فصلنامه بورس اوراق بهادار

سازمان بورس و اوراق بهادار
مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

سال نوزدهم، شماره ۷۵، پاییز ۱۴۰۵

ساختار سلسله‌مراتبی مؤلفه‌ها و ابعاد گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی (۳۶-۱)

فاطمه بابائی، سید علی حسینی، محمد توحیدی، سعید همایون

بررسی تأثیر سیاست تقسیم سود و راهبرد تأمین‌مالی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه به روش GMM (۳۷-۶۶)

مریم سادات طباطبائیان، زهرا معصومی بیلندی

تأثیر کیفیت سود و کیفیت حسابرسی در جلوگیری از قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام (۹۶-۶۷)

محمد نمازی، پدرام عزیزی، فاطمه مقیمی

تحلیل چند مقیاسی ریسک ژئوپلیتیک و مکانیزم‌های انتقال آن به بازار سرمایه ایران: رویکرد موجک و نقش بازارهای میانجی (۱۳۴-۹۷)

سیدجلال طباطبائی

پیش‌بینی بازدهی بازار سهام تهران با استفاده از الگوریتم‌های هوش مصنوعی کوانتومی (۱۷۰-۱۳۵)

رضا معبودی، یونس نادمی، سهیلا آقایی

تأثیر عدم تقارن اطلاعات بر بهره‌وری سرمایه‌گذاری بر اساس نقش تنوع سبد سهامداران عمده (۲۰۴-۱۷۱)

فاطمه رجبی، سید کاظم ابراهیمی، محمد امری اسرمی

بررسی نقش بیت کوین در متنوع‌سازی پرتفوی با استفاده از نرم افزار متلب (۲۲۸-۲۰۵)

حمید جمشیدی، علی محمد قنبری، امیر شهبازبگیان

آیا قراردادهای آتی قابلیت پیش بینی قیمت در آینده را دارد؟ شواهدی از قراردادهای آتی سکه در ایران (۲۶۴-۲۲۹)

احمد محمدی، اسرین نظری، بختیار جواهری

پیش بینی روند قیمتی سهام با استفاده از شبکه عصبی LSTM و تحلیل تکنیکال (۲۸۶-۲۶۵)

نرگس نوروزی، محمدحسین اسمعیلی

بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه بورس اوراق بهادار

سازمان بورس اوراق بهادار

مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

سال نوزدهم، شماره ۷۵، پاییز ۱۴۰۵

به استناد گواهی شمارهٔ ۳۶۶۹۱۵/۱۱/۳/۸۹ مورخ ۱۳۸۹/۰۸/۰۸ کمیسیون نشریات علمی کشور (وزارت علوم تحقیقات و فناوری)، فصلنامه بورس اوراق بهادار دارای درجهٔ علمی می باشد. این نشریه از فروردین ماه ۱۳۸۷ بصورت فصلنامه علمی به چاپ می رسد.

فصلنامه بورس اوراق بهادار

صاحب امتیاز و ناشر : سازمان بورس اوراق بهادار

سردبیر: علی سعیدی

مدیر مسئول : مهرداد عاصی

ویراستار فارسی و صفحه‌آرا: مرضیه حسن‌زاده‌علی‌آبادی

دوره چاپ : فصلنامه

شماره شاپا: ۵۴۳۱-۲۲۲۸

نشانی: تهران ـ میدان ونک ـ ابتدای خیابان ملاصدرا ـ

پلاک ۱۳ـ فصلنامه بورس اوراق بهادار

آدرس الکترونیکی نشریه:

Web: journal.seo.ir

Email: Journal@seo.ir

تلفن: ۸۸۶۷۹۵۵۵-۰۲۱

اعضای هیأت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

عضو هیات تحریریه	دانشگاه	رتبه علمی	رشته
رضا تهرانی	دانشگاه تهران	استاد	مدیریت مالی
رضا راعی	دانشگاه تهران	استاد	مدیریت مالی
سید مصطفی رضوی	دانشگاه تهران	دانشیار	مدیریت صنعتی
علی سعیدی	دانشگاه آزاد اسلامی-واحد تهران شمال	دانشیار	مدیریت مالی
محمد حسین قائمی	دانشگاه بین المللی امام خمینی	استاد	حسابداری
شاپور محمدی	دانشگاه تهران	دانشیار	علوم اقتصادی
سیدحسین میرجلیلی	پژوهشگاه علوم انسانی	استاد	علوم اقتصادی
محمد نمازی	دانشگاه شیراز	استاد	حسابداری
ایرج نوروش	دانشگاه تهران	استاد	حسابداری

اعضای هیأت تحریریه بین المللی(به ترتیب حروف الفبا)

عضو هیات تحریریه	دانشگاه	رتبه علمی	رشته
محمد صادق بزاز	دانشگاه اوکلند- کالیفرنیا ایالات متحده آمریکا	استاد	حسابداری
ابوالحسن جلیلوند	دانشگاه لویولای شیکاگو- ایالات متحده آمریکا	استاد	تحقیقات مالی
ذبیح الله رضایی	دانشگاه ممفیس- ایالات متحده آمریکا	استاد	حسابداری
حسن یزدی فر	دانشگاه دربی- انگلستان	استاد	حسابداری
سعید همایون	دانشگاه گاول- سوئد	دانشیار	حسابداری
جمال الدین نظری	دانشگاه سایمون فریزر- کانادا	استاد	حسابداری
غلامرضا زندی پورجوپاری	دانشگاه کوالا لامپور- مالزی	دانشیار	حسابداری مالی

فصلنامه بورس اوراق بهادار

فصلنامه بورس اوراق بهادار فصلنامه‌ای است که از روش داوری دوسو ناشناس استفاده می‌کند و مقالاتی با کیفیت بالا را در محورهای مدیریت مالی بنگاه‌های اقتصادی، سرمایه‌گذاری، بازارها و نهادهای مالی، مهندسی مالی، مالی اسلامی، مدیریت ریسک، مستغلات، حقوق مالی، اقتصاد سنجی مالی و روش‌های کمّی، مالی بین‌المللی کلیه دستگاه‌های اجرایی شامل وزارتخانه‌ها، موسسات و شرکت‌های دولتی، موسسات مالی و بیمه‌ای، موسسات و نهادهای عمومی غیردولتی منتشر می‌کند. مقالات با رویکرد تجربی/آرشیوی، آزمایشی، بین رشته‌ای/ انتقادی، پیمایشی و مدل‌سازی که از ویژگی اصالت و نوآوری برخوردار باشند، در اولویت بررسی و انتشار خواهند بود.

نشریه بورس اوراق بهادار یک نشریه با دسترسی باز است و انواع مقالات علمی- پژوهشی را منتشر می‌کند.

اولویت‌های پژوهشی

به استحضار پژوهشگران محترم می‌رساند، در راستای اهداف پژوهشی و تحقیقاتی سازمان بورس و اوراق بهادار، مقالاتی که موضوعات آنها مطابق با اولویت‌های پژوهشی این سازمان باشد، در ارزیابی‌های فصلنامه بورس اوراق بهادار برای پذیرش و چاپ، در اولویت قرار خواهند گرفت. به منظور دسترسی به فهرست موضوعات و اولویت‌های پژوهشی سازمان بورس و اوراق بهادار به آدرس http://rdis.ir/Protections.asp مراجعه فرمایید.

- **کشور محل چاپ :** ایران
- **ناشر:** سازمان بورس اوراق بهادار
- **فرمت:** چاپی و الکترونیکی
- **شاپای چاپی:** ۵۴۳۱-۲۲۲۸
- **وضعیت چاپ:** چاپی و الکترونیکی
- **نوبت‌های چاپ:** فصلنامه
- **زبان مجله:** فارسی و انگلیسی (چکیده انگلیسی)
- **حوزه تخصصی:** مالی
- **هزینه چاپ مقاله:** ندارد
- **نوع مجله:** علمی - پژوهشی
- **دسترسی رایگان و آزاد به مقالات:** بلی
- **نمایه شده:** بلی
- **متوسط زمان داوری مقالات:** ۶ هفته
- **ایمیل مجله:** Journal@seo.ir

راهنمای تدوین و شرایط پذیرش مقاله

فصلنامه بورس اوراق بهادار، فصلنامه ای است علمی ـ پژوهشی که در راستای توسعه دانش مالی در کشور، شناسایی مسایل بازار سرمایه و راه حل یابی برای آن، مبادرت به انتشار مقاله های پژوهشی می‌نماید. مقاله های ارسال شده پس از داوری تخصصی و در صورت تأئید هیأت تحریریه، به چاپ می‌رسد. از کلیه استادان و پژوهشگران گرامی که مقاله های خود را جهت چاپ به این فصلنامه ارسال می‌دارند تقاضا می شود به نکات شکلی زیر نیز توجه فرمایند:

۱- مقاله در محیط نرم افزارWord 2007 به بالا، سایز صفحه ۵/۱۷ در۵/۲۴ سانتی‌متر (حاشیه ها از بالا، پایین، چپ و راست همگی ۵/۲ سانتی متر)، فونت فارسی متن B zar 12، فوت انگلیسی متن Times New Roman 11، فاصله بین خطوط ۱ سانتی‌متر و حداکثر در ۲۰ صفحه تایپ شود و صرفاً از طریق سایت فصلنامه به آدرس http://journal.seo.ir ارسال گردد.

۲- مقاله های ارسالی باید دارای بخش های زیر باشد:

۲-۱. صفحه اول مقاله شامل: عنوان کامل مقاله، نام نویسنده یا نویسندگان (نام نویسنده عهده‌دار مکاتبات با علامت ستاره مشخص شود)، رتبه علمی و نام موسسه یا دانشگاه و یا محل اشتغال، نشانی کامل نویسنده عهده دار مکاتبات شامل: نشانی پستی، شماره تلفن، نمابر و پست الکترونیکی.

۲-۲. صفحه دوم مقاله شامل عنوان و چکیده مقاله به زبان فارسی شامل: موضوع مقاله، روش تحقیق، طرح بحث و نتیجه گیری (مجموعاً حدود ۱۵۰ کلمه) و واژه‌های کلیدی (حداکثر ۵ واژه).

۲-۳. کد طبقه‌بندی JEL : این کد گذاری برای طبقه‌بندی موضوعی در ادبیات اقتصادی طراحی شده است که جزئیات نحوه استفاده از آن در پایگاه اینترنتی روبرو قابل دسترسی است. www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.html

۲-۴. صفحه سوم تا انتهای مقاله شامل مقدمه، بحث و بررسی (شامل: بیان مسأله و اهمیت آن، مروری بر پیشینه تحقیق، ادبیات و چارچوب نظری، پرسش ها و فرضیه های پژوهش، روش تحقیق، فنون تجزیه و تحلیل اطلاعات و بحث در یافته های پژوهش)، نتیجه گیری و ارایه پیشنهادها، فهرست منابع و مأخذ.

۲-۵. چکیده انگلیسی بر روی صفحه ای جداگانه، با عنوان مقاله، نام نویسنده یا نویسندگان، مرتبه علمی و موسسه، دانشگاه یا محل اشتغال، همراه مقاله ارسال شود.

۳- ارجاعات فارسی در متن مقاله داخل پرانتز به صورت (نام خانوادگی، سال، صفحه) آورده شود و در ارجاعات انگلیسی در متن بصورت فارسی (نام، سال) و عنوان انگلیسی بصورت پاورقی آورده شود.

۴- در پایان مقاله، فهرست منابع مورد استفاده درمتن مقاله، به تربیت الفبایی به شرح زیر آورده شود:

۱.۴ـ کتاب: نام خانوادگی، نام. (سال انتشار). نام کتاب با حروف ایتالیک، نام مترجم، محل انتشار، نام انتشارات.

۲.۴ـ مقاله: نام خانوادگی، نام. (تاریخ انتشار) . « عنوان مقاله داخل گیومه» ، نام نشریه با حروف ایتالیک، دوره (جلد)، محل انتشار.

۳.۴ـ در مورد گزارش‌ها و سایر منبع نیز اطلاعات کافی و کامل ارایه شود.

۵ـ مقاله‌های فرستاده شده نباید در مجله‌های داخل و خارج کشور چاپ شده باشد. همچنین نباید به صورت همزمان به مجله دیگری ارسال شده باشد.

۶ـ فصلنامه در ویرایش مقاله‌ها، بدون تغییر در محتوای آن، آزاد است.

۷ـ فصلنامه از پذیرش مقالاتی که موارد شکلی و ساختاری یادشده در راهنما در آن‌ها رعایت نشده باشد معذور است.

۸ـ فصلنامه حق رد یا قبول و نیز ویراستاری مقالات را برای خود محفوظ می‌دارد و از بازگرداندن مقالات دریافتی معذور است. پس از چاپ مقاله سه نسخه از فصلنامه به هر یک از نویسندگان اهداء خواهد شد.

۹- مسئولیت صحت و سقم مطالب مقاله به عهده نویسنده است.

۱۰-لطفاً حداقل دو ارجاع به مقالات قبلی منتشرشده در فصلنامه بورس اوراق بهادار داده شود.

۱۱- چنانچه مقاله از حامی یا تامین‌کننده اعتبار پژوهشی برخوردار باشد، درج این موضوع در مقاله توسط نویسنده الزامی می‌باشد.

