسی به خدمات مالی و کاهش رشد اقتصادی است. بررسی اثر فین‌تک‌ها در آستانه‌های مختلف نرخ ارز بیانگر این است که با افزایش نرخ ارز و عبور آن از آستانه استخراج شده، باعث می‌شود که فین‌تک اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته باشد. دلیل عمده آن، این است که بخشی از زیرساخت‌های نرم‌افزاری و سخت‌افزاری فین‌تک‌ها وابسته به بیرون از مرزها است بنابراین افزایش نرخ ارز می‌تواند هزینه سرمایه‌گذاری در این حوزه را افزایش داده و از طریق افزایش هزینه تمام‌شده خدمات، رشد اقتصادی را کاهش دهد.

اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی در آستانه‌های مختلف نقدینگی بیانگر این است که با عبور نقدینگی از آستانه، اثر فین‌تک بر رشد اقتصادی منفی است. نقدینگی به دلیل اثر تورمی می‌تواند هزینه سرمایه‌گذاری در فین‌تک‌ها را افزایش دهد که همین موضوع اثر منفی بر رشد اقتصادی خواهد داشت. اثر فین‌تک بر رشد اقتصادی در آستانه‌های مختلف شاخص قیمت سهام، بیانگر این است که در هر آستانه‌ای از شاخص قیمت سهام، اثر فین‌تک بر رشد اقتصادی مثبت است.

در پایان پیشنهاد می‌شود، در مطالعات بعدی اثر غیرخطی فین‌تک بر رشد اقتصادی بررسی شود. همچنین در بررسی اثر فین‌تک در آستانه‌های مختلف متغیرهای کلان، می‌توان از حاصلضرب متغیر فین‌تک در درجه دوم متغیرهای کلان مورد بررسی این مقاله استفاده نمود تا بررسی شود که آیا اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی با توجه به متغیرهای کلان U شکل است یا خیر.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Azam Ahmadyan https://orcid.org/0000-0003-0823-8171

منابع

اعتمادی‌نیا، سوسن، شهبازی، کیومرث و حسن‌زاده، خدیجه. (۱۴۰۳). تحلیل تکانه‌های مالی و نحوه اثرگذاری آن‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، **۲۹** (۹۸)، ۲۳۴-۲۶۹.
doi: 10.22054/ijer.2024.76738.1231

References

Athoillah, N.A. (2019). Fintech contribution to Indonesia's economic growth. MPRA Paper No. 97884, 1-8. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/97884/1/MPRA_paper_97884.pdf

Breusch, T.S. & Pagan, A.R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*, 47, 1287-1294. http://dx.doi.org/10.2307/1911963

Bu, Y., Yu, X. & Li, H. (2022). The nonlinear impact of FinTech on the real economic growth: evidence from China. *Economics of Innovation and New Technology*. DOI:10.1080/10438599.2022.2095512

Deng, X., Huang, Z. & Cheng, X. (2019). FinTech and sustainable development: Evidence from China based on P2P data. *Sustainability*, *11*(22), 6434. http://dx.doi.org/10.3390/su11226434

Dolson, E. & Jagtiani, J. (2021). Which lenders are more likely to reach out to underserved consumers: Banks versus Fintechs versus other nonbanks? FRB of Philadelphia Working Paper No. 21-17, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=3843820 or http://dx.doi.org/10.21799/frbp.wp.2021.17

Eca, A., Ferreira, M.A., Prado, M.P. & Rizzo, A.E. (2022). The real effects of fintech lending on SMEs: Evidence from loan applications. Nova SBE Working Paper Series, 649. https://doi.org/10.2139/ssrn.4035081.

Etemadinia, S., Shahbazi, K. & Hassanzadeh, K. (2024). Financial shocks and their impact on macroeconomic variables: a threshold VAR analysis. *Iranian Journal of Economic Research*, *29*(98), 234-269. [In Persian] https://doi.org/10.22054/ijer.2024.76738.1231

Firmansyah, E.A., Masri, M., Anshari, M. & Besar, M.H.A. (2023). Factors affecting fintech adoption: A systematic literature review. *FinTech*, 2, 21–33. https://doi.org/10.3390/fintech2010002

Godfrey, L.G. (1978). Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 46, 1293-1302. https://doi.org/10.2307/1913829

Gozman, D., Liebenau, J. & Mangan, J. (2018). The innovation mechanisms of fintech start-ups: Insights from SWIFT's innotribe competition. *Journal of Management Information Systems*, *35*(1), 145-179. https://doi.org/10.1080/07421222.2018.1440768

Hansen, B. (1999). Testing for linearity. *Journal of Economic Surveys,* 13, 551-576. https://doi.org/10.1111/1467-6419.00098

Hansen, B. (2011). Threshold autoregression in economics. *Statistics and Its Interface, 4*(2), 123–127. https://dx.doi.org/10.4310/SII.2011.v4.n2.a4

Hau, H., Huang, Y., Lin, C., Shan, H., Sheng, Z. & Wei, L., (2021). FinTech credit and entrepreneurial growth. Swiss Finance Institute Research Paper, No 21–47. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3899863

Greene, W.H. (2008). *Econometric analysis*. 6th Edition, Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall. ISBN 0-13-139538-6

İsabetli Fidan, I. & Guz, T. (2023). FinTech investment and GDP relationship: an empirical study for high income countries. *İzmir İktisat Dergisi, 38*(1), 215-232. https://doi.org/ 10.24988/ije.1108674.

Jagtiani, J. & Lemieux, C. (2019). The roles of alternative data and machine learning in fintech lending: Evidence from the LendingClub consumer platform. *Financial Management, 48*(4), 1009–1029. https://doi.org/10.1111/fima.12295.

Kireyeva, A.A., Kredina, A., Vasa, L. & Satpayeva, Z.T. (2021). Impact of financial technologies on economic development: Theories, methods and analysis. *Journal of International Studies, 14*(4), 286-303. https://doi.org/10.14254/2071-8330.2021/14-4/19.

Mashamba, T. & Gani, S. (2023). Fintech, bank funding, and economic growth in Sub-Saharan Africa. *Cogent Economics & Finance, 11*(1), 2225916, https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2225916

Mhlanga, D. (2024). Big data and financial technology (Fintech) towards financial inclusion. *SSRN Electronic Journal*, https://doi.org/ 10.2139/ssrn.4697365.

Mishkin, F.S. & Serletis, A. (2011). *The economics of money, banking, and financial markets*. Pearson.

Munangi, E. & Sibindi, A.B. (2022). Fintech, bigtech credit and economic growth: A bibliometric review and meta analysis. *Journal of Risk Analysis and Crisis Response, 12*(4), 204-221. https://doi.org/10.54560/jracr.v12i4.344

Naoyuki, Y. & Sahoko, K. (2020). The macroeconomic effects of fintech. *Policy Research Institute, Ministry of Finance, Japan, Public Policy Review, 16*(4). https://www.mof.go.jp/english/pri/publication/pp_review/ppr16_04_01.pdf

Narayan, S.W. (2019). Does fintech matter for Indonesia's economic growth?. *Bulletin of Monetary Economics and Banking, 22*(4), 437 – 456. https://doi.org/10.21098/bemp.v22i4.1237

Nasihin Aziz, A. (2019). Fintech contribution to Indonesia's economic growth. Munich Personal RePEc Archive (MPRA), Paper No. 97884, 1-8. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/97884/

Okoli, T.T., Tewari, D.D. & Shafiullah, M. (2020). An empirical assessment of fintechs heterogeneous transmission channels to financial development among African economies. *Cogent Economics & Finance*, *8*(1), 1829273, https://doi.org/10.1080/23322039.2020.1829273

Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics,* 16, 289-326. http://dx.doi.org/10.1002/jae.616

Pesaran, M.H. & Shin, Y. (1998) An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, 31, 371-413. http://dx.doi.org/10.1017/CCOL0521633230.011.

Potter, S. (1999). Nonlinear time series modelling: An introduction. *Journal of Economic Surveys,* 13, 505–528. https://doi.org/10.1111/1467-6419.00096

Romer, P.M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy, 98*(5), 71–102. https://doi.org/10.1086/261725

Sethi, P. & Manocha, R. (2022). Impact of fintech adoption on select macroeconomic variables in India: An ARDL approach. *IIMS Journal of Management Science*, 1-25. https://doi.org/10.1177/0976030X221139662.

Shapiro, A.F., Mandelman, F.S. & Nuguer, V. (2022). Fintech entry, firm financial inclusion, and macroeconomic dynamics in emerging economies. Federal Reserve bank of Atlanta, Working paper series, 2022-2, January 2022. http://dx.doi.org/10.18235/0003918

Śledzik, K. (2013). Schumpeter's view on innovation and entrepreneurship. *SSRN Electronic Journal*· April 2013. https://doi.org/10.2139/ssrn.2257783

Solow, R.M., (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94. https://doi.org/10.2307/1884513

Song, N. & Appiah-Otoo, I. (2022).The impact of fintech on economic growth: Evidence from China. *Sustainability,* 14, 6211. https://doi.org/10.3390/su14106211.

The Financial Stability Board. (2021). Financial Innovation. https://www.fsb.org/work-of-the-fsb/financial-innovation-and-structural-change/fintech/, 2021, Online Accessed: 2021/10/18

World Bank Group. (2022). Fintech and future of finance overview paper. International Bank for Reconstruction and Development / the World Bank.

file:///C:/Users/AAB8F~1.AHM/AppData/Local/Temp/Rar$DIa11320.21208/0-FoF%20Overview%20Paper.pdf

Zhang, X., Zhang, J., Wan, G. & Luo, Z. (2019). Fintech, growth, and inequality: evidence from China's household survey data, *The Singapore Economic Review*, *65*(supp01), 1-26. https://doi.org/10.1142/S0217590819440028

استناد به این مقاله: احمدیان، اعظم. (۱۴۰۴). پویایی اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۰(۱۰۳)، ۱۳۸-۱۷۷.

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

-- Iranian Journal of Economic Research---------
Volume 30, Issue 103, Summer 2025, 178-216
ijer.atu.ac.ir
https://doi.org/10.22054/ijer.2025.85266.1354

ATU PRESS

Original Research Received: 14/4/2025 Revised: 10/9/2025 Accepted: 22/9/2025 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

Identifying and Analyzing Factors Affecting Subjective Poverty in Iran

Ali Azin — Ph.D. Candidate in Economics, University of Qom, Qom, Iran

Seyed Hadi Arabi * — Associate Professor, Department of Economics, University of Qom, Qom, Iran

Mohammad Hasan Maleki — Professor, Department of Management, University of Qom, Qom, Iran

Abstract

The current study aimed to identify and analyze the factors influencing subjective poverty in Iran. As an applied research, it employed a mixed methods research design to address the topic. The theoretical population consisted of experts in the field of subjective poverty, and a judgmental sampling method was used. The data was collected through two questionnaires: an expert evaluation questionnaire and a prioritization questionnaire. In the first step, 36 factors were identified through a literature review and expert interviews. These factors were then screened using a questionnaire and the fuzzy Delphi method. Thirteen factors with a defuzzified value greater than 0.65 were selected for final prioritization. The selected factors were ranked using the measurement of alternatives and ranking according to the compromise solution (MARCOS) method and the prioritization questionnaires. According to the results of the Marcos method, the main factors influencing subjective poverty in Iran include personality traits, economic inequality, online social networks, social anomie, and unemployment. The findings suggest that personality traits such as self-esteem and hope for the future, along with factors like economic inequality and active engagement in online social networks, contribute significantly to subjective poverty in society.

* Corresponding Author: hadiarabi1340@gmail.com

How to Cite: Azin, A., Arabi, S.A. & Maleki, M.H. (2025). Identifying and Analyzing Factors Affecting Subjective Poverty in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, *30*(103), 178-216.

1. Introduction

Poverty eradication is one of the most fundamental responsibilities of governments. Poverty is a multidimensional phenomenon that cannot be attributed solely to economic factors, nor are its consequences purely economic. It is thus essential to carry out a deeper examination into poverty. Poverty can generally be classified into three types: absolute poverty, relative poverty, and subjective poverty. Subjective poverty refers to one's internal perception and personal evaluation of their living conditions. A person experiencing subjective poverty may not necessarily suffer from absolute or relative poverty; they may have an adequate income yet still feel impoverished. In this respect, this study aimed to identity and analyze the most significant factors affecting subjective poverty in Iran.

2. Materials and Methods

As an applied inquiry, the present study relied on a post-positivist approach and a mixed methods research design. The orientation was predominantly quantitative in nature. Moreover, a survey method, as well as a library research, was used to collect the data. The factors influencing subjective poverty were first identified through a review of existing literature. Since certain factors specific to the Iranian context were not addressed in foreign studies, additional factors were identified through structured interviews with experts. The first questionaire was an expert evaluation questionnaire designed to screen the factors influencing subjective poverty. For this purpose, the factor identification questionnaire was distributed to 15 experts in the field of poverty, selected through purposive sampling. These experts were faculty members from economics departments across Iran. In total, 36 factors were identified and categorized into four groups: economic, political, social, and individual factors. These factors were then screened using the Fuzzy Delphi method, resulting in the selection of 13 key factors by experts. In the final stage, the measurement of alternatives and ranking according to the compromise solution (MARCOS) method was employed to prioritize the identififed 13 factors.

3. Results and Discussion

According to the results, personality factors were found to play a decisive role in shaping subjective poverty, encompassing individual characteristics such as contentment, envy, greed, self-confidence, motivation, hope for the future, and the ability to cope with challenges. Economic inequality emerged as the second most influential factor, indicating that disparities in income and wealth within society can

heighten feelings of despair and insecurity among individuals—even when their material living conditions are relatively favorable. Active engagement in online social networks was identified as the third most significant factor. This suggests that excessive use of social media can intensify perceptions of poverty due to the constant comparison of one's own life with the appearance of other lives. Social anomie, ranked fourth, refers to a lack of identity and belonging in society. Individuals who feel disconnected from their community, country, political or social groups, or even their family, tend to experience subjective poverty more acutely than others. Finally, unemployment, while commonly associated with objective poverty due to insufficient income, contributes to subjective poverty through the loss of self-worth and social value. Beyond financial hardship, unemployment fosters feelings of exclusion and diminished social participation, leading individuals to perceive themselves as poorer compared to their employed counterparts.

4. Conclusion

The final remarks and practical recommendations are as follows. Regarding personality factors, it is recommended to design a national program for enhancing psycho-economic resilience in cooperation with the Ministry of Education and the Ministry of Economic Affairs and Finance. This initiative should be aimed at increasing the psychological resilience of students. Additionally, an educational intervention should be developed in collaboration with the Psychology and Counseling Organization and the Ministry of Education to strengthen self-esteem, resilience, self-confidence, and hope for the future among the current generation of students. Furthermore, the Statistical Centre of Iran should develop national indices to measure the rate of subjective poverty across the country, with separate analyses for each province to guide targeted reduction strategies. In terms of economic inequality, reforms are needed to create a more equitable distribution of wealth. Under the supervision of the Ministry of Economic Affairs and Finance, the tax system should be revised to focus on wealth, capital gains, and vacant housing units, thereby reducing wealth concentration and lowering the Gini coefficient. Wage levels should be standardized across all executive, governmental, and public agencies, particularly for organizations such as the Ministry of Petroleum and its subsidiaries, and the National Iranian Copper Industries Company—which currently pay wages several times higher than other institutions like the Ministry of Education. In addition, ensuring transparency and equity in the allocation of bank loans is essential to reduce disparities between the general public and privileged groups, thereby diminishing the sense of

inequality. Concerning online social networks, it is recommended to develop a national media literacy framework led by the Ministry of Communications and Information Technology, the Ministry of Culture and Islamic Guidance, and the Ministry of Education, aimed at providing comprehensive media literacy education to students and the public. Supporting the development of local digital platforms can help reduce social comparison, while monitoring the psychological effects of social networks through the Ministry of Communications and Information Technology and the Psychology and Counseling Organization—with the publication of an annual report on digital mental health—can further mitigate the impact of social media on subjective poverty.

Keywords: Subjective Poverty, Poverty, Personality Factors, Economic Inequality, Fuzzy Delphi, MARCOS

JEL Classification: I31,I32

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۱/۲۵

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۶/۱۹

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۶/۳۱

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

eISSN:۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران ---------

دوره ۳۰، شماره ۱۰۳، تابستان ۱٤۰٤، ۱۷۸-۲۱٦

ijer.atu.ac.ir

https://doi.org/10.22054/ijer.2025.85266.1354

شناسایی و تحلیل عوامل مؤثر بر فقر ذهنی در ایران

علی آذین دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد اسلامی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران

سیدهادی عربی ✱ دانشیار گروه اقتصاد اسلامی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران

محمدحسن ملکی استاد گروه مدیریت، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران

چکیده

تحقیق حاضر به دنبال شناسایی و تحلیل عوامل مؤثر بر فقر ذهنی در ایران است. تحقیق حاضر از نظر جهت‌گیری، کاربردی بوده و از حیث روش‌شناسی، کمّی چندگانه است. جامعه نظری پژوهش، خبرگان بحث فقر ذهنی بوده و روش نمونه‌گیری، قضاوتی است. برای گردآوری داده‌ها از دو پرسشنامه خبره‌سنجی و اولویت‌سنجی استفاده شد. در گام اول، ۳۶ عامل از طریق مرور پیشینه و مصاحبه با خبرگان بدست آمد. این عوامل با به‌کارگیری توزیع پرسشنامه و روش دلفی فازی غربال شدند. ۱۳ عامل دارای عدد دیفازی بالاتر از ۰/۶۵ بودند و برای اولویت‌بندی نهایی انتخاب شدند. عوامل غربال شده با توزیع پرسشنامه‌های اولویت‌سنجی با روش مارکوس رتبه‌بندی شد. عوامل مؤثر بر فقر ذهنی در ایران براساس خروجی روش مارکوس عبارت بودند از: عوامل شخصیتی، نابرابری اقتصادی، شبکه‌های اجتماعی آنلاین، بی‌هویتی اجتماعی و بیکاری. یافته‌ها نشان می‌دهد عوامل شخصیتی مانند عزت نفس، امید به آینده در کنار عواملی دیگر مانند نابرابری‌های اقتصادی و حضور فعال در شبکه‌های اجتماعی آنلاین می‌تواند بر فقر ذهنی جامعه تأثیرگذار باشد.

واژگان کلیدی: فقر ذهنی، انواع فقر، عوامل شخصیتی، نابرابری اقتصادی، دلفی فازی، مارکوس

طبقه‌بندی JEL: I31,I32

✱ نویسنده مسئول: hadiarabi@gmail.com

۱. مقدمه

فقر شاید در نگاه اول یک پدیده اقتصادی باشد اما بخاطر تبعات فرهنگی و اجتماعی گسترده آن مورد توجه رشته‌های دیگر علوم انسانی مانند جامعه‌شناسی و روانشناسی نیز قرار گرفته است. یکی از مهمترین اهداف دولت‌ها برطرف کردن فقر و رسیدن به راه‌های کاهش آن بوده است. گسترش فقر در یک کشور می‌تواند تبعات اجتماعی زیادی داشته باشد و سرمایه انسانی کشور را دچار رکود کند. امروزه با گسترش فضای مجازی و توسعه شبکه‌های اجتماعی و تفاوت در سبک زندگی، فقر تنها یک مسئله اقتصادی نیست؛ به این معنا که فقر تنها معلول عوامل اقتصادی نیست و عوامل دیگر نیز بر فقر اثر دارد. از طرف دیگر، پیامدها و تبعات فقر نیز تنها حیطه اقتصادی را در بر نمی‌گیرد. آنچه مسلم است پدیده فقر هم تبعات اجتماعی، فرهنگی و حتی امنیتی دارد و هم اجتماع، فرهنگ، فضای مجازی و سیاست در یک جامعه نیز بر فقر تأثیرگذار است. یعنی فقر نه خود صرفاً معلولی اقتصادی است و نه منحصراً علت برای پدیده‌های اقتصادی است. ازاین‌رو باید به مسئله فقر نگاهی جامع داشت تا بتوان ابعاد مختلف آن را بررسی کرد.

از نیمه دوم قرن بیستم توجه به بحث‌های رفاه ذهنی بیشتر مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفت و اقتصاددانان به دنبال پاسخ این سؤال بودند که آیا لزوماً افزایش درآمد ملی موجب افزایش نشاط و رفاه مردم می‌شود یا خیر؟ (Bray, et al., 2020).

یکی از دلایل اهمیت بررسی فقر ذهنی، تأثیرات گسترده آن بر عملکرد اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی جوامع است. به‌عنوان مثال، فقر ذهنی می‌تواند منجر به کاهش انگیزه کاری، افزایش فساد اداری و مالی و حتی بروز ناامنی‌های اجتماعی شود. فقر ذهنی زیاد باعث مهاجرت نیروی کار در کشور می‌شود (Diallo, 2022). همچنین، این پدیده می‌تواند بر تصمیمات افراد در حوزه‌های مختلفی مانند مهاجرت، باروری و مشارکت اجتماعی تأثیر بگذارد (سلیمانی و همکاران، ۱۳۹۸). فقر ذهنی بر عملکرد نیروی کار نیز تأثیر منفی دارد (حبیبی و همکاران، ۱۴۰۰). هرچه رفاه ذهنی جامعه کمتر باشد، نیروی کار انگیزه کمتری برای کار کردن دارد و فساد مالی بیشتر می‌شود. از بعد امنیتی هم فقر ذهنی می‌تواند منجر به اعتراض و اغتشاش و ناامنی در جامعه شود. علاوه‌براین، مطالعات متعددی نشان داده‌اند که فقر ذهنی می‌تواند بر سلامت روان افراد تأثیر منفی بگذارد. به‌عنوان مثال، یکی از پژوهش‌ها

در چین نشان داد که فقر ذهنی تأثیر منفی قابل‌توجهی بر سلامت روان سالمندان دارد و سرمایه اجتماعی می‌تواند تا حدی نقش واسطه‌ای در این ارتباط ایفا کند (Li, et al., 2023). این یافته‌ها، لزوم توجه به ابعاد روانی فقر ذهنی را بیش‌ازپیش برجسته می‌کند و نشان می‌دهد که کاهش فقر ذهنی می‌تواند بهبود سلامت روان را نیز به دنبال داشته باشد. ازاین‌رو فقر ذهنی نیازمند بررسی بیشتر و کشف عوامل مؤثر بر آن می‌باشد.

در این میان، کشورهای درحال‌توسعه به‌دلیل شرایط خاص اقتصادی، اجتماعی و سیاسی، بیشترین آسیب‌پذیری را در برابر فقر ذهنی تجربه می‌کنند. تحریم‌های بین‌المللی، نابرابری‌های اقتصادی و تأثیرات منفی شبکه‌های اجتماعی ازجمله عواملی هستند که می‌توانند فقر ذهنی را در این کشورها تشدید کنند (Homonchuk, et al., 2024).

مسئله فقر در ایران همیشه مورد توجه دولت‌ها و حاکمیت بوده است و یکی از وظایف اصلی دولت‌ها در ایران برطرف کردن فقر است. با توجه به موقعیت خاص ایران در منطقه و فشار تحریم‌ها و در کنار آن جنگ رسانه‌ای شدید علیه جمهوری اسلامی ایران که توسط رسانه‌های معاند و شبکه‌های اجتماعی صورت می‌گیرد و همچنین، کم‌توجهی رسانه‌های داخلی در تولیدات محتوایی خود، مسئله فقر ذهنی در ایران یک مسئله جدی و روبه‌رشد است که باید عوامل آن بررسی و کشف شود تا از بروز تبعات متعدد آن به‌خصوص در مباحث امنیتی بتوان جلوگیری کرد.

این پژوهش با تمرکز بر فقر ذهنی در ایران که کمتر در کشورمان مورد بررسی قرار گرفته و با تمرکز بر استخراج تمامی عوامل، سعی کرده است نسبت به پژوهش‌هایی که تنها یک عامل را بر فقر ذهنی مورد بررسی قرار داده‌اند متمایز باشد. همچنین با روش‌های دلفی فازی[1] و مارکوس[2] نسبت به ارائه پیشنهادهای کاربردی سیاستی اقدامات لازم را انجام داده است.

در این پژوهش، در قسمت دوم مبانی نظری و پیشینه خارجی و داخلی آمده است. در قسمت سوم روش‌شناسی و متدلوژی پژوهش است که در مرحله اول، عوامل فقر ذهنی با تحلیل تم از پیشینه و مصاحبه استخراج شده، در مرحله دوم با غربال عوامل با روش دلفی فازی عوامل مهم استخراج شده و در مرحله سوم با روش مارکوس عوامل اولویت‌بندی شده

1. Fuzzy Delphi
2. Marcos

است. در قسمت چهارم یافته‌های پژوهش و در قسمت پنجم بحث، نتیجه‌گیری و محدودیت‌های پژوهش آمده است.

۲. مبانی نظری پژوهش

در مورد اقسام فقر با توجه به شاخص‌های مختلف، فقر به انواع مختلفی تقسیم می‌شود: فقر دائمی و موقت، فقر شهری و روستایی، فقر مطلق و نسبی، فقر عینی و ذهنی، فقر موردی و اجتماعی، فقر مادی و معنوی.

یکی از تقسیم‌های فقر، تقسیم فقر به عینی و ذهنی است. فقر عینی فقری است که به آن فقر درآمدی نیز می‌گویند و منشأ آن نیازهای عینی فرد برای ادامه زندگی است. این فقر عینی می‌تواند به دو نوع فقر مطلق[1] و فقر نسبی[2] تقسیم شود. فقر مطلق دلالت بر محرومیت و عدم توانایی مالی افراد برای ارضای نیازهای ضروری انسانها دارد که افراد با آنها زنده می‌مانند؛ گاهی زنده ماندن در یک دوره کوتاه‌مدت مدنظر است و گاهی یک دوره بلندمدت. از تعریفی که بر زنده ماندن در کوتاه‌مدت دلالت دارد، با فقر مطلق و از تعریفی که بر زنده ماندن در بلندمدت دارد، با فقر معیشتی[3] یاد شده است (Łuczak & Kalinowski, 2022). در فقر مطلق شخص قادر به تأمین نیازهای ضروری زندگی نیست. تعابیر خط فقری که در اخبار به آن اشاره می‌شود به این نوع فقر اشاره دارد. در حقیقت فقر مطلق معمولاً در زمینه فقر شدید در کشورهای درحال‌توسعه مورد بحث قرار می‌گیرد (Łuczak & Kalinowski, 2022). قسم دوم فقر عینی، فقر نسبی است. فقر نسبی دلالت بر محرومیت و عدم توانایی مالی افراد نسبت به دیگر افراد جامعه دارد که آنها را از مشارکت و زندگی فرهنگی جامعه کنار می‌گذارد. بر مبنای فقر نسبی، بدوی‌ترین مردم دنیا که دارایی اندکی دارند، نیز ممکن است فقیر نباشند زیرا وقتی آنها را با اکثریت افراد آن جامعه مقایسه می‌کنیم، تفاوت زیادی به لحاظ امکانات و معیشت بین آنها نمی‌بینیم. فقر نسبی زمانی برطرف می‌شود که توزیع درآمد بین افراد برابر شود ولو اینکه افراد جامعه از سوءتغذیه رنج ببرند. در حقیقت فقر نسبی به حالتی اطلاق می‌شود که در آن درآمد یک فرد یا خانواده می‌تواند نیازهای اساسی بقا را تحت شرایط اقتصادی و اجتماعی خاص حفظ کند اما

1. Absolute Poverty
2. Relative Poverty
3. Subsistence Poverty

نمی‌تواند نیازهای زندگی با کیفیت بالاتر را در مقایسه با دیگران برآورده کند (Lee & Zhang, 2022).

فقر نسبی حالتی از بقای دشوار است که توصیف می‌کند که مواد، مهارت‌ها و آموزش مورد نیاز افراد کمتر از سطح متوسط اجتماعی است و بنابراین آنها توانایی گسترش بازتولید اجتماعی را ندارند (Zulkifli & Abidin, 2023). در فقر نسبی شخص نیازهای ضروری زندگی‌اش تأمین شده است اما نسبت به سایر افراد جامعه از وضعیت نسبی پایین‌تری برخوردار است لذا خط فقر نسبی بالاتر از خط فقر مطلق است و شرایط جامعه نیز بر این فقر تأثیرگذار است و این نوع فقر ارتباط مستقیمی با نحوه توزیع درآمد در کشور دارد.

اگر چه فقر نسبی مفهومی مرتبط با فقر مطلق است اما آنچه مردم قبلاً آن را فقر می‌نامیدند عمدتاً به فقر مطلق اشاره دارد که به معنای درآمد کمتر از حداقل استاندارد بقا برای حفظ فعالیت‌های بدنی است. بنابراین، فقر مطلق را فقر معیشتی نیز می‌نامند (Tang, et al., 2023). تفاوت فقر مطلق و نسبی در این است که فقر نسبی در مقایسه با جایگاه افراد دیگر در اقتصاد تعریف شده است. بنابراین شخص می‌تواند به معنای نسبی فقیر باشد حتی اگر به معنای مطلق فقیر نباشد. گاهی اوقات فقر نسبی به‌عنوان پدیده‌ای در جوامعی دیده می‌شود که در آن‌ها مشکل حادی با فقر مطلق وجود ندارد بنابراین از نظر اجتماعی و اخلاقی مشکل کمتری دارد. به‌طور معمول، فقر نسبی به‌عنوان یک شکست توزیع عدالت تلقی می‌شود درحالی‌که فقر مطلق به‌عنوان عدم رعایت الزامات کرامت اولیه انسان‌ها یا حتی عدم رعایت حقوق بشر تلقی می‌شود. بنابراین هر دو فقر نسبی و فقر مطلق به مسائل عدالت جهانی اما در دو سطح متفاوت مرتبط هستند (Samiyeva, 2022). اما فقر ذهنی[1] فقری است که شخص خودش را فقیر می‌داند هرچند نیازهای ضروری زندگی‌اش تأمین شده است و حتی نسبت به جامعه نیز از وضعیت زندگی بهتری برخوردار باشد. ازاین‌رو فقر ذهنی یعنی احساس فقر و احساس نارضایتی شخص از زندگی. در این حالت فقر یک مفهوم چندبعدی است که گستره وسیع‌تری نسبت به اندازه‌گیری‌های پولی، درآمد و هزینه دارد (Chen, 2020). طبق این تعریف، فقر مؤلفه‌های روانی نیز دارد یعنی برخی افراد با معیارهای عینی به‌عنوان فقیر

1. Subjective Poverty

طبقه‌بندی می‌شوند و ممکن است خود را فقیر نیز تشخیص دهند اما برخی افراد که احساس فقر می‌کنند با معیار عینی به‌عنوان غیرفقیر طبقه‌بندی می‌شوند (Nandori, 2024).

در حقیقت فقر ذهنی یک احساس درونی و حسی است که شخص از آنالیز وضعیت خود دارد و این حس منعکس‌کننده ابعاد بسیاری از استانداردهای زندگی خانوار است که ممکن است با درآمد فعلی یا مخارج قابل درک نباشد. شخص در ارزیابی وضعیت اقتصادی خود از نگاه فقر ذهنی، نه‌تنها مخارج یا درآمد فعلی بلکه درآمد گذشته، تعهدات و فرصت‌های آینده، وضعیت شغلی، آموزش و سلامت، دسترسی به مسکن و خدمات اولیه، ثبات سیاسی و اقتصادی، وضعیت خانوادگی، نارضایتی‌های اجتماعی، امنیت، امید به آینده و عوامل دیگری را نیز در نظر می‌گیرد که به‌طور مداوم بر فقر ذهنی تأثیر می‌گذارند (Zulkifli & Abidin, 2023).

فقر ذهنی چون به نوعی درک فرد از وضعیت مالی و مادی خود است، هم احساسات فردی بر آن اثر می‌گذارد هم اتفاقات پیرامون انسان، ازاین‌رو عوامل محیطی، رسانه‌ها، شبکه‌های اجتماعی و عوامل دیگر بر فقر ذهنی اثر دارند (Babjáková, et al., 2021).

به عبارت دیگر می‌توان گفت فقر ذهنی یک برداشت ذهنی است و فرد تا زمانی که احساس فقر نکند فقیر نیست. به تعریف دیگر، فقر ذهنی عبارت است از، برداشت ذهنی هر فرد از وضعیت خود در رابطه با فقر، هرچند که تبلور عینی فقر در جامعه نباشد یعنی هر شخص در ذهن خود متناسب با جایگاه اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی خویش یک سری نیازهایی را ضروری دانسته و ارضای آنها را طلب می‌کند و اگر آن نیازها که وی ضروری قلمداد می‌کند برآورده نشود، فرد خود را فقیر می‌داند. کسانی که معتقد به فقر ذهنی می‌باشند، رفتار مصرف‌کنندگان را عقلایی می‌دانند و اینکه آنها خود بهترین راهنما در تعیین نیازهای اساسی خویشند و با این معیار، طبقاتی از یک جامعه با نداشتن خوراک، لباس و اولین ضروریات، خود را فقیر می‌بینند و طبقات دیگری که این مقدار برای آنها فراهم است، عدم دسترسی به برخی کالاهای دیگر را برای خود فقر به حساب می‌آورند، در نتیجه سطح خط فقر خود را بالاتر از دسته اول می‌بینند و به همین ترتیب طبقات مختلف، ذهنیت متفاوتی از فقر خواهند داشت (Chang, et al., 2020).