فهرست مطالب

ساختار سلسله‌مراتبی مؤلفه‌ها و ابعاد گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی..۱

فاطمه بابائی، سید علی حسینی، محمد توحیدی، سعید همایون

بررسی تأثیر سیاست تقسیم سود و راهبرد تأمین‌مالی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه به روش GMM ۳۷

مریم سادات طباطبائیان، زهرا معصومی بیلندی

تأثیر کیفیت سود و کیفیت حسابرسی در جلوگیری از قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام ۶۷

محمد نمازی، پدرام عزیزی، فاطمه مقیمی

تحلیل چند مقیاسی ریسک ژئوپلیتیک و مکانیزم‌های انتقال آن به بازار سرمایه ایران: رویکرد موجک و نقش بازارهای میانجی ۹۷

سیدجلال طباطبائی

پیش‌بینی بازدهی بازار سهام تهران با استفاده از الگوریتم‌های هوش مصنوعی کوانتومی ۱۳۵

رضا معبودی، یونس نادمی، سهیلا آقایی

تأثیر عدم تقارن اطلاعات بر بهره‌وری سرمایه‌گذاری بر اساس نقش تنوع سبد سهامداران عمده.....۱۷۱

فاطمه رجبی، سید کاظم ابراهیمی، محمد امری اسرمی

بررسی نقش بیت کوین در متنوع‌سازی پرتفوی با استفاده از نرم افزار متلب ۲۰۵

حمید جمشیدی، علی محمد قنبری، امیر شهبازبگیان

آیا قراردادهای آتی قابلیت پیش بینی قیمت در آینده را دارد؟ شواهدی از قراردادهای آتی سکه در ایران ۲۲۹

احمد محمدی، اسرین نظری، بختیار جواهری

پیش بینی روند قیمتی سهام با استفاده از شبکه عصبی LSTM و تحلیل تکنیکال ۲۶۵

نرگس نوروزی، محمدحسین اسمعیلی

Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Quarterly Journal of Securities Exchange, Fall 2026, V. 19, No.75, pp. 1-36

Hierarchical structure of corporate sustainability reporting with emphasis on Islamic principles and values components and dimensions[1]

Fatemeh Babaei [2], Seyed Ali Hosseini [3], Mohammad Tohidi[4], Saeed Homayoun[5]

Received: 26 April 2025 Revised: 05 July 2026
Accepted: 08 July 2026 Published Online: 15 July 2026

Research Paper

Highlights

- Determining the hierarchical structure of corporate sustainability reporting with emphasis on Islamic principles and values components and dimensions.
- Classification of components and dimensions of corporate sustainability reporting with emphasis on Islamic principles and values into three categories: dependent, linkage and driving.
- Greater emphasis on components and dimensions that are located in the lower layers of the hierarchical structure of corporate sustainability reporting with emphasis on Islamic principles and values and have higher influence.

Abstract

This research aims to present the hierarchical structure of corporate sustainability reporting with emphasis on Islamic principles and values components and dimensions. After extracting the sustainability reporting with emphasis on Islamic principles and values components and dimensions through the review of sustainability reports of a sample of shariah approved companies in Malaysia and Indonesia, an extensive literature review and soliciting opinions from experts and screen them, in order to determine their hierarchical structure an integrated fuzzy Decision Making Trial Evaluation Laboratory (DEMATEL) and Interpretive Structural Modeling (ISM) approach was used to better describe the interrelationship between them .The Cross Impact Matrix Multiplication (MICMAC) method was also used to analyze deeper about the each of components and dimensions role in the hierarchical structure. The statistical population of the current research was sustainability reporting and Islamic finance experts who were selected based on purposive sampling and the identified components and dimensions were sent to 13 of them in the form of a pairwise comparison questionnaire in 2022. By using the integrated fuzzy DEMATEL and ISM approach, Hierarchical structure of corporate sustainability reporting with emphasis on Islamic principles and values components and dimensions was created in seven and three levels, respectively. Through the MICMAC analysis components and dimensions were also classified in three dependent, linkage and driving categories. The results indicate that in the implementation of corporate sustainability reporting with emphasis on Islamic principles and values, more emphasis should be placed on the of sustainability governance dimension and Shariah governance, sustainability reporting practices, sustainability governance structure, employee welfare and supply chain management components, which they are the lower layers of the hierarchical structure and have higher influence. This study can provide a basis for the development of the corporate sustainability with an emphasis on Islamic principles and values theory and model.

Keywords: Corporate Sustainability Reporting, Islamic Responsibility Activities, Fuzzy DEMATEL, ISM, MICMAC

JEL Classification: M41, M14, Z12

---

1. doi: 10.22034/jse.2026.12410.2255
2. Assistant Professor, Department of Accounting, Payame Noor University (PNU), Tehran, Iran., Iran, (corresponding author), (f.babaei@pnu.ac.ir)
3. Associate Professor, Department of Accounting, Faculty of Social Sciences and economics, Alzahra University, Tehran, Iran, (a.hosseini@alzahra.ac.ir)
4 . Associate Professor, Department of Financial Management, Faculty of Islamic Studies and Management, Imam Sadiq University, Tehran, Iran, (tohidi@isu.ac.ir)
5 . Associate Professor, Department of Economic and Business Studies, University of Gavle, Gavle, Sweden, (saeid.homayoun@hig)

Copyright © 2026 The Authors. Published by Securities and Exchange Organization. This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Cite This Article: Babaei, Fatemeh; Hosseini, Seyed Ali, Tohidi, Mohammad (2026). Hierarchical structure of corporate sustainability reporting with emphasis on Islamic principles and values components and dimensions. ***Quarterly Journal of Securities Exchange.*** *19* (75), 1-36.
https://doi.org/10.22034/jse.2026.12410.2255 Homepage: https://journal.seo.ir

Introduction

In recent years, growing concerns about the environment and climate change, poverty problems, growing inequality among societies, and tensions brought about by social injustice have increased the popularity of sustainability, among scientists, decision-makers, academics, and companies. Sustainability reporting, as a form of corporate non financial accountability to stakeholders, is aligned with Islamic principles to protect the stakeholders' interests and rights

Islam thought offers a universal spiritual view based on the Quran and Sunnah to present an alternative philosophical framework for man's interaction with the environment and social matters. When sustainability development becomes a religious duty, companies and individuals endeavour to protect the environment and social matters as a response to a religious order. This response is combined with the strong motivation to please Allah. Islamic and conventional corporate sustainability reporting have different values and aspiration.

Currently, research has been conducted to identify the elements of sustainability reporting and corporate social responsibility with an Islamic approach. In addition to identifying the elements, the interactions between them must also be identified in order to develop a theory. In this regard, the question of the present study is what is the hierarchical structure of the components and dimensions of corporate sustainability reporting with an emphasis on Islamic principles and values?

Methodology

After extracting the sustainability reporting with emphasis on Islamic principles and values components and dimensions through the review of sustainability reports of a sample of shariah approved companies in Malaysia and Indonesia in 2020, an extensive literature review and soliciting opinions from experts applying thematic analysis method using thematic networks, in total, 203 indicators (Basic Themes) were identified.

Indicators related to conventional sustainability reporting standards and guidelines were identified as conventional sustainability reporting indicators (158 indicators) and indicators related to fulfilling religious obligations and carrying out Islamic corporate responsibility activities were identified as Islamic indicators (45 indicators). The conventional indicators were merged based on similarity and placed into 13 components (organizing themes) (customer satisfaction, employee welfare, participation in the local community, natural resource consumption management, pollution management, product and service innovation, sustainability reporting procedures, sustainability governance structure, shareholders rights, economic performance, indirect economic effects, supply chain management, campaign against bribery and corruption). Four Islamic components were also created from the merger of Islamic indicators related to fulfilling religious obligations (Islamic social responsibility activities, Islamic environmental responsibility activities, Sharia governance, and Islamic economic responsibility activities). Finally, the components were categorized into four dimensions (overarching themes): social, environmental, sustainable governance, and economic.

To identify important elements, the fuzzy Delphi method was used, in which 21 indicators were eliminated and the important elements of the model were finalized in the form of 182 indicators, 17 components, and 4 dimensions (Hosseini and Babaei, 2023) .

After identifying the important elements of the model, this research aims to present the hierarchical structure of corporate sustainability reporting with emphasis on Islamic principles and values components and dimensions. In order to determine hierarchical structure an integrated fuzzy Decision-Making Trial Evaluation Laboratory (DEMATEL) and Interpretive Structural Modeling (ISM) approach was used to better describe the interrelationship between them. The Cross Impact Matrix Multiplication (MICMAC) method was also used to analyze deeper about the each of components and dimension’s role in the hierarchical structure.

The hybrid approach of DEMATEL -ISM- MICMAC combines the power of the three methods to provide a more detailed analysis of the problem under study and has been widely used in various research studies. The statistical population of the current research was sustainability reporting and Islamic finance experts who were selected based on purposive sampling and the identified components and dimensions were sent to 13 of them in the form of a pairwise comparison questionnaire in 2022.

Results

By using the integrated fuzzy DEMATEL and ISM approach, Hierarchical structure of corporate sustainability reporting with emphasis on Islamic principles and values components and dimensions was created in seven and three levels, respectively. The components that were placed at the highest level (pollution management, shareholder rights and indirect economic impacts) have less influence and are more influenced by other components. The shariah governance component, which was placed at the lowest level of the model, was assessed as the most influential component in the model. In the hierarchical structure of dimensions, the environmental dimension is placed at the highest level. This dimension is the most influenced one, as it is affected by the lower-level dimensions. The sustainability governance dimension was also placed at the lowest level, which had the greatest influence on other dimensions. Based on the MICMAC analysis, five components were placed in the dependent area, eight components in the linkage area and four components in the driving area.

Conclusion

The findings indicate that in the implementation of corporate sustainability reporting with emphasis on Islamic principles and values, more emphasis should be placed on the of sustainability governance dimension and Shariah governance, sustainability reporting practices, sustainability governance structure, employee welfare and supply chain

management components, which they are the lower layers of the hierarchical structure and have higher influence .

The hierarchical structure of corporate sustainability reporting components and dimensions with an emphasis on Islamic principles and values can help managers of companies in the country's capital market to focus on the components and dimensions that have more influence and are located in the lower layers of the hierarchical structure. This will lead to the optimal allocation of available resources for corporate sustainability reporting to achieve maximum improvement in sustainability performance. This study can provide a basis for the development of the corporate sustainability with an emphasis on Islamic principles and values theory and model.

One of the limitations of the present study was that the relationship between the components and dimensions of sustainability reporting with an emphasis on Islamic principles and values and their hierarchical structure in the present study was created based on the opinions of the experts selected in this study. With sample changes, there is a possibility of minor changes in the hierarchical structure and classification. Also, the structural and hierarchical relationship of the components and dimensions in the present study has only been conceptualized. The overall validity of the model can be tested in future studies using structural equation modeling (SEM).

Author Contributions

All authors contributed to the writing of the article.

Data Availability Statement

Data available on request from the authors.

Acknowledgements

The authors express their gratitude for the valuable contributions of the experts as well as for the constructive views of the respected reviewers to improve the quality of this article.

Ethical Considerations

The authors avoided data fabrication, falsification, and plagiarism, and any form of misconduct.

Funding

This research did not receive any specific grant from funding agencies in the public, commercial, or not-for-profit sectors.

Conflict of Interest

The authors declare no conflict of interest.



سازمان بورس و اوراق بهادار، مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال نوزدهم، شماره ۷۵، پاییز ۱۴۰۵، صص ۳۶-۱

ساختار سلسله‌مراتبی مؤلفه‌ها و ابعاد گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی[۱]

فاطمه بابائی[۲]، سید علی حسینی[۳]، محمد توحیدی[۴]، سعید همایون[۵]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت : ۱۴۰۴/۰۱/۲۴ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۴/۱۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۴/۱۷ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۴/۲۴

نکات برجسته

- تعیین ساختار سلسله‌مراتبی مؤلفه‌ها و ابعاد گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی
- طبقه‌بندی مؤلفه‌ها و ابعاد گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی به سه گروه وابسته، پیوندی و نفوذ
- تأکید بیشتر بر مؤلفه‌ها و ابعادی که در لایه‌های پایینی ساختار سلسله‌مراتبی گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی قرار دارند و دارای قدرت نفوذ بالاتری هستند.

چکیده

هدف پژوهش حاضر ارائه ساختار سلسله‌مراتبی مؤلفه‌ها و ابعاد گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی است. پس از استخراج مؤلفه‌ها و ابعاد گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی از طریق بررسی گزارش‌های پایداری نمونه‌ای از شرکت‌های مورد تأیید شریعت در مالزی و اندونزی، بررسی گسترده ادبیات موضوع و نظرخواهی از خبرگان و غربالگری آن‌ها، جهت تعیین ساختار سلسله مراتبی آن‌ها از رویکرد ترکیبی آزمایش و ارزیابی تصمیم‌گیری (دیمتل) فازی و مدل‌سازی ساختاری تفسیری (آی‌اس‌ام) استفاده شد تا رابطه متقابل بین آن‌ها بهتر توصیف شود. برای درک عمیق‌تر نقش هر یک از مؤلفه‌ها و ابعاد در ساختار سلسله‌مراتبی نیز از روش ضرب ماتریس تأثیر متقابل (میک مک) استفاده شد. جامعه آماری پژوهش حاضر خبرگان گزارشگری پایداری و مالی اسلامی بودند که از طریق نمونه‌گیری هدفمند انتخاب شدند و مؤلفه‌ها و ابعاد شناسایی‌شده در قالب پرسشنامه مقایسه زوجی در سال ۱۴۰۱ برای ۱۳ نفر از آنان ارسال شد. با استفاده از روش ترکیبی دیمتل فازی و آی‌اس‌ام، ساختار سلسله‌مراتبی مؤلفه‌ها و ابعاد گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی به ترتیب در هفت و سه سطح ایجاد شد. از طریق تحلیل میک مک نیز مؤلفه‌ها و ابعاد به سه دسته وابسته، پیوندی و نفوذ طبقه‌بندی شدند. نتایج حاکی از آن است که در اجرای گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی باید بیشتر بر بعد راهبری پایداری و مؤلفه‌های راهبری شرعی، رویه‌های گزارشگری پایداری، ساختار راهبری پایداری، رفاه کارکنان و مدیریت زنجیره تأمین تأکید کرد که در لایه‌های پایینی ساختار سلسله‌مراتبی قرار دارند و دارای قدرت نفوذ بالاتری هستند. این مطالعه می‌تواند زمینه‌ای را برای توسعه نظریه و مدل گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی فراهم نماید.

واژه‌های کلیدی: گزارشگری پایداری شرکتی، فعالیت‌های مسئولیت‌پذیری اسلامی، دیمتل فازی، آی‌اس‌ام، میک مک

طبقه‌بندی موضوعی: M41, M14, Z12

---

۱. doi: 10.22034/jse.2026.12410.2255

۲. استادیار، گروه حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران (نویسنده مسئول)(f.babaei@pnu.ac.ir).

۳. دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد، دانشگاه الزهرا (س)، تهران، ایران. (a.hosseini@alzahra.ac.ir).

۴.دانشیار، گروه مالی، دانشکده معارف اسلامی و مدیریت، دانشگاه امام صادق (ع)، تهران،ایران. (tohidi@isu.ac.ir).

۵ . دانشیار، گروه مطالعات اقتصادی و کسب و کار، دانشکده مطالعات آموزش و کسبو کار، دانشگاه گاوله، گاوله، سوئد. (sadhon@hig.se).

حق انتشار این مستند، متعلق به نویسندگان آن است. ۱۴۰۵ ©. ناشر این مقاله، سازمان بورس و اوراق بهادار است.

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

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

استناد: بابائی ، فاطمه؛ حسینی، سید علی؛ توحیدی، محمد و همایون، سعید (۱۴۰۵). ساختار سلسله‌مراتبی مؤلفه‌ها و ابعاد گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۷۵ (۳)، ۳۶-۱.

مقدمه

در سال‌های اخیر، نگرانی‌های روزافزون در مورد محیط‌زیست و تغییرات آب و هوایی، مشکلات فقر، نابرابری فزاینده در میان جوامع و تنش‌های ناشی از بی‌عدالتی اجتماعی، محبوبیت پایداری[1] را که مفهومی چندبعدی در نظر گرفته می‌شود، در میان دانشمندان، تصمیم گیران، دانشگاهیان و شرکت‌ها افزایش داده است (تونا[2]، ۲۰۲۲: ۱۸۵). گزارشگری پایداری، به‌عنوان شکلی از پاسخ‌گویی غیرمالی شرکت‌ها به ذینفعان، با اصول اسلامی برای حفاظت از منافع و حقوق ذینفعان همسو است (فلیختون[3] و همکاران، ۲۰۲۰: ۲۲۰).

اسلام شیوه‌ای از زندگی است که نظام اخلاقی، ارزشی و اصولی خاص خود را دارد که به آن شریعت اسلامی یا معمولاً به‌طور خلاصه شریعت گفته می‌شود. شریعت شامل مجموعه کاملی از رهنمودهای برگرفته از قرآن و روایات است. از پایان جنگ جهانی دوم و استقلال سیاسی بیشتر کشورهای مسلمانان تلاش برای پیروی و اجرای شریعت در تمام جنبه‌های زندگی افزایش یافت. در دهه ۱۹۶۰، تلاش فزاینده‌ای برای اسلامی کردن دانش و دعوت به ایجاد نظام اقتصادی اسلامی، پیشرفت چشمگیری را در مؤسساتی ایجاد کرد که بر اساس اصول اقتصادی اسلامی اداره می‌شدند. اگرچه در مرحله اول توسعه مؤسسات اقتصادی اسلامی بیشتر بر مؤسسات مالی اسلامی (آی‌اف‌آیز)[4] مانند بانک‌های اسلامی و بیمه اسلامی تمرکز شد، اما نیاز به وجود شرکت‌های اسلامی غیر از مؤسسات مالی اسلامی نیز افزایش یافت. وجود شرکت‌های مورد تأیید شریعت (اس‌ای‌سی)[5] که عملیات آن‌ها مطابق با اصول اقتصادی اسلامی انجام می‌شود، برای کمک به سرمایه‌گذاران مسلمان و همچنین مؤسسات اسلامی ضروری است تا در سرمایه‌گذاری وجوه خود به روش‌هایی عمل کنند که مغایر با شریعت نباشد. این شرکت‌ها برای ایفای نقش مهم ترویج فلاح نه‌تنها برای ذینفعان خود، بلکه برای کل جامعه موردنیاز هستند. در انجام این کار، شرکت‌ها به ابزاری نیاز دارند که به آن‌ها در انجام این مسئولیت‌ها کمک کند (وردیونو[6]، ۲۰۱۳: ۸۷).

---

1. Sustainability
2. Tuna
3. Falikhatun
4. Islamic Financial Institutions (IFIs)
2. Shariah Approved Companies (SAC)
6. Wardiwiyono

افشای مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکتی (سی‌اس‌آر)[1] ابزاری برای انتقال مسئولیت‌پذیری شرکت‌ها به ذینفعان و جامعه است (وردیونو، ۲۰۱۳: ۹۹). مفهوم افشای مسئولیت‌پذیری اجتماعی سازمان‌های تجاری اسلامی باید شامل مجموعه‌ای از الزامات متفاوت از قالب متعارف غربی باشد. هدف اصلی افشای مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌های اسلامی، نشان دادن انطباق با شریعت اسلامی، یعنی نشان دادن پاسخگویی به خداوند است (امان[2]، ۲۰۱۶: ۲). با توجه به اینکه اسلام نظام اخلاقی، ارزشی و اصولی خاص خود را دارد که هر نهاد مسلمان و اسلامی باید از آن پیروی کند، این ابزار باید بر اساس شریعت توسعه یابد (وردیونو، ۲۰۱۳: ۸۷). اندیشه اسلام برای ارائه چارچوب فلسفی جایگزین برای تعامل انسان با محیط‌زیست و مسائل اجتماعی، دیدگاه معنوی جهانی مبتنی بر قرآن و سنت ارائه می‌کند. هنگامی‌که توسعه پایدار به وظیفه دینی تبدیل می‌شود، شرکت‌ها و افراد به‌عنوان پاسخی به دستور دینی سعی در حفاظت از محیط‌زیست و مسائل اجتماعی دارند. این پاسخ همراه با انگیزه قوی برای جلب رضایت خداوند است. گزارشگری پایداری شرکتی اسلامی و متعارف دارای ارزش‌ها و آرمان‌های متفاوتی هستند (امان، ۲۰۱۶: ۷).

در ادبیات کنونی نظریه رسمی اسلامی در مورد توسعه پایدار یافت نمی‌شود. بااین‌حال، فقدان آن در ادبیات کنونی اقتصاد اسلامی به این معنا نیست که چنین نظریه‌ای نمی‌تواند ساخته شود. اسد[3] (۱۹۸۷) استدلال می‌کند که در ایدئولوژی مانند ایدئولوژی اسلامی، هیچ مرزی بین حوزه معنوی و دنیوی متصور نیست و بنابراین هیچ مرزی بین ایمان انسان و زندگی عملی او وجود ندارد (حسن و چاچی[4]، ۲۰۰۵: ۳). نظریه مجموعه‌ای از سازه‌ها (مفاهیم)، تعاریف و گزاره‌های به هم مرتبط است که از طریق مشخص ساختن روابط بین متغیرها، با هدف تبیین و پیش‌بینی پدیده‌ها، دید نظام‌یافته‌ای از پدیده‌ها ارائه می‌کند (احمدی و صالحی، ۱۳۹۲: ۱۰). در حال حاضر تحقیقاتی در زمینه شناسایی عناصر گزارشگری پایداری و مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکتی با رویکرد اسلامی انجام‌شده است (مانند پژوهش‌های معالی[5] و همکاران (۲۰۰۶)، وردیونو (۲۰۱۷)، جان[6] و همکاران (۲۰۲۱)، بابائی و همکاران (۱۴۰۱)، قیومی و همکاران (۱۴۰۲) و حسینی و بابائی

1. Corporate Social Responsibility (CSR)
2. Aman
3. Asad
4. Hassan & Chachi
5. Maali
6. Jan

(۱۴۰۲)). علاوه بر شناسایی عناصر، تعاملات بین آن‌ها نیز جهت تدوین نظریه باید مشخص شود. در این راستا برای پاسخ به سؤال پژوهش که عبارت است از ساختار سلسله‌مراتبی مؤلفه‌ها و ابعاد گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی چگونه است، از رویکرد ترکیبی آزمایش و ارزیابی تصمیم‌گیری (دیمتل)[1] فازی و مدل‌سازی ساختاری تفسیری (آی‌اس‌ام)[2] به همراه ضرب ماتریس تأثیر متقابل (میک مک)[3] استفاده شد. روش دیمتل فازی قادر به غربالگری وضعیت و علیت عوامل در سیستم پیچیده است، اما نمی‌تواند ساختار و منطق داخلی آن را روشن کند (ژانگ و یانگ[4]، ۲۰۲۵: ۶). فناوری آی‌اس‌ام دقیقاً این کاستی را جبران می‌کند و ادغام روش‌های دیمتل فازی و آی‌اس‌ام به‌طور نسبتاً عینی به رابطه پویا بین عوامل سیستم می‌پردازد و می‌تواند به‌وضوح به روابط منطقی و سلسله‌مراتبی بین عوامل پاسخ دهد (ژانگ و یانگ، ۲۰۲۵: ۶). بااین‌حال، آی‌اس‌ام در تشخیص عوامل محرک و وابسته محدودیت‌هایی دارد و در ثبت کامل شدت تعاملات و وابستگی‌های بین عوامل، کارایی کمتری دارد. برای اصلاح بیشتر روابط اولیه و ثانویه در همان سطح و شدت تأثیر آن‌ها، روش میک مک معرفی شده است. میک مک قدرت نفوذ و وابستگی هر عامل را محاسبه می‌کند، با تجزیه‌وتحلیل دقیق قدرت نفوذ و وابستگی، روابط اولیه-ثانویه را در هر سطح اصلاح می‌کند و ساختار سلسله‌مراتبی آی‌اس‌ام را تکمیل و بهینه می‌کند (دو و هی[5]، ۲۰۲۵: ۴).

رویکرد ترکیبی دیمتل- آی‌اس‌ام-میک مک، قدرت سه روش را برای ارائه تحلیل دقیق‌تری از مسئله موردمطالعه ترکیب می‌کند و به‌طور گسترده در مطالعات تحقیقاتی مختلف به کار گرفته شده است (القرشی و شی[6]، ۲۰۲۵: ۱۰). در پژوهش حاضر نیز برای ارائه تصویر بهتری از ساختار سلسله‌مراتبی اجزای مدل و قدرت تأثیرگذاری آن‌ها از این رویکرد ترکیبی استفاده شد.

مبانی نظری

پایداری شرکتی به ادغام ابعاد اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی توسعه پایدار در استراتژی‌های شرکت اشاره دارد (تونا، ۲۰۲۲: ۲۰۱). گزارشگری پایداری، اندازه‌گیری،

1. Decision Making Trial Evaluation Laboratory (DEMATEL)
2. Interpretive Structural Modeling (ISM)
3. Cross Impact Matrix Multiplication Applied to Classification (MICMAC)
4. Zhang & Yang
5. Du & He
6. Alqershy & Shi

گزارشگری و پاسخگویی به ذینفعان داخلی و خارجی در ارتباط با عملکرد سازمان ازنظر توسعه پایدار است و برای انتقال پیامدهای اقتصادی، زیست‌محیطی و اجتماعی با استفاده از عناوینی مانند ابعاد بنیادی سه‌گانه[1]، گزارشگری مسئولیت‌پذیری شرکت و ... انجام می‌شود. در سطح جهانی، سازمان‌های غیردولتی متعددی وجود دارند که استانداردها و رهنمودهایی را برای گزارشگری پایداری شرکت‌ها ارائه می‌کنند. سازمان گزارشگری جهانی (جی‌آرآی)[2] مسلماً مهم‌ترین سازمان جهانی است (عبدالله و هارون[3]، ۲۰۲۲: ۹-۸) که در سال ۲۰۰۰ چارچوب افشایی برای کمک به شرکت‌ها در اندازه‌گیری و افشای عملکرد اقتصادی، زیست‌محیطی، اجتماعی و راهبری خود منتشر کرد (عبدالله و هارون، ۲۰۲۲: ۱۳).

در طول دو دهه گذشته، در ادبیات دانشگاهی توجه روزافزونی به گزارشگری پایداری معطوف شده است. هان و کونن[4] (۲۰۱۳) دریافتند که بیشتر ادبیات مربوط به گزارشگری پایداری از چهار نظریه اصلی تشکیل‌شده است (نظریه مشروعیت[5]، نظریه ذینفعان[6]، نظریه نهادی[7] و نظریه علامت‌دهی[8]). نظریه مشروعیت مبتنی بر این ایده است که بین سازمان‌ها و جامعه قراردادی وجود دارد. ازاین‌رو، سازمان‌ها باید بر اساس رفتار اجتماعی قابل‌قبول عمل کنند. بقای شرکت به توانایی آن در برآوردن انتظارات اجتماعی بستگی دارد و گزارش پایداری می‌تواند به‌عنوان ابزاری در این زمینه مورداستفاده قرار گیرد. نظریه ذینفعان تأکید می‌کند که شرکت‌ها نه‌تنها منافع سهامداران بلکه باید منافع گروه وسیعی از ذینفعان را نیز در نظر بگیرند. نظریه علامت‌دهی برای مطالعه انگیزه‌های نهفته در توسعه گزارش‌های پایداری و میزان افشای اطلاعات غیرمالی استفاده می‌شود. نظریه نهادی نیز نشان می‌دهد که فعالیت‌های شرکت، ازجمله تصمیم‌گیری برای شروع فرآیند گزارشگری پایداری، بیشتر تحت تأثیر فشارهای سازمانی است (دی میکو[9] و همکاران، ۲۰۲۰: ۴۳۳-۴۳۱).