آمارتیا سن[1] (۲۰۱۴) برنده جایزه نوبل اقتصاد، یکی از پایه‌گذاران نظریه‌های فقر ذهنی بود. وی در نظریه خود با عنوان «قدرت عملکردی[2]» فقر را تنها به‌عنوان کمبود درآمد تعریف نمی‌کند بلکه آن را به‌عنوان عدم دسترسی به فرصت‌ها و قابلیت‌های لازم برای داشتن یک زندگی معنادار و آزاد تعریف می‌کند. از دیدگاه او، فقر ذهنی نیز می‌تواند به‌عنوان احساس عدم توانایی در دستیابی به اهداف و ارزش‌های شخصی تعریف شود.

هربرت سایمون[3] (۱۹۵۷) نیز از برندگان جایزه نوبل اقتصاد در نظریه «رضایت‌بخشی[4]» خود بیان می‌کند که افراد به دنبال دستیابی به حداقل سطحی از رضایت هستند و این موضوع می‌تواند توضیح دهد که چرا افراد در شرایط مشابه، احساس فقر ذهنی متفاوتی دارند. به‌عنوان مثال، یک فرد در یک جامعه توسعه‌یافته ممکن است با وجود داشتن درآمد مناسب، به دلیل مقایسه خود با دیگران، احساس فقر ذهنی کند و از طرف دیگر، یک فرد در یک جامعه کمتر توسعه‌یافته ممکن است با وجود درآمد پایین‌تر، به دلیل داشتن انتظارات ذهنی پایین‌تر، احساس فقر ذهنی کمتری داشته باشد.

با توجه به تعاریف گفته شده، چون این نوع فقر به‌شدت به محیط و احساس هر شخص وابسته است و همیشه با شرایط مادی مطابقت ندارد و عواملی که موجب فقر ذهنی می‌شوند ساختاری هستند و همه زیرگروه‌های سنی و درآمدی را تحت تأثیر قرار می دهد، ازاین‌رو کشف عوامل مؤثر بر آن می‌تواند منجر به پیشنهادات مختلف سیاستی در جهت رفع فقر ذهنی شود تا از تبعات و پیامدهای آن جلوگیری شود (Homonchuk, 2024).

باید به این نکته توجه داشت که فقر ذهنی تنها معلول عوامل اقتصادی نیست بلکه عوامل متعدد فرهنگی، اجتماعی، سیاسی و روانی نیز بر آن اثر دارند. از طرف دیگر، تبعات فقر ذهنی هم منحصر در تبعات اقتصادی نیست بلکه هم تبعاتی در بعد فرهنگی و اجتماعی دارد و هم تبعاتی در بعد امنیتی و اقتصادی. از منظر اجتماعی فقر ذهنی می‌تواند ناامنی پایدار ایجاد کند. (Duvoux & Papuchon, 2019).

این پژوهش می‌خواهد عوامل فقر ذهنی در ایران را استخراج کند و با توجه به اینکه عوامل اقتصادی، فرهنگی، اعتقادی، سیاسی و اخلاقی با فقر ذهنی ارتباط دارد باید نگاه

1. Sen, A.
2. Capability Approach
3. Simon, H.A.
4. Satisfaction Theory

کامل‌تری نسبت به فقر ذهنی صورت بگیرد و عوامل آن استخراج و اولویت‌بندی شوند. از طرف دیگر، چون فقر ذهنی یک مسئله روانی است که به‌شدت به محیط و فرهنگ همان کشور وابسته است ازاین‌رو نمی‌توان عوامل فقر ذهنی در سایر کشورها را نسبت به کشور ایران تعمیم داد و باید این بررسی به‌صورت مجزا در ایران صورت گیرد. به‌عنوان مثال در شرایط بحران‌های ارزی و شرایط نوسانات تورمی و افزایش قیمت مسکن و طلا، آنچه در تحلیل‌ها و اخبار شبکه‌های اجتماعی مطرح می‌شود احساس بیشتر فقر است و این اخبار موجب ایجاد ناامیدی و بی‌انگیزگی در مردم می‌شود. در این راستا، شناسایی و تحلیل عوامل مؤثر بر فقر ذهنی می‌تواند به‌عنوان یک راهبرد کلیدی در جهت کاهش این پدیده و پیشگیری از تبعات منفی آن عمل کند.

این پژوهش با هدف شناسایی و اولویت‌بندی عوامل مؤثر بر فقر ذهنی در ایران انجام شده است. با توجه به اینکه فقر ذهنی به‌شدت تحت تأثیر عوامل محیطی، فرهنگی و اجتماعی قرار دارد لذا لزوم بررسی این موضوع در قالب یک مطالعه محلی و با توجه به شرایط خاص ایران ضروری به‌نظر می‌رسد.

۳. پیشینه پژوهش

با توجه به اینکه پژوهش حاضر به دنبال شناسایی و تحلیل عوامل مؤثر بر فقر ذهنی در ایران است باید عوامل را ابتدا به‌صورت کتابخانه‌ای و مروری از مقالات خارجی و داخلی در این زمینه استخراج کرد. چون این پژوهش مربوط به کشور ایران است و ممکن است در مقالات خارجی به تعدادی از عوامل مؤثر بر فقر ذهنی در ایران اشاره‌ای نشده باشد و همچنین در این زمینه نیز پژوهش جامعی در ایران کار نشده و خلأ پژوهشی وجود دارد، بعد از استخراج عوامل از مقالات، با مصاحبه ساختاریافته تعداد ۱۰ عامل به عوامل استخراج شده از مقالات اضافه گردید تا بتوان مرحله غربالگری دلفی فازی را با ۳۶ عامل آغاز کرد. در حقیقت این ۳۶ عامل، عواملی هستند که تعداد ۲۶ مورد آنها از مرور مقالات و تعداد ۱۰ مورد از مصاحبه ساختاریافته با خبرگان استخراج شده تا بتوان مرحله غربالگری دلفی فازی را با این عوامل انجام داد.

۱-۳. پیشینه خارجی

جهت غربالگری دلفی فازی نیاز به استخراج عوامل مؤثر بر فقر ذهنی داریم و برای این منظور مقالات فقر ذهنی را مورد بررسی قرار داده تا بتوان عوامل را استخراج کرد. ابتدا پژوهش‌های مورد نظر بررسی و سپس دسته‌بندی شدند.

تحقیقات و پژوهش‌ها در زمینه فقر ذهنی به سه دسته تقسیم می‌شود:

۱) دسته اول: به بررسی متفاوت بودن خط فقر عینی و ذهنی و میزان تفاوت آن می‌پردازد که این دسته از پژوهش‌ها به موضوع مورد بحث مقاله ارتباط کمتری دارد. هرچند در این دسته از پژوهش‌ها، هدف استخراج عوامل مؤثر بر فقر ذهنی نبوده اما به برخی عوامل مؤثر بر فقر ذهنی اشاره داشته است. ازاین‌رو با مطالعه این پژوهش‌ها تعدادی از عوامل مؤثر برای مرحله غربالگری استخراج گردید:

- پوزل و رگان[1] (۲۰۱۴) در مقاله‌ای با عنوان «فقر عینی و فقر ذهنی و مقایسه نرخ فقر عینی و ذهنی در آفریقای جنوبی» با روش پرسشنامه‌ای به این نتیجه رسیدند که شاخص‌های فقر عینی نمی‌تواند فقر ذهنی را نشان دهند.
- استرشیپوشنر[2] (۲۰۱۱) در مقاله‌ای با عنوان «فقر ذهنی و ارتباطش با مفاهیم فقر عینی در مجارستان» با روش جمع‌آوری داده سیستماتیک به این نتیجه رسیده است که فقر ذهنی یک مفهوم چندبعدی است و سطح درآمد پایین، تبارورومی، برخورداری از حمایت‌های اجتماعی و بیکاری مواردی هستند که بیشترین ارتباط را با فقر ذهنی دارند. همچنین مطالعات نشان می‌دهد کاهش فقر مطلق افراد ممکن است برای کاهش فقر ذهنی کافی نباشد چون فقر ذهنی با فقر نسبی هم ارتباط دارد.

۲) دسته دوم: به بررسی تأثیر یک عامل خاص در میزان فقر ذهنی می‌پردازد بدین منظور در این پژوهش این مقالات مورد بررسی قرار گرفت و عواملی که در این مقالات به آن اشاره شده بود برای غربالگری استخراج شد که تعدادی از موارد پیشینه در این زمینه به شرح زیر می‌باشند:

1. Posel, D. & Rogan, M.
2. Siposné, E.

- گراس مانوس و ماساروی[1] (۲۰۲۲) در مقاله‌ای با عنوان «ارتباط محرومیت مادی و فقر ذهنی با حس خوشبختی در کودکان: دینداری به‌عنوان عامل حفاظتی» با روش پرسشنامه‌ای به این نتایج رسیدند که دینداری یک نقش حفاظتی در این ارتباط دارد و در کودکان با عقاید مذهبی قوی‌تر، ارتباط محرومیت مادی و فقر ذهنی با حس خوشبختی ضعیف‌تر است اما اعمال مذهبی نقش تعدیل‌کننده معناداری بر ارتباط بین خوشبختی مادی و حس خوشبختی نداشتند که نشان می‌دهد دینداری در بین کودکان و بزرگسالان نمود متفاوتی دارد.
- آچدوت و همکاران[2] (۲۰۲۱) در مقاله‌ای با عنوان «فقر ذهنی، شاخص‌های محرومیت مادی و فشار روانی در بین افراد جوان: نقش واسطه‌گر سرمایه اجتماعی و استفاده از شبکه‌های اجتماعی آنلاین» در اسرائیل با روش معادلات ساختاری به این نتیجه رسیدند که فقر ذهنی و محرومیت مادی پیش‌بینی‌کننده‌های قوی فشار روانی بودند و استفاده از شبکه‌های اجتماعی آنلاین می‌تواند فقر ذهنی را گسترش دهد و سرمایه اجتماعی غیررسمی اثرات منفی فقر ذهنی را کم می‌کند درحالی‌که استفاده از شبکه‌های اجتماعی آنلاین فقر ذهنی را افزایش می‌دهد.
- چان و وانگ[3] (۲۰۲۰) در مقاله‌ای با عنوان «تأثیر درآمد، محرومیت و طرد اجتماعی بر فقر ذهنی یک معادله ساختاری از فقر چندبعدی در هنگ‌کنگ» با روش معادلات ساختاری جهت مطالعه ارتباط خطی بین ابعاد پولی، مادی، اجتماعی و ذهنی فقر که محرومیت و طرد اجتماعی متغیر واسطه‌ای و تعدیل‌گر بودند به این نتیجه رسیدند که تأثیر درآمد بر فقر ذهنی تا حدودی توسط ابعاد مادی و اجتماعی فقر تعدیل می‌شود.
- بتریس گارسیا و ماریا کارمن[4] (۲۰۱۹) در مقاله‌ای به‌عنوان «اندازه‌گیری و موضع‌یابی تعیین محل فقر ذهنی در اسپانیا» با روش پرسشنامه‌ای به این نتیجه رسیدند که هرچه خانوارها در مناطق پرتراکم جمعیتی زندگی کنند میزان فقر

1. Gross-Manos, D. & Massarwi, A.A.
2. Achdut, N., et al.
3. Chan, S.M. & Wong, H.
4. Garcia, B. & Carmen, M.

ذهنی در آن‌ها کمتر است. این نتایج نشان‌دهنده یک ارتباط معکوس بین درصد فقر و تراکم جمعیت مرکزی که خانوار به آن تعلق دارد وجود دارد و همچنین فقر ذهنی وابسته به چرخه اقتصادی نیست و غیرادواری است.

- یانهانگ لی و همکاران[1] (۲۰۲۳) در مقاله‌ای با عنوان «تأثیر فقر ذهنی بر سلامت روانی سالمندان در چین: نقش واسطه‌ای سرمایه اجتماعی» با روش پرسشنامه‌ای به این نتایج رسیدند که فقر ذهنی تأثیر منفی قابل‌توجهی بر سلامت روان دارد و سرمایه اجتماعی تا حدی واسطه ارتباط بین فقر ذهنی و سلامت روان است.
- هررا و همکاران[2] (۲۰۰۶) در مقاله‌ای با عنوان «عوامل تعیین‌کننده فقر ذهنی: مطالعه مقایسه‌ای بین ماداگاسکار و پرو» به این نتایج رسیدند: سطح درآمد، اثر مثبت معناداری بر حس خوشبختی دارد و مشارکت اجتماعی تأثیر مثبتی بر عدم فقر ذهنی دارد. در ماداگاسکار در خانواده‌هایی که حداقل یک عضو آن متعلق به یک گروه مذهبی است فقر ذهنی در آن خانواده کمتر است. در پرو شرکت در انتخابات محلی تأثیر مثبتی بر عدم فقر ذهنی دارد که نشان می‌دهد خوشبختی حاصل از مشارکت سیاسی حتی هزینه‌های مشارکت در امور سیاسی را جبران می‌کند. متوسط سطح درآمد مکان زندگی اثر مثبت معناداری بر فقر ذهنی در ماداگاسکار و پرو داشت به‌طوری‌که در ماداگاسکار خانواده‌هایی که در محلی زندگی می‌کنند که سطح درآمد مردم آن محل از درآمد آنها بیشتر است احساس ناامیدی و فقر ذهنی بیشتری دارند. علاوه‌بر متوسط درآمد در مکان زندگی، سطح نابرابری‌های اجتماعی در مکان زندگی تأثیر معناداری بر فقر ذهنی دارد.

۳) دسته سوم: عوامل مؤثر بر فقر ذهنی بررسی شده است. درواقع در پژوهش‌های این دسته غالباً چند عامل از عوامل مؤثر بر فقر ذهنی مورد بررسی و تحلیل قرار گرفته است که در این پژوهش، از این مقالات هم عوامل استخراج گردید که تعدادی از این پژوهش‌ها عبارتند از:

1. Li, Y., et al.
2. Herrera, J., et al.

- وانگ و همکاران[1] (۲۰۲۰) در مقاله‌ای با عنوان «فقر و فقر ذهنی در روستاهای چین» با روش پرسشنامه‌ای به این نتیجه رسیدند که فقر ذهنی در روستاهای چین از فقر عینی بالاتر است و ۲۹ درصد روستاییان چین درحالی‌که فقر عینی ندارند فقر ذهنی دارند و چون خط فقر عینی نمی‌تواند به‌طور کامل فقر ذهنی را نشان دهد بنابراین کاهش احساس فقر ذهنی باید به‌عنوان یک سیاست در چین مورد توجه قرار گیرد. در این مقاله دو عامل مخارج پزشکی و مخارج تحصیلی به‌عنوان مهمترین نقش در فقر ذهنی در روستاهای چین معرفی شدند.
- محمود و همکاران[2] (۲۰۱۹) در مقاله‌ای با عنوان «آیا فقرا واقعاً احساس فقر می‌کنند؟ مقایسه فقر عینی با ذهنی در پاکستان» با روش پرسشنامه‌ای به این نتیجه رسیدند که عوامل تعیین‌کننده فقر ذهنی به مصرف خانگی محدود نیستند و شامل اندازه خانوار، ساختار جمعیتی خانوار، مالکیت زمین کشاورزی، امکانات بهداشتی، امنیت فیزیکی و غذایی و سطح تحصیلات می‌باشد.
- بالدینی و همکاران[3] (۲۰۱۸) در مقاله‌ای با عنوان «کیفیت دولت و فقر ذهنی در اروپا» با روش تحلیل داده‌ها به این نتیجه رسیدند حکومت خوب، هم در کل جمعیت و هم در بین خانوارهای فقیر به‌طور معناداری احتمال فقر ذهنی را کاهش می‌دهد و هرچه کیفیت دولت‌ها و خدمات عمومی بالاتر باشد میزان فقر ذهنی در جامعه کمتر است.
- باتلر[4] (۲۰۱۳) در مقاله‌ای با عنوان «چه چیزی فقر ذهنی را تعیین می‌کند؟» با روش اقتصادسنجی و با بررسی کشورهای اتحادیه اروپا به این نتیجه رسید که هرچه سطح رفاه کشوری بالاتر باشد میزان فقر نسبی و فقر ذهنی تفاوت کمتری دارند و هرچه رفاه جامعه کمتر باشد تفاوت میزان فقر نسبی و ذهنی بیشتر است.
- عالم و همکاران[5] (۲۰۱۴) در مقاله‌ای با عنوان «ماندگاری فقر ذهنی در مناطق شهری اتیوپی» با روش جمع‌آوری داده به این نتیجه رسیدند که علیرغم رشد سریع

1. Wang, H., et al.
2. Mahmood, T., et al.
3. Baldini, M., et al.
4. Buttler, F.
5. Alem, Y., et al.

اقتصادی و کاهش فقر معیشتی در اتیوپی، فقر ذهنی عمدتاً تغییر نکرده است و خانوارهایی با سابقه فقر همچنان خودشان را فقیر می‌دانند حتی اگر مصرفشان افزایش پیدا کند. موقعیت اقتصادی نسبی خانوارها یک عامل تعیین‌کننده قوی برای فقر ذهنی است وهمچنین داشتن شغل باعث می‌شود خانوارها کمتر احساس فقر کنند اگرچه فقر عینی داشته باشند.

- دارتانتو و همکاران[1] (۲۰۱۳) در مقاله‌ای با عنوان «اندازه‌گیری و عوامل فقر چندبعدی: مطلق، نسبی و فقر ذهنی در اندونزی» با روش پرسشنامه‌ای به این نتیجه رسیدند که عواملی مانند مدرک تحصیلی، تعداد اعضای خانواده، دارایی‌های فیزیکی و وضعیت سلامت بر فقر ذهنی تأثیر دارد.
- مارکس[2] (۲۰۰۷) در مقاله‌ای با عنوان «فقر درآمد، فقر ذهنی و استرس مالی» در استرالیا با روش پرسشنامه‌ای به این نتایج رسیدند: برخلاف فقر درآمدی، مردان بیشتر نسبت به زنان فقر ذهنی داشتند؛ ارتباط واضحی بین سن و فقر ذهنی نبود به استثنای مسن‌ترین گروه که فقر ذهنی خیلی کمی داشتند و به‌طور متوسط، خانوارهای دارای فقر ذهنی، کمی جوان‌تر بودند. در مورد نوع خانوار، خانوارهای تک‌والد بیشتر خودشان را فقیر یا خیلی فقیر می‌دانستند درحالی‌که خانوارهای دووالدی با فرزند و یا بدون فرزند، فقر ذهنی خیلی کمتری داشتند. در مورد وضعیت ازدواج و فرزند داشتن، فقر ذهنی بین متأهل‌ها و بیوه‌ها خیلی کمتر است و بیشترین فقر ذهنی را افرادی که طلاق گرفته بودند داشتند. در مورد تحصیلات، میزان بالای تحصیلات با میزان کمتری از فقر ذهنی ارتباط دارد و افرادی که تحصیلات مدرسه را تمام نکرده‌اند ۶ درصد فقر ذهنی داشتند درحالی‌که افرادی که مدرک تحصیلی داشتند ۳ درصد فقر ذهنی داشتند. در مورد تجربیات نیروی کار، فقر ذهنی ارتباط قوی‌ای با وضعیت نیروی کار دارد و حدود ۲۰ درصد از افراد بیکار و یا جویای شغل تمام‌وقت، خودشان را فقیر یا خیلی فقیر می‌دانستند اما این درصد برای کسانی که شغال تمام‌وقت داشتند فقط ۲ درصد بود و آمار نشان می‌دهد افراد بیکار جویای شغل، میزان بالایی از فقر ذهنی را دارند. در مورد قومیت

1. Dartanto, T., et al.
2. Marks, G.

برخلاف یافته‌های فقر درآمدی، افراد غیرانگلیسی زبان هیچ تفاوت معناداری با افراد بومی نداشتند. در مورد پیشینه اجتماعی و اقتصادی، ارتباط ضعیفی بین فقر ذهنی و این پیشینه وجود داشت و تحلیل‌های چندمتغیره تفاوت معناداری را نشان نداد. در مورد درآمد، ثروت و بدهی، متوسط درآمد خانوارهای دارای فقر ذهنی تقریباً نصف گروه کنترل بود و به‌طور متوسط ثروت گروه‌های دارای فقر ذهنی بین یک پنجم و یک چهارم ثروت گروه‌های کنترل بود. این نتایج نشان می‌دهد ثروت ارتباط بیشتری با فقر ذهنی دارد تا با فقر درآمدی.

با اتمام بررسی پژوهش‌های خارجی در این زمینه و برای نشان دادن خلأهای پژوهشی در زمینه فقر ذهنی در ایران، مقالات داخلی نیز بررسی شد. هرچند این پژوهش‌ها به بررسی عوامل مؤثر بر فقر ذهنی در ایران نپرداخته و جنبه‌های دیگر را مورد بررسی قرار دادند و تنها عامل دینداری مورد بررسی قرار گرفته است که این عامل نیز در مقالات خارجی به آن اشاره شده بود ازاین‌رو برای غربالگری روش دلفی فازی این عامل نیز مورد بررسی قرار گرفت.

۲-۳. پیشینه داخلی

حبیبی و همکاران (۱۴۰۰) در مقاله‌ای با عنوان «تأثیر فقر ذهنی بر عملکرد نیروی کار» در ایران با روش پرسشنامه‌ای به این نتیجه رسیدند که فقر ذهنی می‌تواند بر عملکرد نیروی کار تأثیر منفی و معنی‌داری بگذارد.

سلیمانی و همکاران (۱۳۹۸) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی اثرات بالقوه دینداری بر فقر ذهنی در ایران» با روش اقتصادسنجی به این نتیجه رسیدند که ارتباط معنی‌دار و منفی میان دینداری و فقر ذهنی در ایران وجود دارد؛ به این معنا که هرچه سطح دینداری افراد بالاتر باشد ادراک آنها از فقر کاهش پیدا می‌کند.

سلیمانی و همکاران (۱۳۹۸) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی آثار فقر ذهنی بر تلقی انسان از منافع و هزینه‌های باروری (رویکرد درون دینی)» با روش کتابخانه‌ای به این نتیجه رسیدند که فقر ذهنی می‌تواند بر باروری تأثیر بگذارد به این صورت که شخص منافع باروری را کمتر و همزمان هزینه‌های آن را بیشتر برآورد می‌کند و همین باعث می‌شود فقر ذهنی بر باروری و کاهش جمعیت در کشور اثر بگذارد.

با بررسی کامل پژوهش‌های خارجی و داخلی در این زمینه تعداد ۲۶ عامل مؤثر بر فقر ذهنی از پژوهش‌ها استخراج گردید. این عوامل که به‌طور خلاصه در جدول ۱ آمده است به همراه ۱۰ عامل دیگر از مصاحبه ساختاریافته و با توجه به وضعیت کشور ایران استخراج شد که مجموعاً ۳۶ عامل وارد مرحله غربالگری دلفی فازی شد. آنچه مسلم است این است که پژوهش‌های خارجی لزوماً به عواملی که می‌تواند در ایران مؤثر باشد اشاره نکرده و خلأ پژوهشی در زمینه شناسایی این عوامل در ایران وجود دارد.

به جهت اینکه در مرحله غربالگری کار با دقت بیشتری انجام شود و همچنین جامعیت موضوع فقر ذهنی در همه ابعاد مشخص شود این ۳۶ عامل در ۴ دسته عوامل اجتماعی، اقتصادی، سیاسی و فردی دسته‌بندی شد.

٤. عوامل مؤثر بر فقر ذهنی

از میان عوامل اشاره شده در مقالات می‌توان این عوامل را به چهار دسته کلی تقسیم کرد:

دسته اول: عوامل اجتماعی

دسته دوم: عوامل اقتصادی

دسته سوم: عوامل سیاسی

دسته چهارم: عوامل فردی

دسته‌بندی این عوامل به شرح جدول ۱ می‌باشد.

عوامل گفته شده که در پیشینه مورد بررسی قرار گرفته است، عواملی هستند که بعضی از آن‌ها به‌طور قطعی در ایران نیز جزء عوامل مؤثر بر فقر ذهنی خواهد بود اما به نظر می‌رسد ساختار کشور ایران به‌گونه‌ای است که برخی عوامل در پیشینه خارجی به آن اشاره نشده و لازمه آن این است که تحت یک مصاحبه از خبرگان عوامل داخلی نیز به این عوامل اضافه شود. ازاین‌رو با مصاحبه‌های ساختاریافته از نخبگان چند عامل دیگر به عوامل پیشینه اضافه شدند.

عواملی که در ایران بر فقر ذهنی مؤثر است و می‌تواند به این مجموعه از عوامل اضافه شود عواملی مانند: تورم، نوسانات نرخ ارز، حرکات سفته‌بازانه، اخبارهای فسادهای مالی و تحریم اشاره کرد.

جدول ۱. عوامل مؤثر بر فقر ذهنی

عوامل کلی	نام نویسنده و سال	عامل
عوامل اجتماعی	هررا و همکاران (۲۰۰٦)	مشارکت اجتماعی
	آچدوت و همکاران (۲۰۲۱)	شبکه‌های اجتماعی
	چان و وانگ (۲۰۲۰)	محرومیت اجتماعی
	استرشیپوشنر (۲۰۱۱)	حمایت اجتماعی
عوامل اقتصادی	هررا و همکاران (۲۰۰٦)	نابرابری اقتصادی
	عالم و همکاران (۲۰۱٤)	داشتن شغل دائمی
	دارتانتو و همکاران (۲۰۱۳)	دارایی فیزیکی
	استرشیپوشنر (۲۰۱۱)	بیکاری
	چان و وانگ (۲۰۲۰)	سطح درآمد
	باتلر (۲۰۱۳)	سطح رفاه جامعه
	محمود و همکاران (۲۰۱۹)	مالکیت زمین
	عالم و همکاران (۲۰۱٤)	سابقه فقر
عوامل سیاسی	بالدینی و همکاران (۲۰۱۷)	کیفیت دولت
	هررا و همکاران (۲۰۰٦)	مکان زندگی
	بتریس گارسیا و ماریا کارمن (۲۰۱۹)	تراکم جمعیت
	محمود و همکاران (۲۰۱۹)	امنیت فیزیکی
	محمود و همکاران (۲۰۱۹)	امکانات بهداشتی
	محمود و همکاران (۲۰۱۹)	امنیت غذایی
	هررا و همکاران (۲۰۰٦)	مشارکت سیاسی
عوامل فردی	گراس مانوس و ماساروی (۲۰۲۲)	دینداری
	مارکس (۲۰۰۷)	سن
	مارکس (۲۰۰۷)	جنسیت
	دارتانتو و همکاران (۲۰۱۳)	مدرک تحصیلی
	دارتانتو و همکاران (۲۰۱۳)	وضعیت سلامت
	دارتانتو و همکاران (۲۰۱۳)	تعدا اعضاء خانوار
	مارکس (۲۰۰۷)	وضعیت تأهل

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ایران مسئله فقر ذهنی کمتر مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است و در این زمینه مقالات چندانی وجود ندارد و برخی مقالات فقط به بررسی یک عامل یا متغیر در فقر ذهنی

پرداخته‌اند و عوامل مختلف در کنار هم سنجیده نشده و اولویت‌بندی این عوامل صورت نگرفته است.

۵. روش‌شناسی و متدلوژی پژوهش

مطالعه حاضر از حیث بنیان پارادایمی، پسااثباتی؛ از منظر نوع، کاربردی؛ از حیث روش‌شناسی، کمی چندگانه و از بعد روش، کمی است. همچنین مطالعه حاضر از منظر جمع‌آوری داده‌ها، یک تحقیق پیمایشی است. البته در این مطالعه افزون بر رویکرد میدانی، تحقیقات کتابخانه‌ای هم مورد مطالعه بوده است.

٦. روش گردآوری داده

با هدف نگارش بنیان نظری و پیشینه تحقیق از مطالعات کتابخانه‌ای (مقالات و پژوهش‌های معتبر) و مصاحبه ساختاریافته استفاده شد. جهت تحلیل داده‌ها هم رویکرد میدانی استعمال شد.

جهت جمع‌آوری داده‌ها، ابزار پرسشنامه توزیع شد. پرسشنامه نخست، پرسشنامه خبره‌سنجی است که برای غربال عوامل مؤثر بر فقر ذهنی مورد استفاده قرار گرفت. بدین منظور پرسشنامه شناسایی عوامل را از ۱۵ خبره در زمینه فقر که به‌صورت قضاوتی انتخاب شدند تهیه شد. خبرگان این مرحله از اعضای هیئت علمی گروه اقتصاد در سراسر کشور انتخاب شدند. سپس از پرسشنامه دوم برای تعیین اولویت عوامل استفاده شد که این پرسشنامه نظرات ۱۰ نفر از اعضای هیئت علمی گروه اقتصاد را در برداشت.

۷. مراحل پژوهش

- ✓ شناسایی عوامل مؤثر بر فقر ذهنی در ایران از طریق مرور پیشینه و مصاحبه ساختاریافته با خبرگان.
- ✓ غربال کاربردها با توزیع پرسشنامه‌های خبره‌سنجی میان ۱۵ نفر از خبرگان دانشگاهی متخصص و تکنیک دلفی فازی.
- ✓ تعیین اولویت عوامل با روش مارکوس و توزیع پرسشنامه‌های اولویت‌سنجی میان ۱۰ نفر از خبرگان دانشگاهی متخصص.

- ✓ استخراج عوامل و نتیجه‌گیری در مورد عوامل مؤثر بر فقر ذهنی.

۸. روش غربال عوامل با دلفی فازی

روش دلفی فازی برای غربال عوامل مؤثر بر فقر ذهنی استفاده شد. الگوریتم پیاده‌سازی دلفی فازی برای غربالگری شامل مراحل زیر است (Habibi, et al., 2015):

- گزینش طیف مناسب برای فازی‌سازی عبارات کلامی.
- تجمیع فازی مقادیر فازی شده.
- فازی‌زدایی مقادیر.
- انتخاب شدت آستانه و غربال معیارها.

مرحله ۱: جمع‌آوری و فازی‌سازی عوامل مؤثر بر فقر ذهنی در پیشینه. در الگوریتم روش دلفی فازی برای غربالگری، نخست باید یک طیف فازی مناسب برای فازی‌سازی عوامل شکل گیرد. بدین منظور می‌توان از طیف‌های فازی متداول استفاده نمود. در این مطالعه از طیف لیکرت پنج درجه استفاده شده که در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲. طیف فازی روش دلفی

متغیر کلامی	مقدار فازی	عدد فازی مثلثی
خیلی کم	آ	(۰, ۰, ۰/۲۵)
کم	۲	(۰, ۰/۲۵, ۰/۵)
متوسط	۳	(۰/۷۵, ۰/۵ , ۰/۲۵)
زیاد	٤	(۰/۵ , ۰/۷۵ , ۱)
خیلی زیاد	٥	(۰/۷۵ , ۱, ۱)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مرحله ۲: تجمیع فازی مقادیر فازی شده. بعد از گزینش طیف فازی مناسب، عوامل مؤثر فازی‌سازی می‌شود. چندین روش برای تجمیع فازی نظرات خبرگان ارائه شده است. اگر نظر هر خبره به‌عنوان اعداد فازی مثلثی (l, m, u) نشان داده شود، مناسب‌ترین روش، محاسبه میانگین فازی نظرات خبرگان است:

$$F_{AVE=}\frac{\sum l}{n},\frac{\sum m}{n},\frac{\sum u}{n}$$

مرحله ۳: فازی‌زدایی مقادیر. در روش‌های مختلفی که با رویکرد فازی انجام می‌شود، محقق در انتها مقادیر فازی نهایی را به یک عدد قطعی تبدیل می‌کند. این عمل به‌عنوان فازی‌سازی شناخته می‌شود. یکی از روش‌های مناسب برای فازی‌زدایی، میانگین اعداد فازی مثلثی است:

$$if\ \tilde{F} = (l, m, u)\ then\ F = \frac{l + m + u}{3}$$

مرحله ٤: بعد از انتخاب روش مناسب و فازی‌زدایی ارزش‌ها، یک حد آستانه باید محاسبه شود. این حد آستانه معمولاً براساس نظر پژوهشگر در تحقیقات مختلف تفاوت دارد. در صورتی که ارزش قطعی فازی‌زدایی نظرات خبرگان تجمیع شده بالاتر از حد آستانه باشد، عامل مورد نظر در تحلیل‌ها باقی می‌ماند. در غیر این صورت عامل مورد نظر کنار گذاشته می‌شود (Habibi, et al., 2015). عدد فازی شده در این پژوهش ۰/۶۵ می‌باشد.

جدول ۳. دلفی فازی عوامل

ردیف	عوامل پژوهش	میانگین نظرات خبرگان			عدد دیفازی شده
		حد پایین	میانه	حد بالا	
۱	مشارکت اجتماعی	۰/۷	۰/٤٥	۰/۲۳	۰/٤٦
۲	حضور فعال در شبکه‌های اجتماعی آنلاین	۰/۹۳	۰/۸۲	۰/٥۷	۰/۷۹
۳	بی‌هویتی اجتماعی	۰/۹	۰/۷٥	۰/٥۳	۰/۷٤
٤	تحت حمایت سازمان‌های اجتماعی بودن	۰/۷٥	۰/٥۳	۰/۳	۰/٥۳
٥	سطح رفاه جامعه	۰/۷۷	۰/٥۳	۰/۳	۰/٥۳
٦	امکانات بهداشتی	۰/٦٥	۰/٤	۰/۱۷	۰/٤
۷	امنیت اجتماعی	۰/٦٥	۰/٤	۰/۱۸	۰/٤۱
۸	تراکم جمعیت منطقه زندگی فرد	۰/۷	۰/٤٥	۰/۲۳	۰/٤٦
۹	امنیت غذایی	۰/۷۷	۰/٥۳	۰/۳	۰/٥۳
۱۰	مکان زندگی (زندگی در شهر یا روستا)	۰/۹	۰/۷۲	۰/٤۸	۰/۷۱
۱۱	منطقه زندگی شهری (بالانشین یا پایین‌نشین)	۰/۹۷	۰/۸۳	۰/٥۸	۰/۸۱
۱۲	نابرابری اقتصادی	۱	۰/۹	۰/٦٥	۰/۸۸
۱۳	امنیت شغلی	۰/۸۲	۰/٦	۰/۳٥	۰/٥۹

ادامه جدول ۳. دلفی فازی عوامل

ردیف	عوامل پژوهش	میانگین نظرات خبرگان			عدد دیفازی شده
		حد پایین	میانه	حد بالا	
١٤	دارایی فیزیکی	۰/۸۷	۰/٦۸	۰/٤۳	۰/٦۷
١٥	بیکاری	۰/۹	۰/۷۷	۰/٥۳	۰/۷٥
١٦	سطح درآمد	۰/۸۳	۰/٦۲	۰/۳۷	۰/٦۱
١۷	مالکیت املاک و مستغلات	۰/۸۷	۰/٦۸	۰/٤۳	۰/٦۷
١۸	سابقه فقر	۰/۸٥	۰/٦۷	۰/٤۲	۰/٦٦
١۹	بی‌ثباتی‌ها و شوک‌های اقتصادی (ناگهانی)	۰/۸۸	۰/۷	۰/٤٥	۰/٦۹
۲۰	نااطمینانی از درآمد آینده	۰/۹۲	۰/۷۷	۰/٥۲	۰/۷٥
۲۱	فساد اقتصادی	۰/۸۳	۰/٦۳	۰/٤۲	۰/٦۳
۲۲	بی‌ثباتی‌های ساختاری و مزمن اقتصادی	۰/۸۷	۰/٦٥	۰/٤	۰/٦٤
۲۳	داشتن بیمه	۰/٦۳	۰/۳۸	۰/۱۸	۰/۳۹
۲٤	نوع ساختار حکومت	۰/٦۳	۰/٤۲	۰/۲۲	۰/٤۲
۲٥	کیفیت حکمرانی	۰/۷٥	۰/٥۳	۰/۳۳	۰/٥٤
۲٦	مشارکت سیاسی	۰/٥۳	۰/۳	۰/۱٥	۰/۳۱
۲۷	فساد اداری	۰/۷٥	۰/٥۳	۰/۳۳	۰/٥٤
۲۸	ثبات سیاسی	۰/٦۸	۰/٤٥	۰/۲۳	۰/٤٥
۲۹	دینداری	۰/۸	۰/٦۳	۰/٤۳	۰/٦۳
۳۰	سن	۰/۹۲	۰/٦۸	۰/٤۳	۰/٦۸
۳۱	جنسیت	۰/۸	۰/٥٥	۰/۳	۰/٥٥
۳۲	مدرک تحصیلی	۰/۷۷	۰/٥۳	۰/۲۸	۰/٥۳
۳۳	وضعیت سلامت	۰/۸۲	۰/٥۸	۰/۳۳	۰/٥۸
۳٤	تعداد اعضای خانوار	۰/۷۷	۰/٥۲	۰/۲۸	۰/٥۲
۳٥	وضعیت تأهل	۰/۷۸	۰/٥٥	۰/۳۲	۰/٥٥
۳٦	عوامل شخصیتی	۱	۰/۹۳	۰/٦۸	۰/۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

عوامل بالای سطح ۰/۷ که هشت عامل بالای این سطح می‌باشند در جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول ٤. عوامل بالای سطح ۰/۷

ردیف	نام عامل	عدد دیفازی شده
۱	عوامل شخصیتی	۰.۹
۲	نابرابری اقتصادی	۰/۸۸
۳	منطقه زندگی شهری (بالانشین یا پایین‌نشین)	۰/۸۱
٤	حضور فعال در شبکه‌های اجتماعی آنلاین	۰/۷۹
٥	نااطمینانی از درآمد	۰/۷٥
٦	بیکاری	۰/۷٥
۷	بی‌هویتی اجتماعی	۰/۷٤
۸	مکان زندگی (زندگی در شهر یا روستا)	۰/۷۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

عوامل بالای سطح ۰/۶۵ که غیر از موارد فوق این موارد نیز اضافه شده است، در جدول ۵ آمده است.

جدول ٥. عوامل بالای ۰/٦٥ غیر از موارد جدول ٤

ردیف	نام عامل	عدد دیفازی شده
۹	سن	۰/٦۸
۱۰	بی‌ثباتی‌ها و شوک‌های اقتصادی (ناگهانی)	۰/٦۹
۱۱	مالکیت املاک و مستغلات	۰/٦۷
۱۲	سابقه فقر	۰/٦٦
۱۳	دارایی فیزیکی	۰/٦۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه اگر حد آستانه را به‌صورت مرسوم عدد ۰/۷ در نظر گرفته می‌شد تعداد عوامل ۸ عامل می‌ماند و برای اینکه برای مرحله بعدی پژوهش که روش اولویت‌بندی است و از روش مارکوس استفاده شده عوامل بیشتری بماند، حد آستانه ۰/۶۵در نظر گرفته شد تا ۱۳ عامل برای اولویت‌بندی به مرحله بعد بروند.

بعد از مرحله غربالگری عوامل با روش دلفی فازی و انتخاب ۱۳ عامل، مسیر پژوهش برای اولویت‌بندی این ۱۳ عامل با روش مارکوس ادامه داده شد.

۹. روش مارکوس

در این مطالعه از تکنیک مارکوس برای تحلیل و ارزیابی عوامل مؤثر بر فقر ذهنی استفاده شد. مارکوس یک تکنیک رتبه‌بندی بر مبنای ماتریس تصمیم است. گام‌های این تکنیک عبارتند از:

- گام اول، تشکیل ماتریس تصمیم: اولین مرحله در تمامی فنون تصمیم‌گیری چندشاخصه که قصدشان رتبه‌بندی می‌باشد، تشکیل ماتریس تصمیم است. در تکنیک مارکوس با بهره‌جویی از n شاخص به ارزیابی m گزینه (در اینجا کاربردهای پژوهش) پرداخته می‌شود. بنابراین به هر گزینه (در اینجا کاربردهای پژوهش) بر مبنای هر شاخص، امتیازی اختصاص داده می شود. در این پژوهش، خبرگان دیدگاه خود را در مورد هر پیشران در قالب یک طیف ۱۰تایی بیان کردند.
- گام دوم، محاسبه گزینه‌های (در اینجا کاربردهای پژوهش) ایدئال و پاد–ایدئال: در این بخش بر مبنای ارتباطات زیر، مقادیر گزینه‌های ایدئال و پاد–ایدئال مشخص می گردد.

$$AI = \max x_{ij} \ \ if\ j \in B \ and \min x_{ij} \ \ if\ j \in C$$
$$AAI = \min x_{ij} \ \ if\ j \in B \ and \max x_{ij} \ \ if\ j \in C$$

- گام سوم، نرمال‌سازی: در این قسمت با بهره‌جویی از روابط زیر، مقادیر ماتریس تصمیم، نرمال می گردند. نرمال کردن به شیوه خطی انجام شد و برای شاخص‌های افزایشی و کاهشی، شیوه نرمال‌سازی متفاوت خواهد بود.

$$n_{ij} = \frac{x_{aj}}{x_{ij}} \ if\ j \ \in C$$
$$n_{ij} = \frac{x_{ij}}{x_{aj}} \ if\ j \in B$$

- گام چهارم، تشکیل ماتریس نرمال موزون: با ضرب داده‌های ماتریس نرمال در وزن نظرات خبرگان، ماتریس نرمال موزون یا وزن‌دار محاسبه می‌شود.
- گام پنجم، محاسبه میزان مطلوبیت گزینه‌ها (در اینجا کاربردهای پژوهش): در این بخش براساس ارتباطات زیر، میزان مطلوبیت ایدئال و پاد–ایدئال گزینه‌ها (در اینجا کاربردهای پژوهش) به‌دست می آید.

$$K_i^+ = \frac{S_i}{S_{ai}}$$

$$K_i^- = \frac{S_i}{S_{aai}}$$

- گام ششم، تعیین عملکرد نهایی و رتبه‌بندی گزینه‌ها (در اینجا کاربردهای پژوهش): در این قسمت با بهره‌جویی از رابطه زیر، عملکرد مطلوب هر گزینه تعیین می‌شود.

$$f(k_i) = \frac{K_i^+ + K_i^-}{1 + \frac{1 - f(K_i^+)}{f(K_i^+)} + \frac{1 - f(K_i^-)}{f(K_i^-)}}$$

جدول ٦. نتایج اولویت‌بندی براساس روش مارکوس

نام عامل	اولویت هر عامل	امتیاز نهایی	f(k+)	ki-	ki+	f(k-)	si(sum)
نااطمینانی از درآمد	۹	۰/۵۷٤	۰/۷٦٦	۲/۰۱۵	۰/٦۱٦	۰/۲۳٤	۰/٦۱٦
بیکاری	۵	۰/۷۰۸	۰/۷٦۵۹۸	۲/٤۸٤	۰/۷۵۹	۰/۲۳٤۰۲	۰/۷۵۹
عوامل شخصیتی	۱	۰/۸٤۹	۰/۷٦۵۹۵	۲/۹۷۸	۰/۹۱	۰/۲۳٤۰۵	۰/۹۱
بی‌هویتی اجتماعی	٤	۰/۷۱۹	۰/۷٦۵۹٦	۲/۵۲	۰/۷۷	۰/۲۳٤۰٤	۰/۷۷
نابرابری اقتصادی	۲	۰/۸۱۲	۰/۷٦۵۹٤	۲/۸٤۷	۰/۸۷	۰/۲۳٤۰٦	۰/۸۷
دارایی فیزیکی	۱۰	۰/۵٤۸	۰/۷٦۵۹٦	۱/۹۲	۰/۵۸۷	۰/۲۳٤۰٤	۰/۵۸۷
بی‌ثباتی‌ها و شوک‌های اقتصادی ناگهانی	۸	۰/۵۷۷	۰/۷٦۵۹۷	۲/۰۲۲	۰/٦۱۸	۰/۲۳٤۰۳	۰/٦۱۸
مکان زندگی	٦	۰/٦٦۱	۰/۷٦۵۹۳	۲/۳۱٦	۰/۷۰۸	۰/۲۳٤۰۷	۰/۷۰۸
حضور فعال درشبکه‌های اجتماعی آنلاین	۳	۰/۷٦٤	۰/۷٦۵۹٦	۲/٦۸	۰/۸۱۹	۰/۲۳٤۰٤	۰/۸۱۹
منطقه زندگی شهری	۷	۰/٦٤۳	۰/۷٦۵۹۹	۲/۲۵۵	۰/٦۸۹	۰/۲۳٤۰۱	۰/٦۸۹
سابقه فقر	۱۳	۰/۵۱۲	۰/۷٦۵۹۲	۱/۷۹٦	۰/۵٤۹	۰/۲۳٤۰۸	۰/۵٤۹
مالکیت املاک و مستغلات	۱۰	۰/۵٤۸	۰/۷٦۵۹٦	۱/۹۲	۰/۵۸۷	۰/۲۳٤۰٤	۰/۵۸۷
سن	۱۲	۰/۵۳۱	۰/۷٦۵۹۷	۱/۸٦۲	۰/۵٦۹	۰/۲۳٤۰۳	۰/۵٦۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج روش اولویت‌بندی مارکوس نشان می‌دهد که از میان این ۱۳ عامل، عوامل شخصیتی با امتیاز نهایی ۰/۸۴۹به‌عنوان مهم‌ترین عامل مؤثر بر فقر ذهنی شناخته شدند. عامل نابرابری اقتصادی با امتیاز ۰/۸۱۲ در رتبه دوم قرار گرفت.حضور فعال در شبکه‌های اجتماعی آنلاین با امتیاز ۰/۷۶۴ در رتبه سوم قرار گرفت. بی‌هویتی اجتماعی و بیکاری به‌ترتیب در رتبه‌های چهارم و پنجم قرار گرفتند. سابقه فقر با امتیاز ۰/۵۱۲ کمترین اهمیت را در بین عوامل داشت.

جدول ۷. نتایج نهایی اولویت‌بندی با روش مارکوس

ردیف	نام عامل	امتیاز
۱	عوامل شخصیتی	۰/۸٤۹
۲	نابرابری اقتصادی	۰/۸۱۲
۳	حضور فعال در شبکه‌های اجتماعی آنلاین	۰/۷٦٤
٤	بی‌هویتی اجتماعی	۰/۷۱۹
٥	بیکاری	۰/۷۰۸
٦	مکان زندگی	۰/٦٦۱
۷	منطقه زندگی شهری (بالانشین یا پایین‌نشین)	۰/٦٤۳
۸	بی‌ثباتی‌ها و شوک‌های اقتصادی (ناگهانی)	۰/٥۷۷
۹	نااطمینانی از درآمد آینده	۰/٥۷٤
۱۰	دارایی فیزیکی	۰/٥٤۸
۱۱	مالکیت املاک و مستغلات	۰/٥٤۸
۱۲	سن	۰/٥۳۱
۱۳	سابقه فقر	۰/٥۱۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱۰. یافته‌های پژوهش

با توجه به اولویت‌بندی ۱۳ عامل انتخاب شده با روش مارکوس، نتایج این پژوهش در مورد عوامل مؤثر بر فقر ذهنی در ایران به شرح زیر است:

عوامل شخصیتی: یافته‌ها نشان داد که عوامل شخصیتی نقش تعیین‌کننده‌ای در فقر ذهنی دارند. این عوامل شامل ویژگی‌های فردی مانند قناعت، حسادت، حرص، اعتمادبه‌نفس، انگیزه، امید به آینده و توانایی مقابله با چالش‌ها هستند. این نتایج نشان می‌دهد که شکل‌گیری شخصیت افراد از دوران کودکی تا بزرگسالی می‌تواند به‌طور مستقیم بر احساس فقر ذهنی

تأثیر بگذارد. هرچه شخص از نظر شخصیت و رفتار کامل‌تر باشد و خصوصیات شخصیتی پسندیده داشته باشد احساس فقر ذهنی کمتری می‌کند.

نابرابری اقتصادی: نابرابری اقتصادی به‌عنوان دومین عامل مهم شناخته شد. این نتیجه نشان می‌دهد که تفاوت‌های درآمدی و ثروت در جامعه می‌تواند احساس ناامیدی و ناامنی را در افراد افزایش دهد حتی اگر وضعیت مادی آنها نسبتاً خوب باشد. این موضوع نشان می‌دهد احساس فقر در بسیاری از افراد بخاطر شرایط نابرابری و ناعدالتی در جامعه است نه صرفاً فقر عینی.

حضور فعال در شبکه‌های اجتماعی آنلاین: حضور فعال در شبکه‌های اجتماعی آنلاین به‌عنوان سومین عامل مهم شناخته شد. این نتیجه نشان می‌دهد که استفاده بیش‌ازحد از شبکه‌های اجتماعی می‌تواند احساس فقر را تشدید کند. این امر به دلیل مقایسه دائمی ظاهر زندگی افراد با دیگران، دیدن خوشی‌ها و تفریحات ظاهری زندگی مردم و ایجاد احساس ناکافی بودن در آنها است .

بی‌هویتی اجتماعی: بی‌هویتی اجتماعی در رتبه چهارم قرار گرفت. بی‌هویتی اجتماعی به معنای فقدان هویت و احساس تعلق به جامعه است. افرادی که هیچ تعلقی به اجتماع، جامعه، کشور، گروه‌های سیاسی، گروه‌های اجتماعی و حتی خانواده خود ندارند فقر ذهنی را بیش از دیگر افراد احساس می‌کنند. در تعریف کامل‌تری از هویت اجتماعی می‌توان گفت تمایل افراد به همزادپنداری قوی با گروه‌هایی که به آنها تعلق دارند به‌طوری‌که شخص خود را در یک گروه بداند. تا زمانی که شخص خود را متعلق به گروه یا اجتماع یا وطن خود نداند هویت‌های اجتماعی او شکل نمی‌گیرد و نسبت به جهان اطراف، احساسِ تعلق نمی‌کند (Tajfel & Turner,1979). در حقیقت هویت اجتماعی در مقابل هویت شخصی قرار می‌گیرد و به آن بخش از حس فرد از خودش اشاره دارد که از عضویت او در یک یا چند گروه اجتماعی یا سیاسی ناشی می‌شود. بنابراین، درحالی‌که هویت شخصی، حس «من» و «خودم» را تعریف می‌کند که فرد را از دیگران متمایز می‌کند، هویت اجتماعی، خود را براساس «ما» و «خودمان» به‌گونه‌ای تعریف می‌کند که از نظر روانشناختی افراد را به سایر اعضای گروه‌شان متصل می‌کند. وقتی اشخاص احساس می‌کنند به یک گروه تعلق دارند، می‌توانند حداقل بخشی از حس هویت خود را از آن گروه به‌دست آورند. هویت اجتماعی

برای توضیح پدیده‌هایی مانند درگیری‌های قومی و نژادی، تبعیض، مبارزات سیاسی و شکل‌گیری سرمایه انسانی استفاده می‌شود.

بیکاری: هرچند بیکاری می‌تواند به‌واسطه نبود درآمد کافی موجب فقر عینی شود اما بیکاری از منظر فقر ذهنی یعنی شخص احساس ارزشمند بودن و مفید بودن در جامعه را ندارد و این احساس غیر از احساس نداشتن درآمد است. شخص بیکار به‌واسطه عدم حضور در اجتماع و به نوعی طرد اجتماعی، احساس فقر بیشتری نسبت به شاغلین دارد.

مکان زندگی: مکان زندگی به‌واسطه افرادی که در آن مکان زندگی می‌کنند و سطح برخورداری آنان می‌تواند به فقر ذهنی دامن بزند. ازاین‌رو گاهی مهاجرت یا تغییر مکان زندگی برای افراد به گسترش احساس فقر کمک می‌کند.

سابقه فقر: سابقه فقر با امتیاز ۰/۵۱۲ کمترین اهمیت را داشت. این نتیجه نشان می‌دهد که اگرچه سابقه فقر می‌تواند بر احساس فقر ذهنی تأثیر بگذارد اما نقش آن در مقایسه با سایر عوامل کمتر است و غالبا افراد گذشته خود را فراموش می‌کنند.

۱۱. بحث و نتیجه‌گیری و پیشنهادات

پژوهش حاضر در مورد شناسایی عوامل مؤثر بر فقر ذهنی در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. در ابتدا ۳۶ مورد از عوامل مؤثر بر فقر ذهنی از پیشینه و مصاحبه ساختاریافته استخراج شد. بعد از آن پرسشنامه‌ها جهت غربالگری به روش دلفی فازی بین ۱۵ نفر از خبرگان توزیع شد. بعد از به‌دست آوردن عدد دیفازی شده تعداد هشت عامل بالای ۰/۷بودند که برای اینکه دست پژوهشگران برای مرحله اولویت‌بندی مارکوس بازتر باشد ما حد آستانه را ۰/۶۵ قرار دادیم. تعداد پنج عامل دیگر نیز به عوامل ما اضافه شد و در مجموع ۱۳ عامل برای اولویت‌بندی به روش مارکوس انتخاب شدند. سپس این ۱۳ عامل با پرسشنامه اولویت‌بندی به روش مارکوس توسط تعداد ۱۰ نفر از خبرگان اولویت‌بندی شدند که عوامل شخصیتی، نابرابری اقتصادی و حضور فعال در شبکه‌های اجتماعی آنلاین مهمترین عوامل مؤثر بر فقر ذهنی در ایران شدند.

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد یافته‌های هررا (۲۰۰۶) در پرو و ماداسگار در ایران نیز تأیید می‌شود. به این معنا که اگر اشخاص خود را متعلق به گروه‌ها و جناح‌های سیاسی و اجتماعی بدانند و مشارکت در این زمینه‌ها داشته باشند و نسبت به اتفاقات محیط اطراف

بی‌تفاوت نباشند کمتر دچار فقر ذهنی می‌شوند. اما متأسفانه در کشورمان آمار مشارکت‌های اجتماعی و سیاسی در این سال‌ها به‌شدت کم شده به‌طوری‌که که آمار مشارکت سیاسی در مهمترین انتخابات ایران یعنی ریاست جمهوری به حدود ۵۰ درصد رسیده که نشان از بی‌تفاوتی عده‌ای از مردم در تصمیمات اجتماعی و سیاسی دارد. این بی‌تفاوتی می‌تواند آژیر خطری برای فقر ذهنی باشد. همچنین نتایج این پژوهش یافته‌های آچدوت (۲۰۲۱) در اسرائیل را تأیید می‌کند که شبکه‌های اجتماعی نقش مؤثری در فقر ذهنی دارد. وی معتقد بود برای حل این مشکل باید بر سرمایه اجتماعی بیشتر توجه شود. ازاین‌رو توجه بیشتر بر سرمایه‌های اجتماعی امری ضروریست. همچنین این پژوهش نتایج استرشیپوشنر (۲۰۱۱) در مجارستان را تأیید می‌کند که حتی اگر شخص دچار فقر عینی هم نباشد بیکاری او را دچار فقر ذهنی می‌کند. ازاین‌رو سیاستمداران باید بر رفع بیکاری اهتمام بیشتری بورزند.

پیشنهادات کاربردی با توجه به اولویت‌بندی عوامل مؤثر بر فقر ذهنی به این صورت می‌باشد:

عوامل شخصیتی: خانواده‌ها و سیستم آموزش **نقش اساسی** در شکل‌گیری شخصیت افراد دارند. ازاین‌رو باید با کمک مشاوران، روانشناسان و متخصصین دین، شکل‌گیری شخصیت را چنان درست کنند که افراد از نظر شخصیت در وضعیت سالم باشند. در این مورد نقش خانواده‌ها و نظام آموزشی پررنگ‌تر است. چنانچه در تمامی مراحل آموزش، قناعت، عدم بخل و حسادت، اعتمادبه‌نفس، عزت نفس، امید به آینده و انگیزه افراد تقویت شود وحس امید به آینده در دلهای افراد جامعه زنده شود احساس فقر ذهنی کمتر می‌شود. در این باره لازم است سیاستگذاران آموزشی کشور، رسانه‌ها و فعالان اجتماعی برای اصلاح عوامل شخصیتی مخصوصاً در سنین پایین اقدامات لازم را انجام دهند و بدین منظور پیشنهادات زیر داده می‌شود:

- طراحی برنامه ملی ارتقای تاب‌آوری روانی اقتصادی با همکاری وزارتخانه‌های آموزش و پرورش و وزرات اقتصاد جهت افزایش تاب‌آوری روانی دانش‌آموزان.
- طراحی مداخله آموزشی با همکاری سازمان نظام روانشناسی و مشاوره با وزارت آموزش و پرورش جهت تقویت مؤلفه‌هایی مانند عزت نفس، تاب‌آوری، اعتمادبه‌نفس و امید به آینده در میان نسل دانش‌آموزان امروزی.

- طراحی شاخص‌های ملی سنجش میزان فقر ذهنی در کشور توسط مرکز آمار ایران و بررسی مجزای این شاخص‌ها برای هر استان جهت برنامه‌ریزی در زمینه کاهش آن.
- ایجاد واحدهای مشاوره در مراکز خدمات اجتماعی به منظور کاهش اثرات روانی ناشی از نابرابری، بی‌عدالتی و تبعیض.
- سازمان نظام روانشناسی و مشاوره با همکاری صدا و سیما محتواهایی برای خانواده‌های ایرانی با رویکرد تقویت اعتمادبه‌نفس، عزت نفس، امید به آینده تولید کنند و آن را در اختیار خانواده‌ها قرار دهند.

نابرابری اقتصادی: ناعدالتی و نابرابری اقتصادی یکی از موارد مهم در افزایش فقر ذهنی در جامعه است. ازاین‌رو باید سیاستگذاران اقتصادی با اجرای سیاست‌های توزیع عادلانه درآمد و ثروت، تمام تلاش‌شان را برای کاهش فاصله طبقاتی در جامعه انجام دهند زیرا هرچه عدالت در جامعه بیشتر باشد قوام و پایداری اجتماعی نیز بیشتر خواهد بود. حاکمیت باید برنامه‌های مدون جهت کاهش شکاف طبقاتی داشته باشد تا بتواند از فقر ذهنی در جامعه بکاهد. چند مورد از مظاهر کاهش شکاف طبقاتی می‌تواند همسان‌سازی حقوق و دستمزدها، اصلاح نظام مالیاتی و اصلاح نظام بازتوزیع درآمدی باشد که می‌تواند حس نابرابری اقتصادی میان مردم را کاهش دهد. تا زمانی که مردم احساس کنند در کشور ناعدالتی و نابرابری است احساس و تلقی آنها از فقر بیشتر خواهد شد. دولت‌ها باید با اجرای سیاست‌ها سعی کنند شاخص‌های عدالت (به‌عنوان مثال ضریب جینی در کشور) را بهتر کاهش دهند و بدین منظور پیشنهادات زیر مطرح می‌شود:

- اصلاح نظام مالیاتی با رویکرد مالیات بر ثروت، عایدی سرمایه، واحدهای مسکونی خالی جهت کاهش تمرکز ثروت و کاهش ضریب جینی در کشور توسط وزارت اقتصاد.
- اصلاح سیاست‌های هدفمند یارانه جهت انتقال یارانه‌ها به افراد واقعاً نیازمند در کشور جهت کاهش نابرابری.
- همسان‌سازی سطح دستمزدها در دستگاه‌های اجرایی و دولتی و عمومی کشور به‌ویژه وزاتخانه‌های نفت و زیرمجموعه‌های آن، سازمان ملی صنایع مس و

سازمان‌هایی از این قبیل که سطح دستمزد چندبرابری نسبت به برخی ارگان‌های دیگر مانند آموزش و پرورش دارند.

- کاهش نابرابری گسترده در حقوق و مزایای یک وزراتخانه بین مدیران و سایر کارمندان که منجر به افزایش نابرابری واحساس فقر ذهنی می‌شود.
- شفافیت و ایجاد عدالت در پرداخت وام‌های بانکی به منظور کاهش ایجاد نابرابری میان مردم و خواص و کاهش حس نابرابری.

شبکه‌های اجتماعی آنلاین: حضور گسترده جوانان در شبکه‌های اجتماعی و مقایسه زندگی خود با آنچه در این فضای مجازی نشان داده می‌شود قطعاً به فقر ذهنی در جامعه دامن می‌زند. ازاین‌رو باید به نسل جوان آموزش مدیریت زمان و استفاده درست از شبکه‌های اجتماعی به‌ویژه اینستاگرام داده شود تا شخص دچار فقر ذهنی نشود. همچنین باید سیاستگذاران با آموزش سواد رسانه‌ای ابعاد پنهان شبکه‌های اجتماعی آنلاین را به نسل امروز بازگو کنند تا از بروز بیشتر فقر ذهنی جلوگیری شود. آنچه در این شبکه‌ها نسل امروز را درگیر کرده است احساس مقایسه باطن زندگی خود با ظواهر زندگی مردم است. این حس در کنار تلاش شبکه‌های معاند در اغراق وضعیت بد کشور و اغراق وضعیت مناسب کشورهای دیگر احساس فقر ذهنی در میان مردم را بیشتر کرده است. در این خصوص انجام موارد زیر توصیه می‌شود:

- تدوین چارچوب ملی سواد رسانه‌ای توسط وزارتخانه‌های ارتباطات، فرهنگ و ارشاد اسلامی و آموزش و پرورش برای آموزش عمیق سواد رسانه‌ای میان دانش‌آموزان و مردم.
- حمایت از توسعه پلتفرم‌های بومی با رویکرد کاهش‌دهنده مقایسه‌های اجتماعی توسط وزارت ارتباطات و فناوری اطلاعات.
- پایش اثرات روانی شبکه‌های اجتماعی توسط وزارت ارتباطات و سازمان نظام روانشناسی و مشاوره و انتشار گزارش سالانه در مورد سلامت روان دیجیتال.
- تشویق به تولید محتواهای انگیزشی و امید به آینده توسط بلاگرها به‌وسیله سیاست‌های تشویقی مانند کاهش مالیات و حمایت‌های رسانه‌ای.

بی‌هویتی اجتماعی: عدم تعلق اشخاص به هیچ کدام از گروه‌ها و جناح‌های سیاسی و حتی اجتماعی مقدمه‌ای بر بی‌هویتی اجتماعی است. اینکه جوانان امروزی نسبت به جناح‌های سیاسی، حاکمیت و گروه‌های اجتماعی هیچ تعلق خاطری و هیچ حس مشترکی در اجتماع ندارند باعث می‌شود نسبت به وطن، همنوعان و کشور خود احساس بی‌تفاوتی کنند و این حس بی‌تفاوتی موجب فقر ذهنی شود؛ چیزی که در میان نسل امروز به‌صورت گسترده مشاهده می‌شود و این نسل به یک بی‌تفاوتی نسبت به تصمیمات محیط اطراف خودش رسیده است. یعنی تا زمانی که اشخاص احساس کنند کنش‌گری اجتماعی آنها هیچ تفاوتی در سرنوشت آنها ندارند موجب انفعال و عدم تعلق به اجتماع می‌شود. ابتدا باید در آموزش به نسل امروز احساس هویت، وطن‌پرستی، خانواده‌دوستی و نوع‌دوستی تزریق کرد سپس با گسترش فضاهای فکری، سیاسی و اجتماعی مختلف، افراد را در یکی از این گروه‌ها عضوکرد تا تعلق خاطر به اجتماع بیشتر شود. موضوع بعدی باید حاکمیت نسبت به کنش‌گری‌های گروه‌های جامعه واکنش مثبت نشان دهد تا نسل امروز احساس انفعال نکند. حاکمیت نباید از چندفکری چندگروهی و تضارب آرا ترسی نشان دهد و بستر را برای اظهارنظر همه مردم باز کند تا اشخاص هویت اجتماعی خود را پیدا کنند. بدین منظور پیشنهادات زیر مطرح می‌شود:

- احیای برنامه‌های مشارکت مدنی دانش‌آموزان و دانشجویان مانند شوراهای دانش‌آموزی و انجمن‌های دانشجویی جهت ایجاد حس کنشگری اجتماعی در میان نسل جوان و نوجوان.
- تقویت نهادهای مردم‌محور و مشارکت‌محور مانند خیریه‌ها، انجمن‌ها، مساجد محله جهت ایجاد احیای حس اجتماعی و تعلق به اجتماع در میان مردم توسط نهادهای فرهنگی و اجتماعی.
- طراحی کمپین‌های ملی با شعارهایی از قبیل مسئولیت اجتماعی و وطن‌دوستی توسط وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی و سازمان صدا و سیما.
- ایجاد مداخله آموزشی برای وارد کردن احساس تعلق اجتماعی، وطن‌دوستی و عدم بی‌تفاوتی اجتماعی در نظام آموزشی کشور توسط وزارت آموزش و پرورش.

بیکاری: شخص بیکار ناخودآگاه به علت عدم احساس ارزشمند بودن و مفید بودن در جامعه و یا حس سربار بودن برای دیگران دچار احساس فقر ذهنی می‌شود. در حقیقت شاغل بودن جدای از اینکه برای شخص درآمدی دارد که موجب می‌شود دچار اقسام عینی فقر نشود، در ذهن خود و اجتماع نیز دارای ارزش و جایگاهی می‌شود که این ارزشمند بودن از دچار شدن شخص به فقر ذهنی جلوگیری می‌کند. ازاین‌رو سیاست‌گذاران اقتصادی باید با ایجاد اشتغال و کارآفرینی و کاهش بیکاری به کاهش فقر ذهنی در جامعه کمک کنند. لذا پیشنهادات زیر به دستگاه‌های اجرایی کشور توصیه می‌شود:

- حمایت از کسب وکارهای خرد و خانگی توسط وزارت اقتصاد و بانک مرکزی به‌ویژه در مناطق محروم و مناطقی که از نظر فقر ذهنی فقیر محسوب می‌شوند.
- حمایت مادی و معنوی در زمان بیکاری غیراختیاری توسط وزارت تعاون کار و رفاه اجتماعی از بیکاران جهت کاهش اثرات فقر ذهنی.

پیشنهادات پژوهشی که می‌توانند این پژوهش را تکمیل کنند:

- بررسی تأثیر فرهنگ و اعتقادات دینی بر فقر ذهنی.
- مقایسه عوامل فقر ذهنی در مناطق شهری و روستایی.
- بررسی تأثیر سیاست‌های دولتی بر کاهش فقر ذهنی.
- مقایسه فقر ذهنی بین کارمندان ادارات در شهرهای صنعتی و غیرصنعتی.
- بررسی علّی و معلولی عوامل مؤثر بر فقر ذهنی در ایران.