---

1. Triple bottom line
2. Global Reporting Initiative (GRI)
3. Abdullah & Haron
4. Hahn & Kuhnen
5. Legitimacy theory
6. Stakeholder theory
7. Institutional theory
8. Signalling theory
9. De Micco

با توجه به نظریه‌های مشروعیت و ذینفعان، جامعه (ذینفعان) گروه فشار قدرتمندی برای اتخاذ فعالیت‌های سی‌اس‌آر در نظر گرفته می‌شوند. آن‌ها ادعا می‌کنند که فعالیت‌های سازمان باید با انتظارات جامعه (ذینفعان) مطابقت داشته باشد. به‌عبارت‌دیگر، دیدگاه غربی از سی‌اس‌آر پدیده‌ای دائماً در حال تغییر است. صرف‌نظر از تلاش‌های فراوان برای ایجاد منطق قابل‌قبول برای انجام فعالیت‌های سی‌اس‌آر، هنوز نظریه‌پردازان غربی در ارائه توجیه اخلاقی واحد در این زمینه ناکام مانده‌اند. درحالی‌که اسلام دیدگاه کل‌نگر برگرفته از دستورات الهی قرآن کریم و سخنان رسول خدا (ص) را ارائه می‌کند. (میر[1] و همکاران، ۲۰۱۶: ۸۳).

در مدل‌های غربی پاسخ‌گویی، مسئولیت‌پذیری و درنتیجه پاسخ‌گویی شرکت‌ها فراتر از جامعه بشری در نظر گرفته نمی‌شود و بنابراین چنین نظریه‌هایی هیچ‌گونه پاسخگویی در برابر خداوند را متصور نیستند. از منظر اسلام، رابطه قراردادی افراد و بنگاه‌ها با خداوند بر مفهوم پاسخگویی تأثیر می‌گذارد. این تصور که همه در برابر خداوند پاسخگو هستند، ابعاد متفاوتی را در مفهوم پاسخگویی ایجاد می‌کند که فراتر از چیزی است که در نظریه‌های غربی گزارشگری اجتماعی منعکس‌شده است. مسلمانان نه صرفاً برای پاداش مالی، بلکه برای کسب حمد و ستایش خداوند و دوری از خشم خداوند در روز قیامت فعالیت‌های اجتماعی را انجام می‌دهند (معالی و همکاران، ۲۰۰۶: ۲۷۲-۲۷۱).

علاوه بر این، به نظر می‌رسد که سی‌اس‌آر به‌صورت مفهومی داوطلبانه در غرب تجلی‌یافته است که رعایت آن الزامی نیست؛ اما در اسلام صدقه برای رفاه جامعه به شکل زکات واجب است (میر و همکاران، ۲۰۱۶: ۸۳). نظریه حسابداری که مطابق با حسابداری اسلامی و مسئولیت‌پذیری اجتماعی اسلامی است، نظریه بنگاه[2] است. هرهپ[3] بیان می‌کند که نظریه بنگاه مفهومی است که توضیح می‌دهد حسابداری باید بتواند نه‌فقط به مالک شرکت بلکه به همه ذینفعان ازجمله جامعه مشمول خدمت کند. بعدها نظریه بنگاه به مفهوم شریعت پیوند خورد تا بتوان کاربرد این نظریه را با دستورات دین اسلام سازگار کرد. (ریسکا[4] و همکاران، ۲۰۱۹: ۱۷۲-۱۷۱). در این نظریه شکل اصلی پاسخگویی در برابر خداوند (پاسخگویی عمودی) و

1. Mir
2. Enterprise Theory
3. Harahap
4. Riska

سپس نسبت به انسان و طبیعت است (پاسخگویی افقی) (مهرانی[1]، ۲۰۲۱: ۳۳۵). نظریه بنگاه شرعی (اس‌ای‌تی)[2] در اصل مفهومی است که افشای مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت را به‌صورت عمودی و افقی در مفهوم اسلامی به نام حَبْلٍ مِنَ اللّهِ وَحَبْلٍ مِنَ النّاسِ توضیح می‌دهد. افشای مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها از طریق مفهوم نظریه بنگاه شرعی شامل ابعاد مختلفی است که عبارت‌اند از: خداوند متعال، مشتریان، کارکنان، جامعه و طبیعت. به‌طورکلی، افشای مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکتی مطابق با نظریه بنگاه شرعی، افشای پاسخگویی عمودی نسبت به خداوند متعال از طریق سنجش فعالیت مطابق با شریعت بر اساس نظر هیئت نظارت شرعی، افشای فتواها و رویه‌های عملیاتی رعایت شده و رعایت نشده است. افشای افقی مسئولیت‌پذیری شامل مسئولیت‌پذیری نسبت به مشتریان، کارکنان، جامعه و طبیعت است(ریسکا و همکاران، ۲۰۱۹: ۱۷۲-۱۷۱).

مطالعاتی در زمینه نحوه گزارشگری پایداری و مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکتی با رویکرد اسلامی و میزان افشای آنها انجام‌شده است که در ادامه مورد اشاره قرارمی‌گیرد؛ بایدون و ویلت[3] (۲۰۰۰) طی نظریه‌ای پیشنهاد کردند که حضور دین اسلام به‌عنوان متغیر فرهنگی بر نحوه تفسیر معیارهای حسابداری خاص و شیوه افشای اطلاعات حسابداری تأثیرگذار است. معالی و همکاران (۲۰۰۶) با استفاده از اصول شریعت شاخصی برای افشای اجتماعی بانک‌های اسلامی توسعه دادند و بر اساس آن نشان دادند که گزارشگری اجتماعی بانک‌های اسلامی به‌طور قابل‌توجهی کمتر از میزان مورد انتظار است. وردیونو (۲۰۱۷) در راستای افشای مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌های مورد تأیید شریعت بر اساس شاخص افشای طراحی شده در این پژوهش در نمونه‌ای از شرکت‌های اسلامی در اندونزی، مالزی و پاکستان نشان داد که شرکت‌های مورد تأیید شریعت در کشورهای نمونه به‌طور متوسط ۳۴ درصد از موارد این شاخص را افشا کرده‌اندکه بیشترین میزان افشا نیز در گروه کارکنان بود. ظفر و سلیمان[4] (۲۰۲۰) در پژوهشی با هدف تعیین ابعاد مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکتی (سی‌اس‌آر) در بانکداری اسلامی و طراحی شاخص افشای سی‌اس‌آر در پاکستان نشان دادند که ابعاد مهم سی‌اس‌آر راهبری شرعی، کارکنان، جامعه، مشتریان و محیط‌زیست و مهم‌ترین مؤلفه‌ها شامل انطباق شرعی، خدمات به مشتری و کیفیت، سرمایه‌گذاری

1. Maharani
2. Sharia Enterprise Theory (SET)
3. Baydoun & Willett
4. Zafar & Sulaiman

یا بانکداری سبز، ارتباط با مشتری، آموزش و توسعه و فقرزدایی هستند. ادیرستوری[1] و همکاران (۲۰۲۵) با بررسی رویه‌های گزارشگری پایداری سه بانک اسلامی واقع در اندونزی، مالزی و برونئی دارالسلام نشان دادند که هر سه بانک اسلامی سطح قابل‌توجهی از شفافیت را نشان می‌دهند، به اتخاذ رویه‌های پایدار متعهد هستند، شفافیت قابل‌توجهی در مورد راهبری وجود دارد و حداقل افشای اطلاعات در مورد انطباق با شریعت است.

بابائی و همکاران (۱۴۰۱) با هدف تعیین الگوی حاکم بر گزارش‌های پایداری نمونه‌ای از شرکت‌های مورد تأیید شریعت در کشورهای مالزی و اندونزی ۱۹۵ مضمون پایه، ۲۸ مضمون سازمان دهنده و شش مضمون فراگیر اقتصادی، زیست‌محیطی، کارکنان، جامعه، مشتریان و راهبرد پایداری استخراج کردند. قیومی و همکاران (۱۴۰۲) الگویی جهت افشای توسعه پایدار اسلامی برای سیستم بانکی ایران ارائه کردند که دارای ۴ بعد و ۶۳ مؤلفه بود. بعد افشای فعالیت‌های زیست‌محیطی اسلامی دارای بیشترین و بعد افشای استانداردهای عمومی دارای کمترین اهمیت در بود. در پژوهش حسینی و بابائی (۱۴۰۲) برای شناسایی عناصر مهم گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی، عناصر مهم الگو در قالب ۱۸۲ شاخص، ۱۷ مؤلفه و ۴ بعد نهایی شد. حسینی و همکاران (۱۴۰۳) در راستای تعیین روابط متقابل مؤلفه‌ها و ابعاد گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش های اسلامی نشان دادند که بعد راهبری پایداری تأثیرگذارترین و بعد زیست‌محیطی تأثیرپذیرترین بعد است. مؤلفه رضایت مشتریان در بعد اجتماعی مهم‌ترین مؤلفه و بعد زیست‌محیطی مهم‌ترین بعد شناسایی شد.

روش‌شناسی پژوهش

هدف پژوهش حاضر ارائه ساختار سلسله‌مراتبی مؤلفه‌ها و ابعاد گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی است. برای توسعه مدل ساختاری تفسیری ابتدا باید عناصر تعریف شوند، سپس روابط عناصر تعیین می‌شود (سوشیل[2]، ۲۰۱۲: ۸۹). شناسایی عناصر اولیه گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی با به‌کارگیری تحلیل مضمون با استفاده از شبکه‌های مضمون انجام شد. تحلیل‌های مضمونی را می‌توان به‌طور مفیدی

1. Adirestuty
2. Sushil

در قالب شبکه‌های مضمون ارائه کرد (اترید استرلینگ[1]، ۲۰۰۱: ۳۸۵). رویکرد شبکه‌های مضمون، مضمون‌های ذیل را نظام‌مند می‌کند: ۱) پایین‌ترین سطح مضمون‌های موجود در متن (مضمون‌های پایه[2])، ۲) دسته‌هایی از مضمون‌های پایه که برای خلاصه کردن اصول انتزاعی‌تر با یکدیگر ترکیب‌شده‌اند (مضمون‌های سازمان دهنده[3]) و ۳) مضمون‌های عالی که اصول حاکم بر کل متن را در برمی‌گیرند (مضمون‌های فراگیر[4]). شبکه‌های مضمون از مضمون‌های پایه شروع و به مضمون‌های فراگیر ختم می‌شود. (اترید استرلینگ، ۲۰۰۱: ۳۸۹-۳۸۷).

برای شناسایی عناصر اولیه نخست گزارش‌های پایداری نمونه‌ای از شرکت‌های مورد تائید شریعت در دو کشور اسلامی مالزی و اندونزی در سال ۲۰۲۰ به‌صورت هدفمند انتخاب شد، مضمون‌های پایه (شاخص‌ها) آن‌ها شناسایی شد و در سطح ۱۸ نمونه نیز اشباع نظری حاصل شد.

سپس با مطالعه گسترده ادبیات موضوع در حوزه گزارشگری پایداری متداول و گزارشگری مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکتی اسلامی و الگوهای توسعه‌یافته و پیشنهادهای ارائه‌شده در مطالعات مرتبط قبلی مواردی از شاخص‌های متداول و اسلامی به شاخص‌های گزارشگری پایداری در شرکت‌های مورد تائید شریعت اضافه شد.

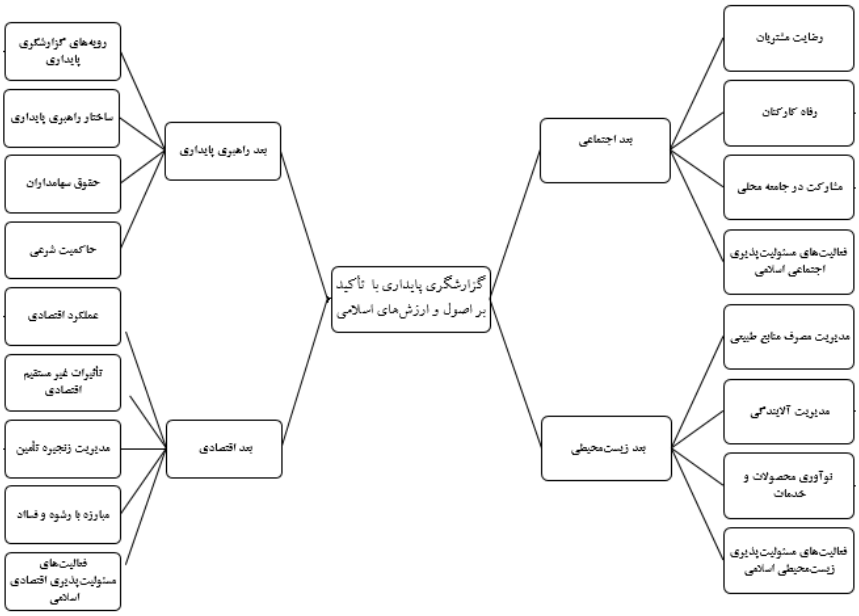
از ادغام شاخص‌ها، مضمون‌های سازمان دهنده (مؤلفه‌ها) ایجاد شد. مؤلفه‌ها نیز در قالب چهار مضمون فراگیر (بعد) اجتماعی، زیست‌محیطی، راهبری پایداری و اقتصادی دسته‌بندی شدند. جهت کامل‌تر نمودن عناصر اولیه الگو و متناسب نمودن آن با شرایط بازار سرمایه کشور به‌ویژه در بخش عناصر اسلامی، این عناصر قبل از غربالگری آن‌ها در قالب پرسشنامه به‌صورت هدفمند در اختیار تعدادی از خبرگان گزارشگری پایداری و مالی اسلامی قرار گرفت. پس از دریافت پیشنهادات پنج نفر از خبرگان (شامل حذف، اصلاح و اضافه کردن برخی شاخص‌ها) و اعمال آن، تغییرات انجام‌شده در راستای هدف پژوهش کافی تلقی شد. ارزیابی روایی پرسشنامه نیز توسط خبرگان مذکور انجام شد.