محدودیت‌های پژوهش

با توجه به اینکه این پژوهش در ایران انجام شده و این عوامل با توجه به شرایط خاص ایران مورد بررسی قرار گرفته است لذا برای تعمیم به سایر کشورها محدودیت وجود دارد. ضمناً به دلیل اینکه این پژوهش با روش قضاوتی خبرگان مورد نظر انتخاب شده و با نظرسنجی از خبرگان در دو مرحله روش دلفی فازی و روش مارکوس انجام شده است، احتمال سوگیری در این پژوهش وجود دارد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Ali Azin http://orcid.org/0009-0007-6941-0074
Seyed Hadi Arabi http://orcid.org/0000-0003-2457-0529
Mohammad Hasan Maleki http://orcid.org/0000-0002-3740-5402

منابع

حبیبی، سمیرا، حاجی‌ملادرویش، نرگس و راغفر، حسین. (۱۴۰۰). تأثیر فقر ذهنی بر عملکرد نیروی کار. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، *۸*(۱)، ۱۶۵-۱۸۴.
https://doi.org/10.22034/ecoj.2021.43940.2808

سلیمانی، محمد، کیانی، مهدی و عابدی، ایمان. (۱۳۹۸). بررسی آثار فقر ذهنی بر تلقی انسان از منافع و هزینه‌های باروری (رویکرد درون دینی). *پژوهشنامه اسلامی زنان و خانواده*، *۷*(۱۶)، ۴۹-۶۹. SID. https://sid.ir/paper/400495/fa

سلیمانی، محمد، کیانی، مهدی و عابدی، ایمان. (۱۳۹۸). بررسی اثرات بالقوه دینداری بر فقر ذهنی در ایران. اقتصاد اسلامی، *۱۹* (۷۳)، ۱۵۵-۱۸۱.
https://noormags.ir/view/en/articlepage/1459675

References

Achdut, N., Refaeli, T. & Schwartz Tayri, T.M. (2021). Subjective poverty, material deprivation indices and psychological distress among young adults: The mediating role of social capital and usage of online social networks. *Social Indicators Research, 158*(3), 863–887. https://doi.org/10.1007/s11205-021-02729-0

Alem, Y., Köhlin, G. & Stage, J. (2014). The persistence of subjective poverty in urban Ethiopia. *World Development, 56*, 51-61. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2013.10.017

Babjáková, J., Issmailová, S. & Babinčák, P. (2021). Perceived causes of poverty in the context of objective poverty, subjective poverty and selected sociodemographic variables. Človek a spoločnosť. *Internetový časopis pre pôvodné teoretické a výskumné štúdie z oblasti spoločenských vied, 1*(24), 1-17. https://doi.org/10.31577/cas.2021.01.581

Baldini, M., Peragine, V. & Silvestri, L. (2018). Quality of government and subjective poverty in Europe. *CESifo Economic Studies, 64*(3), 371-395. https://doi.org/10.1093/cesifo/ifx023

Bray, R., de Laat, M., Godinot, X., Ugarte, A. & Walker, R. (2020). Realising poverty in all its dimensions: A six-country participatory study. *World Development*, 134, 105025. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2020.105025

Buttler, F. (2013). What determines subjective poverty. An Evaluation of the Link between Relative Income Poverty Measures and Subjective Economic Stress within the EU, Horizontal Europeanization, Oldenburg: DFG Research Unit. https:// www. horizontal-europeanization. eu/downloads/preprints/PP_HoEu_2013-01_ buttler_subjective_poverty_0. pdf.

Chan, S.M. & Wong, H. (2020). Impact of income, deprivation and social exclusion on subjective poverty: A structural equation model of multidimensional poverty in Hong Kong. *Social Indicators Research, 152*(3), 971-990. https://doi.org/10.1007/s11205-020-02476-8

Chang, Q., Peng, C., Guo, Y., Cai, Z. & Yip, P.S. (2020). Mechanisms connecting objective and subjective poverty to mental health: Serial mediation roles of negative life events and social support. *Social Science & Medicine,* 265, 113308. https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2020.113308

Chen, K.M. (2020). Subjective poverty, deprivation, and the subjective well-being of children and young people: A multilevel growth curve analysis in Taiwan. *Children and Youth Services Review,* 114, 105045. https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2020.105045

Dartanto, T. & Otsubo, S. (2013). Measurements and determinants of multifaceted poverty: Absolute, relative, and subjective poverty in Indonesia. *JICA Research Institute,* 54, Working Paper. https://www.jica.go.jp/jica-ri/publication/workingpaper/wp_54.html?utm_source=chatgpt.com

Diallo, M.A. (2022). Subjective poverty and migration intention abroad: The case of Senegal. *African Development Review, 34*(3), 410-424. https://doi.org/10.1111/1467-8268.12658

Duvoux, N. & Papuchon, A. (2019). Subjective poverty as perceived lasting social insecurity: lessons from a French survey on poverty, inequality and the welfare state (2015-2018). https://doi.org/10.2139/ssrn.3465214

García-Carro, B., & Sánchez-Sellero, M. C. (2019). Measurement and spatial localisation of subjective poverty in Spain. *Revista Española de Investigaciones Sociológicas, 165*, 83-100. doi:10.5477/cis/reis.165.83

Gross-Manos, D. & Massarwi, A.A. (2022). Material deprivation and subjective poverty association with subjective well-being reported by children: Religiosity as a protective factor. *American Journal of Orthopsychiatry, 92*(5), 622. https://doi.org/10.1037/ort0000631

Habibi, A., Jahantigh, F.F. & Sarafrazi, A. (2015). Fuzzy Delphi technique for forecasting and screening items. *Asian Journal of Research in Business Economics and Management, 5*(2), 130–143. https://doi.org/10.5958/2249-7307.2015.00036.5

Habibi, S., Hajimoladarvish, N. & Raghfar, H. (2021). The effect of mental poverty on labor performance. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *8*(1), 165-184. [In Persian]

https://doi.org/10.22034/ecoj.2021.43940.2808
Herrera, J., Razafindrakoto, M. & Roubaud, F. (2006). The determinants of subjective poverty: A comparative analysis in Madagascar and Peru. DIAL (Développement, Institutions & Analyses de Long terme). No DT/2006/01, Paris France. https://dial.ird.fr/wp-content/uploads/2021/12/2006-01_english.pdf?utm_source=chatgpt.com
Homonchuk, O. (2024). Ukraine's poor majority: Exploring the driving factors of subjective poverty. *International Journal of Social Welfare, 33*(2), 341-354. https://doi.org/10.1111/ijsw.12577
Lee, K. & Zhang, L. (2022). Cumulative effects of poverty on children's social-emotional development: Absolute poverty and relative poverty. *Community Mental Health Journal, 58*(5), 930-943. https://doi.org/10.1007/s10597-021-00901-x
Li, Y., Chen, T., Li, Q. & Jiang, L. (2023). The impact of subjective poverty on the mental health of the elderly in China: the mediating role of social capital. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 20*(17), 6672. https://doi.org/10.3390/ijerph20176672
Łuczak, A. & Kalinowski, S. (2022). A multidimensional comparative analysis of poverty statuses in European Union countries. *International Journal of Economic Sciences, 11*(1), 146-160. https://doi.org/10.20472/IES.2022.11.1.010
Mahmood, T., Yu, X. & Klasen, S. (2019). Do the poor really feel poor? Comparing objective poverty with subjective poverty in Pakistan. *Social Indicators Research,* 142, 543-580. https://doi.org/10.1007/s11205-018-1921-4
Marks, G.N. (2007). Income poverty, subjective poverty and financial stress. *Australian Government Social Policy Research Paper,* 29. https://ssrn.com/abstract=1728587
Nandori, E.S. (2024). Objective and subjective poverty. In Encyclopedia of quality of life and well-being research (pp. 4771-4775). Cham: Springer International Publishing. https://doi.org/10.1007/978-94-007-0753-5_3779
Posel, D. & Rogan, M. (2014). Measured as poor versus feeling poor. https://doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2014/854-4
Samiyeva, G.T. (2022). Concepts of poverty, inequality and social exclusion. *International Journal on Economics, Finance and Sustainable Development*, *4*(3), 122-126. https://doi.org/10.31149/ijefsd.v4i3.2877
Sen, A. (2014). Development as freedom (1999). The globalization and development reader: Perspectives on development and global change, 525.
Simon, H.A. (1957). Models of man: social and rational; mathematical essays on rational human behavior in society setting. Wiley.
Siposné Nándori, E. (2011). Subjective poverty and its relation to objective poverty concepts in Hungary. *Social indicators research*, *102*(3), 537-556. https://doi.org/10.1007/s11205-010-9743-z

Soleimani, M., Kiani, M. & Abedi, I. (2019). An investigation into the effects of mental poverty on a human's perception of benefits and costs of pregnancy (with an intra-religious approach). *Islamic Research Journal on Women and Family*, *7*(16), 49-69. [In Persian]
SID. https://sid.ir/paper/400495/fa

Soleimani, M., Kiani, M. & Abedi, I. (2019). Investigating the potential effects of religiosity on mental poverty in Iran. *Islamic Economics*, *19*(73), 155-181. https://noormags.ir/view/en/articlepage/1459675. [In Persian]

Tajfel, H. & Turner, J.C. (1979). An integrative theory of intergroup con flict. InThe social psychology of intergroup relations. Edited by Austin WG, Worchel S, Brooks/Cole; 33–47.

Tang, K., Li, Z. & He, C. (2023). Spatial distribution pattern and influencing factors of relative poverty in rural China. *Innovation and Green Development*, *2*(1), 100030.
https://doi.org/10.1016/j.iged.2022.100030

Wang, H., Zhao, Q., Bai, Y., Zhang, L. & Yu, X. (2020). Poverty and subjective poverty in rural China. *Social Indicators Research*, 150, 219-242. https://doi.org/10.1007/s11205-020-02303-0

Zulkifli, F. & Abidin, R.Z. (2023). The multi-dimensional nature of poverty: a review of contemporary research. *International Journal of Academic Reserach in Economics and Management Sciences*, *12*(2).
https://doi.org/10.6007/IJAREMS/v12-i2/17260

استناد به این مقاله: آذین، علی، عربی، سیدهادی و ملکی، محمدحسن. (۱۴۰۴). شناسایی و تحلیل عوامل مؤثر بر فقر ذهنی در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۰(۱۰۳)، ۱۷۸-۲۱۶.

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

-- Iranian Journal of Economic Research---------
Volume 30, Issue 103, Summer 2025, 217-270
ijer.atu.ac.ir
https://doi.org/10.22054/ijer.2025.85225.1353

ATU PRESS

The Impact of Domestic and Global Economic Policy Uncertainty on the Stock Market Index Returns in Iran: A NARDL Approach

Gholamhossein Golarzi* Associate Professor, Department of Business Management, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran

Mahnaz Khorasani Ph.D. in Finance - Financial Engineering, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran

Abstract

This research examined the asymmetric effects of domestic economic policy uncertainty (DEPU) and global economic policy uncertainty (GEPU) on stock market index returns in Iran. The study focused on simultaneous analysis of economic policy uncertainty originating from both domestic and global sources within a nonlinear framework, as well as the stock market's asymmetric responses to these uncertainties. It used the nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) model, as it enables dynamic analysis and distinguishes the market's reactions to positive and negative shocks across different time horizons. The dataset consisted of quarterly observations from 1997 to 2024. In addition to the uncertainty indices, the model incorporated several control variables, including the exchange rate, global oil prices, the consumer price index, money supply, real non-oil GDP, and stock market liquidity. Before estimating the model, the statistical properties of the data—such as nonlinearity, stationarity, the presence of long-term relationships, and response symmetry—were examined to ensure the suitability of the NARDL approach and the validity of the results. The results indicated that positive and negative shocks to DEPU have significant positive and negative effects, respectively, on stock market index returns in both the short and long run. Furthermore, GEPU shocks

* Corresponding Author: g_golarzi@semnan.ac.ir
How to Cite: Golarzi, GH. & Khorasani, M. (2025). The Impact of Domestic and Global Economic Policy Uncertainty on the Stock Market Index Returns in Iran: A NARDL Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, *30*(103), 217-270.

eISSN:2476-6445 ISSN: 1726-0728 Accepted: 3/9/2025 Revised: 23/7/2025 Received: 10/4/2025 Original Research

exert significant short-term effects with a time lag: positive shocks increase, while negative shocks decrease stock market index returns. In the long term, however, only positive GEPU shocks have a significant positive impact. The control variables also exhibited significant effects on stock market index returns.

1. Introduction

Economic policy uncertainty (EPU) is widely recognized as a critical factor influencing financial markets, including stock market returns. In today's interconnected global economy, both domestic and global sources of policy uncertainty play a pivotal role in shaping investor behavior, economic decision-making, and overall market stability. Given Iran's repeated exposure to policy shifts, economic sanctions, and geopolitical tensions, the country presents a unique setting for analyzing the impacts of policy uncertainty. Uncertainties—whether originating domestically or globally—can affect the stock market in diverse ways, varying in timing, direction, and intensity. This study aimed to investigate the asymmetric effects of domestic economic policy uncertainty (DEPU) and global economic policy uncertainty (GEPU) on stock market returns in Iran over the period 1997–2024. The primary objective was to examine how different forms of policy uncertainty influence the behavior of the Iranian stock market, while accounting for the non-linear and dynamic nature of these relationships. Market responses are not only asymmetric but are also shaped by the specific nature of each uncertainty source and the market's sensitivity to these factors. Therefore, a nuanced analytical approach is required to capture the interactions between policy uncertainty and stock market performance. To this end, the present study employed the nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) model, an advanced econometric technique designed to capture asymmetric responses to positive and negative shocks in EPU. The findings can provide valuable insights into the role of EPU in shaping stock market returns in an emerging market such as Iran.

2. Materials and Methods

The present study used the nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) model, an appropriate method for analyzing nonlinear relationships in economic time series data. The NARDL model allows for the differentiation between positive and negative shocks, offering a more nuanced understanding of how various forms of uncertainty impact market behavior. Unlike traditional linear models, which assume symmetric effects of shocks, the NARDL approach enables the examination of distinct effects arising from positive and negative policy

uncertainty shocks on stock market returns. This asymmetry is central to the study, as it reveals how market responses vary depending on the intensity and direction of uncertainty—an essential aspect for comprehensively assessing the effects of EPU on stock market performance. The analysis used quarterly time series data spanning the period 1997 to 2024. Key variables included DEPU and GEPU, Iran's stock market returns, the exchange rate, global oil prices, the consumer price index (CPI), money supply, real non-oil GDP, and stock market liquidity. The DEPU and GEPU indices were constructed using content analysis of news reports, a widely accepted method for measuring EPU. Based on the theoretical framework and following the model proposed by Shin et al. (2014), the nonlinear long-term specification for Iran's stock market index returns is presented in Equation (1):

$$LSP_t = \beta_0 + \beta_1^+ LDEPU_t^+ + \beta_1^- LDEPU_t^- + \beta_2^+ LGEPU_t^+ + \beta_2^- LGEPU_t^- + \beta_3 LEX_t + \beta_4 LOIL_t + \beta_5 LCPI_t + \beta_6 LMS_t + \beta_7 LENOGDP_t + \beta_8 LLIQ_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

The analysis aimed to simultaneously analyze the asymmetric short-term and long-term effects of the variables, so Equation (1) was reformulated as a NARDL model in the form of an error correction model (ECM), as presented in Equation (2):

$$\Delta LSP_t = \alpha + \lambda_1 LSP_{t-1} + \lambda_2^+ LDEPU_{t-1}^+ + \lambda_2^- LDEPU_{t-1}^- + \lambda_3^+ LGEPU_{t-1}^+ + \lambda_3^- LGEPU_{t-1}^- + \lambda_4 LEX_{t-1} + \lambda_5 LOIL_{t-1} + \lambda_6 LCPI_{t-1} + \lambda_7 LMS_{t-1} + \lambda_8 LRNOGDP_{t-1} + \lambda_9 LLIQ_{t-1} + \sum_{j=1}^{k_1} \gamma_{1j} \Delta LSP_{t-j} + \sum_{j=0}^{k_2} \gamma_{2j}^+ \Delta LDEPU_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{k_3} \gamma_{2j}^- \Delta LDEPU_{t-j}^- + \sum_{j=0}^{k_4} \gamma_{3j}^+ \Delta LGEPU_{t-i}^+ + \sum_{j=0}^{K_5} \gamma_{3j}^- \Delta LGEPU_{t-i}^- + \sum_{j=0}^{K_6} \gamma_4 \Delta LEX_{t-j} + \sum_{j=0}^{K_7} \gamma_5 \Delta LOIL_{t-j} + \sum_{j=0}^{K_8} \gamma_6 \Delta LCPI_{t-j} + \sum_{j=0}^{K_9} \gamma_7 \Delta LMS_{t-j} + \sum_{j=0}^{K_{10}} \gamma_8 \Delta LRNOGDP_{t-j} + \sum_{j=0}^{K_{11}} \gamma_9 \Delta LLIQ_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Before estimating the NARDL model, several preliminary tests were conducted to ensure its statistical validity and the suitability of applying this nonlinear model. These tests included the BDS test for nonlinear dependence, the ADF and PP tests for stationarity, the Zivot–Andrews test for structural breaks, the cointegration test of Pesaran et al. (2001) for long-run relationships, and the Wald test for asymmetry. The results confirmed that the data satisfied the necessary assumptions for valid estimation and that the NARDL model was appropriate for the analysis. Following the estimation of the NARDL model, several diagnostic tests were performed to assess the reliability of the results. These included the ARCH and Breusch–Godfrey tests to detect heteroscedasticity and autocorrelation in the residuals, as well as the CUSUM and CUSUMQ to check for parameter stability. The outcomes of these diagnostic tests indicated that the model was correctly specified and that the findings were robust and reliable.

3. Results and Discussion

The results from the dynamic NARDL model (Table 1) showed that, in the short term, the lagged value of the stock market index has a significant positive effect on its returns. This indicates that past market growth can stimulate future growth. In the short term, DEPU displayed asymmetric effects: positive shocks have a significant positive impact, while negative shocks have a significant negative effect. GEPU also showed delayed and asymmetric effects. Positive GEPU shocks are statistically insignificant, but their first and second lags exert significant positive impacts on stock market returns. Negative GEPU shocks are also statistically insignificant, although their first lag has a significant negative effect. Regarding the control variables, the exchange rate had a positive and significant effect in the current period, while its lag was statistically insignificant. Moreover, global oil prices can exert positive effects in the second and third lags, but not in the current period or the first lag.

Table 1. Results of Dynamic NARDL Model Estimation

Variable	Coefficient	Standard error	t-Statistic	p-value
LSP(-1)	0.30	0.09	3.12	0.00
LDEPU_POS	0.23	0.10	2.32	0.02
LDEPU_POS(-1)	0.32	0.93	0.34	0.72
LDEPU_NEG	-0.22	0.08	-2.51	0.01
LGEPU_POS	1.02	0.70	1.45	0.14
LGEPU_POS(-1)	1.12	0.52	2.15	0.03
LGEPU_POS(-2)	1.29	0.56	2.30	0.02
LGEPU_NEG	0.64	0.39	1.64	0.10
LGEPU_NEG(-1)	-1.45	0.54	-2.66	0.00
LEX	0.93	0.44	2.07	0.04
LEX(-1)	-0.75	0.51	-1.45	0.14
LOIL	-0.35	0.30	-1.15	0.25
LOIL (-1)	0.53	0.44	1.18	0.23
LOIL (-2)	0.98	0.45	2.17	0.03
LOIL (-3)	1.42	0.29	4.82	0.00
LCPI	1.27	0.47	2.70	0.00
LMS	-0.73	2.11	-0.34	0.72
LMS(-1)	-1.29	2.46	-0.52	0.60
LMS(-2)	1.03	0.41	2.49	0.02
LMS(-3)	-1.82	4.55	-0.40	0.69
LRNOGDP	0.10	0.17	0.60	0.54
LLIQ	0.03	0.10	0.35	0.72
LLIQ (-1)	0.20	0.10	2.00	0.04
R^2=0.88	F-statistic =7.6836		Prob (F-statistic) =0.0000	

Source: Research Results

The consumer price index was found to have a significant positive impact on stock market returns. Money supply has a significant positive effect only in the second lag. Real non-oil GDP is not statistically significant in the short term, whereas market liquidity is significant only in its first lag. The overall model significance was confirmed by the F-statistic.

The long-term results from the NARDL model (Table 2) indicated that DEPU exhibits significant asymmetric effects: positive shocks lead to a positive long-term impact on stock market returns, whereas negative shocks produce a negative long-term effect. GEPU also showed asymmetric long-term behavior, with only positive shocks having a statistically significant influence. Among the control variables, the exchange rate and real non-oil GDP exert positive and significant long-term effects on stock market returns, while global oil prices and the consumer price index have negative long-term effects. The ECM coefficient confirmed that, following any shock, the market gradually adjusts back to its long-term equilibrium.

Table 2. Long-Term Relationships and the Error Correction Model (ECM) Results From NARDL

Variable	Coefficient	Standard error	t-Statistic	p-value
LDEPU_POS	0.34	0.14	2.41	0.01
LDEPU_NEG	-0.28	0.09	2.92	0.00
LGEPU_POS	1.02	0.37	2.70	0.00
LGEPU_NEG	-0.89	0.55	-1.60	0.11
LX	0.69	0.24	2.87	0.00
LOIL	-0.92	0.45	-2.04	0.04
LCPI	-1.93	0.80	-2.39	0.01
LMS	-0.63	0.75	-0.83	0.40
LRNOGDP	1.38	0.56	2.47	0.01
LLIQ	0.21	0.22	0.97	0.33
ECM	-0.25	0.11	-2.2	0.02

Source: Research Results

4. Conclusion

According to the findings, both DEPU and GEPU exert significant and asymmetric effects on stock market returns in Iran. The results highlighted the importance of recognizing non-linear relationships when examining the impact of EPU, particularly in emerging markets such as Iran. In light of the findings, it is recommended that economic policymakers proceed with greater caution when announcing policies and avoid issuing contradictory or ambiguous signals that could trigger short-term market overreactions and instability. Moreover, achieving long-term economic stability requires careful attention to fundamental factors such as exchange rates, oil prices, and economic growth. The results also indicated that, in the short term, speculative and emotional

behaviors play a substantial role in market fluctuations. These behaviors can be curbed by improving regulatory frameworks, for example by facilitating short-selling, futures contracts, and options trading. In the long term, enhancing investors' financial literacy and encouraging long-term investment strategies can help reduce volatility driven by short-term speculation.

Keywords: Asymmetric Effects, Stock Market Index Returns in Iran, Economic Policy Uncertainty, NARDL

JEL Classification: D53, E61, F42, G18

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران ---------
دوره ۳۰، شماره ۱۰۳، تابستان ۱٤۰٤، ۲۱۷-۲۷۰
ijer.atu.ac.ir
https://doi.org/10.22054/ijer.2025.85225.1353

مقاله پژوهشی
تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۱/۲۱
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۵/۱
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۶/۱۲
ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸
eISSN:۲۴۷۶-۶۴۴۵

تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی بر بازدهی شاخص بازار سهام ایران: رهیافت NARDL

غلامحسین گل‌ارضی ✱
دانشیار گروه مدیریت بازرگانی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران

مهناز خراسانی
دکتری رشته مالی- مهندسی مالی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران

چکیده

این پژوهش با هدف بررسی اثرات نامتقارن نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی (DEPU) و جهانی (GEPU) بر بازدهی شاخص بازار سهام ایران انجام شده است. بدین‌منظور از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) بهره‌گرفته‌شده که امکان تحلیل پویا و تفکیک واکنش‌بازار به شوک‌های مثبت و منفی در افق‌های زمانی مختلف را فراهم می‌کند. نوآوری اصلی این پژوهش در تحلیل هم‌زمان نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی با منشأ داخلی و جهانی، در چارچوبی غیرخطی و بررسی واکنش نامتقارن بازار سهام نسبت به این نااطمینانی‌ها نهفته است. داده‌های مورد استفاده به‌صورت فصلی و طی دوره ۱۳۷۶ تا ۱۴۰۳ گردآوری شده‌اند. علاوه‌بر شاخص‌های نااطمینانی، متغیرهای کنترلی شامل نرخ ارز، قیمت جهانی نفت، شاخص قیمت مصرف‌کننده، حجم نقدینگی، تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون نفت و نقدشوندگی بازار سهام نیز در مدل لحاظ شده‌اند. پیش از برآورد مدل، ویژگی‌های آماری داده‌ها شامل وابستگی غیرخطی، ایستایی، وجود رابطه بلندمدت و تقارن واکنش‌ها بررسی شد تا از صحت به‌کارگیری مدل NARDL و اعتبار نتایج اطمینان حاصل شود. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت و منفی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی به‌ترتیب اثرات مثبت و منفی معناداری بر بازدهی شاخص بازار سهام در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارند. همچنین، شوک‌های نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی نیز در کوتاه‌مدت با وقفه زمانی تأثیرگذار بوده‌اند به‌طوری‌که شوک مثبت تأثیر مثبت و شوک منفی تأثیر منفی بر بازده شاخص بازار سهام داشته است. اما در بلندمدت، تنها شوک مثبت نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی تأثیر مثبت معناداری بر بازدهی شاخص بازار سهام داشته است. همچنین، متغیرهای کنترلی نیز اثرات معناداری بر بازده شاخص بازار سهام داشته‌اند.

کلیدواژه‌ها: اثرات نامتقارن، بازدهی شاخص بازارسهام ایران، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی.
طبقه‌بندی JEL : D53, E61, F42, G18

✱ نویسنده مسئول: g_golarzi@semnan.ac.ir

۱. مقدمه

بازده سرمایه‌گذاری در سهام متأثر از متغیرهای بنیادی متعددی ازجمله انتظارات فعالان اقتصادی، نوسانات اقتصادی و سیاست‌های دولت می‌باشد. نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی، به‌عنوان یکی از عوامل کلان اقتصادی، می‌تواند با تأثیرگذاری بر انتظارات سرمایه‌گذاران، بر رفتار و تصمیم‌گیری آن‌ها اثر بگذارد و در نتیجه، بازده سرمایه‌گذاری آن‌ها را تحت‌الشعاع قرار دهد (Su, et al., 2024). یکی از بزرگترین آسیب‌هایی که طی سال‌های اخیر متوجه بازار سهام در ایران است، تأثیرپذیری آن از نوسانات سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی می‌باشد. اغلب تحقیقات صورت‌گرفته درخصوص این موضوع از مدل‌های متقارن برای تجزیه‌وتحلیل روابط استفاده کرده‌اند. در مدل‌های متقارن فرض می‌شود که بازار به شوک‌های مثبت و منفی نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی به‌صورت یکسان واکنش نشان می‌دهد (ارباب و همکاران، ۱۴۰۰). این در حالی است که شواهد نشان می‌دهد که عوامل مختلف ازجمله انتظارات ناهمگون فعالان مختلف در بازارهای مالی، واکنش متفاوت سرمایه‌گذاران به اخبار خوب و بد و مداخلات سیاسی می‌تواند منجر به اثر نامتقارن متفاوت شوک‌های مثبت و منفی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازده سهام شوند (Nusair & Al-Khasawneh, 2022). بر پایه چارچوب نظری بلوم[1] (۲۰۰۹)، داده‌های نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی دارای ساختاری نامتقارن هستند که به واکنش‌های متفاوت اقتصادی در مواجهه با افزایش یا کاهش آن منجر می‌شود. در وضعیت افزایش نااطمینانی، فضای مبهم و پیش‌بینی‌ناپذیر حاکم بر اقتصاد منجر به رفتارهای احتیاطی در میان بنگاه‌ها و سیاست‌گذاران می‌شود به‌گونه‌ای که آن‌ها تصمیمات حیاتی نظیر سرمایه‌گذاری، تولید یا سیاست‌گذاری را به تعویق انداخته یا محدود می‌کنند. این تأخیر رفتاری، آثار منفی خود را به‌صورت تدریجی و با وقفه زمانی بر فعالیت‌های اقتصادی و بازار سهام تحمیل می‌کند (Hoque & Zaidi, 2019). در نقطه مقابل، کاهش نااطمینانی با تقویت اعتماد و افزایش قابلیت پیش‌بینی محیط اقتصادی، تصمیم‌گیری‌های اقتصادی را تسریع می‌بخشد و سبب تحرک سریع‌تر بازار و بهبود شاخص‌های کلان می‌شود. این الگوی رفتاری دوسویه و نامتقارن، بیانگر آن است که شوک‌های مثبت و منفی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی،

1. Bloom, N.

نه‌تنها در جهت بلکه در شدت و زمان‌بندی اثر نیز متفاوت عمل می‌کنند. ازاین‌رو، تحلیل اثرات نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازار سهام مستلزم بهره‌گیری از رویکردهایی است که توانایی شناسایی و تفکیک واکنش‌های ناهمگون به شوک‌های مثبت و منفی را دارا باشند (Erdogan, et al., 2022). در این راستا، مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی[1] (NARDL) به‌عنوان یکی از رویکردهای پیشرفته و معتبر در اقتصادسنجی، چارچوبی مناسب برای بررسی روابط نامتقارن و پویای میان متغیرهای اقتصادی فراهم می‌سازد. این مدل ضمن امکان تحلیل هم‌زمان اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت، قادر است تفاوت در جهت و شدت واکنش بازار به انواع مختلف شوک‌های نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی را نیز آشکار سازد (Elroukh, 2025). علاوه‌براین، مدل NARDL با برخورداری از انعطاف‌پذیری ساختاری، بر محدودیت‌های مدل‌های خطی، غلبه کرده و در مطالعات اخیر ازجمله شارما[2] (۲۰۲۴)، اردوغان و همکاران[3] (۲۰۲۲) و نصیر و الخسوانه[4] (۲۰۲۲) به‌عنوان روشی کارآمد برای تحلیل تأثیرات نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازدهی بازارهای مالی مورد تأکید قرار گرفته است. بدیهی است که با توجه به افزایش سطح تعاملات اقتصادی و مالی بین‌المللی در سال‌های اخیر، درک اثرات هم‌زمان و متقابل نااطمینانی‌های ناشی از سیاست‌های اقتصادی جهانی و داخلی، می‌تواند به تبیین دقیق‌تر رفتار بازار سهام کشورها در مواجهه با شوک‌های نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی منجر شود. با توجه به اهمیت موضوع، این پژوهش برای نخستین بار در ایران و با رویکردی نوآورانه، به بررسی اثرات نامتقارن نااطمینانی‌های سیاست‌های اقتصادی داخلی[5] (DEPU) و جهانی[6] (GEPU) بر بازده شاخص بازار سهام ایران با بهره‌گیری از مدل غیرخطی NARDL می‌پردازد. وجه تمایز اصلی این مطالعه نسبت به تحقیقات پیشین در این است که برخلاف پژوهش‌های داخلی انجام‌شده نظیر اخگر و همکاران (۱۴۰۲)، لونی و همکاران (۱۴۰۰)، دیندارفرکوشی و همکاران (۱۴۰۰) و صمصامی و ابراهیم‌نژاد (۱۳۹۸) که عمدتاً شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی را براساس نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی محاسبه کرده‌اند، در این

1. Nonlinear Autoregressive Distributed Lags (NARDL)
2. Sharma, A.K.
3. Erdogan, L., et al.
4. Nusair, S.A. & Al-Khasawneh, J.A.
5. Domestic Economic Policy Uncertainty (DEPU)
6. Global Economic Policy Uncertainty (GEPU)

تحقیق از شاخص‌های نااطمینانی مبتنی بر تحلیل محتوای اخبار استفاده شده است. این رویکرد، تصویر دقیق‌تر و واقع‌گرایانه‌تری از فضای بازار و واکنش فعالان اقتصادی نسبت به نااطمینانی‌های سیاست‌گذاری ارائه می‌دهد و می‌تواند آثار واقعی‌تر این نااطمینانی‌ها بر بازار سهام را آشکار سازد (Ahir, et al., 2022). همچنین، برای نخستین‌بار، اثر هم‌زمان دو منبع نااطمینانی داخلی و جهانی در قالب یک مدل غیرخطی و پویا بر بازده شاخص بازار سهام ایران مورد بررسی قرار گرفته است درحالی‌که اغلب مطالعات پیشین، مبتنی بر مدل‌های خطی یا رویکردهای تقارن‌محور بوده‌اند. بنابراین، این پژوهش با تحلیل هم‌زمان نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی با منشأ داخلی و جهانی در یک چارچوب غیرخطی، گامی نوآورانه در جهت برطرف‌کردن خلأهای مفهومی و تجربی موجود در ادبیات بازار سهام ایران برداشته است. در ادامه سازماندهی پژوهش، ابتدا پیشینه پژوهش در دو بخش نظری و تجربی مورد بحث قرار می‌گیرد. سپس روش‌شناسی پژوهش شامل تشریح مدل مورد استفاده، معرفی داده‌ها، متغیرهای پژوهش و مدل پژوهش ارائه می‌شود. در بخش بعدی، به برآورد مدل و تفسیر نتایج حاصل از آن پرداخته می‌شود. درنهایت، در بخش نتیجه‌گیری، به جمع‌بندی و تحلیل یافته‌های پژوهش، ارائه پیشنهادات کاربردی برای سیاست‌گذاران و فعالان بازار سهام و همچنین ارائه رهنمودهایی برای انجام تحقیقات آتی در این زمینه پرداخته خواهد شد.