درمجموع، ۲۰۳ شاخص از طریق بررسی گزارش‌های پایداری نمونه‌ای از شرکت‌های مورد تأیید شریعت در مالزی و اندونزی در سال ۲۰۲۰، بررسی گسترده ادبیات موضوع و نظرخواهی

---

1. Attride-Stirling
2. Basic Themes
3. Organizing Themes
4. Global Themes

از خبرگان شناسایی شد. شاخص‌های مرتبط با استانداردها و رهنمودهای گزارشگری پایداری متداول، به‌عنوان شاخص‌های متداول گزارشگری پایداری (۱۵۸ شاخص) و شاخص‌های مرتبط با ایفای تعهدات دینی و انجام فعالیت‌های مسئولیت‌پذیری اسلامی شرکت‌ها (مانند قرض‌الحسنه، زکات، صدقه، انفاق، وقف، مشارکت در رویدادهای مذهبی و...) به‌عنوان شاخص‌های اسلامی (۴۵ شاخص) شناسایی شدند. شاخص‌های متداول بر اساس تشابه ادغام و در قالب ۱۳ مؤلفه (مضمون سازمان دهنده) قرار گرفتند از ادغام شاخص‌های اسلامی مرتبط با ایفای تعهدات دینی نیز چهار مؤلفه اسلامی ایجاد شد (فعالیت‌های مسئولیت‌پذیری اجتماعی اسلامی، فعالیت‌های مسئولیت‌پذیری زیست‌محیطی اسلامی، راهبری شرعی و فعالیت‌های مسئولیت‌پذیری اقتصادی اسلامی). درنهایت مؤلفه‌ها در قالب چهار بعد (مضمون فراگیر) اجتماعی، زیست‌محیطی، راهبری پایداری و اقتصادی دسته‌بندی شدند شبکه‌های مضمون گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی در شکل ۱ ارائه‌شده است.



شکل ۱. شبکه‌های مضمون گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی

پس از شناسایی عناصر اولیه الگو غربالگری آن‌ها به‌منظور غربالگری و شناسایی عناصر مهم از روش دلفی فازی با استفاده از پرسشنامه انجام شد. در مرحله غربالگری که توسط ۲۶ خبره

انجام شد، ۲۱ شاخص حذف شد و عناصر مهم الگو در قالب ۱۸۲ شاخص، ۱۷ مؤلفه و ۴ بعد نهایی شد (پژوهش حسینی و بابائی،۱۴۰۲).

جهت تعیین چگونگی ساختار سلسله‌مراتبی مؤلفه‌ها و ابعاد مهم در این پژوهش از رویکرد دیمتل فازی و آی‌اس‌ام همراه با میک مک استفاده شد. برای اطمینان از گویا و معقول بودن ساختار سلسله‌مراتبی سیستم پیچیده، روش جدیدی برای ایجاد و تنظیم ساختار سلسله‌مراتبی سیستم پیچیده از طریق ادغام مدل‌های دیمتل و آی‌اس‌ام ارائه‌شده است. بیشتر ساختارهای سیستم‌های پیچیده را می‌توان به‌صورت سلسله‌مراتبی توصیف کرد. ساختار سلسله‌مراتبی سیستم به این معنی است که روابط مستقیم فقط بین سلسله‌مراتب متوالی وجود دارد و عناصر موجود در همان سلسله‌مراتب مستقل هستند (ژائو و همکاران، ۲۰۰۶: ۱۴۴۹). بسیاری از محققان از آی‌اس‌ام و دیمتل به‌طور جداگانه برای شناسایی عوامل تأثیرگذار اصلی و ساخت مدل‌های ساختاری سلسله‌مراتبی چند سطحی استفاده کرده‌اند. بااین‌وجود فرآیندهای محاسبه جداگانه پیچیده هستند و بار محاسباتی زیادی دارند (چن ، ۲۰۲۱: ۲). دیمتل انعطاف‌پذیری را در ارزیابی تعاملات در مقیاس مناسب ۴-۰ در میان عوامل موردبررسی فراهم می‌کند (غنی و همکاران، ۲۰۲۱: ۹) و می‌توان از آن برای کشف رابطه علت و معلولی و همبستگی‌های منطقی بین عوامل مختلف در سیستم‌های پیچیده استفاده کرد (سونگ و همکاران، ۲۰۱۵: ۱۸۷۰). آی‌اس‌ام نه‌تنها می‌تواند بینشی در مورد روابط متقابل بین عوامل مختلف ارائه دهد، بلکه به یافتن روش سلسله‌مراتبی سازمان‌دهی عوامل نیز کمک می‌کند (چن و هونگ ، ۲۰۲۲: ۲). محققان اغلب از آی‌اس‌ام در ترکیب با تجزیه‌وتحلیل میک مک استفاده می‌کنند. تجزیه‌وتحلیل میک مک، بر اساس خواص ضرب ماتریس، برای تجزیه‌وتحلیل نقاط قوت روابط بین عوامل استفاده می‌شود. (غنی و همکاران، ۲۰۲۱: ۱۴). آی‌اس‌ام همراه با میک مک به ابزاری قوی برای تجسم ساختار متغیرها همراه با روابط متقابل بین آن‌ها تبدیل‌شده استپ (احمد و کهمش ، ۲۰۲۱: ۲).

با توجه به اینکه نظرات خبرگان ذهنی است و با عدم دقت و ابهام قابل‌توجه همراه است، برای رفع عدم دقت و ابهام در فرآیندهای تصمیم‌گیری و بهبود نظرات خبرگان می‌توان از مجموعه‌های فازی استفاده کرد. تکنیک دیمتل فازی می‌تواند روابط بین معیارها را مدل‌سازی کرده و اهمیت هر معیار را با در نظر گرفتن این شبکه ارتباطی محاسبه کند (جلالی و همکاران، ۲۰۲۲: ۶). مدل‌های فازی دیمتل و آی‌اس‌ام ترکیبی می‌توانند رابطه علی و ساختار سلسله‌مراتبی عوامل را مشخص کنند و رابطه متقابل آن‌ها را بهتر توصیف کنند (لو و همکاران، ۲۰۲۳: ۳).

در ادامه فرایند رویکرد ترکیبی دیمتل فازی وآی‌اس‌ام تشریح می‌شود که در پژوهش حاضر برای تعیین سطوح مؤلفه‌ها و ابعاد مورداستفاده قرارگرفته است:

أ. ایجاد ماتریس نظرسنجی از خبرگان

پس‌ازاینکه مؤلفه‌ها و ابعاد گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی با استفاده از روش دلفی فازی غربال شد، پرسشنامه نظرسنجی از خبرگان دیمتل بر مبنای مؤلفه‌ها ایجاد شد. نمونه‌گیری به‌صورت هدفمند صورت گرفت و ۱۳ تن از خبرگان گزارشگری پایداری و مالی اسلامی که از اعضای علمی دانشگاه‌ها، مدیران و کارشناسان شرکت‌ها و سازمان بورس و اوراق بهادار بودند و دانش و تجربه لازم را در حوزه گزارشگری پایداری و مالی اسلامی داشتند، در نظرسنجی شرکت کردند. ویژگی‌های جمعیت شناختی خبرگان در جدول ۱ درج‌شده است.

جدول ۱. ویژگی‌های جمعیت شناختی خبرگان

تعداد خبرگان: ۱۳ نفر						
ویژگی‌های جمعیت شناختی	طبقه	فراوانی	ویژگی‌های جمعیت شناختی		طبقه	فراوانی
جنسیت	مرد	۱۰	موقعیت شغلی	خبرگان دانشگاهی	مربی	۳
	زن	۳			استادیار	۴
سن	۴۰ – ۳۰ سال	۷			دانشیار	۱
	۵۰ – ۴۰ سال	۵			استاد	–
	بیشتر از ۵۰ سال	۱		خبرگان حرفه	مدیران و کارشناسان شرکت‌ها	۳
					مدیران و کارشناسان سازمان بورس و اوراق بهادار	۲
تحصیلات	کارشناسی ارشد	–	سابقه کاری		۵–۱۰ سال	۲
	دانشجوی دکتری	۴			۱۰–۱۵ سال	۸
	دکتری	۹			بیشتر از ۱۵ سال	۳
رشته تحصیلی	حسابداری	۹				
	مدیریت	۴				

سپس متغیرهای کلامی با معادل اعداد فازی مثلثی (تی‌اف‌ان)[1] در ماتریس نظرسنجی جایگزین شد(جدول ۲).

جدول ۲. رابطه متناظر بین متغیرهای کلامی و اعداد فازی مثلثی

عبارت کلامی	اعداد فازی
بدون تأثیر (N)	(۰/۲۵ و ۰ و ۰)
تأثیرات خیلی کم (VL)	(۰/۵ و ۰/۲۵ و ۰)
تأثیرات کم (L)	(۰/۷۵ و ۰/۵ و ۰/۲۵)
تأثیرات زیاد (H)	(۱ و ۰/۷۵ و ۰/۵)
تأثیرات خیلی زیاد (VH)	(۱ و ۱ و ۰/۷۵)

ب. ایجاد ماتریس میانگین رابطه مستقیم فازی[2]

در این مرحله نظرات خبرگان پژوهش با روش میانگین ساده حسابی فازی با استفاده از رابطه ۱ ادغام شد تا شرایط برای ادامه محاسبات تسهیل شود.

رابطه ۱
$$\tilde{Z} = \frac{\tilde{x}^1 \oplus \tilde{x}^2 \oplus \tilde{x}^3 \oplus \ldots \oplus \tilde{x}^p}{p}$$

در رابطه بالا، p تعداد خبرگان و $\tilde{x}^1$، $\tilde{x}^2$، $\tilde{x}^3$.. و $\tilde{x}^p$ به ترتیب ماتریس مقایسات زوجی خبره ۱، خبره ۲، خبره ۳، ... و خبره p است.

پ. ایجاد ماتریس رابطه تأثیر اولیه فازی

در این مرحله ماتریس میانگین رابطه مستقیم فازی از طریق رابطه ۲ نرمال شد و ماتریس رابطه تأثیر اولیه فازی[3] ($\tilde{H}$) تشکیل شد که درایه‌های قطر اصلی آن برابر با صفر است. مقدار r برابر با بیشترین مقدار جمع سطری حد بالای ماتریس ادغام‌شده نظرات است (رابطه ۳). تک‌تک درایه‌های زیر ماتریس‌های ارتباط مستقیم فازی مؤلفه‌ها بر این عدد تقسیم شدند. با نرمال‌سازی اندازه‌های ایجادشده هم‌رده می‌شوند و بدین ترتیب زمینه برای مقایسه سطوح اثرگذاری و اثرپذیری فراهم می‌گردد.

---

1. Triangular Fuzzy Numbers (TFN)
2 - Fuzzy Direct Relation Average Matrix
3 -Fuzzy Initial Influence Relation Matrix

رابطه ۲

$$(\tilde{H}) = \frac{(\tilde{z}_{ij})}{r} = \left(\frac{l'_{ij}}{r}, \frac{m'_{ij}}{r}, \frac{l'_{ij}}{r}\right) = (l''_{ij}, l''_{ij}, l''_{ij})$$

در رابطه بالا r برابر است با:

رابطه ۳

$$r = max_{1\le i\le n}(\sum_{j=1}^{n} u_{ij})$$

ت. ایجاد ماتریس رابطه تأثیر کل فازی

در این مرحله ماتریس رابطه تأثیر کل فازی[1] ($\tilde{T}$) با توجه به مجموعه نامتناهی اثرات مستقیم و غیرمستقیم ماتریس $\tilde{H}$ از طریق روابط ۴ تا ۷ ایجاد شد:

رابطه ۴

$$T = \lim_{k\to\infty}(\tilde{H}^1 \oplus \tilde{H}^2 \oplus ... \oplus \tilde{H}^K)$$

درایه‌های ماتریس رابطه تأثیر کل فازی به‌صورت زیر محاسبه شد:

رابطه ۵

$$\left[l_{ij}^t\right] = H_l \times (I - H_l)^{-1}$$

رابطه ۶

$$\left[m_{ij}^t\right] = H_m \times (I - H_m)^{-1}$$

رابطه ۷

$$\left[u_{ij}^t\right] = H_u \times (I - H_u)^{-1}$$

در روابط مذکور I ماتریس واحد، H_l، H_m و H_u به ترتیب ماتریس درایه‌های عدد پایین، میانی و بالای ماتریس رابطه تأثیر کل فازی ($\tilde{T}$) هستند (افشانی[2] و همکاران، ۲۰۲۲: ۴-۳).

پس از تشکیل ماتریس رابطه تأثیر کل فازی مؤلفه‌ها، ماتریس رابطه تأثیر کل فازی ابعاد ($\tilde{T}_D^a$) نیز از میانگین درایه‌های زیرمعیارهای آن در ماتریس مؤلفه‌ها ایجاد شد.

ث. ایجاد ماتریس دسترسی

ماتریس رابطه کل مشتق شده از دیمتل را می‌توان برای به دست آوردن ساختار سلسله‌مراتبی با استفاده از تکنیک آی‌اس‌ام استفاده کرد (غنی و همکاران، ۲۰۲۱: ۱۷). برای فیلتر کردن اثرات

1. Fuzzy Total Influence Relation Matrix
2. Afshani

جزئی از یک مقدار آستانه استفاده می‌شود. مقدار آستانه (γ) با قضاوت خبره یا از طریق میانگین درایه‌های ماتریس رابطه کل به دست می‌آید.