۲. پیشینه پژوهش

۲-۱. پیشینه نظری

بازار سهام به‌عنوان یکی از ارکان اصلی اقتصاد هر کشور بازتابی از وضعیت متغیرهای کلان اقتصادی و به‌طور خاص، **سیاست‌های اقتصادی** داخلی و جهانی است. مطالعات متعدد صورت‌گرفته نشان می‌دهند که **نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی،** رابطه‌ای معنادار با **بازدهی و نوسانات بازار سهام** دارد (Ghani & Ghani, 2024). بدین معنی که با افزایش دامنه نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی، نااطمینانی در سایر متغیرهای اقتصادی نیز افزایش‌یافته و درنتیجه شرکت‌ها به دلیل نااطمینانی در چشم‌انداز اقتصادی اقدامات سرمایه‌گذاری خود را به تعویق می‌اندازند. به‌تبع آن سرمایه‌گذاران نیز محتاط‌تر عمل می‌کنند و تمایل کمتری به سرمایه‌گذاری در بازار سهام شرکت‌ها داشته و نهایت اینکه بازده سهام شرکت‌ها در بازار دچار افت می‌شود (Guedhami, et al., 2021; He, et al.,

(Cheng, et al., 2021; 2020). انتظارات سرمایه‌گذاران در فرآیند تعیین قیمت سهام رابطه معنادار بین نااطمینانی اقتصادی داخلی و بازار سهام را به‌آسانی تبیین می‌کند. قیمت سهام ارزش فعلی جریانات نقدی است که براساس انتظارات سرمایه‌گذاران پیش‌بینی می‌گردد. ازآنجاکه این انتظارات سرمایه‌گذاران براساس اطلاعات موجود در بازار ازجمله تغییرات در سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی شکل می‌گیرد لذا هرگونه نوسان در سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی می‌تواند بر بازده سهام مؤثر باشد (Fama & French, 1989; Schwert, 1990). نتایج حاصل از انجام پژوهش‌های صورت‌گرفته نشانگر عدم تقارن در تأثیرپذیری بازده بازار سهام از نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی داخلی به دلایلی همچون انتظارات ناهمگون و متنوع فعالان مختلف در بازار سهام می‌باشد (Aftab, et al., 2021). تنوع انتظارات سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی، منجر به دیدگاه‌های مختلف در مورد تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی بر قیمت سهام می‌شود و ممکن است برخی این اثر را کوتاه‌مدت و برخی دیگر آن را پدیده‌ای بلندمدت تلقی کنند که این امر منجر به واکنش‌های نامتقارن در بازار و نوسانات نامتوازن در قیمت سهام می‌شود (Idnani, et al., 2023). دلیل دیگری که می‌تواند باعث تأثیر نامتقارن نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی بر بازده سهام شود، نحوه واکنش سرمایه‌گذاران و معامله‌گران به اخبار خوب و بد در بازار است. تحقیقات نشان می‌دهد که واکنش سرمایه‌گذاران و معامله‌گران به اخبار مثبت و منفی به‌صورت نامتقارن است؛ به‌طوری‌که اخبار منفی تأثیر بیشتری نسبت به اخبار مثبت بر نگرش و رفتار سرمایه‌گذاران می‌گذارد و این موضوع نوسانات بازار را در زمان اخبار منفی به‌شدت افزایش می‌دهد (Laakkonen & Lanne, 2008; Soroka, 2006). علاوه‌براین، مداخلات سیاستی مانند مدیریت نرخ ارز یا تثبیت قیمت کالاها می‌تواند بر نحوه تعدیل قیمت سهام به تغییرات نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی اثر بگذارد و منجر به غیرخطی‌بودن رابطه بین این دو متغیر شود (Nusair & Al-Khasawneh, 2022). این رابطه غیرخطی، در محیط‌هایی با تعاملات جهانی گسترده‌تر، به‌مراتب پیچیده‌تر می‌شود زیرا نااطمینانی‌های سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی به‌صورت هم‌زمان بر بازارهای سهام تأثیر گذاشته و الگوهای نوسانی پیچیده‌تری را به‌وجود می‌آورند (Aftab, et al., 2021). افزایش نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی جهانی نه‌تنها باعث آشفتگی در سرمایه‌گذاری‌های بین‌المللی می‌شود بلکه با اثرات مستقیم و غیرمستقیم، موجب افزایش

نااطمینانی برای سرمایه‌گذاران داخلی نیز می‌گردد. همچنین، ممکن است نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی جهانی با نااطمینانی در سیاست‌های داخلی همسو نباشد و به‌طور متفاوتی تغییر کند. بنابراین بحران‌های جهانی ممکن است اعتماد سرمایه‌گذاران را کاهش داده و به فروش سهام، نوسانات قیمتی و کاهش سرمایه‌گذاری منجر شود (آشنا و لعل خضری، ۱۳۹۹).

نااطمینانی در سیاست‌های اقتصاد جهانی بر رفتار سرمایه‌گذاران در بازار سهام نیز تأثیر می‌گذارد. این نااطمینانی باعث ایجاد ترس و عدم‌اطمینان نزد سرمایه‌گذاران و افزایش صرف ریسک مورد انتظار و درنتیجه کاهش قیمت سهام در بازار می‌گردد (Brogaard & Detzel, 2015). به دلیل تأثیر متفاوت عوامل ایجادکننده این قبیل نااطمینانی‌ها بر بازده بازار سهام، این رابطه به‌صورت غیرخطی برقرار است (Basher, et al., 2018; Zhu, et al., 2017; Arouri, et al., 2016; Ko & Lee, 2015). ازجمله دلایلی که می‌توانند منشأ این رفتار غیرخطی باشند، وقوع شوک‌های قیمتی در بازار کالاها، بحران‌های مالی، تغییرات ناگهانی در سیاست‌های مالی و تحولات ژئوپلیتیکی و سیاسی است. این عوامل معمولاً باعث بروز تغییراتی ناگهانی و پیش‌بینی‌نشده در بازار شده و به ایجاد تحولات ساختاری و جابه‌جایی در نحوه عملکرد بازار سهام می‌انجامند. علاوه‌براین، بحران‌های مالی و تغییرات سیاست‌های مالی می‌توانند با ایجاد ناپایداری اقتصادی، تأثیرات متفاوتی بر بازار سهام بگذارند. در دوران بحران، ممکن است واکنش بازار به عوامل ریسک شدیدتر و غیرقابل‌پیش‌بینی‌تر باشد. به همین ترتیب، تغییرات ژئوپلیتیکی و سیاسی می‌توانند نااطمینانی را در بازار افزایش دهند و باعث نوسانات شدید در بازدهی بازار سهام شوند. این ناپایداری‌های اقتصادی باعث می‌شوند که بازار به‌صورت متغیر و غیرقابل‌پیش‌بینی به عوامل ایجاد نااطمینانی در سطح جهانی واکنش نشان دهد به‌طوری‌که مدل‌های خطی قادر به تبیین کامل این رابطه نباشند؛ لذا استفاده از مدل‌های غیرخطی برای تحلیل دقیق‌تر و واقعی‌تر این رابطه ضروری می‌باشند (Hoque & Zaidi, 2019). در سال‌های اخیر، پژوهشگران با بهره‌گیری از سه رویکرد اصلی کوشیده‌اند ابعاد مختلف نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی را شناسایی و اندازه‌گیری کنند و تأثیرات آن را بر عملکرد بازارهای مالی و بخش‌های مختلف اقتصاد مورد تحلیل قرار دهند. در رویکرد نخست شاخص‌های مبتنی بر اطلاعات مالی که نوسانات تحقق‌یافته یا ضمنی در بازارهای مالی را به‌عنوان معیاری از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی قلمداد می‌کنند (Al-

(Yahyaee, et al., 2019; Völkert, 2015). در رویکرد دوم با استناد به تحلیل داده‌های متنی که با واکاوی اخبار اقتصادی، اسناد سیاست‌گذاری و داده‌های شبکه‌های اجتماعی، میزان نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی را از دیدگاه افکار عمومی و نهادهای رسمی استخراج می‌نمایند (Ahir, et al., 2022; Saltzman & Yung, 2018; Baker et al., 2016). رویکرد سوم، رویکردی ترکیبی و نوآورانه است که با بهره‌گیری از داده‌های متنوع و به‌کارگیری مدل‌های آماری به سنجش جنبه‌های ساختاری یا رفتاری نااطمینانی سیاستی می‌پردازد. ازجمله این روش‌های به‌کار گرفته شده در این رویکرد، مدل ساختاری جورادو و همکاران[1] (۲۰۱۵) مبتنی بر مجموعه داده‌های اقتصاد خرد و کلان، شاخص غافلگیری اقتصادی[2] اسکوتی[3] (۲۰۱۶) مبتنی بر سنجش شکاف میان داده‌های تحقق‌یافته و مقادیر پیش‌بینی‌شده اقتصادی، و شاخص احساسات سرمایه‌گذاران[4] دا و همکاران[5] (۲۰۱۵) مبتنی بر تحلیل داده‌های جست‌وجوی اینترنتی مرتبط با واژگان رکود، بحران، ورشکستگی و بیکاری اشاره کرد. در میان شاخص‌های موجود برای سنجش نااطمینانی، شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی معرفی‌شده توسط بیکر و همکاران[6] (۲۰۱۶) به‌عنوان یکی از معتبرترین و پرکاربردترین ابزارهای تجربی در این زمینه شناخته می‌شود (Nguyen & Vo, 2024). این شاخص علاوه‌بر سطح جهانی، به‌طور اختصاصی برای بسیاری از کشورها نیز محاسبه شده و در مطالعات متعددی ازجمله پژوهش‌های وگا-گوتیرس و همکاران[7] (۲۰۲۵)، شارما (۲۰۲۴)، نصیر و الخسوانه (۲۰۲۲)، الثقیب و همکاران[8] (۲۰۲۲)، بالسیلار و همکاران[9] (۲۰۲۰)، هوک و زیدی[10] (۲۰۱۹)، اشرف و شن[11] (۲۰۱۹) و کاگیانو و همکاران[12] (۲۰۱۷) مورد استفاده قرار گرفته است. شاخص مذکور با شمارش فراوانی واژگان مرتبط با سیاست،

1. Jurado, K., et al.
2. Surprise Index
3. Scotti, C.
4. Investor Sentiment Index
5. Da, Z., et al.
6. Baker, S.R., et al.
7. Vega-Gutiérrez, P.L., et al.
8. Al-Thaqeb, S.A., et al.
9. Balcilar, M., et al.
10. Hoque, M.E. & Zaidi, M.A.S.
11. Ashraf, B.N. & Shen, Y.
12. Caggiano, G., et al.

اقتصاد و نااطمینانی در مقالات مطبوعاتی کشورها، سطح نااطمینانی سیاست‌گذاری را اندازه‌گیری کرده و تصویری نسبتاً دقیق از فضای نااطمینانی سیاستی ارائه می‌دهد (Hoque & Zaidi, 2019). شواهد مطالعات متعدد نشان می‌دهد که افزایش این شاخص با کاهش اعتماد فعالان اقتصادی نسبت به توانایی سیاست‌گذاران در مدیریت شرایط بحرانی و مقابله با شوک‌های اقتصادی همراه است (Dakhlaoui & Aloui, 2016). بااین‌حال، لازم به ذکر است که شاخص‌های نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی عمدتاً بر بعد سیاستی نااطمینانی تمرکز دارد و سایر متغیرهای مؤثر بر نوسانات اقتصاد کلان را که می‌توانند به‌طور مستقل بر بازار سهام تأثیرگذار باشند، به‌طور مستقیم مدنظر قرار نمی‌دهد (Sharma, 2024). بر همین اساس، در سال‌های اخیر، پژوهشگران با هدف ارائه تحلیلی جامع‌تر، به بررسی هم‌زمان تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و سایر متغیرهای تأثیرگذار بر عملکرد بازار سهام پرداخته‌اند. ازجمله مهم‌ترین متغیرهایی که در این مطالعات لحاظ شده‌اند، می‌توان به نرخ ارز به‌عنوان شاخصی از ارزش پول ملی، شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌عنوان نمادی از نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی به‌عنوان بازتاب‌دهنده وضعیت واقعی تولید ملی، قیمت جهانی نفت به‌عنوان عاملی مؤثر بر درآمدهای ارزی، حجم نقدینگی به‌عنوان نمایانگر وضعیت پولی اقتصاد و نقدشوندگی بازار سهام به‌عنوان سنجه‌ای از کارایی بازار اشاره کرد (Sharma, 2024; Nusair & Al-Khasawneh, 2022; Yuan, et al., 2022; Erdogan, et al., 2022; Goel et al., 2021; Paule-Vianez, et al., 2020; Kang & Ratti, 2013). ترکیب این متغیرها با شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در مدل‌های تجربی، زمینه‌ساز تحلیل عمیق‌تر و جامع‌تر از سازوکار تأثیرگذاری عوامل مختلف بر بازار سهام شده است. در مجموع، رفتار بازار سهام در مواجهه با نااطمینانی و تحولات اقتصاد کلان، تابع روابط متقابل، پیچیده و اغلب غیرخطی میان متغیرهای مذکور است. درک این روابط پیچیده، مستلزم بهره‌گیری از چارچوب‌های تحلیلی منعطف و استفاده از روش‌های کمی پیشرفته است تا بتوان آثار هم‌زمان و متقابل سیاست‌های اقتصادی، شرایط بازار و متغیرهای کلان را به‌دقت شناسایی و تبیین کرد.

۲-۲. پیشینه تجربی

شارما (۲۰۲۴) با بهره‌گیری از مدل NARDL، تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی بر بازار سهام هند را در بازه زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۲۲ مورد بررسی قرار داد. همچنین در این مطالعه، به‌منظور ارزیابی پایداری نتایج، دوره زمانی پیش از پاندمی کرونا نیز به‌طور جداگانه مورد تحلیل قرار گرفته است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که واکنش بازار سهام هند به تغییرات نااطمینانی، ماهیتی نامتقارن دارد؛ به‌طوری‌که کاهش نااطمینانی تأثیر مثبت قوی‌تری بر قیمت سهام نسبت به تأثیر منفی ناشی از افزایش آن دارد و این الگوی رفتاری هم در کل دوره و هم در دوره پیش از پاندمی کرونا مشاهده شده است.

اردوغان و همکاران (۲۰۲۲) با استفاده از مدل NARDL به بررسی تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی، قیمت نفت و ریسک ژئوپلیتیکی خاص کشور بر بازده واقعی سهام در ترکیه در دوره زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۲۰ پرداختند. همچنین آن‌ها به‌منظور بررسی تأثیر ویروس کرونا به‌عنوان یک ریسک سیستماتیک بر روند تأثیر متغیرهای مذکور بر بازدهی سهام در ترکیه، مطالعه مذکور را در دوره زمانی پیش از پاندمی کرونا (از ژانویه ۱۹۹۷ تا دسامبر ۲۰۱۹) نیز انجام دادند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی جهانی در هر دو دوره مورد بررسی منجر به کاهش بازده واقعی سهام در ترکیه شده است. همچنین، نتایج حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت، افزایش قیمت نفت تأثیر منفی بر بازده واقعی سهام دارد درحالی‌که در بلندمدت، ریسک ژئوپلیتیکی خاص ترکیه اثر مثبتی بر بازدهی سهام داشته است و به‌طور کلی، بازار سهام ترکیه نسبت به اخبار منفی ناشی از عوامل جهانی حساسیت بیشتری نسبت به عوامل داخلی از خود نشان می‌دهد.

نصیر و الخسوانه (۲۰۲۲) با استفاده از مدل‌های خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی خطی و غیرخطی (ARDL و NARDL) اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی را بر قیمت سهام کشورهای گروه هفت (G7) در بازه ۱۹۸۵ تا ۲۰۲۱ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مدل خطی ARDL نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی اثر منفی قابل‌توجهی بر قیمت سهام تمام کشورهای G7 دارد و این اثر منفی در بلندمدت فقط در کانادا و ژاپن باقی می‌ماند. درحالی‌که براساس مدل غیرخطی NARDL، تغییرات مثبت و منفی در نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی

اثرات کوتاه‌مدت قابل‌توجه و نامتقارنی بر قیمت سهام دارند که این اثرات نامتقارن در همه کشورهای G7 به جز انگلستان تا بلندمدت پابرجا هستند.

شو و همکاران[1] (۲۰۲۱) با استفاده از مدل رگرسیون تک‌متغیره و دومتغیره، عملکرد شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی ارائه شده توسط دیویس و همکاران[2] (۲۰۱۶) را در پیش‌بینی بازده بازار سهام چین مورد بررسی قرار داده‌اند. براساس نتایج پژوهش شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی به‌طور معنادار و منفی بر بازده سهام ماه آینده تأثیرگذار است و شاخص نااطمینانی مورد نظر نسبت به سایر متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص‌های نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی موجود، قابلیت پیش‌بینی‌پذیری خارج از نمونه بهتری برای بازده سهام دارد.

هوک و زیدی (۲۰۱۹) با استفاده از یک مدل تغییر رژیم مارکوف دومرحله‌ای به بررسی تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی بر بازده در بازار سهام مالزی پرداختند. در این پژوهش بازده سهام بخش‌های مختلف به‌عنوان فرآیندهای مارکوف با احتمال انتقال **متغیر در طول زمان** مدل‌سازی شده است. آن‌ها دریافتند که چارچوب‌های خطی سنتی قادر به شناسایی تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی بر بازده سهام نیستند درحالی‌که در مدل تغییر رژیم مارکوف، اثرات قابل‌توجهی از تأثیر نااطمینانی را بر تمامی بازده‌های سهام بخش‌ها به جز بخش فناوری در بازار سهام مالزی نشان می‌دهد. همچنین آن‌ها دریافتند که اثرات منفی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی بر اثرات مثبت غالب است و نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی تأثیر بیشتری بر بازده سهام در دوره‌های پرنوسان بازار دارد.

یو و همکاران[3] (۲۰۱۸) با استفاده از مدل ترکیبی خودرگرسیونی ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته با نمونه‌گیری داده‌های مختلط[4] (GARCH-MIDAS) تأثیر شاخص ماهانه نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی را بر نوسانات روزانه بازار سهام چین مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی تأثیر مثبت و قابل‌توجهی بر نوسانات بازار سهام چین دارد. این موضوع نشان‌دهنده همگرایی تدریجی بازار سهام چین با اقتصاد جهانی است. همچنین نتایج حاکی از آن است که پیش‌بینی‌های

1. Xu, Y., et al.
2. Davis, S.J., et al.
3. Yu, H., et al.
4. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic Mixed Data Sampling

به‌دست‌آمده از مدل GARCH-MIDAS با درنظرگرفتن نااطمینانی سیاست‌های اقتصاد جهانی و نوسان تحقق‌یافته، نسبت به مدل‌های GARCH (1,1) و GARCH-MIDAS صرفاً با نوسان تحقق‌یافته، براساس توابع زیان مختلف خطای بسیار کمتری دارد.

بالسیلار و همکاران (۲۰۱۵) با استفاده از آزمون علیت خطی گرنجر و آزمون علیت ناپارامتریک در چندک‌ها به بررسی امکان پیش‌بینی بازده و نوسانات سهام در هنگ‌کنگ، مالزی و کره جنوبی با استفاده از شاخص‌های نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی می‌پردازند. براساس نتایج آزمون علیت گرنجر خطی به‌جز کشور کره جنوبی، شاخص‌های نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی قابلیت پیش‌بینی بازده سهام را ندارد. بااین‌حال، براساس آزمون علیت ناپارامتریک در چندک‌ها شواهد قوی از علیت نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر نوسانات بازده سهام در مالزی وجود دارد.

سام[1] (۲۰۱۳) با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (VAR) و آزمون علیت گرنجر به بررسی تأثیر **تغییرات در نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی ایالات متحده آمریکا** بر بازارهای سهام پنج کشور عضو آسه‌آن[2] (اندونزی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور و تایلند) در بازه زمانی ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۲ پرداخت. وی در این پژوهش دریافت که بازدهی بازار سهام آسه‌آن **به‌صورت سریع** به تغییرات در نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی ایالات متحده **واکنش منفی** نشان داد. همچنین نتایج مطالعه نشان داد که نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی ایالات متحده **باعث** تغییرات در بازدهی سهام در سنگاپور و مالزی می‌شود اما لزوماً در مورد اندونزی، فیلیپین و تایلند چنین نیست.

شکرخواه و همکاران (۱۴۰۲) با استفاده مدل رگرسیونی چندمتغیره به بررسی رابطه بین نااطمینانی اقتصادی و هم‌زمانی بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سهام ایران در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ پرداختند. براساس نتایج پژوهش بین نااطمینانی در نرخ رشد اقتصادی و نرخ بهره با هم‌زمانی قیمت سهام رابطه‌ای منفی و معنی‌دار وجود دارد. در مقابل، میان نااطمینانی نرخ ارز و هم‌زمانی بازده سهام رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار مشاهده شده است.

آشنا و لعل خضری (۱۳۹۹) با استفاده از الگوی همبستگی شرطی پویای گارچ (DCC-GARCH) به بررسی همبستگی پویای شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی با

1. Sum, V.
2. Association of Southeast Asian Nations (ASEAN)

نوسان بازارهای سهام، ارز و سکه در ایران در بازه زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۸ پرداختند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی جهانی تأثیر معناداری بر نوسانات بازارهای سهام، ارز و سکه در ایران دارد.

لطفی و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از آزمون همبستگی و تحلیل رگرسیون معمولی و چندکی به بررسی هم‌زمانی بازده سهام در بازار سهام ایران و تأثیر عوامل اقتصادی بر آن در بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ پرداختند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در شرایط اقتصادی که تورم بالا (پایین) و رشد اقتصادی پایین (بالا) بوده، بازار سهام ایران بیشترین (کمترین) هم‌زمانی را تجربه نموده است. همچنین براساس نتایج پژوهش تغییرات رشد اقتصادی بیشترین تأثیر را بر تغییرات هم‌زمانی داشته و تأثیر نرخ تورم و نرخ بیکاری معنادار نبوده است.

زمردیان و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی **تأثیر تغییرات غیرمنتظره در سیاست‌های پولی و مالی** بر **بازار سهام ایران** در بازه زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۲ پرداختند. در این پژوهش از مدل *واریانس ناهمسانی شرطی* خودرگرسیو تعمیم‌یافته (GARCH) برای مدل‌سازی نوسانات در سیاست‌های پولی و مالی استفاده شده و با استفاده از مدل ARDL، اثرگذاری نوسانات سیاست پولی و مالی بر بازار سهام، در کنار متغیرهای دیگر مانند تورم، حجم نقدینگی، نرخ سود بانکی، نرخ ارز بازار آزاد و درآمد نفتی، بررسی شده است. نتایج پژوهش نشان داد که نوسانات غیرمنتظره، شاخص قیمت سهام را کاهش می‌دهد و نیز تورم و حجم نقدینگی اثر مثبت و نرخ ارز اثر منفی بر بازده بازار سهام دارد.

زراءنژاد و معتمدی (۱۳۹۱) به بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۷ پرداختند و بدین منظور از روش‌های علیت تودا - یاماموتو[1] (۱۹۹۵)، آزمون تصحیح خطای گرنجری (۱۹۸۷) و تکنیک هم‌جمعی به روش آزمون کرانه‌های[2] ارائه شده توسط پسران و همکاران[3] (۲۰۰۱) استفاده نموده‌اند. آن‌ها دریافتند که بین شاخص کل قیمت سهام، نرخ ارز، نرخ بهره بانکی، نرخ تورم و قیمت نفت رابطه بلندمدت وجود دارد. همچنین یک رابطه علّی یک‌سویه از

1. Toda, H.Y. & Yamamoto, T.
2. Bound Test
3. Pesaran, M.H., et al.

دو متغیر نرخ بهره بانکی و نرخ ارز به سمت شاخص کل قیمت سهام و نرخ تورم وجود دارد. علاوه‌براین، بین نرخ تورم و شاخص کل قیمت سهام رابطه علّی دوسویه وجود دارد.

صمدی و بیانی (۱۳۹۰) با استفاده از مدل GARCH به بررسی ارتباط بازده سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در بازار سهام ایران در بازه زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ پرداختند. آن‌ها در این پژوهش دریافتند که متغیرهای قیمت طلا، نرخ تورم و نرخ ارز متغیرهای تأثیرگذار بر بازده سهام هستند و قیمت نفت و نقدینگی تأثیر معناداری بر بازده سهام ندارند. همچنین براساس نتایج پژوهش در بازار سهام ایران اثر اهرمی وجود دارد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳-۱. نوع پژوهش

این پژوهش از منظر هدف یک پژوهش کاربردی است و نتایج حاصل از آن می‌تواند به ارتقای سطح دانش مالی و اتخاذ تصمیمات آگاهانه‌تر در بازارهای مالی یاری رساند. از لحاظ ماهیت نیز این پژوهش نوعی پژوهش علّی است که به بررسی تأثیر نامتقارن نااطمینانی سیاست‌های اقتصاد داخلی و جهانی بر بازده بازار سهام می‌پردازد. از بعد زمان نیز این پژوهش یک پژوهش گذشته‌نگر است زیرا با استفاده از داده‌های تاریخی به تحلیل روابط بین متغیرها می‌پردازد. از نظر کاربرد، این پژوهش یک پژوهش تصمیم‌گرا است زیرا نتایج حاصل از آن می‌تواند سرمایه‌گذاران را در مسیر تصمیم‌گیری‌های مالی و سرمایه‌گذاری مبتنی بر شواهد یاری رساند.

۳-۲. داده‌ها و قلمرو زمانی پژوهش

در این پژوهش، تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی بر بازده شاخص بازار سهام ایران، با لحاظ مجموعه‌ای از متغیرهای کنترلی، در چارچوب الگوی غیرخطی NARDL مورد بررسی قرار گرفته است. در همین راستا، از داده‌های فصلی مربوط به دوره زمانی ۱۳۷۶ تا ۱۴۰۳ استفاده شده است. مدل پژوهش بر پایه مطالعات پیشین ازجمله شارما (۲۰۲۴)، نصیر و الخسوانه (۲۰۲۲) و اردوغان و همکاران (۲۰۲۲) طراحی شده و به‌صورت رابطه (۱) ارائه شده است.

$$LSP = f(DEPU, GEPU, EX, OIL, CPI, MS, RNOGDP, LIQ) \quad (۱)$$

در این مدل، بازده شاخص بازار سهام ایران (LSP) به‌عنوان متغیر وابسته مدنظر قرار گرفته و براساس بازده لگاریتمی شاخص کل بازده نقدی و قیمت[1] (TEDPIX) محاسبه شده است. همچنین، دو شاخص کلیدی به‌عنوان متغیرهای تبیین‌کننده در نظر گرفته شده‌اند که شامل شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی ایران (DEPU) و شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی (GEPU) هستند. هر دو شاخص براساس چارچوب مفهومی و روش‌شناسی ارائه‌شده توسط بیکر و همکاران (۲۰۱۶) طراحی شده‌اند به‌طوری‌که نااطمینانی اقتصادی با تحلیل محتوای متون خبری و سنجش فراوانی هم‌زمان سه واژه کلیدی «اقتصاد»، «سیاست» و «نااطمینانی» اندازه‌گیری شده است. شاخص DEPU از پایگاه فدرال رزرو[2] ایالات متحده استخراج شده و بر مبنای تحلیل گزارش‌های خبری واحد اطلاعات اکونومیست[3] (EIU) برای کشور ایران، محاسبه شده است. این شاخص برای کشورهای مختلف محاسبه شده و سطح نااطمینانی موجود در فضای سیاست‌گذاری اقتصادی هر کشور را نشان می‌دهد (Ahir, et al., 2022). شاخص GEPU نیز از پایگاه داده بین‌المللی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی[4] استخراج شده است. این شاخص براساس تحلیل محتوای روزنامه‌های منتخب کشورهای مختلف محاسبه شده است. پس از تولید شاخص‌های ملی برای هر کشور، این شاخص‌ها متناسب با سهم هر کشور از تولید ناخالص داخلی جهان وزن‌دهی و درنهایت به‌صورت یک شاخص جهانی ترکیب شده‌اند. کشورهایی که در محاسبه GEPU لحاظ شده‌اند، در مجموع حدود دو سوم از تولید ناخالص داخلی جهان را پوشش داده‌اند، ازاین‌رو شاخص GEPU به‌عنوان معیاری معتبر برای سنجش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در سطح جهانی شناخته شده است (Davis, 2016). بااین‌حال، همان‌طور که در پژوهش‌های شارما (۲۰۲۴) و نصیر و الخسوانه (۲۰۲۲) نیز مورد تأکید قرار گرفته است، شاخص‌های نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی عمدتاً بر جنبه‌های سیاست‌گذاری تمرکز داشته‌اند و عوامل ساختاری و بنیادین تأثیرگذار بر اقتصاد کلان را نادیده گرفته‌اند؛ بنابراین، اتکای صرف به این شاخص‌ها نمی‌تواند تصویری جامع از رفتار بازار سهام ارائه

1. Tehran Stock Exchange Dividend and Price Index (TEDPIX)
2. https://fred.stlouisfed.org
3. Economist Intelligence Unit
4. https://www.policyuncertainty.com

دهد. ازاین‌رو، به‌منظور افزایش قدرت تبیین مدل و ارتقای روایی نتایج، مطابق با رویکرد مطالعاتی نظیر شارما (۲۰۲۴)، اردوغان و همکاران (۲۰۲۲)، نصیر و الخسوانه (۲۰۲۲) و گویل و همکاران[1] (۲۰۲۱)، مجموعه‌ای از متغیرهای اثرگذار بر بازدهی بازار سهام به‌عنوان متغیرهای کنترلی در الگوی پژوهش لحاظ شده‌اند. این متغیرها شامل نرخ ارز بازار آزاد (EX)، قیمت جهانی نفت خام (OIL)، شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)، حجم نقدینگی (MS)، تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون نفت (RNOGDP) و نقدشوندگی بازار سهام (LIQ) هستند. شایان‌ذکر است که در این مطالعه، مطابق با رویکرد مطالعات وانگ و همکاران[2] (۲۰۲۵) و چولیا[3] (۲۰۲۳)، از حجم معاملات بازار سهام به‌عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری نقدشوندگی بازار استفاده شده است. هدف از واردکردن این متغیرها در مدل، بررسی اثرات مداخله‌گر سایر عوامل اقتصادی و پوشش ابعاد مختلفی نظیر تورم، نوسانات نرخ ارز، سطح فعالیت‌های واقعی اقتصادی، سیاست‌های پولی و میزان عمق بازار سهام بوده است. در همین راستا، مشابه با رویکرد شارما (۲۰۲۴) و نصیر و الخسوانه (۲۰۲۲) تمامی متغیرها به‌صورت لگاریتم طبیعی وارد مدل شده‌اند تا از یک‌سو نوسانات و ناهمگنی واریانس در داده‌ها کاهش یابد و از سوی دیگر، تفسیر ضرایب مدل با سهولت بیشتری انجام پذیرد. داده‌های مورد نیاز برای متغیرهای کلان اقتصادی از منابع رسمی مانند بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و مرکز آمار ایران گردآوری شده و اطلاعات مربوط به بازار سهام نیز از سامانه بورس‌ویو[4] استخراج شده است.

۳-۳. مدل انجام پژوهش

در این پژوهش، برای بررسی اثرات نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی بر بازده شاخص بازار سهام ایران، از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) استفاده شده است. انتخاب این مدل مبتنی بر مبانی نظری و شواهد تجربی انجام شده که نشان‌دهنده واکنش‌های متفاوت بازار سهام نسبت به شوک‌های مثبت و منفی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی است (Nusair & Al-Khasawneh, 2022; Erdogan, et al.,

1. Goel, G., et. al
2. Wang, Q., et al.
3. Chuliá, H., et al.
4. Bourse View

(Elroukh, 2025;). در مطالعات اخیر، برای تحلیل رابطه میان نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و بازدهی بازارهای مالی از روش‌های مختلفی مانند مدل‌های تغییر رژیم[1] (Kundu & Paul, 2022)، رگرسیون چندکی (Mensi et al., 2014) و آزمون‌های علیت نامتقارن در دامنه فرکانسی[2] (Aydin, et al., 2022) استفاده شده است. بااین‌حال، محدودیت مشترک اغلب این روش‌ها در ناتوانی آن‌ها در تفکیک هم‌زمان اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت شوک‌های نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی با جهت‌های متفاوت است (Sharma, 2024). در این میان، مدل NARDL که توسط شین و همکاران[3] (۲۰۱۴) توسعه‌یافته، به‌دلیل توانایی آن در مدل‌سازی روابط نامتقارن در هر دو افق زمانی، انتخاب مناسبی برای پاسخ به اهداف این مطالعه محسوب می‌شود. از منظر روش‌شناسی، مدل NARDL نسبت به سایر مدل‌های غیرخطی مانند مدل خودرگرسیون انتقال ملایم[4] (STAR) یا مدل تصحیح خطای برداری آستانه‌ای[5] (TVECM) مزایای قابل‌توجهی دارد. نخست، برخلاف بسیاری از مدل‌های غیرخطی که به دلیل تعداد زیاد پارامترها با مشکل همگرایی مواجه می‌شوند، مدل NARDLبا چنین چالشی روبرو نیست (Ugurlu-Yildirimet, al., 2021). دوم، این مدل در برابر مشکل درون‌زایی مقاوم بوده و در نمونه‌های کوچک نیز عملکردی پایدار دارد (Hemrit & Nakhli, 2021). سوم، انعطاف‌پذیری آن در مواجهه با متغیرهایی با درجات مختلف هم‌جمعی I(0) یا I(1)، آن را از روش‌های سنتی مانند انگل-گرنجر[6] (۱۹۸۷) و یوهانسن[7] (۱۹۹۱) متمایز می‌سازد (Shin, et al., 2014). افزون بر این، مدل NARDL با امکان شناسایی روابط هم‌انباشتگی در بلندمدت، قابلیت تحلیل تفاوت در شدت، جهت و پایداری شوک‌های نااطمینانی را در دوره‌های زمانی مختلف دارد. به همین دلیل، در این تحقیق مشابه بسیاری از پژوهش‌های اخیر در حوزه بازارهای مالی و نااطمینانی اقتصادی مانند مطالعات شارما (۲۰۲۴)، اردوغان و همکاران (۲۰۲۲) و نصیر و الخسوانه (۲۰۲۲) از مدل NARDL به‌عنوان رویکردی دقیق و کارآمد بهره گرفته شده است.

1. Regime-Switching
2. Asymmetric Frequency Domain Causality Tests
3. Shin, Y., et al.
4. Smooth Transition Autoregressive Model
5. Threshold Vector Error Correction Models
6. Engle, R.F. & Granger, C.W.
7. Johansen, S.