رابطه ۸
$$f(x) = \begin{cases} K_{ij} = 1, & h_{ij} > \gamma \ (i,j = 1,2,\dots.n) \\ K_{ij} = 0, & h_{ij} \le \gamma \ (i,j = 1,2,\dots.n) \end{cases}$$

در رابطه فوق kij (هر درایه) نشان‌دهنده تأثیر عنصر i ام بر عنصر j ام با توجه به مقدار آستانه (γ) است. اگر درایه موردنظر از آستانه (γ) بزرگ‌تر باشد، با یک جایگزین می‌شود که نشان‌دهنده نفوذ آن است و اگر کمتر یا مساوی مقدار آستانه باشد، با صفر جایگزین می‌شود و نشان‌دهنده بی‌اثر بودن آن است (شاکری و خلیل زاده[1]، ۲۰۲۰: ۸).

با توجه به اینکه ماتریس رابطه تأثیر کل فازی فقط رابطه و میزان همبستگی بین عوامل مختلف را نشان می‌دهد و تأثیری که هر عامل بر خود دارد را در نظر نمی‌گیرد (شوگوانگ[2] و همکاران، ۲۰۲۰: ۳۱۸۴)، ماتریس به‌دست‌آمده در مرحله قبل را با ماتریس واحد جمع می‌کنیم تا ماتریس دسترسی اولیه محاسبه شود (آذر و همکاران، ۱۳۹۸: ۲۷۰). سپس ماتریس دسترسی حاصل برای روابط انتقال‌پذیری بررسی و ماتریس دسترسی نهایی ایجاد می‌شود (شاکری و خلیل زاده، ۲۰۲۰: ۸). انتقال‌پذیری فرض اساسی در مدل‌سازی ساختاری تفسیری است، مانند اینکه اگر متغیر x بر y تأثیر بگذارد و y بر z تأثیر بگذارد، سپس x به‌صورت گذرا بر z تأثیر خواهد گذاشت (احمد و کهمش، ۲۰۲۱: ۲). روابطی که درنتیجه انتقال‌پذیری شناسایی‌شده‌اند، با *۱ نشان داده می‌شوند تا از ۱ های اصلی متمایز شوند. با شمارش ۱ ها و *۱ ها در سطرها و ستون‌ها قدرت نفوذ و میزان وابستگی هر متغیر تعیین می‌شود (احمد و کهمش، ۲۰۲۱: ۴).

ج. بخش‌بندی سطح

بخش‌بندی سطح گام بسیار مهمی برای توسعه ساختار جهتی سلسله‌مراتبی در بین متغیرها است (احمد و کهمش، ۲۰۲۱: ۴). در این مرحله با استفاده از ماتریس دسترسی نهایی، مجموعه خروجی و ورودی هر متغیر به دست می‌آید. مجموعه خروجی یک متغیر شامل اجزایی از سیستم است که از آن جزء نشئت می‌گیرد. برای تعیین مجموعه متأخر مربوط به هر جزء سطر مربوط به آن را باید بررسی کرد. تعداد ۱ های این سطر نشان‌دهنده خطوط جهت‌داری است که

1. Shakeri & Khalilzadeh
2. Shuguang

از آن خارج می‌شود. مجموعه ورودی یک متغیر شامل اجزایی از سیستم است که به آن جزء منتهی می‌شود. برای تعیین مجموعه متقدم هر جزء ستون مربوط به آن بررسی می‌شود. تعداد ۱ های این ستون نشان‌دهنده خطوط جهت‌داری است که به آن جزء وارد می‌شود.

پس از تعیین مجموعه‌های خروجی و ورودی، اشتراک این مجموعه‌ها برای هر یک از این متغیرها تعیین می‌شود. از این طریق مجموعه مشترک برای هر متغیر به دست می‌آید. متغیرهایی که مجموعه‌های خروجی و مشترک آن‌ها مشابه باشند، در بالاترین سطح از سلسله‌مراتب مدل ساختاری تفسیری قرار می‌گیرند. به‌منظور یافتن اجزای تشکیل‌دهنده سطر بعدی سیستم اجزای بالاترین سطح آن در محاسبات ریاضی جدول مربوط حذف می‌شود و عملیات مربوط به تعیین اجزای سطح بعدی مانند روش تعیین اجزای بالاترین سطح انجام می‌شود. این عملیات تا آنجا تکرار می‌شود که اجزای تشکیل‌دهنده کلیه سطوح سیستم مشخص شوند (آذر و همکاران، ۱۳۹۸: ۲۶۲-۲۶۱).

ح. ترسیم مدل اولیه و نهایی ساختاری تفسیری

در این مرحله با توجه به سطوح متغیرها و ماتریس دسترسی نهایی یک مدل اولیه رسم و از طریق حذف انتقال‌پذیری‌ها در مدل اولیه، مدل نهایی به دست می‌آید (آذر و همکاران، ۱۳۹۸: ۲۶۲).

خ. تجزیه‌وتحلیل میزان نفوذ و وابستگی (نمودار میک مک)

میک مک در ساده‌ترین عبارت تکنیک طبقه‌بندی متغیر است. متغیرها بر اساس مقادیر وابستگی و قدرت نفوذ آن‌ها بر روی یک شبکه دوبعدی ترسیم می‌شوند که به ترتیب در محورهای افقی و عمودی نشان داده می‌شوند. محدوده این مقادیر بین ۱ و مقدار مجموع کل متغیرها است و محورها در نقاط میانی دو بخش می‌شوند و درنتیجه چهار ربع در خلاف جهت عقربه‌های ساعت شماره‌گذاری می‌شود. این ربع‌ها متغیرها را به دسته‌های خودمختار[1]، وابسته[2]، پیوندی[3] و مستقل[4] طبقه‌بندی می‌کنند (احمد و کهمش، ۲۰۲۱: ۵). متغیرهای خودمختار معیارهای مستقلی هستند که قدرت نفوذ و وابستگی ضعیفی دارند. گروه دوم شامل متغیرهای

1. Autonomous
2. Dependent
3. Linkage
4. Independent

وابسته است که قدرت نفوذ ضعیف اما قدرت وابستگی بالایی دارند. در گروه سوم، متغیرهای پیوندی با قدرت نفوذ و وابستگی قوی وجود دارد. هر اقدامی بر روی این متغیرها سبب تغییر سایر متغیرها می‌شود. گروه چهارم شامل متغیرها مستقلی است که دارای قدرت نفوذ بالا با وابستگی کم هستند(شاکری و خلیل زاده، ۲۰۲۰: ۹-۸).

یافته‌های پژوهش

ایجاد ماتریس دسترسی

ماتریس رابطه تأثیر کل مؤلفه‌ها و ابعاد روش دیمتل فازی (جداول ۳ و ۴) به‌عنوان ورودی روش مدل‌سازی ساختاری تفسیری محسوب می‌شود. برای نادیده گرفتن روابط کم‌اهمیت مقدار آستانه مشخص شد (مقدار آستانه بر اساس میانگین درایه‌ها در ماتریس رابطه تأثیر کل ۰/۲۴۴۸۶۴ تعیین شد). درایه‌هایی که مقدار آن‌ها بزرگ‌تر یا مساوی مقدار آستانه باشد با یک و در غیر این صورت با صفر جایگزین شد، سپس ماتریس حاصل با ماتریس واحد جمع شد و ماتریس دسترسی اولیه مؤلفه‌ها (جدول ۵) و ابعاد (جدول ۶) ایجاد شد. پس از بررسی روابط انتقال‌پذیری ماتریس دسترسی نهایی مؤلفه‌ها (جدول ۷) و ابعاد (جدول ۸) ایجاد شد.

جدول ۳: ماتریس رابطه تأثیر کل فازی مؤلفه‌ها

	A1	A2	A3	A4	B1	B2	B3	B4	C1	C2	C3	C4	D1	D2	D3	D4	D5
A1	0.205463	0.214523	0.237343	0.224107	0.21887	0.2075	0.235454	0.232235	0.222654	0.215869	0.217777	0.210875	0.243491	0.246836	0.22084	0.221337	0.231979
A2	0.26785	0.201666	0.253047	0.246314	0.245939	0.227653	0.250233	0.254992	0.242668	0.227434	0.231214	0.224466	0.262864	0.270686	0.241399	0.249855	0.253347
A3	0.268903	0.246133	0.225662	0.265858	0.267737	0.260163	0.26329	0.27212	0.259631	0.247233	0.246136	0.241363	0.272809	0.279849	0.252177	0.262216	0.267575
A4	0.264085	0.242926	0.257525	0.219699	0.26141	0.251277	0.25631	0.269352	0.257134	0.246239	0.248363	0.24294	0.262583	0.272616	0.239759	0.258789	0.267013
B1	0.266203	0.228926	0.255858	0.244394	0.222273	0.253469	0.254332	0.269581	0.257403	0.237497	0.251003	0.232759	0.266852	0.275586	0.246364	0.248776	0.261592
B2	0.243294	0.199996	0.221892	0.224639	0.23622	0.185864	0.221388	0.238757	0.222827	0.208628	0.210461	0.197743	0.229124	0.238172	0.209071	0.206013	0.22268
B3	0.259856	0.217967	0.229988	0.229333	0.245012	0.232448	0.200091	0.247787	0.234227	0.214419	0.227623	0.204346	0.246909	0.251736	0.219549	0.217275	0.230041
B4	0.269354	0.233559	0.264752	0.26236	0.270155	0.263407	0.260724	0.229659	0.262801	0.246677	0.245932	0.239093	0.267837	0.278782	0.239553	0.24624	0.26031
C1	0.288857	0.25712	0.278372	0.274353	0.284074	0.274297	0.279827	0.285912	0.23603	0.27056	0.266271	0.246317	0.291613	0.297348	0.268562	0.273437	0.287077
C2	0.276941	0.254352	0.267604	0.267558	0.272489	0.264758	0.271682	0.279733	0.269039	0.216887	0.265162	0.243573	0.278651	0.285742	0.251517	0.25845	0.27277
C3	0.205683	0.189998	0.202091	0.199896	0.207136	0.193912	0.198137	0.212956	0.204989	0.200827	0.172474	0.189587	0.221482	0.219213	0.197027	0.205173	0.214666
C4	0.268806	0.242569	0.254344	0.25727	0.26244	0.248599	0.256617	0.268046	0.264562	0.251363	0.254344	0.203106	0.272666	0.27473	0.24133	0.262276	0.269859
D1	0.256378	0.248893	0.251486	0.252735	0.248307	0.234401	0.246476	0.251337	0.244888	0.234354	0.236975	0.226487	0.223378	0.271668	0.242362	0.240197	0.254811
D2	0.241	0.220065	0.237361	0.226711	0.236373	0.218266	0.22573	0.237448	0.225729	0.214475	0.219978	0.202023	0.246141	0.211252	0.216392	0.218023	0.240702
D3	0.263758	0.231702	0.250421	0.250283	0.260978	0.246218	0.250336	0.260297	0.247795	0.226818	0.229425	0.214934	0.259676	0.266532	0.202836	0.235388	0.251423
D4	0.270493	0.247141	0.258031	0.264423	0.249992	0.229246	0.236418	0.261228	0.251297	0.240538	0.249113	0.237924	0.26723	0.27195	0.235726	0.212158	0.262002
D5	0.285862	0.255319	0.271261	0.2732	0.273297	0.254783	0.259692	0.276787	0.269014	0.255798	0.259956	0.256566	0.279886	0.284159	0.253897	0.265217	0.234194

جدول ٤. ماتریس رابطه تأثیر کل فازی ابعاد

ابعاد	بعد اجتماعی (A)	بعد زیست‌محیطی (B)	بعد راهبری پایداری (C)	بعد اقتصادی (D)
بعد اجتماعی (A)	0.2400690	0.248408	0.236375	0.253901
بعد زیست‌محیطی (B)	0.240773	0.239448	0.23084	0.243123
بعد راهبری پایداری (C)	0.249113	0.253788	0.234693	0.25718
بعد اقتصادی (D)	0.252826	0.24788	0.237204	0.245888

جدول ٥. ماتریس دسترسی اولیه مؤلفه‌ها

زیربعدها	A1	A2	A3	A4	B1	B2	B3	B4	C1	C2	C3	C4	D1	D2	D3	D4	D5
A1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
A2	1	1	1	1	1	0	1	1	0	0	0	0	1	1	0	1	1
A3	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1	1
A4	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1	0	1	1
B1	1	0	1	0	1	1	1	1	1	0	1	0	1	1	1	1	1
B2	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
B3	1	0	0	0	1	0	1	1	0	0	0	0	1	1	0	0	0
B4	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1	0	1	1
C1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
C2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1	1
C3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
C4	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1
D1	1	1	1	1	1	0	1	1	1	0	0	0	1	1	0	0	1
D2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0
D3	1	0	1	1	1	1	1	1	1	0	0	0	1	1	1	0	1
D4	1	1	1	1	1	0	0	1	1	0	0	0	1	1	0	1	1
D5	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

جدول ٦. ماتریس دسترسی اولیه ابعاد

ابعاد	A	B	C	D
A	1	1	0	1
B	0	1	0	0
C	1	1	1	1
D	1	0	0	1

جدول ۷. ماتریس دسترسی نهایی مؤلفه‌ها

مؤلفه‌ها	A1	A2	A3	A4	B1	B2	B3	B4	C1	C2	C3	C4	D1	D2	D3	D4	D5	قدرت نفوذ
A1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	2
A2	1	1	1	1	1	0	1	1	0	0	0	0	1	1	0	1	1	11
A3	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1	1	16
A4	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1	0	1	1	14
B1	1	0	1	0	1	1	1	1	1	0	1	0	1	1	1	1	1	13
B2	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
B3	1	0	0	0	1	0	1	1	0	0	0	0	1	1	0	0	0	6
B4	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1	0	1	1	14
C1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	17
C2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1	1	16
C3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1
C4	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1	15
D1	1	1	1	1	1	0	1	1	1	0	0	0	1	1	0	0	1	11
D2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	2
D3	1	0	1	1	1	1	1	1	1	0	0	0	1	1	1	0	1	12
D4	1	1	1	1	1	0	0	1	1	0	1	0	1	1	0	1	1	12
D5	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	17
میزان وابستگی	14	7	12	11	13	10	12	13	11	7	10	3	14	15	6	10	12	

جدول ۸. ماتریس دسترسی نهایی ابعاد

ابعاد	A	B	C	D	قدرت نفوذ
A	1	1	0	1	3
B	0	1	0	0	1
C	1	1	1	1	4
D	1	1	0	1	3
میزان وابستگی	3	4	1	3	

بخش‌بندی سطح

در این مرحله ماتریس دسترسی نهایی به سطوح مختلف دسته‌بندی شد. پس از تعیین مجموعه‌های ورودی و خروجی، اشتراک این مجموعه‌ها برای هر یک از متغیرها

(مؤلفه‌ها و ابعاد) تعیین شد. متغیرهایی که مجموعه خروجی و مشترک آن‌ها کاملاً یکسان بودند، در بالاترین سطح از سلسله‌مراتب مدل ساختاری تفسیری قرار گرفتند. هنگامی که در اولین تکرار متغیرهای بالاترین سطح مشخص شد، این متغیرها از سایر متغیرها جدا و یا به‌بیان دیگر حذف شدند. این عمل تا زمان مشخص شدن سطح تمامی متغیرها تکرار شد. نتایج تعیین سطح مؤلفه‌ها و ابعاد به ترتیب در جداول ۹ و ۱۰ ارائه شده است.