۱-۳-۳. مدل‌سازی بازده شاخص بازار سهام استفاده از مدل NARDL

با توجه به ادبیات نظری پژوهش و براساس مدل شین و همکاران (۲۰۱۴) مدل بلندمدت غیرخطی بازده شاخص بازار سهام ایران به‌صورت رابطه (۲) تعریف می‌شود:

$$LSP_t = \beta_0 + \beta_1^+ LDEPU_t^+ + \beta_1^- LDEPU_t^- + \beta_2^+ LGEPU_t^+ + \beta_2^- LGEPU_t^- + \beta_3 LEX_t + \beta_4 LOIL_t + \beta_5 LCPI_t + \beta_6 LMS_t + \beta_7 LENOGDP_t + \beta_8 LLIQ_t + \varepsilon_t \quad (۲)$$

که در رابطه بالا ضرایب مثبت و منفی بتا (β_i^+ و β_i^-) بیانگر ضرایب نامتقارن بلندمدت متغیرهای مستقل هستند. به‌طور مشخص، تغییرات مثبت و منفی شاخص‌های نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی (DEPU) و جهانی (GEPU) به‌صورت جداگانه مدل‌سازی شده‌اند تا اثر هر یک از شوک‌های افزایشی و کاهشی این متغیرها به‌طور مجزا بر بازده شاخص بازار سهام بررسی شود. به‌عنوان‌مثال، تغییرات مثبت و منفی متغیر DEPU به ترتیب به‌صورت رابطه‌های (۳) و (۴) تعریف می‌شوند:

$$LDEPU_t^+ = \sum_{i=1}^{t} \Delta \mathrm{LD}EPU_t^+ = \sum_{i=1}^{t} \max\ (\Delta \mathrm{LD}EPU_i, 0) \quad (۳)$$

$$LDEPU_t^- = \sum_{i=1}^{t} \Delta \mathrm{LD}EPU_t^- = \sum_{i=1}^{t} \min(\Delta LDEPU_i, 0) \quad (۴)$$

در رابطه (۳) LDEPU_t^+ مجموع جزئی از تغییرات مثبت در نااطمینانی سیاست‌های اقتصاد داخلی (نشان‌دهنده افزایش در نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی) و در رابطه (۴) LDEPU_t^- مجموع جزئی از تغییرات منفی در نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی (نشان‌دهنده کاهش در عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی داخلی) است. متغیرهای LGEPU نیز همانند الگوی روابط (۳) و (۴) به مجموع جزئی تغییرات مثبت و منفی تفکیک می‌شود. براساس مدل شین و همکاران (۲۰۱۴) به‌منظور بررسی اثرات نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها به‌صورت هم‌زمان معادله (۲) را می‌توان به‌صورت یک مدل NARDL به شکل تصحیح خطا[1] (ECM) به‌صورت رابطه (۵) بازنویسی کرد:

$$\Delta LSP_t = \alpha + \lambda_1 LSP_{t-1} + \lambda_2^+ LDEPU_{t-1}^+ + \lambda_2^- LDEPU_{t-1}^- + \lambda_3^+ LGEPU_{t-1}^+ + \lambda_3^- LGEPU_{t-1}^- + \lambda_4 LEX_{t-1} + \lambda_5 LOIL_{t-1} + \lambda_6 LCPI_{t-1} + \lambda_7 LMS_{t-1} + \lambda_8 LRNOGDP_{t-1} + \lambda_9 LLIQ_{t-1} + \sum_{j=1}^{k_1} \gamma_{1j} \Delta LSP_{t-j} + \sum_{j=0}^{k_2} \gamma_{2j}^+ \Delta LDEPU_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{k_3} \gamma_{2j}^- \Delta LDEPU_{t-j}^- + \sum_{j=0}^{k_4} \gamma_{3j}^+ \Delta \mathrm{LG}EPU_{t-i}^+ + \sum_{j=0}^{K_5} \gamma_{3j}^- \Delta LGEPU_{t-i}^- + \sum_{j=0}^{K_6} \gamma_4 \Delta LEX_{t-j} + \sum_{j=0}^{K_7} \gamma_5 \Delta LOIL_{t-j} + \quad (۵)$$

1. Error Correction Model

$$\sum_{j=0}^{K_8}\gamma_6\Delta LCPI_{t-j}+\sum_{j=0}^{K_9}\gamma_7\Delta LMS_{t-j}+\sum_{j=0}^{K_{10}}\gamma_8\Delta LRNOGDP_{t-j}+\sum_{j=0}^{K_{11}}\gamma_9\Delta LLIQ_{t-j}+\varepsilon_t$$

رابطه (۵) برای بررسی روابط هم‌انباشتگی تخمین زده می‌شود، نماد Δ بیانگر تفاضل مرتبه اول متغیرها است. متغیرهای با تفاضل مرتبه اول، نشانگر برآوردهای کوتاه‌مدت هستند و ضرایب این متغیرها (یعنی ضرایب γ_{1j}، γ_{2j}^{+}، γ_{2j}^{-}، γ_{3j}^{+}، γ_{3j}^{-}، γ_{4j}، γ_{5j}، γ_{6j}، γ_{7j}، γ_{8j}، و γ_{9j})، بیانگر چگونگی تأثیر متغیرهای مستقل بر بازده شاخص بازار سهام در کوتاه‌مدت هستند. همچنین در این رابطه ضرایب λ_1، λ_2^{-}، λ_2^{+}، λ_3^{+}، λ_3^{-}، λ_4، λ_5، λ_6، λ_7، λ_8 و λ_9 نشان‌دهنده ضرایب بلندمدت هستند و بیانگر روابط تعادلی بلندمدت بین متغیرها می‌باشند و ε_t جمله خطا را نشان می‌دهد که شامل تمام شوک‌های تصادفی و عوامل تأثیرگذار بر بازده شاخص بازار سهام است که در مدل صریحاً در نظر گرفته نشده‌اند.

۳-۳-۲. آزمون‌های مقدماتی برای اعتبارسنجی مدل NARDL

پیش از برآورد مدل NARDL، اجرای آزمون‌های مقدماتی برای ارزیابی صحت آماری و توجیه روش‌شناختی استفاده از این الگوی غیرخطی ضروری است. در این پژوهش و مطابق با رویکرد شارما (۲۰۲۴)، مجتبی و همکاران[1] (۲۰۲۲) چهار آزمون مقدماتی به‌منظور سنجش اعتبار و قابلیت اتکای مدل NARDL به‌کار گرفته شده‌اند. در ادامه، هر یک از این آزمون‌ها به‌صورت جداگانه معرفی و تشریح می‌گردند.

۱-۲-۳-۳. آزمون BDS برای شناسایی وابستگی غیرخطی متغیرها

در گام نخست تحلیل تجربی، به‌منظور بررسی وجود وابستگی غیرخطی در داده‌های سری زمانی، از آزمون BDS که توسط براک و همکاران[2] (۱۹۹۶) ارائه شده، استفاده شده است. این آزمون در ادبیات اقتصادسنجی به‌عنوان یکی از روش‌های معتبر برای شناسایی وابستگی غیرخطی در داده‌ها شناخته می‌شود (Georgescu & Kinnunen, 2025). آزمون BDS با بررسی فرضیه صفر مبنی بر استقلال و توزیع یکسان مشاهدات[3] (i.i.d)، امکان شناسایی

1. Mujtaba, A., et al.
2. Broock, W.A., et al.
3. Independent and Identically Distributed (i.d.d)

وابستگی‌های غیرخطی و ساختارهای غیرتصادفی در داده‌ها را فراهم می‌سازد. در صورت رد فرضیه صفر، وجود وابستگی غیرخطی در متغیر مورد بررسی تأیید می‌شود و استفاده از مدل‌های غیرخطی مانند NARDL از منظر روش‌شناختی و آماری توجیه‌پذیر خواهد بود (Mujtaba, et al., 2022). مبنای نظری آزمون BDS بر پایه مفاهیم نظریه آشوب[1] و همبستگی فضایی[2] است. در این آزمون، سری زمانی با استفاده از پارامتری موسوم به بعد بازسازی (m)، به بردارهایی در فضای m بعدی بازسازی می‌شود. سپس با استفاده از شعاعی مشخص (ε) میزان نزدیکی این بردارها در فضای بازسازی‌شده محاسبه می‌گردد. این نزدیکی از طریق انتگرال همبستگی فضایی بین جفت‌بردارها اندازه‌گیری می‌شود. درصورتی‌که داده‌ها از فرض استقلال و توزیع یکسان مشاهدات تبعیت کنند، انتظار می‌رود که میزان همبستگی در فضای m بعدی برابر با توان mام همبستگی یک‌بعدی باشد. آماره آزمون BDS به‌صورت رابطه (۶) تعریف می‌شود (Broock, et al., 1996).

$$BDS_{\varepsilon,m} = \frac{[C_{\varepsilon,m} - (C_{\varepsilon,1})^m]\sqrt{N}}{\sigma_{\varepsilon,m}} \qquad (۶)$$

که در آن N تعداد مشاهدات سری زمانی، m بعد بازسازی است که بیانگر تعداد نقاط متوالی سری زمانی برای تشکیل بردارهای چندبعدی می‌باشد. همچنین $C_{\varepsilon,m}$ میزان همبستگی فضایی در بعد m، $C_{\varepsilon,1}$ میزان همبستگی در بعد یک و $\sigma_{\varepsilon,m}$ انحراف معیار اختلاف بین همبستگی فضایی مشاهده‌شده در بعد m و مقدار مورد انتظار آن تحت فرض استقلال و توزیع یکسان داده‌ها (i.i.d) می‌باشد. آزمون BDS یک آزمون دوطرفه است که آماره آن با مقادیر بحرانی توزیع نرمال استاندارد مقایسه می‌شود. چنانچه قدرمطلق آماره آزمون از حدود بحرانی فراتر رود، فرضیه صفر رد شده و وجود وابستگی غیرخطی در داده‌ها مورد تأیید قرار می‌گیرد (Broock, et al., 1996).

۲-۲-۳-۳. آزمون‌های ایستایی برای تعیین مرتبه هم‌جمعی متغیرها

در گام دوم، پیش از برآورد مدل NARDL، ارزیابی ایستایی متغیرها انجام شده‌است زیرا وجود متغیرهایی با مرتبه هم‌جمعی دوم [I(2)] موجب نقض فروض اساسی این مدل شده و در این حالت آماره‌های F حاصل از آزمون فاقد اعتبار آماری خواهند بود (Nkoro & Uko,

1. Chaos Theory
2. Spatial Correlation

2016). در این راستا، در این پژوهش دو دسته آزمون ایستایی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. در دسته اول، آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته[1] (ADF) و فیلیپس- پرون[2] (PP) به‌عنوان روش‌های مرسوم و بدون لحاظ شکست ساختاری به‌کار گرفته شده‌اند. بااین‌حال، محدودیت اصلی این دو آزمون در نادیده‌گرفتن شکست‌های ساختاری احتمالی در سری‌های زمانی نهفته است که می‌تواند منجر به نتایج نادرست درباره ماهیت ایستایی متغیرها شود (Mujtaba, et al., 2022). در راستای رفع این محدودیت، در دسته دوم از آزمون زیووت- اندروز[3] (ZA) استفاده شده است که با درنظرگرفتن **یک شکست ساختاری درون‌زا** در عرض از مبدأ، روند، یا هر دو، ارزیابی واقع‌بینانه‌تری از وضعیت ایستایی متغیرها فراهم می‌سازد. در چارچوب این آزمون، **فرض صفر** بر وجود ریشه واحد بدون لحاظ شکست ساختاری دلالت دارد درحالی‌که **فرض مقابل** بیانگر ایستایی متغیر در حضور یک شکست ساختاری در سری زمانی است. در این آزمون، **نقطه شکست** به‌صورت درون‌زا و براساس **حداقل‌سازی آماره آزمون** تعیین می‌شود (Zivot & Andrews, 2012). در این پژوهش، ترکیب آزمون زیووت- اندروز (ZA) با آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس- پرون (PP) در قالب دو رویکرد مکمل در ارزیابی ایستایی، امکان تشخیص دقیق‌تر مرتبه هم‌جمعی متغیرها را فراهم ساخته و مبنایی معتبر از نظر روش‌شناختی برای برآورد مدل NARDL فراهم آورده است.

۳-۲-۳-۳. آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها

در گام سوم، به‌منظور ارزیابی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل، از آزمون کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده شده است. این آزمون مبتنی بر آماره F بوده و از طریق مقایسه مقدار آن با حدود بحرانی کرانه‌های پایین و بالا، امکان بررسی وجود هم‌انباشتگی میان متغیرها را فراهم می‌سازد. در این چارچوب، فرضیه صفر بیانگر نبود رابطه هم‌انباشتگی بلندمدت میان متغیرهای مدل است درحالی‌که فرضیه مقابل دلالت بر وجود حداقل یک رابطه تعادلی بلندمدت دارد. چنانچه مقدار محاسبه‌شده آماره F از حد بالای کرانه بحرانی فراتر رود، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت تأیید می‌شود. در مقابل، اگر مقدار

1. Augmented Dickey-Fuller (ADF)
2. Phillips-Perron (PP)
3. Zivot & Andrews (ZA)

آماره F کمتر از کرانه پایین باشد، فرضیه صفر پذیرفته شده و نبود رابطه بلندمدت نتیجه‌گیری می‌شود. در مواردی که آماره F در بازه بین دو کرانه بحرانی قرار گیرد، نتیجه آزمون نامشخص خواهد بود و نیاز به انجام بررسی‌های تکمیلی وجود دارد (عیدی و همکاران، ۱۳۹۹). در این پژوهش، فرضیه‌های آزمون کرانه‌ها به‌صورت رابطه (۷) تعریف شده‌است:

$$\begin{cases} H_0 = \lambda_1 = \lambda_2^+ = \lambda_2^- = \lambda_3^+ = \lambda_3^- = \lambda_4 = \lambda_5 = \lambda_6 = \lambda_7 = \lambda_8 = \lambda_9 = 0 \\ H_1 = \lambda_1 \neq \lambda_2^+ \neq \lambda_2^- \neq \lambda_3^+ \neq \lambda_3^- \neq \lambda_4 \neq \lambda_5 \neq \lambda_6 \neq \lambda_7 \neq \lambda_8 \neq \lambda_9 \neq 0 \end{cases} \quad (۷)$$

٤-۲-۳-۳. آزمون والد[1] برای بررسی تقارن یا عدم تقارن شوک‌ها در مدل NARDL

در گام چهارم، برای بررسی ماهیت متقارن یا نامتقارن واکنش متغیر وابسته نسبت به شوک‌های مثبت و منفی متغیرهای مستقل در چارچوب مدل NARDL، از آزمون والد استفاده شده است. فرضیه صفر در این آزمون بیان می‌دارد که واکنش متغیر وابسته به شوک‌های مثبت و منفی به‌صورت متقارن است (Sharma, 2024). با توجه به متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش، فرضیه صفر آزمون والد به ترتیب در کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌صورت رابطه (۸) و (۹) تعریف می‌شود:

$$H_0 = \sum_{j=1}^{k} \gamma_{i,X}^+ = \sum_{j=1}^{k} \gamma_{i,X}^- \quad (۸)$$

$$H_0 = \lambda_X^+ = \lambda_X^- \quad (۹)$$

۳-۳-۳. آزمون‌های تشخیصی به‌منظور ارزیابی اعتبار مدل برآوردشده NARDL

پس از برآورد مدل NARDL، به‌منظور ارزیابی اعتبار آماری مدل و اطمینان از صحت نتایج حاصل از برآورد، از مجموعه‌ای از آزمون‌های تشخیصی استفاده شده است. این آزمون‌ها شامل آزمون واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی[2] (ARCH) برای بررسی وجود ناهمسانی واریانس در پسماندها و آزمون بروش-گادفری[3] (LM) به‌منظور شناسایی خودهمبستگی در پسماندهای مدل NARDL هستند.

1. Wald Test
2. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH) Test
3. Breusch – Godfrey Test

٤. یافته‌ها

٤-١. نتایج آزمون‌های مقدماتی برای اعتبارسنجی مدل NARDL

به‌منظور اطمینان از اعتبار آماری و روش‌شناختی مدل NARDL، پیش از برآورد نهایی مدل، مجموعه‌ای از آزمون‌های مقدماتی ازجمله آزمون وابستگی غیرخطی (BDS)، آزمون ایستایی، آزمون کرانه‌ها و آزمون والد انجام شده است. در ادامه، نتایج هر یک از این آزمون‌ها به‌صورت جداگانه ارائه و تحلیل می‌شود.

٤-١ -١. نتایج آزمون BDS جهت شناسایی وابستگی غیرخطی

به‌منظور ارزیابی وجود وابستگی غیرخطی در سری‌های زمانی متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش، از آزمون BDS استفاده شده است. نتایج این آزمون که در جدول ۱ گزارش شده‌اند، شامل مقادیر آماره، سطوح معناداری و ابعاد بازسازی (m) در بازه ۲ تا ۶ هستند. براساس نتایج، آماره آزمون برای کلیه متغیرهای پژوهش در تمامی ابعاد بازسازی از نظر آماری معنادار است. این امر حاکی از آن است که فرض صفر مبنی بر استقلال و توزیع یکسان مشاهدات (i.i.d)، در همه موارد رد می‌شود و سری‌های زمانی مورد مطالعه دارای وابستگی‌های غیرخطی هستند. به‌طورکلی، این نتایج مؤید وجود ساختارهای غیرخطی پنهان در داده‌ها است که با استفاده از روش‌های خطی کلاسیک قابل شناسایی نیستند. براین‌اساس، به‌کارگیری مدل‌های اقتصادسنجی غیرخطی مانند NARDL می‌تواند در تحلیل دقیق‌تر روابط میان متغیرهای پژوهش اثربخش‌تر باشد.

جدول ۱. نتایج آزمون BDS شناسایی وابستگی غیرخطی در سری‌های زمانی متغیرهای پژوهش

ابعاد (m)	LSP	LDEPU	LGEPU	LEX	LOIL	LMS	LCPI	LRNOGDP	LLIQ
۲	۰/۰۵٤۳***	۰/۰۱٦٥**	۰/۱۳۷۷***	۰/۰٦۷۹***	۰/۰۲۱٥**	۰/۰۱۸۳**	۰/۰۳٥٦***	۰/۰۱٤۱*	۰/۰۰٥٦**
۳	۰/۰۹٦۰***	۰/۰۳۹۳***	۰/۲۳۲٥***	۰/۱۲٤٤***	۰/۰٤٤۷***	۰/۰٤۳۲***	۰/۰٦۹٥***	۰/۰۲۳۲*	۰/۰۰۸۹***
٤	۰/۱۱۷٦***	۰/۰٦۳۱***	۰/۲۹۸۲***	۰/۱٦۸٤***	۰/۰۵۷۲***	۰/۰٤۹۷***	۰/۰۸٤۳***	۰/۰۲٥٥*	۰/۰۱۰٦***
٥	۰/۱۲۸۸***	۰/۰۷۰۹***	۰/۳۳۸٥***	۰/۱۹۸۱***	۰/۰۵۹۰***	۰/۰۵٥۷***	۰/۰۸۸۰***	۰/۰۲۸۰*	۰/۰۱۱۱***
٦	۰/۱۲۸٦***	۰/۰۸۰۸***	۰/۳٥۹٦***	۰/۲۰۸۲***	۰/۰۵۷٥***	۰/۰٥۱۸***	۰/۰۸۰۹***	۰/۰۲۱٥*	۰/۰۱۰۷***

معناداری آماری در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ به ترتیب با نمادهای *، ** و *** نشان داده شده است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

٤-١ -٢. نتایج آزمون‌های ایستایی متغیرها

٤-١ -٢-١. نتایج آزمون‌های ایستایی متغیرها بدون لحاظ شکست ساختاری

به‌منظور بررسی ایستایی متغیرها در غیاب شکست‌های ساختاری، از آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس-پرون (PP) در دو حالت با عرض از مبدأ و بدون روند و دیگری با عرض از مبدأ و همراه با روند استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های ایستایی دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس- پرون (PP)

	ADF		PP	
متغیرها	با عرض از مبدأ و بدون روند	با عرض از مبدأ همراه با روند	با عرض از مبدأ و بدون روند	با عرض از مبدأ همراه با روند
LSP	۰/۱۱	-۱/۹۳	-۰/۰۸	-۲/۲۳
LSP(-1)	-۸/۹۰***	-۸/۸۷***	-۸/۹۸***	-۸/۹۵***
LDEPU	-۲/۹٦**	-٦/۸۰***	-٦/۱۰***	-۷/۱۲***
LGEPU	-۱/٤۹	-۳/۹۹**	-۱/۰۱	-۳/۹۹**
D(LGEPU)	-۱۲/۰۰***	-۱۱/۹٥**	-۱۳/۳٥***	-۱۳/۳۳***
LEX	۱/۳۸	-۰/۷۷	۱/۹۰	-۰/٥۳
D(LEX)	-٦/۳٥***	-٦/۷۲***	-٦/۰۹***	-٦/۲۰***
Loil	-۱/۸۹	-۱/۸۸	-۱/۹۹	-۲/۱۱
D(LOil)	-۸/٥٥***	-۸/٥٤***	-۸/٤۲***	-۸/۳۸***
LCPI	۲/٥٦	۰/٥۲	-٤/۳٥	۱/٥۳
D(LCPI)	-۳/۷٦***	-٤/٦۰***	-٦/٥۹***	-۷/٥۸***
LMS	۰/۳٤	-۲/۸۰	۰/۸٥	-۲/۷۲
D(LMS)	-۳/٥٥***	-۳/٥۰**	۱۲/٥۳***	-۱۲/٥۸***
LRNOGDP	-۰/٥۷	-۲/۳۰	-۰/٥٤	-۲/۲۹
D(LRNOGDP)	-۱۰/۸۸***	-۱۰/۸٤***	-۱۰/۸۸***	-۱۰/۸٤***
LLIQ	-۱/۲۱	-٥/۱۷***	-۰/۹۱	-٥/۱۲***
D(LLIQ)	-۱۰/۱۳***	-۱۰/۱۰***	-۲۲/۱۷***	-۲۲/۱۸***

D: نمایانگر بررسی ایستایی متغیر در سطح تفاضل مرتبه اول می‌باشد.

معناداری آماری در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ به ترتیب با نمادهای *، ** و *** نشان داده شده است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس یافته‌های حاصل، متغیرهای بازده شاخص بازار سهام و نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی در سطح ایستا بوده و درنتیجه در گروه متغیرهای هم‌جمعی مرتبه صفر [I(0)] قرار می‌گیرند. در مقابل، سایر متغیرها شامل شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی، نرخ ارز، قیمت جهانی نفت، شاخص قیمت مصرف‌کننده، حجم نقدینگی، تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون نفت و نقدشوندگی بازار سهام پس از یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند و درنتیجه در دسته متغیرهای هم‌جمعی مرتبه یک [I(1)] طبقه‌بندی می‌شوند. در مجموع، نتایج آزمون‌های ایستایی بدون لحاظ شکست ساختاری نشان می‌دهد که متغیرهای مورد بررسی ترکیبی از مرتبه‌های هم‌جمعی صفر و یک هستند و هیچ‌یک از آن‌ها در مرتبه دوم هم‌جمعی [I(2)] قرار ندارند. این شرایط با الزامات نظری و روش‌شناختی مدل NARDL سازگار بوده و امکان به‌کارگیری این مدل را از نظر آماری معتبر می‌سازد.

٤-١ -٢-٢. نتایج آزمون‌های ایستایی با لحاظ شکست ساختاری

در این پژوهش، با توجه به محدودیت آزمون‌های ایستایی دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس- پرون (PP) در شناسایی شکست‌های ساختاری احتمالی در سری‌های زمانی، از آزمون ایستایی زیووت— اندروز (ZA) بهره گرفته شده است که امکان تشخیص شکست ساختاری درون‌زا را فراهم می‌سازد. نتایج حاصل از این آزمون، با درنظرگرفتن شکست ساختاری در عرض از مبدأ و روند در جدول ۳ ارائه شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد داده‌های مورد استفاده در این پژوهش دارای شکست ساختاری هستند. به‌عبارت‌دیگر، در روند یا میانگین سری زمانی متغیرها، تغییرات ناگهانی و معناداری مشاهده می‌شود که می‌تواند ناشی از شوک‌ها یا تحولات اقتصادی در دوره مورد بررسی باشد. براساس نتایج آزمون، در سطح معناداری ۵ درصد، متغیرهای بازده شاخص بازار سهام، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی، تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون نفت و نقدشوندگی بازار سهام در سطح ایستا بوده و از مرتبه هم‌جمعی صفر [I(0)] برخوردارند. در مقابل، متغیرهای نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی، نرخ ارز، قیمت جهانی نفت، شاخص قیمت مصرف‌کننده و حجم نقدینگی پس از یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا شده و بنابراین در دسته متغیرهای هم‌جمعی مرتبه یک [I(1)] قرار می‌گیرند. در مجموع، نتایج حاصل از آزمون زیووت- اندروز (ZA) نیز، مشابه با آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس- پرون (PP)، وجود

ترکیبی از متغیرهای دارای هم‌جمعی مرتبه صفر [I(0)] و مرتبه یک [I(2)] را در داده‌های پژوهش تأیید می‌کند به‌گونه‌ای که هیچ یک از متغیرها دارای هم‌جمعی از مرتبه دوم [I(2)] یا بالاتر نیستند. با توجه به وجود شکست ساختاری در داده‌ها و ترکیب متفاوت مرتبه‌های هم‌جمعی، استفاده از مدل غیرخطی NARDL در این پژوهش ضروری و کاملاً توجیه‌پذیر است زیرا این مدل می‌تواند به‌خوبی پویایی‌های غیرخطی و اثرات شکست ساختاری را در روابط میان متغیرها منعکس کند.

جدول ۳. نتایج آزمون ایستایی زیووت- اندروز (ZA)

	با عرض از مبدأ و همراه با روند	
متغیرها	آماره t	مقطع شکست ساختاری
LSP	۵/٦٤***	بهار ۱۳۸۹
LDEPU	-۵/۲۸**	پاییز ۱۳۹۱
LGEPU	-٤/۷۰*	پاییز ۱۳۹۳
D(LGEPU)	-٦/۱٤***	بهار ۱۳۸۲
LMS	-۳/۹۵	بهار ۱۳۹۳
LEX	-۲/۸۸	زمستان ۱۳۸۷
D(LEX)	-٦/۵۳***	زمستان ۱۳۹٦
Loil	-۵/۰۵	پاییز ۱۳۹۳
D(LOil)	-۹/۰٤	تابستان ۱۳۹۹
LCPI	-۳//۲۲	پاییز ۱۳۹۵
D(LCPI)	-٦/۸۱***	تابستان ۱۳۹۷
D(LMS)	-۷/۱۷***	زمستان ۱۳۸۷
LRNOGDP	-۸/۰۹***	بهار ۱۳۹٤
LLLIQ	-٦/۱۹***	زمستان ۱۳۸۷

D: نمایانگر بررسی ایستایی متغیر در سطح تفاضل مرتبه اول می‌باشد.

مقادیر بحرانی آزمون در سطوح معناداری ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به‌ترتیب برابر با **۵/۲۴**-، **۴/۹۳**- و **۴/۵۸**- هستند.

معناداری آماری در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ به‌ترتیب با نمادهای *، ** و *** نشان داده شده است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

٤-١ -٣. نتایج آزمون کرانه‌ها برای بررسی هم‌انباشتگی در مدل NARDL

در این قسمت از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱) به‌منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای موجود در مدل NARDL استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول ۴ ارائه شده‌اند. براساس نتایج، مقدار آماره F برای مدل NARDL بیشتر از مقادیر حد بالای کرانه‌ها در سطوح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد است؛ بنابراین، وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها در مدل NARDL در تمامی سطوح معنی‌داری تأیید می‌شود. درنتیجه، شواهد حاصل از آزمون کرانه‌ها مبنی بر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها، استفاده از مدل NARDL را در راستای اهداف تحلیلی این پژوهش از منظر روش‌شناختی معتبر و قابل اتکا می‌سازد.

جدول ٤. نتایج آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه بلندمدت در مدل NARDL

حد بالا و پایین کرانه‌ها در سطوح مختلف معناداری			مقدار آماره F
٪۱	٪۵	٪۱۰	
۳/٦۱- ۲/٤۱	۳/۰٤- ۱/۹۸	۲/۷۷- ۱/۷٦	۳/٦۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

٤-١-٤. نتایج آزمون والد برای بررسی عدم تقارن متغیرها در مدل NARDL

در این بخش برای بررسی تقارن یا عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی و داخلی بر بازده شاخص بازار سهام از آزمون والد استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول ۵ ارائه شده است. فرضیه صفر در آزمون والد، مبنی بر اثر متقارن شوک‌های مثبت و منفی است. با توجه به نتایج، فرضیه صفر این آزمون رد می‌گردد که این امر نشان‌دهنده وجود اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی ناشی از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی بر بازده شاخص بازار سهام ایران است. این عدم تقارن ساختاری بیانگر آن است که مدل‌های خطی که فرض تقارن را در روابط میان متغیرها لحاظ می‌کنند، قادر به تبیین صحیح پویایی‌های موجود در داده‌ها نیستند. ازاین‌رو، به‌کارگیری مدل غیرخطی NARDL که امکان تحلیل رفتار نامتقارن متغیرها را فراهم می‌سازند، در چارچوب این پژوهش ضروری به نظر می‌رسد.

جدول ۵. نتایج آزمون والد برای نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی

شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی (GEPU)	شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی (DEPU)	آزمون والد
-۲/۲۷	-۲/۶۲	مقدار آماره
(۰/۰۲)	(۰/۰۱)	(ارزش احتمال)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج حاصل از مجموعه آزمون‌های مقدماتی، می‌توان نتیجه گرفت که داده‌های مورد استفاده در این پژوهش از **پیش‌فرض‌های آماری لازم برای برآورد مدل NARDL** برخوردار هستند. نتایج آزمون BDS نشان‌دهنده وجود **وابستگی غیرخطی** در سری‌های زمانی بررسی شده است. این یافته از منظر نظری و تجربی، ضرورت به‌کارگیری مدلی با قابلیت شناسایی **پویایی‌های نامتقارن** و **رفتارهای غیرخطی** را تأیید می‌کند. علاوه‌براین، نتایج آزمون‌های ایستایی نشان می‌دهد که متغیرهای مورد بررسی از مرتبه هم‌جمعی صفر [I(0)] یا یک [I(1)] برخوردار بوده و هیچ‌یک در مرتبه دوم قرار ندارند. علاوه‌براین،یافته‌های آزمون زیووت- اندروز (ZA) نیز وجود شکست ساختاری معنادار در متغیرها را تأیید می‌کند. همچنین، شواهد حاصل از آزمون کرانه‌ها وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرها را تأیید می‌کند و نتایج آزمون والد نیز بیانگر وجود اثرات نامتقارن ناشی از شوک‌های مثبت و منفی ناشی از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی بر بازده شاخص بازار سهام ایران است. در مجموع، با توجه به ویژگی‌های آماری داده‌ها، یکی از بهترین مدل‌های اقتصادسنجی برای بررسی روابط بین متغیرها، مدل‌های NARDL با توجه به مبانی نظری این مدل‌ها می‌باشد. بنابراین، استفاده از مدل NARDL در این پژوهش، با توجه به مبانی نظری پژوهش و شواهد تجربی موجود، انتخابی مناسب و متناسب با اهداف تحقیق به‌شمار می‌رود.

٤-٢. نتایج برآورد مدل NARDL

٤-٢-١. نتایج مدل پویای NARDL

تجزیه‌وتحلیل نتایج مدل NARDL شامل سه مرحله برآورد مدل پویا، حالت بلندمدت و تصحیح خطا (ECM) می‌باشد. برآورد مدل پویا، نحوه ارتباط متغیرها را در کوتاه‌مدت

نمایش می‌دهد. در این راستا از معیارهای اطلاعاتی مختلفی نظیر معیارهای آکائیک[1]، شوارتز بیزین[2]، حنان- کوئین[3] و همچنین ضریب تعیین و معناداری کل مدل رگرسیون برای برآورد مدل پویای NARDL استفاده می‌شود که در این پژوهش با توجه به حجم داده‌ها از معیار آکائیک استفاده شده است و مدل NARDL(1,1,0,2,1,1,3,0,3,0,1) به‌عنوان بهترین مدل انتخاب گردید. نتایج حاصل از این مدل که در جدول ۶ ارائه شده است، در دوره کوتاه‌مدت، وقفه شاخص بازار سهام اثر مثبتی بر بازده آن دارد؛ به این معنا که رونق در دوره‌های گذشته می‌تواند محرک رشد بیشتر در آینده بازار سهام ایران باشد. درخصوص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی، شواهد حاکی از واکنش نامتقارن بازار سهام نسبت به شوک‌های مثبت و منفی این متغیر در کوتاه‌مدت است. شوک مثبت نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار بوده و تأثیر مثبتی بر بازده شاخص بازار سهام دارد درحالی‌که وقفه آن فاقد معناداری است. در مقابل، شوک منفی این متغیر اثر منفی و معناداری در سطح اطمینان ۹۹ درصد دارد. درخصوص **نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی** نیز، نتایج بیانگر **واکنش نامتقارن بازار سهام** نسبت به شوک‌های مثبت و منفی این متغیر است. براساس یافته‌ها، شوک مثبت ناشی از افزایش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی فاقد معناداری آماری بوده اما وقفه‌های اول و دوم آن در سطح اطمینان ۹۵ درصد اثر مثبت و معناداری بر بازده شاخص بازار سهام دارد. همچنین، شوک منفی سیاست‌های اقتصادی جهانی نیز از لحاظ آماری معنادار نیست اما وقفه اول آن با سطح اطمینان ۹۹ درصد تأثیر منفی و معناداری بر بازده شاخص بازار سهام داشته است. این نتایج نشان‌دهنده اثرگذاری تدریجی و تأخیری نااطمینانی جهانی بر بازار سهام ایران است. در مورد سایر متغیرهای کنترلی، نتایج نشان می‌دهد که نرخ ارز نیز در مقدار جاری دارای اثر مثبت و معنادار در سطح اطمینان ۹۵ درصد بوده درحالی‌که وقفه آن فاقد معناداری آماری است. همچنین، قیمت جهانی نفت در وقفه‌های دوم و سوم اثر مثبت و معناداری بر بازده شاخص بازار سهام دارد اما مقدار جاری و وقفه اول آن از نظر آماری

1. Akaike Information Criterion
2. Bayesian Information Criterion
3. Hannan-Quinn Information Criterion

معنادار نیستند. شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز اثری مثبت و معنادار بر بازده شاخص بازار سهام دارد که این رابطه در سطح اطمینان ۹۹ درصد از نظر آماری معنادار است.

جدول ٦. نتایج برآورد مدل پویای NARDL

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	مقدار آماره t	ارزش احتمال
LSP(-1)	۰/۳۰	۰/۰۹	۳/۱۲	۰/۰۰
LDEPU_POS	۰/۲۳	۰/۱۰	۲/۳۲	۰/۰۲
LDEPU_POS(-1)	۰/۳۲	۰/۹۳	۰/۳٤	۰/۷۲
LDEPU_NEG	−۰/۲۲	۰/۰۸	−۲/۵۱	۰/۰۱
LGEPU_POS	۱/۰۲	۰/۷۰	۱/٤۵	۰/۱٤
LGEPU_POS(-1)	۱/۱۲	۰/۵۲	۲/۱۵	۰/۰۳
LGEPU_POS(-2)	۱/۲۹	۰/۵٦	۲/۳۰	۰/۰۲
LGEPU_NEG	۰/٦٤	۰/۳۹	۱/٦٤	۰/۱۰
LGEPU_NEG(-1)	−۱/٤۵	۰/۵٤	−۲/٦٦	۰/۰۰
LEX	۰/۹۳	۰/٤٤	۲/۰۷	۰/۰٤
LEX(-1)	−۰/۷۵	۰/۵۱	−۱/٤۵	۰/۱٤
LOIL	−۰/۳۵	۰/۳۰	−۱/۱۵	۰/۲۵
LOIL (-1)	۰/۵۳	۰/٤٤	۱/۱۸	۰/۲۳
LOIL (-2)	۰/۹۸	۰/٤۵	۲/۱۷	۰/۰۳
LOIL (-3)	۱/٤۲	۰/۲۹	٤/۸۲	۰/۰۰
LCPI	۱/۲۷	۰/٤۷	۲/۷۰	۰/۰۰
LMS	−۰/۷۳	۲/۱۱	−۰/۳٤	۰/۷۲
LMS(-1)	−۱/۲۹	۲/٤٦	−۰/۵۲	۰/٦۰
LMS(-2)	۱/۰۳	۰/٤۱	۲/٤۹	۰/۰۲
LMS(-3)	−۱/۸۲	٤/۵۵	−۰/٤۰	۰/٦۹
LRNOGDP	۰/۱۰	۰/۱۷	۰/٦۰	۰/۵٤
LLIQ	۰/۰۳	۰/۱۰	۰/۳۵	۰/۷۲
LLIQ (-1)	۰/۲۰	۰/۱۰	۲/۰۰	۰/۰٤
۰/۰۰۰۰ = (F-statistic) Prob		۷/٦۸۳٦=	**F-statistic**	۰/۸۸= $\mathbf{R^2}$

مأخذ: یافته‌های پژوهش

درخصوص حجم نقدینگی، تنها وقفه دوم این متغیر اثری مثبت و معنادار در سطح اطمینان ۹۵ درصد دارد درحالی‌که سایر وقفه‌ها و مقدار جاری آن معنادار نیستند. تولید ناخالص

داخلی حقیقی بدون نفت، با وجود داشتن ضریب مثبت، از لحاظ آماری معنادار نبوده و نمی‌توان آن را در کوتاه‌مدت اثرگذار تلقی کرد. درنهایت، متغیر نقدشوندگی بازار سهام در مقدار جاری فاقد معناداری است اما وقفه یک‌دوره‌ای آن اثری مثبت و معنادار در سطح اطمینان ۹۵ درصد دارد. درنهایت، معناداری کلی مدل با استفاده از آماره F محاسبه‌شده در مدل تأیید می‌شود.

٤-۲-۲. برآورد بلندمدت و الگوی تصحیح خطای مدل NARDL

نتایج بلندمدت الگوی غیرخطی NARDL در جدول ۷ ارائه شده است. براساس یافته‌های حاصل از برآورد مدل، شوک‌های ناشی از نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی داخلی در بلندمدت تأثیر معناداری بر بازده شاخص بازار سهام دارند؛ به‌صورتی‌که شوک مثبت نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی دارای تأثیر مثبت و معنادار و شوک منفی این متغیر دارای تأثیر منفی و معنادار در سطح اطمینان ۹۹ درصد هستند. در رابطه با نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی، نتایج نشان می‌دهد که شوک مثبت این متغیر دارای اثر مثبت و معنادار در سطح اطمینان ۹۹ درصد بر بازده شاخص بازار سهام است درحالی‌که شوک منفی آن فاقد معناداری آماری است. این نتایج نشان می‌دهد که نااطمینانی‌های اقتصادی داخلی و جهانی در بلندمدت دارای آثار نامتقارن بر شاخص بازار سهام هستند. در میان متغیرهای کنترلی لحاظ‌شده در مدل، نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون نفت در بلندمدت تأثیر مثبت و معناداری بر بازده شاخص بازار سهام دارند درحالی‌که قیمت جهانی نفت خام و شاخص قیمت مصرف‌کننده تأثیری منفی و معنادار بر آن می‌گذارند. از سوی دیگر، متغیرهای حجم نقدینگی و نقدشوندگی بازار سهام در بلندمدت، رابطه آماری معناداری با بازده شاخص بازار سهام ندارند. درنهایت، ضریب تصحیح خطا در مدل NARDL نشان می‌دهد که در هر دوره ۲۵ درصد از خطای عدم تعادل تعدیل گردیده و مقدار کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادل بلندمدت خود میل می‌کند. این ضریب تصحیح خطا اهمیت تعدیل بازار به تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد و بیانگر این است که در صورت وقوع شوک‌ها، بازار در هر دوره به‌تدریج به وضعیت تعادل بلندمدت خود بازمی‌گردد. این فرآیند تعدیل نشان‌دهنده واکنش‌های پویای بازار به شوک‌های مختلف و بازگشت به تعادل است که برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران از اهمیت بالایی برخوردار است.

جدول ۷. نتایج آزمون روابط بلندمدت و الگوی تصحیح خطای مدل NARDL

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	مقدار آماره t	ارزش احتمال
LDEPU_POS	۰/۳٤	۰/۱٤	۲/٤۱	۰/۰۱
LDEPU_NEG	−۰/۲۸	۰/۰۹	۲/۹۲	۰/۰۰
LGEPU_POS	۱/۰۲	۰/۳۷	۲/۷۰	۰/۰۰
LGEPU_NEG	−۰/۸۹	۰/۵۵	−۱/٦۰	۰/۱۱
LX	۰/٦۹	۰/۲٤	۲/۸۷	۰/۰۰
LOIL	−۰/۹۲	۰/٤۵	−۲/۰٤	۰/۰٤
LCPI	−۱/۹۳	۰/۸۰	−۲/۳۹	۰/۰۱
LMS	−۰/٦۳	۰/۷۵	−۰/۸۳	۰/٤۰
LRNOGDP	۱/۳۸	۰/۵٦	۲/٤۷	۰/۰۱
LLIQ	۰/۲۱	۰/۲۲	۰/۹۷	۰/۳۳
ECM	−۰/۲۵	۰/۱۱	−۲/۲	۰/۰۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

٤-۳. نتایج آزمون‌های تشخیصی به‌منظور ارزیابی اعتبار مدل برآوردشده NARDL

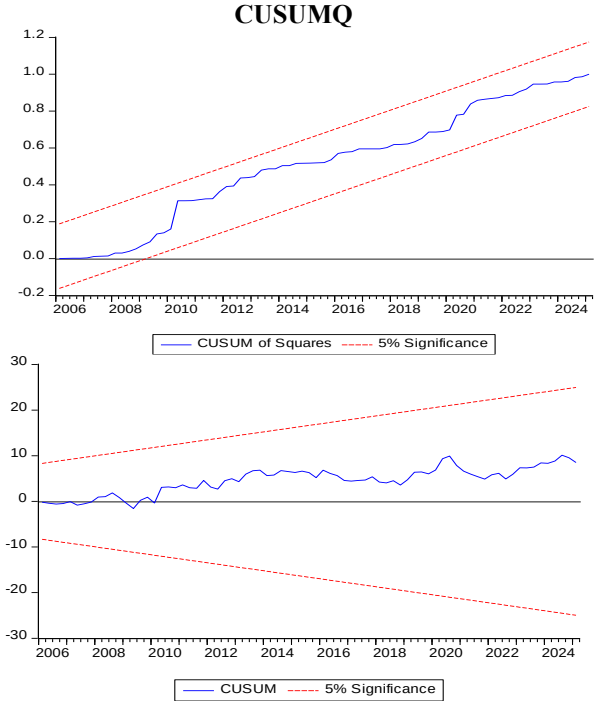
به‌منظور اطمینان از نبود ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی در پسماندهای مدل NARDL برآوردشده، به‌ترتیب از آزمون واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی (ARCH) و آزمون بروش-گادفری (LM) استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها که در جدول ۸ گزارش شده‌اند، نشان می‌دهند که مدل برآوردشده از نظر آماری با مشکل ناهمسانی واریانس یا خودهمبستگی مواجه نیست زیرا مقادیر احتمال در هر دو آزمون بالاتر از سطح معناداری ۵ درصد قرار دارند. علاوه‌براین، به‌منظور بررسی ثبات پارامترهای مدل و اطمینان از صحت تصریح آن، از نمودارهای آزمون CUSUM و CUSUMQ استفاده شده است. همان‌گونه که در نمودار ۱ مشاهده می‌شود، منحنی‌های مربوط به این آزمون‌ها در طول دوره برآورد در داخل حدود بحرانی ۵ درصد باقی مانده‌اند که بیانگر وجود ثبات ساختاری در مدل طی دوره مورد بررسی است. در مجموع، با توجه به نتایج، مدل برآوردشده NARDL فاقد مشکلاتی ازقبیل عدم ثبات، ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی بوده و از اعتبار آماری لازم برای تحلیل روابط میان متغیرها برخوردار است.

جدول ۸. نتایج آزمون‌های تشخیصی جهت ارزیابی اعتبار مدل برآوردشده NARDL

بروش-گادفری (آزمون LM)	آرچ تست (آزمون ARCH)	نوع آزمون
۱/۳۱	۰/۷۳	مقدار آماره
(۰/۲۵)	(۰/۳۹)	(سطح احتمال)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱. بررسی ثبات پارامترهای مدل NARDL با استفاده از آزمون‌های CUSUM و CUSUMQ



مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵. بحث و نتیجه‌گیری

در اقتصادهای پیچیده و به‌هم‌پیوسته امروزی، نااطمینانی ناشی از سیاست‌های اقتصادی یکی از عوامل کلیدی تأثیرگذار بر رفتار بازارهای مالی به‌شمار می‌رود. این نااطمینانی‌ها، با اثرگذاری بر انتظارات سرمایه‌گذاران، تصمیم‌گیری‌های اقتصادی و ارزیابی ریسک، می‌توانند منجر به نوسانات چشمگیر در بازار سهام شده و ثبات مالی را تهدید نمایند. ازاین‌رو، پایش مستمر و تحلیل دقیق این نااطمینانی‌ها به‌منظور ارتقای پایداری بازارهای مالی و افزایش

اثربخشی سیاست‌گذاری‌های اقتصادی، از اهمیت بالایی برخوردار است. با توجه به ماهیت غیرخطی و پویای روابط اقتصادی، بررسی اثرات نااطمینانی بر بازار سهام نیازمند بهره‌گیری از روش‌های تحلیلی پیشرفته و مدل‌سازی واقع‌گرایانه است. در این چارچوب، پژوهش حاضر به بررسی اثرات نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی بر بازده شاخص بازار سهام ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۶ تا ۱۴۰۳ پرداخته است. در این راستا، از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) استفاده شده است تا رفتارهای نامتقارن بازار سهام در واکنش به شوک‌های نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی تحلیل شود. در کنار شاخص‌های نااطمینانی، متغیرهای کنترلی نظیر نرخ ارز، قیمت جهانی نفت، شاخص قیمت مصرف‌کننده، حجم نقدینگی، تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون نفت و نقدشوندگی بازار سهام نیز در مدل لحاظ شده‌اند تا تحلیل دقیق‌تری از سازوکارهای مؤثر بر بازده شاخص بازار سهام ارائه شود. پیش از تخمین مدل و به‌منظور اطمینان از اعتبار چارچوب روش‌شناختی پژوهش و فراهم‌سازی پیش‌فرض‌های لازم برای استفاده از مدل غیرخطی NARDL، مجموعه‌ای از آزمون‌های مقدماتی انجام شد. این آزمون‌ها شامل آزمون BDS برای بررسی وجود وابستگی غیرخطی در داده‌ها، آزمون‌های ایستایی جهت تعیین مرتبه هم‌جمعی متغیرها، آزمون کرانه‌ها برای ارزیابی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها و درنهایت آزمون والد برای ارزیابی فرض تقارن در واکنش بازده شاخص بازار سهام ایران نسبت به شوک‌های مثبت و منفی ناشی از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بودند. نتایج این آزمون‌ها، لزوم به‌کارگیری رویکرد غیرخطی و تأیید صحت استفاده از مدل NARDL را از منظر آماری و نظری نشان دادند. یافته‌های حاصل از برآورد مدل NARDL نشان می‌دهند که نااطمینانی‌های سیاست‌های اقتصادی، چه در سطح داخلی و چه جهانی، اثرات معنادار و نامتقارنی بر بازده شاخص بازار سهام ایران دارند. این اثرات در هر دو افق کوتاه‌مدت و بلندمدت قابل مشاهده‌اند اما شدت و جهت آن‌ها بسته به منشأ نااطمینانی و نوع شوک متفاوت است. به‌طور خاص، نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت و منفی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی به‌ترتیب اثرات مثبت و منفی معناداری بر بازدهی شاخص بازار سهام در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارند. همچنین، شوک‌های نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی نیز در کوتاه‌مدت با وقفه زمانی تأثیرگذار بوده‌اند به‌طوری‌که شوک مثبت تأثیر مثبت و شوک منفی تأثیر منفی بر بازده شاخص کل داشته است. در بلندمدت، نیز تنها شوک مثبت

نااطمینانی سیاست‌های جهانی تأثیر مثبت و معناداری بر بازدهی شاخص کل داشته است و اثر شوک منفی آن فاقد معناداری بوده است. این نتایج بیانگر واکنش نامتقارن و تدریجی بازار سهام ایران به تغییرات ناشی از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی است که می‌تواند ریشه در ضعف پیوندهای ساختاری اقتصاد ایران با اقتصاد جهانی و انعکاس دیرهنگام ریسک‌های خارجی در فضای سرمایه‌گذاری داخلی داشته باشد. به‌طور کلی، واکنش بازدهی شاخص بازار سهام ایران به نااطمینانی‌های اقتصادی را می‌توان در چارچوب رفتارهای هیجانی و سفته‌بازانه سرمایه‌گذاران خرد تفسیر کرد. در بازارهای نوظهور نظیر ایران، سرمایه‌گذاران خرد در مواجهه با افزایش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، به‌جای تمرکز بر عوامل بنیادی، به سمت رفتارهای سفته‌بازانه و جستجوی فرصت‌های سودآوری کوتاه‌مدت متمایل می‌شوند. علاوه‌براین، محدودیت‌های فروش استقراضی در بازار سهام ایران، موجب تأخیر در اصلاح قیمت‌ها و تشدید پدیده قیمت‌گذاری بیش از حد[1] می‌شود. این وضعیت در شرایطی که سرمایه‌گذاران خرد با خوش‌بینی افراطی وارد بازار می‌شوند، تشدید شده و منجر به افزایش بازدهی غیرواقعی در کوتاه‌مدت می‌گردد. این یافته با شواهد تجربی موجود در ادبیات مالی، به‌ویژه پژوهش‌های چنگ و همکاران[2] (۲۰۲۱) هم‌راستا است. همچنین، مداخلات دولتی مانند تغییر در نرخ بهره، مالیات یا مقررات در واکنش به نااطمینانی‌های اقتصادی می‌تواند عامل دیگری در تشدید این رفتارها باشد. سرمایه‌گذاران ممکن است این مداخلات را به‌عنوان سیگنال‌های مثبت تعبیر کنند و درنتیجه، تقاضای سفته‌بازانه برای خرید سهام افزایش‌یافته و قیمت‌ها در کوتاه‌مدت رشد کنند. مطالعات انجام‌شده توسط نصیر و الخساوانه (۲۰۲۲)، آیدین و همکاران[3] (۲۰۲۲) و پاستور و ورونسی[4] (۲۰۱۳) نیز تأیید می‌کنند که مداخلات دولت در شرایط افزایش نااطمینانی اقتصادی می‌تواند به ایجاد رابطه‌ای مثبت میان نااطمینانی و بازده سهام منجر شود. علاوه‌بر متغیرهای نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، بررسی اثر متغیرهای کنترلی نیز نشان‌دهنده تأثیر معنادار آن‌ها بر بازده شاخص بازار سهام است. درخصوص نرخ ارز، نتایج حاکی از آن است که افزایش آن در هر دو افق کوتاه‌مدت و بلندمدت منجر به افزایش معنادار بازدهی شاخص بازار سهام می‌شود.

1. Overpricing
2. Cheng, F., et al.
3. Aydin, M., et al.
4. Pástor, Ľ., & Veronesi, P.

این یافته را می‌توان در چارچوب رویکرد جریان‌محور[1] ارائه‌شده توسط دورنبوش و فیشر[2] (۱۹۸۰) تبیین کرد. در تشریح بیشتر این یافته می‌توان گفت که تضعیف ارزش پول ملی، از طریق افزایش صادرات و کاهش واردات، به بهبود تراز تجاری، افزایش درآمد شرکت‌های صادرات‌محور و درنهایت رشد ارزش سهام آن‌ها منجر می‌شود (Nusair & Olson, 2022). همچنین، در بسیاری از اقتصادها، بازار سهام در شرایط کاهش ارزش پول ملی، به‌عنوان پناهگاه دارایی عمل می‌کند زیرا سرمایه‌گذاران با ورود به سهام شرکت‌های ارزبنیان از ریسک کاهش ارزش پول مصون می‌مانند (Bahmani-Oskooee & Saha, 2016). در اقتصاد ایران نیز با توجه به اینکه بخش قابل‌توجهی از بازار سهام در اختیار صنایع صادرات‌محور مانند پتروشیمی، فلزات اساسی و معدنی است، می‌توان انتظار داشت که افزایش نرخ ارز منجر به افزایش سودآوری این صنایع و درنتیجه رشد شاخص بازار سهام شود. بنابراین، نتایج برای ایران با شواهد نظری و تجربی بین‌المللی هم‌راستا است. درخصوص قیمت جهانی نفت نیز یافته‌ها نشان می‌دهد که در افق کوتاه‌مدت با دو وقفه زمانی، افزایش قیمت نفت تأثیر مثبت و معناداری بر بازده شاخص بازار سهام دارد درحالی‌که در بلندمدت این رابطه منفی و معنادار می‌شود. این یافته تحقیق با یافته دانگ و همکاران[3] (۲۰۲۴) منطبق می‌باشد. در تبیین یافته مذکور در بازار ایران نیز می‌توان گفت که در کوتاه‌مدت افزایش قیمت نفت به دلایلی (عمدتاً روانی و انتظاری) باعث افزایش قیمت سهام مخصوصاً سهام مرتبط با نفت می‌گردد اما در بلندمدت، تداوم افزایش قیمت نفت پیامدهایی چون افزایش هزینه‌های تولید، کاهش رشد اقتصادی، تشدید انتظارات تورمی و بروز عدم‌تعادل‌های ساختاری در اقتصاد را در پی داشته دارد که می‌تواند به کاهش بازدهی بازار سهام منجر گردد (Kilian & Park, 2009). علاوه‌براین طی سال‌های اخیر مشکل تحریم‌های بین‌المللی و محدودیت در صادرات نفت و انتقال درآمدهای حاصل از صادرات نفت به داخل کشور و اختصاص درآمدهای نفتی به هزینه‌های جاری دولت، رابطه منفی بین قیمت نفت و بازده بازار سهام را تشدید نموده است. همچنین یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و در بلندمدت اثر

1. Flow-Oriented Approach
2. Dornbusch, R., & Fischer, S.
3. Dong, Q., et al.

منفی و معناداری بر بازدهی شاخص بازار سهام دارد. این نتیجه با پژوهش چودری[1] (۲۰۰۱) هم‌راستا است. بر اساس این مطالعه، بازار سهام در افق زمانی کوتاه‌مدت تا حدودی می‌تواند نقش‌پوششی در برابر تورم ایفا کند. در چنین شرایطی، افزایش نرخ تورم ممکن است به رشد اسمی درآمد شرکت‌ها و افزایش سطح عمومی قیمت‌ها منجر شود و درنتیجه، بازدهی اسمی سهام به‌طور موقت بهبود یابد. علاوه‌براین، مطالعه چیانگ و چن[2] (۲۰۲۳) نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، برخی صنایع با انتقال هزینه‌های ناشی از تورم به مصرف‌کننده، قادرند سودآوری خود را حفظ کرده یا حتی افزایش دهند. بااین‌حال، در بلندمدت، تورم بالا معمولاً با افزایش هزینه‌های تولید، کاهش سود واقعی شرکت‌ها و تضعیف فضای سرمایه‌گذاری همراه است. این عوامل، منجر به افت فعالیت‌های واقعی اقتصادی شده و درنهایت، بازده واقعی بازار سهام را تحت‌تأثیر منفی قرار می‌دهند. درخصوص تأثیر حجم نقدینگی بر بازار سهام، یافته‌ها حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت و با دو وقفه زمانی، حجم نقدینگی اثر مثبت و معناداری بر بازدهی شاخص بازار سهام دارد اما در بلندمدت، این اثر فاقد معناداری آماری است. این نتیجه با نظریه خنثی بودن پول در مکاتب کلاسیک و نئوکلاسیک هم‌راستا است؛ به این معنا که در بلندمدت، رشد نقدینگی تنها بر متغیرهای اسمی مانند سطح قیمت‌ها تأثیر می‌گذارد و بر متغیرهای واقعی همچون بازده سهام اثری ندارد (Friedman, 1968). در کوتاه‌مدت نیز، براساس پژوهش بیسون و همکاران[3] (۲۰۱۶)، رشد نقدینگی می‌تواند از طریق کاهش نرخ بهره و تحریک تقاضای دارایی‌های مالی، به افزایش بازدهی بازار سهام منجر شود. وجود اثرگذاری باوقفه نیز نشان‌دهنده تأخیر در انتقال تأثیر سیاست‌های پولی به بازار سهام است زیرا واکنش سرمایه‌گذاران به تغییرات نقدینگی، مستلزم گذر زمان و تعدیل تدریجی انتظارات است. مطالعات هوک و بی‌اله[4] (۲۰۲۳) و ایوانیدیس و کونتونیکاس[5] (۲۰۰۸) نیز تأکید می‌کنند که جابه‌جایی منابع از بازارهای غیرمولد به بازار سهام، فرآیندی تدریجی بوده و به‌صورت آنی رخ نمی‌دهد. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون نفت تنها در بلندمدت اثر مثبت و معناداری بر بازدهی شاخص

1. Choudhry, T.
2. Chiang, T.C. & Chen, P.Y.
3. Bissoon, R., et al.
4. Huq, M.F. & Billah, M.M.
5. Ioannidis, C. & Kontonikas, A.

بازار سهام ایران دارد درحالی‌که در کوتاه‌مدت فاقد معناداری آماری است. این الگو با مبانی نظری اقتصاد کلان و شواهد تجربی پیشین هم‌راستا است. در کوتاه‌مدت، اطلاعات مربوط به رشد اقتصادی اغلب پیشاپیش در قیمت دارایی‌ها منعکس شده و اثر مستقیمی بر تغییرات بازده سهام ندارد (Birz & Lott, 2011). در مقابل، در بلندمدت، رشد واقعی تولید ناخالص داخلی از طریق افزایش سودآوری بنگاه‌ها، گسترش فرصت‌های سرمایه‌گذاری و بهبود محیط کسب‌وکار، می‌تواند به تقویت بازده بازار سهام منجر شود (Chen, et al., 1986; Ritter, 2012)، بنابراین، واکنش بازار سهام نه به نوسانات موقتی رشد اقتصادی بلکه عمدتاً در افق بلندمدت و نسبت به تحولات بنیادین اقتصادی نمایان می‌شود. درخصوص نقدشوندگی بازار سهام نیز یافته‌ها حاکی از آن است که این متغیر در افق کوتاه‌مدت با وقفه زمانی اثر مثبت و معناداری بر بازدهی شاخص دارد اما در بلندمدت تأثیر معناداری مشاهده نمی‌شود. این الگو را می‌توان با توجه به ساختار اطلاعاتی بازار سهام ایران تحلیل کرد. در بازارهایی که کارایی اطلاعاتی پایین‌تری دارند، مانند بازار سهام ایران، اطلاعات جدید به‌طور آنی در قیمت دارایی‌ها منعکس نمی‌شود و رفتار سرمایه‌گذاران اغلب با تأخیر زمانی و تحت‌تأثیر عوامل روان‌شناختی و جمعی صورت می‌گیرد. در این شرایط، افزایش نقدشوندگی در کوتاه‌مدت می‌تواند به دلیل تسهیل معاملات و کاهش هزینه‌های مبادله، موجب افزایش بازدهی شود. بااین‌حال، در بلندمدت، اثرات رفتاری و روانی ناشی از نقدشوندگی تضعیف شده و جای خود را به متغیرهای بنیادین مانند سودآوری، ثبات سیاست‌های اقتصادی و عملکرد واقعی شرکت‌ها می‌دهد. این یافته با نتایج مطالعه بهاتاچاریا و همکاران[1] (۲۰۱۹) در بازار سهام هند نیز هم‌راستا است و می‌تواند حاکی از ویژگی‌های رفتاری مشترک در بازارهای با کارایی اطلاعاتی پایین‌تر باشد.

یافته‌های پژوهش حاضر به‌روشنی نشان می‌دهد که بازار سهام ایران نسبت به نااطمینانی‌های ناشی از سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی رفتاری نامتقارن و حساس دارد. براین‌اساس، مجموعه‌ای از پیشنهادات به‌منظور مدیریت بهینه نااطمینانی‌ها و افزایش پایداری بلندمدت بازار سهام ارائه می‌شود. در درجه نخست، با توجه به واکنش هیجانی بازار در کوتاه‌مدت به نااطمینانی‌های سیاستی، ضروری است سیاست‌گذاران اقتصادی کشور از

1. Bhattacharya, S.N., et al.

صدور سیگنال‌های مبهم، متناقض و ناگهانی اقتصادی پرهیز کرده و به سمت تقویت شفافیت و انسجام در سیاست‌گذاری حرکت کنند. افزایش موقتی بازدهی در زمان نااطمینانی نباید باعث برداشت نادرست از بهبود بازار شود زیرا این رشد کوتاه‌مدت عمدتاً ریشه در رفتارهای غیرعقلایی و سفته‌بازانه دارد و در بلندمدت منجر به تضعیف اعتماد سرمایه‌گذاران و کاهش بازدهی واقعی خواهد شد. به همین دلیل، تدوین برنامه‌های سیاستی با افق میان‌مدت و اطلاع‌رسانی به‌موقع درباره تغییرات کلان اقتصادی می‌تواند نقش مهمی در کاهش رفتارهای هیجانی بازار ایفا کند. در سطح بازار سهام، با توجه به نتایج مطالعه که حاکی از اثرگذاری رفتارهای کوتاه‌مدت ناشی از نااطمینانی است، ضروری است ابزارهای کنترل ریسک و تنظیم‌گری بازار تقویت شوند. فراهم‌سازی زیرساخت قانونی و فنی برای راه‌اندازی فروش استقراضی، قراردادهای آتی و اختیار معامله، می‌تواند از شکل‌گیری حباب در دوره‌های افزایش هیجانی تقاضا جلوگیری کند. از سوی دیگر، نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت، عوامل بنیادی همچون نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون نفت و شاخص‌های کلان اقتصادی، اثر تعیین‌کننده‌ای بر بازدهی شاخص بازار سهام دارند. بر همین اساس، لازم است نهادهای مالی و پژوهشی، گزارش‌های تحلیلی دوره‌ای از وضعیت متغیرهای کلان و اثر آن‌ها بر بازار سهام تهیه و منتشر کنند تا سرمایه‌گذاران، به‌ویژه بازیگران خرد، تصمیم‌گیری‌های خود را بر پایه تحلیل‌های بلندمدت و نه هیجانات کوتاه‌مدت تنظیم کنند. در همین راستا، افزایش سواد مالی عمومی و آموزش رفتارهای سرمایه‌گذاری مبتنی بر تحلیل بنیادی باید در اولویت سازمان بورس و نهادهای مرتبط قرار گیرد. در شرایطی که رشد بازار با افزایش نااطمینانی همراه می‌شود، این خطر وجود دارد که سرمایه‌گذاران کم‌تجربه، این رشد را نشانه‌ای از بهبود واقعی تلقی کرده و در معرض زیان‌های سنگین در آینده قرار گیرند. آموزش رفتارهای مبتنی بر تحلیل ارزش ذاتی، مدیریت ریسک و تنوع‌بخشی پرتفوی، می‌تواند این مخاطرات را کاهش دهد.درنهایت، با توجه به اثرپذیری بازار سهام ایران از نااطمینانی‌های اقتصادی جهانی، توصیه می‌شود سیاست‌گذاران اقتصادی کشور در راستای تقویت تاب‌آوری اقتصاد ملی، نسبت به تنوع‌بخشی به منابع درآمدی دولت، تعمیق پیوندهای غیرنفتی با اقتصاد جهانی و ارتقای ظرفیت‌های مدیریت ریسک بین‌المللی در بازارهای مالی اقدام نمایند. این امر می‌تواند شدت و تأخیر اثرگذاری شوک‌های برون‌زا را کاهش داده و پایداری بلندمدت بازار سهام کشور را تضمین نماید. یافته‌های پژوهش حاضر، افق‌های

مناسبی را برای مطالعات آتی می گشاید. یکی از مسیرهای مهم، بررسی اثر نااطمینانی سیاستی بر بازده صنایع مختلف بورسی است زیرا این تحلیل می‌تواند به شناسایی بخش‌های حساس‌تر بازار و تدوین سیاست‌های حمایتی هدفمند برای آن‌ها منجر شود. همچنین، ورود متغیرهای تعدیل‌گر مانند ساختار مالکیت، حاکمیت شرکتی و اندازه بنگاه‌ها به مدل‌های تحلیلی، به درک عمیق‌تری از سازوکار انتقال نااطمینانی به بازار کمک خواهد کرد. علاوه‌براین، بهره‌گیری از شاخص‌های جایگزین برای سنجش نااطمینانی، نظیر شاخص‌های مالی، پولی یا نوسانات ضمنی بازار، می‌تواند به پوشش ابعاد مختلف نااطمینانی و سنجش پایداری نتایج کمک کند. استفاده از مدل‌های پیشرفته‌تر مانند مدل‌های نوسان تصادفی[1]، مدل‌های تغییر رژیم[2] و مدل‌های شبکه‌های عصبی مصنوعی[3] نیز امکان شناسایی ساختارهای رفتاری پیچیده‌تر بازار در برابر شوک‌های سیاستی را فراهم می‌سازد. درنهایت، انجام مطالعات تطبیقی با کشورهای دارای ساختار اقتصادی مشابه، به‌ویژه اقتصادهای نوظهور یا وابسته به منابع طبیعی، می‌تواند به درک تفاوت‌های ساختاری در واکنش بازارها به نااطمینانی سیاستی کمک کرده و بستر طراحی سیاست‌های هماهنگ‌تر در سطح منطقه‌ای و بین‌المللی را فراهم آورد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Gholamhossein Golarzi https://orcid.org/0000-0002-0677-7422

Mahnaz Khorasani https://orcid.org/0000-0003-0880-9261

منابع

اخگر، محمدامید، سجادی، زانیار و رسولی کردستانی، نادر. (۱۴۰۲). عدم قطعیت سیاست اقتصادی و ریسک‌پذیری شرکت: نقش رقابت بازار محصول، اصطکاک مالی و مالی‌شدن. *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۳۰(۴)، ۶۱۴–۶۵۸.