جدول ۹. بخش‌بندی سطوح ماتریس دسترسی نهایی مؤلفه‌ها

مؤلفه‌ها	مجموعه ورودی	مجموعه خروجی	مجموعه مشترک	سطح
A1	A1, A2, A3, A4, B1, B3, B4, C1, C2, C4, D1, D3, D4, D5	A1	A1	۲
A2	A2, C1, C2	A2	A2	۵
A3	A2, A3, A4, C1, C2, C4, D3, D4, D5	A2, A3, A4, C1, C2, D3, D4, D5	A2, A3, A4, C1, C2, D3, D4, D5	۴
A4	A2, A3, A4, C1, C2, C4, D3, D4, D5	A3, A4, C1, C2, D4, D5	A3, A4, C1, C2, D4, D5	۴
B1	A2, A3, A4, B1, B3, B4,C1,C2,C4,D1,D3,D4,D5	A3, B1, B3, B4, C1, D1, D3, D4, D5	A3, B1, B3, B4, C1, D1, D3, D4, D5	۳
B2	A3, A4, B1, B2, B4, C1, C2, C4, D3, D5	B2	B2	۱
B3	A2, A3, A4, B1, B3, B4, C1, C2, C4, D1, D3, D5	B1, B3, B4, D1	B1, B3, B4, D1	۳
B4	A2, A3, A4, B1, B3, B4, C1, C2, C4, D1, D3, D4, D5	A3, A4, B1, B3, B4, C1, C2, D1, D4, D5	A3, A4, B1, B3, B4, C1, C2, D1, D4, D5	۳
C1	C1, C2, C4	C1, C2, C4	C1, C2, C4	۶
C2	C1, C2, C4	C1, C2	C1, C2	۶
C3	A3, A4, B1, B4, C1, C2, C3, C4, D4, D5	C3	C3	۱
C4	C4	C4	C4	۷
D1	A2, A3, A4, B1, B3, B4, C1, C2, C4, D1, D3, D4, D5	A2, A3, A4, B1, B3, B4, C1, D1, D5	A2, A3, A4, B1, B3, B4, C1, D1, D5	۳
D2	A1, A2, A3, A4, B1, B3, B4, C1, C2, C4, D1, D2, D3, D4, D5	D1, D2	D1, D2	۱
D3	C1, C2, D3	C1, D3	C1, D3	۵
D4	A2, A3, A4, C1, C2, C4, D4, D5	A2, A3, A4, C1, D4, D5	A2, A3, A4, C1, D4, D5	۴
D5	A2, A3, A4, C1, C2, C4, D3, D4, D5	A2, A3, A4, C1, C2, C4, D3, D4, D5	A2, A3, A4, C1, C2, C4, D3,D4,D5	۴

جدول ۱۰. بخش‌بندی سطوح ماتریس دسترسی نهایی ابعاد

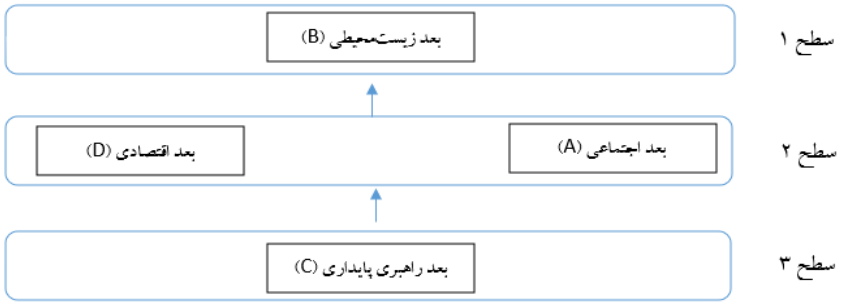
ابعاد	مجموعه ورودی	مجموعه خروجی	مجموعه مشترک	سطح
A	A,C,D	A,B,D	A,D	۲
B	A,B,C,D	B	B	۱
C	C	A,B,C,D	C	۳
D	A,C,D	A,B,D	A,D	۲

ترسیم مدل ساختاری تفسیری

در این مرحله با توجه به سطوح متغیرها و ماتریس دسترسی نهایی مدل اولیه رسم و از طریق حذف انتقال‌پذیری در مدل اولیه مدل نهایی ایجاد می‌شود. مدل ساختاری تفسیری مؤلفه‌ها از هفت سطح (شکل ۲) و ابعاد از سه سطح (شکل ۳) تشکیل‌شده است. عواملی که در سطح بالاتر هستند از تأثیرگذاری کمتری برخوردار هستند و بیشتر تحت تأثیر عوامل دیگر هستند.



شکل ۲. ساختار سلسله‌مراتبی مؤلفه‌های گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی



شکل ۳: ساختار سلسله‌مراتبی ابعاد گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی

ترسیم نمودار میک مک

از طریق جمع کردن ورودی‌های "۱" در هر سطر و ستون (در ماتریس دسترسی نهایی)، قدرت نفوذ و میزان وابستگی متغیرها تعیین و بر همین اساس نمودار قدرت نفوذ – وابستگی تشکیل شد. شکل ۴ نمودار قدرت نفوذ– وابستگی مؤلفه‌ها و شکل ۵ نمودار قدرت نفوذ– وابستگی ابعاد را نشان می‌دهد.



شکل ٤. نمودار قدرت نفوذ- وابستگی مؤلفه‌ها



شکل ٥. نمودار قدرت نفوذ- وابستگی ابعاد

بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر ارائه ساختار سلسله‌مراتبی مؤلفه‌ها و ابعاد گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی است. اگرچه در حوزه شناسایی عناصر گزارشگری پایداری اسلامی مطالعات قابل توجهی انجام شده است، اما تحلیل روابط میان این عناصر عمدتاً مغفول مانده و صرفاً در یک مطالعه (حسینی و همکاران،۱۴۰۳) با بهره‌گیری از رویکرد دیمتل فازی به‌صورت محدود در قالب روابط علت و معلولی مورد توجه قرار گرفته است و درک جامعی از تعاملات بین عناصر مدل ارائه نمی‌شود. پژوهش حاضر با به‌کارگیری رویکرد ترکیبی دیمتل فازی و آی‌اس‌ام همراه با میک مک تحلیل عمیق‌تری از ساختار سلسله‌مراتبی مؤلفه‌ها و ابعاد گزارشگری پایداری شرکتی اسلامی و طبقه‌بندی آن‌ها بر اساس قدرت نفوذ و وابستگی ارائه می‌دهد ساختار سلسله‌مراتبی مؤلفه‌های گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی از هفت سطح و ابعاد از سه سطح تشکیل شد. مؤلفه‌هایی که در بالاترین سطح قرار گرفتند (مؤلفه‌های مدیریت آلایندگی (B2)، حقوق سهامداران (C3) و تأثیرات غیرمستقیم اقتصادی (D2)) از تأثیرگذاری کمتری برخوردارند و بیشتر تحت تأثیر سایر مؤلفه‌ها هستند. مؤلفه راهبری شرعی (C4) که در پایین‌ترین سطح مدل قرار گرفت، بانفوذترین مؤلفه در مدل ارزیابی شد. از طریق به‌کارگیری رویه‌های راهبری شرعی، شرکت‌های اسلامی اطمینان می‌دهند که از منافع کلیه ذی‌نفعان محافظت می‌شود و انطباق شرعی و نظارت شرعی مستقل و مؤثر در همه بخش‌ها و فرایندهای آن‌ها توسط کمیته فقهی انجام می‌شود؛ بنابراین مقتضی است مقدمات لازم جهت تشکیل کمیته‌ها یا کارگروه‌های فقهی در شرکت‌های ایرانی جهت انجام گزارشگری پایداری شرکتی با رویکرد اسلامی صورت گیرد.

تعیین راهبری شرعی به‌عنوان مؤلفه‌ای با تأثیرگذاری بیشتر نسبت به سایر مؤلفه‌های گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی در این پژوهش، با نتایج مطالعه ظفر و سلیمان(۲۰۲۰) همسو است که در آن راهبری شرعی نسبت به سایر ابعاد مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکتی در بانکداری اسلامی از دید خبرگان دارای اهمیت بیشتری بود.

در ساختار سلسله‌مراتبی ابعاد، بعد زیست‌محیطی در بالاترین سطح قرار گرفت. این بعد تأثیرپذیرترین بعد است که تحت تأثیر ابعاد سطوح پایین‌تر است. بعد راهبری پایداری نیز در پایین‌ترین سطح قرار گرفت که دارای بیشترین تأثیر بر سایر ابعاد بود؛ بنابراین می‌توان گفت بعد

راهبری پایداری جز ابعاد کلیدی است و مدیریت باید در جهت بهبود گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی اهمیت بیشتری برای این بعد در نظر بگیرد. تأکید بیشتر بر تأثیرگذاری بعد راهبری پایداری نسبت به سایر ابعاد در این پژوهش می‌تواند در راستای نتیجه حاصل از مطالعه چن (۲۰۲۴) باشد که بیانگر نقش کلیدی ساختارهای راهبری قوی در ارتقای توسعه و اجرای سیاست‌های زیست‌محیطی شرکت‌ها و همچنین در افزایش مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها است.

با توجه به این نتیجه در ساختار سلسله‌مراتبی ابعاد، می‌توان به شرکت‌های ایرانی توصیه کرد که فعالیت‌های مرتبط با بعد راهبری پایداری را با اهتمام بیشتری اجرا کنند که می‌تواند به‌طور قابل‌توجهی بر ابعاد دیگر تأثیرگذار باشد یکی از بهترین شیوه‌ها در شکل‌گیری مؤثرتر ساختارهای راهبری پایداری تشکیل کمیته پایداری است.

برای تجزیه‌وتحلیل قدرت نفوذ و میزان وابستگی مؤلفه‌ها و ابعاد از تحلیل میک مک استفاده شد و سپس مؤلفه‌ها و ابعاد به سه گروه (ناحیه) طبقه‌بندی شدند. بر اساس تحلیل میک مک تعداد پنج مؤلفه در ناحیه وابسته، هشت مؤلفه در ناحیه پیوندی و چهار مؤلفه در ناحیه نفوذ قرار گرفتند. بیشترین مؤلفه‌ها در ناحیه سه (پیوندی) قرار گرفتند که تعداد آن‌ها تقریباً معادل ۵۰٪ کل مؤلفه‌ها می‌باشد. بر اساس نتایج تحلیل میک مک در سطح ابعاد بعد زیست‌محیطی در ناحیه دو (وابسته)، ابعاد اجتماعی و اقتصادی در ناحیه سه (پیوندی) و بعد راهبری پایداری در ناحیه چهار (نفوذ) قرار گرفت.

این طبقه‌بندی می‌تواند تعاملات بین مؤلفه‌ها و ابعاد را آشکار کند و به مدیران شرکت‌ها در بازار سرمایه کشور کمک کند تا جهت انجام گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی بر مؤلفه‌ها و ابعادی تمرکز کنند که دارای قدرت نفوذ بیشتر هستند و در لایه‌های پایینی ساختار سلسله‌مراتبی قرار دارند و منابع موجود را به‌صورت بهینه برای دستیابی به حداکثر بهبود در عملکرد پایداری تخصیص دهند.

ادغام مؤلفه‌های اسلامی در مفهوم گزارشگری پایداری علاوه بر اینکه سبب افزایش میزان پایبندی شرکت‌ها به انتشار گزارش‌های پایداری می‌شود، می‌تواند نهادهای ناظر در بازار سرمایه کشور را جهت ارائه استانداردها و رهنمودهای گزارشگری پایداری با در نظرگرفتن آموزه‌های اسلامی ترغیب کند. تدوین چنین استانداردها و رهنمودهایی ممکن است با پیوند فرایند توسعه

پایدار به اصول و ارزش‌های اسلامی انگیزه مضاعفی را برای انجام کسب‌وکار پایدار در بازار سرمایه کشور فراهم کند و ثبات، مقایسه پذیری و شفافیت در افشای اطلاعات پایداری را افزایش دهد. اگر چالش‌های مربوط به استانداردسازی و تنظیم مقررات مرتبط با ادغام مؤلفه‌های اصول و ارزش‌های اسلامی در گزارشگری پایداری مرتفع شود، مالی اسلامی با تکیه بر چارچوب گزارشگری پایداری اسلامی می‌تواند طلایه‌دار پیشبرد اهداف پایداری جهانی باشد؛ بنابراین انتظار می‌رود در سطح بین‌المللی نیز هیئت خدمات مالی اسلامی (آی‌اف‌اس‌بی)[1] و سازمان حسابداری و حسابرسی مؤسسات مالی اسلامی (آاوفی)[2] ضمن گسترش روابط با سازمان‌های جهانی گزارشگری پایداری، همگام با آن‌ها برای ایجاد استانداردهای گزارشگری پایداری برای بازار سرمایه اسلامی اقدام نمایند.