1. Stochastic Volatility Models
2. Regime-Switching Models
3. Artificial Neural Network Models

https://doi.org/10.22059/acctgrev.2023.363421.1008845

ارباب، حمیدرضا، آماده، حمید و امینی، امین. (۱۴۰۰). تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازدهی شرکت‌های پتروشیمی در شرایط متفاوت بازار. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۶(۸۸)*، ۱۹۱–https://doi.org/10.22054/ijer.2021.50187.838.۲۲۱

آشنا، ملیحه، و لعل خضری، حمید. (۱۳۹۹). همبستگی پویای شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی با نوسان بازارهای سهام، ارز و سکه در ایران: کاربرد الگوی M-GARCH و رهیافت DCC. *فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی، ۵*(۲)، ۱۴۷–۱۷۲.
https://doi.org/10.22075/JEM.2020.20667.1480

دیندارفرکوشی، پرویز، پناهیان، حسین و جباری، حسین. (۱۴۰۰). عدم اطمینان اقتصادی و خطر سقوط قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه تحقیقات حسابداری و حسابرسی، ۱۳* (۵۱)، ۱۴۳–۱۶۴. https://doi.org/10.22034/IAAR.2021.141681

زراءنژاد، منصور و معتمدی، سحر. (۱۳۹۱). بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۲* (۴۶)، ۱۰۱–۱۱۶.
https://joer.atu.ac.ir/article_943.html

زمردیان، غلامرضا، شعبان‌زاده، مهدی و شریعت‌زاده، ایرج. (۱۳۹۴). بررسی اثرپذیری بازار سرمایه ایران از عدم اطمینان سیاست پولی و مالی. *فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۶(۲۵)*، ۸۱–https://journals.iau.ir/article_517200.html .۱۰۶

شکرخواه، جواد، آسیایی، محمدرضا و محمودی، مهدی. (۱۴۰۲). رابطه عدم اطمینان اقتصادی و هم‌زمانی بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۱۶* (۶۲)، ۲۲۵–https://doi.org/10.22034/JSE.2022.11963.1976.۲۵۲

صمدی، سعید، و بیانی، عذرا. (۱۳۹۰). بررسی ارتباط متغیرهای کلان اقتصادی و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه اقتصاد مالی، ۵*(۱۶)، ۹۱–۱۱۱.
https://sanad.iau.ir/Journal/ecj/Article/1062957/FullText

صمصامی، حسین، و ابراهیم‌نژاد، احمد. (۱۳۹۸). تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بیکاری و کارآفرینی در اقتصاد ایران: رویکرد سیستم معادلات هم‌زمان. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی، ۵۴*(۴)، ۹۹۵–https://doi.org/10.22059/JTE.2019.74175.۱۰۱۶

عیدی، محمود، هژبر کیانی، کامبیز، رجایی، یدالله و رحیم‌زاده، اشکان. (۱۳۹۹). بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تابع تقاضای پول ایران با وجود هزینه مذهبی خانوار: رویکرد NARDL. *فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۴(۵۲)*، ۲۷–۵۴.
https://doi.org/20.1001.1.25383833.1399.14.52.2.2

لطفی، محسن، حقیقت، حمید و قائمی، محمدحسین. (۱۳۹۷). اعتبارسنجی و توسعه مدل‌های هم‌زمانی بازده سهام و تأثیر وضعیت اقتصادی کشور بر تغییرات آن. *فصلنامه دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت*، *۷*(۲۵)، ۸۱–۹۸. https://www.jmaak.ir/article_11768.html

لونی، سمیه، عباسیان، عزت‌الله و حاجی، غلامعلی. (۱۴۰۰). اثر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر سرمایه‌گذاری شرکتی: شواهدی از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه تحقیقات مالی*، ۲۳ (۲)، ۲۴۹–۲۶۸.
https://doi.org/10.22059/FRJ.2021.310437.1007069

References

Aftab, M., Ahmad, R., Ismail, I. & Phylaktis, K. (2021). Economic integration and the currency and equity markets nexus. *International Journal of Finance & Economics*, *26*(4), 5278–5301. https://doi.org/10.1002/ijfe.2065

Ahir, H., Bloom, N. & Furceri, D. (2022). *The world uncertainty index* (No. w29763). National bureau of economic research. https://doi.org/10.3386/w29763

Akhgar, M.O., Sajjadi, Z. & Rasooli Kordestani, N. (2023). Uncertainty in economic policy and corporate risk-taking: Product market competition, financial friction, and financialization. *Accounting and Auditing Review*, *30*(4), 614–658. [In Persian] https://doi.org/10.22059/acctgrev.2023.363421.1008845

Al-Thaqeb, S.A., Algharabali, B.G. & Alabdulghafour, K.T. (2022). The pandemic and economic policy uncertainty. *International Journal of Finance & Economics*, *27*(3), 2784–2794. https://doi.org/10.1002/ijfe.2298

Al-Yahyaee, K.H., Rehman, M.U., Mensi, W. & Al-Jarrah, I.M.W. (2019). Can uncertainty indices predict Bitcoin prices? A revisited analysis using partial and multivariate wavelet approaches. *The North American Journal of Economics and Finance*, 49, 47-56. https://doi.org/10.1016/j.najef.2019.03.019

Arbab, H.R., Amadeh, H. & Amini, A. (2021). The impact of economic policy uncertainty on the returns of petrochemical companies in different market conditions. *Iranian Economic Research*, *26*(88), 191–221. [In Persian] https://doi.org/10.22054/ijer.2021.50187.838

Arouri, M., Estay, C., Rault, C. & Roubaud, D. (2016). Economic policy uncertainty and stock markets: Long-run evidence from the US. *Finance Research Letters*, 18, 136–141. https://doi.org/10.1016/j.frl.2016.04.011

Ashena, M. & Lal Khezri, H. (2020). The dynamic correlation of global economic policy uncertainty index with stock, exchange rate and gold markets in Iran: Application of M-GARCH and DCC approach. *Journal of Economic Modeling*, *5*(2), 147–172. [In Persian] https://doi.org/10.22075/jem.2020.20667.1480

Ashraf, B.N. & Shen, Y. (2019). Economic policy uncertainty and banks' loan pricing. *Journal of Financial Stability*, 44, 1-12. https://doi.org/10.1016/j.jfs.2019.100695

Aydin, M., Pata, U.K. & Inal, V. (2022). Economic policy uncertainty and stock prices in BRIC countries: Evidence from asymmetric frequency domain causality approach. *Applied Economic Analysis*, *30*(89), 114–129. https://doi.org/10.1108/AEA-12-2020-0172

Bahmani-Oskooee, M. & Saha, S. (2016). Do exchange rate changes have symmetric or asymmetric effects on stock prices? *Global Finance Journal*, 31, 57–72. https://doi.org/10.1016/j.gfj.2016.06.005

Baker, S.R., Bloom, N. & Davis, S.J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, *131*(4), 1593–1636. https://doi.org/10.1093/qje/qjw024

Balcilar, M., Gupta, R., Kim, W.J. & Kyei, C. (2015). The role of domestic and global economic policy uncertainties in predicting stock returns and their volatility for Hong Kong, Malaysia and South Korea: Evidence from a nonparametric causality-in-quantiles approach. Department of Economics, University of Pretoria, Working Paper No, 201586. https://ideas.repec.org/p/pre/wpaper/201586.html

Balcilar, M., Gupta, R., Lee, C.C. & Olasehinde-Williams, G. (2020). Insurance and economic policy uncertainty. *Research in International Business and Finance*, 54, 101253. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2020.101253

Basher, S.A., Haug, A.A. & Sadorsky, P. (2018). The impact of oil-market shocks on stock returns in major oil-exporting countries. *Journal of International Money and Finance*, 86, 264–280. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2018.05.003

Bhattacharya, S.N., Bhattacharya, M. & Basu, S. (2019). Stock market and its liquidity: Evidence from ARDL bound testing approach in the Indian context. *Cogent Economics & Finance*, 7, 1-12. https://doi.org/10.1080/23322039.2019.1586297

Birz, G. & Lott, J.R.Jr. (2011). The effect of macroeconomic news on stock returns: new evidence from newspaper coverage. *Journal of Banking & Finance*, *35*(11), 2791–2800. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.03.006

Bissoon, R., Seetanah, B., Bhattu-Babajee, R., Gopy-Ramdhany, N. & Seetah, K. (2016). Monetary policy impact on stock return: evidence from growing stock markets. *Theoretical Economics Letters*, *6*(5), 1186–1195. https://doi.org/10.4236/tel.2016.65112

Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, *77*(3), 623–685. https://doi.org/10.3982/ECTA6248

Brogaard, J. & Detzel, A. (2015). The asset-pricing implications of government economic policy uncertainty. *Management Science*, *61*(1), 3–18. https://www.jstor.org/stable/24551068

Broock, W.A., Scheinkman, J.A., Dechert, W.D. & LeBaron, B. (1996). A test for independence based on the correlation dimension. *Econometric Reviews*, *15*(3), 197–235. https://doi.org/10.1080/07474939608800353

Caggiano, G., Castelnuovo, E. & Figueres, J.M. (2017). Economic policy uncertainty and unemployment in the United States: A nonlinear approach. *Economics Letters*, 151, 31-34. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2016.12.002

Chen, N.F., Roll, R. & Ross, S.A. (1986). Economic forces and the stock market. *The Journal of Business, 59*(3), 383–403. https://doi.org/10.1086/296344

Cheng, F., Wang, C., Cui, X., Wu, J. & He, F. (2021). Economic policy uncertainty exposure and stock price bubbles: Evidence from China. *International Review of Financial Analysis*, 78, 101961. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2021.101961

Chiang, T.C. & Chen, P.Y. (2023). Inflation risk and stock returns: Evidence from US aggregate and sectoral markets. *North American Journal of Economics and Finance, 66*, 101986. https://doi.org/10.1016/j.najef.2023.101986

Choudhry, T. (2001). Inflation and rates of return on stocks: evidence from high inflation countries. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 11*(1), 75–96. https://doi.org/10.1016/S1042-4431(00)00037-3

Chuliá, H., Mosquera-López, S. & Uribe, J.M. (2023). Nonlinear market liquidity: an empirical examination. *International Review of Financial Analysis*, 87, 102532. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102532

Da, Z., Engelberg, J. & Gao, P. (2015). The sum of all FEARS: Investor sentiment and asset prices. *The Review of Financial Studies*, *28*(1), 1–32. https://doi.org/10.1093/rfs/hhu072

Dakhlaoui, I. & Aloui, C. (2016). The interactive relationship between the US economic policy uncertainty and BRIC stock markets. *International Economics*, 146, 141-157. https://doi.org/10.1016/j.inteco.2015.12.002

Davis, S.J. (2016). *An index of global economic policy uncertainty (No. w22740)*. National Bureau of Economic Research. https://doi.org/10.3386/w22740

Dindar Farkoushy, P., Panahian, H. & Jabbari, H. (2021). *Economic uncertainty and stock price crash risk companies listed in tehran stock exchange*. *Accounting and Auditing Research*, *13*(51), 143–164. [In Persian] https://doi.org/10.22034/IAAR.2021.141681

Dong, Q., Du, Q. & Du, A.M. (2024). Interplay between oil prices, country risks, and stock returns in the context of global conflict. *Research in International Business and Finance, 66*, 102545. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2024.102545

Dornbusch, R. & Fischer, S. (1980). Exchange rates and the current account. *American Economic Review*, *70*(5), 960–971. https://economics.mit.edu/sites/default/files/2023-05/fischer_exchange_rates.pdf

Eidi, M., Hejbar Kiani, C., Rajaee, Y. & Rahimzadeh, A. (2020). *Investigating the asymmetric effects of exchange rate on Iran's money demand function despite household religious expenditure: NARDL approach. Financial Economics Quarterly*, *14*(52), 27–54. [In Persian] https://doi.org/20.1001.1.25383833.1399.14.52.2.2

Elroukh, A.W. (2025). Economic policy uncertainty and stock returns in the G7 countries: A panel NARDL approach [Working paper]. Sultan Qaboos University, College of Economics & Political Science. https://doi.org/10.2139/ssrn.4718712

Engle, R.F. & Granger, C.W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, *5*(22), 251-276. https://doi.org/10.2307/1913236

Erdogan, L., Ceylan, R. & Abdul-Rahman, M. (2022). The impact of domestic and global risk factors on Turkish stock market: evidence from the NARDL approach. *Emerging Markets Finance and Trade*, *58*(7), 1961–1974. https://doi.org/10.1080/1540496X.2021.1949282

Fama, E.F. & French, K.R. (1989). Business conditions and expected returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, *25*(1), 23–49. https://doi.org/10.1016/0304-405X(89)90095-0

Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *American Economic Review*, *58*(1), 1–17. https://www.jstor.org/stable/1831652

Georgescu, I. & Kinnunen, J. (2025). Nonlinear ARDL analysis of economic growth, nuclear energy, and innovation's asymmetric effects on Finland's load capacity factor. *SN Business & Economics*, *5*(4), 1-26. https://doi.org/10.1007/s43546-025-00808-9

Ghani, M. & Ghani, U. (2024). Economic policy uncertainty and emerging stock market volatility. *Asia-Pacific Financial Markets*, *31*(1), 165–181. https://doi.org/10.1007/s10690-023-09410-1

Goel, G., Dash, S.R., Mata, M.N., Caleiro, A.B., Xavier Rita, J. & Filipe, J.A. (2021). Economic policy uncertainty and stock return momentum. *Journal of Risk and Financial Management*, *14*(4), 141. https://doi.org/10.3390/jrfm14040141

Guedhami, O., Mansi, S., Reeb, D. & Yasuda, Y. (2021). Economic policy uncertainty and allocative distortions. *Journal of Financial Stability*, 56, 100923. http://hdl.handle.net/10919/106991

He, F., Wang, Z. & Yin, L. (2020). Asymmetric volatility spillovers between international economic policy uncertainty and the US stock market. *The North American Journal of Economics and Finance*, 51, 101084. https://doi.org/10.1016/j.najef.2019.101084

Hemrit, W. & Nakhli, M.S. (2021). Insurance and geopolitical risk: Fresh empirical evidence. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 82, 320-334. https://doi.org/10.1016/j.qref.2021.10.001

Hoque, M.E. & Zaidi, M.A.S. (2019). The impacts of global economic policy uncertainty on stock market returns in regime switching environment: Evidence from sectoral perspectives. *International Journal of Finance & Economics*, *24*(2), 991–1016. https://doi.org/10.1002/ijfe.1702

Huq, M.F. & Billah, M.M. (2023). Macroeconomic factors and stock exchange return: A statistical analysis. *SSRN*. https://doi.org/10.2139/ssrn.4492017

Idnani, S., Adil, M.H., Mal, H. & Kolte, A. (2023). Economic policy uncertainty and investors' sentiment—An Indian perspective. *International Journal of*

Emerging Markets, *18*(10), 3462–3485. https://doi.org/10.1108/IJOEM-04-2021-0567

Ioannidis, C. & Kontonikas, A. (2008). The impact of monetary policy on stock prices. *Journal of Policy Modeling*, *30*(1), 33–53. https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2007.06.015

Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, *59*(6), 1551-1580. https://doi.org/10.2307/2938278

Jurado, K., Ludvigson, S.C. & Ng, S. (2015). Measuring uncertainty. *American Economic Review*, *105*(3), 1177–1216. https://doi.org/10.1257/aer.20131193

Kang, W. & Ratti, R.A. (2013). Oil shocks, policy uncertainty and stock market return. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 26, 305-318. https://doi.org/10.1016/j.intfin.2013.07.001

Kilian, L. & Park, C. (2009). *The impact of oil price shocks on the U.S. stock market. International Economic Review*, 50(4), 1267–1287. http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-2354.2009.00568.x

Ko, J.H. & Lee, C.M. (2015). International economic policy uncertainty and stock prices: Wavelet approach. *Economics Letters*, 134, 118–122. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2015.07.012

Kundu, S. & Paul, A. (2022). Effect of economic policy uncertainty on stock market return and volatility under heterogeneous market characteristics. *International Review of Economics & Finance*, 80, 597-612. https://doi.org/10.1016/j.iref.2022.02.047

Laakkonen, H. & Lanne, M. (2008). Asymmetric news effects on volatility: Good vs. bad news in good vs. bad times. MPRA Paper, 8296, 1–27. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/8296

Loni, S., Abbasian, E. & Haji, G. (2021). The effect of economic policy uncertainty on corporate investment: evidence from companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, *23*(2), 249–268. [In Persian] https://doi.org/10.22059/frj.2021.310437.1007069

Lotfi, M., Haghighat, H. & Ghaemi, M.H. (2018). Validation and development of stock return synchronicity measures and the impact of the country's economic situation on its changes. *Journal of Accounting Knowledge and Management Auditing*, *7*(25), 81–98. [In Persian] https://www.jmaak.ir/article_11768.html

Mensi, W., Hammoudeh, S., Reboredo, J.C. & Nguyen, D.K. (2014). Do global factors impact BRICS stock markets? A quantile regression approach. *Emerging Markets Review*, 19, 1-17. https://doi.org/10.1016/j.ememar.2014.04.002

Mujtaba, A., Jena, P.K., Mishra, B.R., Kyophilavong, P., Hammoudeh, S., Roubaud, D. & Dehury, T. (2022). Do economic growth, energy consumption and population damage the environmental quality? Evidence from five regions using the nonlinear ARDL approach. *Environmental Challenges*, 8, 1-27. https://doi.org/10.1016/j.envc.2022.100554

Nguyen, G. & Vo, V. (2024). Economic policy uncertainty around the world: Implications for Vietnam. *International Review of Economics & Finance*. https://doi.org/10.1016/j.iref.2024.05.028

Nkoro, E. & Uko, A.K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric methods*, *5*(4), 63-91. http://www.scienpress.com/Upload/JSEM%2fVol%205_4_3.pdf

Nusair, S.A. & Al-Khasawneh, J.A. (2022). Impact of economic policy uncertainty on the stock markets of the G7 countries: A nonlinear ARDL approach. *The Journal of Economic Asymmetries*, 26, e00251. https://doi.org/10.1016/j.jeca.2022.e00251

Pástor, Ľ. & Veronesi, P. (2013). Political uncertainty and risk premia. *Journal of Financial Economics*, *110*(3), 520–545. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.08.007

Paule-Vianez, J., Gómez-Martínez, R. & Prado-Román, C. (2020). Effect of Economic and Monetary Policy Uncertainty on stock markets. Evidence on return, volatility and liquidity. *Economics Bulletin*, *40*(2), 1261-1271. http://www.accessecon.com/Pubs/EB/2020/Volume40/EB-20-V40-I2-P107.pdf

Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, *16*(3), 289–326. https://www.jstor.org/stable/2678547

Ritter, J.R. (2012). Revisiting economic growth and equity returns. *Financial Analysts Journal*, *68*(4), 6–23. http://doi.org/10.1111/j.1745-6622.2012.00385.x

Saltzman, B. & Yung, J. (2018). A machine learning approach to identifying different types of uncertainty. *Economics Letters*, 171, 58–62. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2018.07.003

Samadi, S. & Bayani, O. (2011). The relationship between macroeconomic variables and stock returns in the Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Economics*, *5*(16), 91–111. [In Persian] https://sanad.iau.ir/Journal/ecj/Article/1062957/FullText

Samsami, H. & Ebrahimnejad, A. (2019). The impact of economic policy uncertainty on the entrepreneurship and unemployment in Iranian economy: Simultaneous equations system approach. *Journal of Economic Research*, *54*(4), 995–1016. [In Persian] https://doi.org/10.22059/jte.2019.74175

Schwert, G.W. (1990). Stock returns and real activity: A century of evidence. *The Journal of Finance*, *45*(4), 1237–1257. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1990.tb02434.x

Scotti, C. (2016). Surprise and uncertainty indexes: Real-time aggregation of real-activity macro-surprises. *Journal of Monetary Economics*, 82, 1-19. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2016.06.002

Sharma, A.K. (2024). Asymmetric nexus between economic policy uncertainty and the Indian stock market: Evidence using NARDL approach. *The*

Quarterly Review of Economics and Finance, 93, 91–101. https://doi.org/10.1016/j.qref.2023.11.006

Shekarkhah, J., Asiaie, M.R. & Mahmoudi, M. (2023). The relationship between economic uncertainty and synchronization of stock returns in companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Securities and Exchange*, *16*(2), 225–252. [In Persian] https://doi.org/10.22034/jse.2022.11963.1976

Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications*, *7*(2), 281–314. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1807745

Soroka, S.N. (2006). Good news and bad news: Asymmetric responses to economic information. *The Journal of Politics*, *68*(2), 372–385. https://doi.org/10.1111/j.1468-2508.2006.00413.x

Su, F., Wang, F. & Xu, Y. (2024). Economic policy uncertainty and volatility spillovers among international stock market indices during the COVID-19 outbreak. *Asia-Pacific Financial Markets*, 1-30. https://doi.org/10.1007/s10690-024-09452-z

Sum, V. (2013). The ASEAN stock market performance and economic policy uncertainty in the United States. *Economic Papers: A Journal of Applied Economics and Policy*, *32*(4), 512–521. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2091871

Toda, H.Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, *66*(1), 225-250. https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8

Ugurlu-Yildirim, E., Kocaarslan, B. & Ordu-Akkaya, B.M. (2021). Monetary policy uncertainty, investor sentiment, and US stock market performance: new evidence from nonlinear cointegration analysis. *International Journal of Finance & Economics*, *26*(2), 1724-1738. https://doi.org/10.1002/ijfe.1874

Vega-Gutiérrez, P.L., López-Iturriaga, F.J. & Rodríguez-Sanz, J.A. (2025). Economic policy uncertainty and capital structure in Europe: An agency approach. *The European Journal of Finance*, *31*(1), 53–75. https://doi.org/10.1080/1351847X.2024.2364044

Völkert, C. (2015). The distribution of uncertainty: Evidence from the VIX options market. *Journal of Futures Markets*, *35*(7), 597-624. https://doi.org/10.1002/fut.21673

Wang, Q., Wu, S., Huang, P. & Hueng, C.J. (2025). The influence of market liquidity on the efficiency of China's pilot carbon markets. *Finance Research Letters*, 72, 106560. https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.106560

Xu, Y., Wang, J., Chen, Z. & Liang, C. (2021). Economic policy uncertainty and stock market returns: new evidence. *The North American Journal of Economics and Finance*, 58, 101525. https://doi.org/10.1016/j.najef.2021.101525

Yu, H., Fang, L. & Sun, W. (2018). Forecasting performance of global economic policy uncertainty for volatility of Chinese stock market. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 505, 931–940. https://doi.org/10.1016/j.physa.2018.03.083

Yuan, D., Li, S., Li, R. & Zhang, F. (2022). Economic policy uncertainty, oil and stock markets in BRIC: Evidence from quantiles analysis. *Energy Economics*, 110, 105972. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.105972

Zarra Nezhad, M. & Motamedi, S. (2012). Investigation of the relationship between macroeconomic variables and total price index of Tehran Stock Exchange. *Economics Research*, *12*(46), 101–116. [In Persian] https://joer.atu.ac.ir/article_943.html

Zhu, H., Su, X., You, W. & Ren, Y. (2017). Asymmetric effects of oil price shocks on stock returns: Evidence from a two-stage Markov regime-switching approach. *Applied Economics*, *49*(25), 2491–2507. https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1240351

Zivot, E. & Andrews, D.W.K. (2012). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, *20*(1), 25-44. https://doi.org/10.2307/1391541

Zomorodian, G.R., Shabanzadeh, M. & Shariatzadeh, I. (2016). Examining the effect of uncertainty in monetary and fiscal policy on capital markets. *Financial Engineering and Securities Management*, *6*(25), 81–106. [In Persian] https://journals.iau.ir/article_517200.html

استناد به این مقاله: گل‌ارضی، غلامحسین و خراسانی، مهناز. (۱۴۰۴). تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی بر بازدهی شاخص بازار سهام ایران: رهیافت NARDL. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۰(۱۰۳)، ۲۱۷-۲۷۰.

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

فهرست

برآورد احتمال نکول تسهیلات اعطایی در بانک ملی: مقایسه رویکردهای یادگیری ماشین و اقتصادسنجی..... ۱
رضا طالبلو، میرعلی کمالی و پریسا مهاجری

اندازه بازار و استخدام استراتژیک نیروی کار تحقیق‌وتوسعه به‌عنوان مانع ورود رقیب خارجی..... ۴۲
علی مزیکی، سینا عاشوری، جاوید بهرامی و سمیه شاه‌حسینی

بررسی اثر سطح تنظیم‌گری حداکثرکننده رشد صنعتی و مقایسه آن در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه..... ۷۰
سمیه نعمت‌اللهی، فرشاد مومنی و علیرضا گرشاسبی

پیش‌بینی نرخ ارز در ایران با استفاده از تلفیق داده‌ها و مدل جامع مبتنی بر یادگیری ماشین..... ۱۰۱
المیرا اصل روستا، علیرضا عرفانی و عبدالمحمد کاشیان

پویایی اثر فین‌تک‌ها بر رشد اقتصادی در ایران..... ۱۳۸
اعظم احمدیان

شناسایی و تحلیل عوامل مؤثر بر فقر ذهنی در ایران..... ۱۷۸
علی آذین، سیدهادی عربی و محمدحسن ملکی

تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی بر بازدهی شاخص بازار سهام ایران: رهیافت NARDL..... ۲۱۷
غلامحسین گل‌ارضی و مهناز خراسانی

زمینه های تمرکز فصلنامه:

الف- محورهای اصلی

- اقتصاد پولی و بانکی
- اقتصاد مالی
- اقتصاد شهری، منطقه‌ای و حمل و نقل
- اقتصاد توسعه و برنامه ریزی

ب- رویکرد ها

- رویکردهای چند رشته ای و بین رشته‌ای در تحلیل مسائل اقتصادی
- اقتصاد رفتاری و آزمایشگاهی
- اقتصاد سنجی
- داده- ستانده
- مدل های برنامه ریزی، تصمیم گیری، تئوری بازی و مدل های عامل محور
- نهاد گرایی

ضوابط کلی پذیرش مقاله در فصلنامه:

الف- محتوای مقاله

۱. همراستایی با زمینه‌های تمرکز فصلنامه
۲. دارا بودن جنبهٔ علمی و پژوهشی
۳. عدم ارسال و چاپ در سایر نشریات و کنفرانس‌های داخلی و خارجی

ب- چهارچوب نگارش

۱. ارسال مقالهٔ تایپ شده (حداکثر ۳۰ صفحه در قالب فایل word) از طریق سامانه الکترونیکی به نشانی ijer. atu. ac. ir
۲. ارسال چکیده ***فارسی و انگلیسی*** **به همراه واژگان کلیدی و طبقه‌بندی JEL** (حدود ۱۵۰ کلمه)
۳. در صفحات ابتدایی مقاله، عنوان و چکیده انگلیسی و کلمات کلیدی ارایه شود. چکیده انگلیسی ترجمهٔ کامل و صحیح چکیده فارسی باشد. تاریخ‌های مورد اشاره در چکیده انگلیسی باید به میلادی تبدیل شوند. کلمات کلیدی عیناً ترجمه کلمات کلیدی فارسی (به ترتیب ازAتا Z) و حرف اول کلمات با حرف بزرگ باشد.
٤. ارجاع درون‌متنی و منبع‌نویسی براساس روش APA
٥. ترجمه لاتین منابع فارسی، طبق فرمت استاندارد منابع لاتین، در انتهای منابع آورده شود و در ادامه منبع [In Persian] افزوده شود.
٦. نام کامل نویسنده یا نویسندگان در صفحه اول و عنوان علمی یا شغلی و آدرس الکترونیکی به‌صورت پانویس

۷. درج اعداد در جداول و نمودارها به فارسی و در فرمول‌ها به انگلیسی

۸. رعایت اســتاندارد A4 با لحاظ نمودن حاشــیه از بالا، پایین، چپ و راســت به ترتیب ۵/۳، ۵/۳، ۴/۵ و ۴/۵ سانتیمتر و فاصله Multiple 0. 9 بین خطوط و رعایت اندازه فونت‌ها در قالب جدول زیر:

چهارچوب فونت‌های مورد استفاده در تدوین مقاله

موضوع	اندازه	نوع فونت
عنوان مقاله فارسی	15Bold	B Zar
اسامی نویسندگان فارسی	10نازک	B compset
متن چکیده فارسی	11نازک	B Zar
تیترهای داخل متن	14Bold	B lotus
کلیدواژه	12Bold	B lotus
متن	13نازک	B Zar
سرصفحه	10 Bold	B compset
پانویس فارسی	10 نازک	B Zar
پانویس لاتین	10 نازک	Times NewRoman
عناوین جداول، نمودارها و شکل‌ها	11 نازک	B lotus
منابع فارسی	12 نازک	B Zar
منابع لاتین	11 نازک	Times NewRoman
چکیده‌های انگلیسی		
تیتر Abstract	11Bold	Times NewRoman
عنوان مقاله انگلیسی	14Bold	Times NewRoman
اسامی نویسندگان انگلیسی	12نازک	Times NewRoman
متن چکیده انگلیسی	11نازک	Times NewRoman

۹. برای دریافت نسخه کامل راهنمای نگارش به آدرس زیر مراجعه فرمایید:

http://ijer. atu. ac. ir/Journal /authors. note

مشاوران علمی این شماره فصلنامه

- ✓ دکتر اسفندیار جهانگرد
- ✓ دکتر فرهاد خداداد کاشی
- ✓ دکتر مرتضی خورسندی
- ✓ دکتر فاطمه رجبی
- ✓ دکتر رضا طالبلو
- ✓ دکتر تیمور محمدی
- ✓ دکتر علی مزیکی
- ✓ دکتر محسن مهرآرا
- ✓ دکتر میرحسین موسوی
- ✓ دکتر مرضیه نوراحمدی
- ✓ دکتر مهدی نوری

سایر همکاران

ویراستار علمی (فارسی): دکتر تیمور محمدی

ویراستار انگلیسی: پرویز رسولی

ویراستار ادبی: جواد گیانلو

صفحه‌آرا: جواد گیانلو

نشانی: تهران- خیابان شهید بهشتی- نبش احمد قصیر- پژوهشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

کد پستی: ۱۵۱۳۶۱۵۴۱۱

تلفن: ۸۸۷۰۳۲۶۱ و ۲- ۸۸۷۲۵۴۰۰

دورنگار: ۸۸۷۰۳۲۶۳

آدرس وب‌سایت: ijer.atu.ac.ir پست الکترونیکی: ijer@atu.ac.ir

فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصادی ایران
دانشگاه علامه طباطبائی- پژوهشکده اقتصاد
سال سی‌ام- شماره ۱۰۳- تابستان ۱۴۰۴
صاحب امتیاز: دانشگاه علامه طباطبائی
مدیر مسئول: دکتر تیمور محمدی
سردبیر: دکتر علی‌اصغر بانویی
دبیر تخصصی: دکتر رضا طالبلو
مدیر داخلی: سمیه اقلامی

هیأت تحریریه

کریم اسلاملوئیان	حسین عباسی‌نژاد
استاد اقتصاد؛ دانشگاه شیراز	استاد اقتصاد؛ دانشگاه تهران
علی‌اصغر بانویی	قهرمان عبدلی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه تهران
محمد بخشوده	عبدالرسول قاسمی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه شیراز	دانشیار اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی
جاوید بهرامی	غلامرضا کشاورز حداد
دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه صنعتی شریف
اسفندیار جهانگرد	تیمور محمدی
دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی
یدا. . . دادگر	سعید مشیری
استاد اقتصاد؛ دانشگاه شهید بهشتی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه ساسکاچوان
محسن رنانی	ابوالقاسم مهدوی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه اصفهان	دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه تهران
عباس شاکری	عباس ولدخانی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه سوین برن استرالیا

به موجب قانون مطبوعات، پروانه انتشار نشریه فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران به زبان فارسی و انگلیسی به شماره ۱۲۴/۳۵۴۸ مورخ ۱۳۸۰/۴/۹ از سوی وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی ثبت و صادر شده است.
تمام حقوق برای دانشگاه علامه طباطبائی پژوهشکده اقتصاد محفوظ است.
درج مطالب در این نشریه لزوماً منعکس‌کننده دیدگاه پژوهشکده و دانشگاه نیست. بدیهی است مسئولیت صحّت مطالب هر مقاله برعهده نویسنده است.

این نشریه به استناد نامه مورخ ۱۳۸۸/۱۰/۸ مرکز اطلاع‌رسانی منطقه‌ای علوم و فناوری در پایگاه کتابخانه منطقه‌ای علوم و فناوری به نشانی www. srlst. com و همچنین در پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی به نشانی www. sid. ir، بانک اطلاعات نشریات کشور به نشانی www. magiran. com، پرتال جامع علوم انسانی به نشانی www. ensani. ir، پایگاه مجلات تخصصی نور به نشانی www. noormags. ir، سایت www. civilica. com و نیز در سایت نشریات دانشگاه علامه طباطبائی به نشانی ijer. atu. ac. ir نمایه می‌شود.
ارسال مقالات صرفاً از طریق سایت دانشگاه علامه طباطبائی امکان‌پذیر است.
این نشریه دارای ضریب IF از پایگاه استنادی جهان اسلام (ISC) است.
لیتوگرافی، چاپ و صحافی: مرکز چاپ و انتشارات دانشگاه علامه طباطبائی
ISSN 1726-0728 eISSN:2476-6445

بسم الله الرحمن الرحیم

دانشگاه علامه طباطبائی
پژوهشکده اقتصاد

پژوهش‌های اقتصادی ایران

فصلنامه علمی- پژوهشکده اقتصاد
دانشگاه علامه طباطبائی

سال سی‌ام - شماره صد و سوم
تابستان ۱۴۰۴

این نشریه براساس تأییدیهٔ شمارهٔ ۳/۲۹۱۰/۴۸۸ به تاریخ ۱۳۸۱/۴/۱۸ کمیسیون بررسی نشریات علمی کشور حایز شرایط دریافت درجهٔ علمی ـ پژوهشی شناخته شد.