اگرچه مطالعه حاضر به اهداف پژوهشی خود دست‌یافته است و دانش‌افزایی موردنظر را ارائه کرده است، اما بدون محدودیت نیست؛ یکی از محدودیت‌های پژوهش حاضر این بود که رابطه بین مؤلفه‌ها و ابعاد گزارشگری پایداری با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی و ساختار سلسله‌مراتبی و طبقه‌بندی آن‌ها در پژوهش حاضر بر اساس نظرات خبرگان منتخب در این پژوهش ایجادشده است، با تغییرات نمونه امکان تغییرات جزئی در ساختار سلسله‌مراتبی و طبقه‌بندی آن‌ها وجود دارد. همچنین رابطه ساختاری و سلسله‌مراتبی مؤلفه‌ها و ابعاد گزارشگری پایداری شرکتی با تأکید بر اصول و ارزش‌های اسلامی در پژوهش حاضر فقط مفهوم‌سازی شده است، آزمون اعتبار کلی مدل می‌تواند در مطالعات آتی با استفاده از مدل‌سازی معادلات ساختاری (اس‌ای‌ام)[3] انجام شود.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق پژوهش

نویسندگان از داده‌سازی، دستکاری داده‌ها، سرقت علمی و سوء رفتار اجتناب کرده‌اند.

مشارکت نویسندگان

همه نویسندگان در نگارش مقاله مشارکت داشته‌اند.

---

1. The Islamic Financial Services Board (IFSB)
2. Organization for Islamic Financial Institutions (AAOIFI)
3. Structural Equation Modeling (SEM)

تعارض منافع

بنا بر اظهار نویسندگان این مقاله تعارض منافع ندارد.

حامی مالی

این پژوهش هیچ‌گونه کمک مالی خاصی از سازمان‌های تأمین مالی در بخش‌های عمومی، تجاری یا غیرانتفاعی دریافت نکرده است.

سپاسگزاری

نویسندگان مراتب قدردانی خود را از مشارکت ارزشمند خبرگان و همچنین از دیدگاه‌های سازنده داوران محترم جهت ارتقای کیفی این مقاله ابراز می نمایند.

References

Abdullah, N. A. I. N., & Haron, R. (2022). ESG reporting practices among Islamic banks: a global perspective. *IIUM Law Journal*, 30(S2), 01-36. https://doi.org/10.31436/iiumlj.v30iS2.755

Adirestuty, F., Ratnasari, R. T., Firmansyah, E. A., Al Adawiyah, R. A., Chazanah, I. N., & Yuliawati, T. (2025). Sustainable finance in the Islamic world: A comparative study of ESG reporting

in Indonesia, Malaysia, and Brunei Darussalam. Al-Uqud: Journal of Islamic Economics, 9(1), 18-32. https://doi.org/10.26740/al-uqud.v9n1.p18-32

Ahmad, N. & Qahmash, A. (2021). SmartISM: Implementation and Assessment of Interpretive Structural Modeling. Sustainability, 13(16), 8801.

https://doi.org/10.3390/su13168801

Afshani, J. Karimi, A. Osati Eraghi, N. & Zarafshan, F. (2022). A Fuzzy DEMATEL-ANP-Based Approach to Prioritize Activities in Enterprise Architecture. Complexity,

https://doi.org/10.1155/2022/2158255

Alqershy, M. T., & Shi, Q. (2023). Barriers to social responsibility implementation in belt and road mega infrastructure projects: a hybrid fuzzy DEMATEL-ISM-MICMAC approach. Buildings, 13(6), 1561.

https://doi.org/10.3390/buildings13061561

Aman, Z. (2016). Corporate sustainability reporting from Islamic perspectives. In 2nd International Conference on Economics & Banking 2, 1-8.

https://conference.uis.edu.my/iceb2016/eproceedings/EB001.pdf

Attride-Stirling, J. (2001). Thematic networks: an analytic tool for qualitative research. *Qualitative research*, 1(3), 385-405.

https://doi.org/10.1177/14687941010010

Azar, A., Jalali, R., & Khosravani, F. (2013). Soft operations research: Problem structuring approaches. Tehran: Industrial Management Institute Press. (In Persian).

Babaei, F., Hosseini, S. A., Tohidi, M. and Homayoun, S. (2022). Sustainability Reporting in Shariah Approved Companies: A Comparative Analysis in Malaysia and Indonesia. *"Islamic Finance Research" (IFR)*, *12*(1), 107-152.

https://doi.org/ 10.30497/ifr.2023.242922.1714. (In Persian).

Baydoun, N., & Willett, R. (2000). Islamic corporate reports. Abacus, 36(1), 71-90.https://doi.org/10.1111/1467-6281.00054

Chen, J. K. (2021). Improved DEMATEL-ISM integration approach for complex systems. Plos one, 16(7), e0254694.

https://doi.org/10.1371/journal.pone.0254694

Chen, J. K., & Huang, T. Y. (2022). The Multi-Level Hierarchical Structure of the Enablers for Supply Chain Resilience Using Cloud Model-DEMATEL–ISM Method. Sustainability, 14(19), 12116. https://doi.org/10.3390/su141912116

Chen, S. (2024). The Relationship among Environmental, Social and Governance (ESG) Factors. Highlights in Business, Economics and Management, 40, 881-886. https://doi.org/10.54097/cd714738

De Micco, P., Rinaldi, L., Vitale, G., Cupertino, S., & Maraghini, M. P. (2021). The challenges of sustainability reporting and their management: the case of Estra. Meditari. Accountancy Research, 29(3), 430-448.
https://doi.org/10.1108/MEDAR-09-2019-0555.

Du, Y., & He, H. (2025). Evaluating the multi-dimensional values of bridge-tourism integration: an empirical study using the DEMATEL—ISM—MICMAC method. Frontiers in Public Health, 13, 1566420. https://doi.org/10.3389/fpubh.2025.1566420

Falikhatun, A. O. N. & Niswah, M. A. (2020). Sustainability Reporting of Islamic Commercial Bank: Comparative study in Indonesia and Malaysia. In ICIC 2020: Proceedings of the 1st International Conference on Islamic Civilization, ICIC 2020, 27th August 2020, Semarang, Indonesia (p. 333). European Alliance for Innovation. http://dx.doi.org/10.4108/eai.27-8-2020.2303199

Gani, A., Bhanot, N., Talib, F., & Asjad, M. (2022). An integrated DEMATEL-MMDE-ISM approach for analyzing environmental sustainability indicators in MSMEs. Environmental Science and Pollution Research, 29(2), 2035-2051.
https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.04.399

Ghayoumi, Z., Mehrabanpour, M., karami, G. and zare, H. (2023). Presentation of The Islamic Sustainable Development Disclosure Model for the banking system in Iran. *Journal of Investment Knowledge*, *12*(47), 249-268. (In Persian). https://www.jik-ifea.ir/article_21671.html

Hassan, A., & Chachi, A. (2005). The role of Islamic financial institutions in sustainable development. *Islamic Finance and Economic Development*, 59-93.
file:///C:/Users/ereza/Downloads/The_Role_of_Islamic_Financial_Institutions_in_Sust.pdf

00https://doi.org/10.22059/acctgrev.2023.360038.1008818.

Hosseini S A, Babaei F, Tohidi M, Homayoun S. (2024). Interrelationships and Prioritization of Corporate Sustainability Reporting Elements with Emphasis on Islamic Principles and Values. aapc, 9 (17),1-46. (In Persian).
https://doi.org/10.61186/aapc.9.17.1.

Jalali, M., Feng, B., & Feng, J. (2022). An Analysis of Barriers to Sustainable Supply Chain Management Implementation: The Fuzzy DEMATEL Approach. Sustainability, 14(20), 13622.
https://doi.org/10.3390/su142013622

Jan, A. Mata, M. N. Albinsson, P. A. Martins, J. M. Hassan, R. B. & Mata, P. N. (2021). Alignment of Islamic banking sustainability indicators with sustainable development goals: Policy recommendations for addressing the covid-19 pandemic. Sustainability, 13(5), 2607.

https://doi.org/10.3390/su13052607

Liu, J., Wan, L., Wang, W., Yang, G., Ma, Q., Zhou, H. & Lu, F. (2023). Integrated Fuzzy DEMATEL-ISM-NK for Metro Operation Safety Risk Factor Analysis and Multi-Factor Risk Coupling Study. Sustainability, 15(7), 5898. https://doi.org/10.3390/su15075898

Maali, B. Casson, P. & Napier, C. (2006). Social reporting by Islamic banks. Abacus, 42(2), 266-289.
https://doi.org/10.1111/j.1467-6281.2006.00200.x

Maharani, S. N. (2021, April). The Practice of Disclosing Sustainability Reports on Bank Performance: Maqashid Shariah Perspective. In 7th Regional Accounting Conference (KRA 2020) (pp. 333-342). Atlantis Press.
https://doi.org/10.2991/aebmr.k.210416.042

Mir, U. R., Hassan, S. M., & Hassan, S. S. (2016). Islamic perspective of corporate social responsibility. Al-Azvā, 31(46), 77-90.
https://pu.edu.pk/images/journal/szic/pdf_files/30_v31_No_46_16.pdf

Riska, N. A., Rochayatun, S., & Nurdin, F. (2020, April). Corporate Social Responsibility Disclosure through Sharia Enterprise Theory. In 3rd Asia Pacific International Conference of Management and Business Science (AICMBS 2019) (pp. 171-179). Atlantis Press.
https://scispace.com/pdf/corporate-social-responsibility-disclosure-through-sharia-219xes1hul.pdf

Shakeri, Hedieh, and Mohammad Khalilzadeh. Analysis of factors affecting project communications with a hybrid DEMATEL-ISM approach (A case study in Iran). Heliyon 6.8 (2020): e04430.
https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2020.e04430

Shuguang, S. Wenjie, Z. Meng, Z. Xiyu, L. & Xiaowan, M. (2020). Fault analysis of CNC equipment based on DEMATEL/ISM/ANP. *Journal of Mechanical Science and Technology*, 34(8), 3181-3188.
https://doi.org/10.1007/s12206-020-0709-z

Song, S., Zuo, Z., Cao, Y., & Wang, L. (2015). Analysis of social risk causes of rail transit construction projects based on DEMATEL-ISM. In ICTE 2015 (pp. 1868-1875).
https://doi.org/10.1061/9780784479384.237

Sushil. (2012). Interpreting the interpretive structural model. *Global Journal of Flexible Systems Management*, 13, 87-106. https://doi.org/10.1007/s40171-012-0008-3

Tuna, Ö. (2022). Implementation of Sustainability. In Insurance and Risk Management for Disruptions in Social, Economic and Environmental Systems: Decision and Control Allocations within New Domains of Risk (pp. 185-205). Emerald Publishing Limited.
https://doi.org/10.1108/978-1-80117-139-720211009

Wardiwiyono, S. (2013). Towards sustainable success through corporate social responsibility disclosure: an Islamic approach. *International Journal of Green Economics*, 7(1), 86-101.
https://doi.org/10.1504/IJGE.2013.055387

Wardiwiyono, S. (2017). Islamic corporate social responsibility disclosure in organization of Islamic cooperation countries (Doctoral dissertation, University of Huddersfield).
https://eprints.hud.ac.uk/id/eprint/34138/

Zafar, M. B. & Sulaiman, A. A. (2020). Measuring corporate social responsibility in Islamic banking: what matters? *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*.
https://doi.org/10.1108/IMEFM-05-2019-0227

Zhang, M., & Yang, J. (2025). Agri-food supply chain resilience: An exploration of influencing factors based on fuzzy-DEMATEL-ISM analysis. PLoS One, 20(12), e0338492.
https://doi.org/10.1371/journal.pone.0338492

Zhou, D. Q., Zhang, L., & Li, H. W. (2006). A study of the system's hierarchical structure through integration of DEMATEL and ISM. In 2006 international conference on machine learning and cybernetics (pp. 1449-1453). IEEE.
https://doi.org/10.1109/ICMLC.2006.258757

Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Quarterly Journal of Securities Exchange, Fall 2026, V. 19, No.75, pp. 37-66

Examining the Impact of Dividend Policy and Financing Strategy on Capital Structure Adjustment Speed Using GMM[1]

Maryam Sadat Tabatabaeian[2], Zahra Masoumi Bilondi[3]

Received: 09 June 2025 Revised: 15 November 2025
Accepted: 17 November 2025 Published Online: 04 January 2026 2026

Research Paper

Highlights

- This study examines the relationship between dividend policy, financing strategy, and the speed of capital structure adjustment.
- Using panel data and a dynamic GMM model, evidence shows a relatively high adjustment speed among Iranian firms.
- Financing strategy and dividend policy have significant effects on the capital structure adjustment process.
- The moderating roles of intangible assets and growth opportunities are empirically supported.
- Findings suggest that coordination between dividend and financing policies enhances the efficiency of capital structure adjustment.

Abstract

Decisions related to capital structure and dividend policies play an important role in reducing conflicts of interest and increasing the value of the company. Investigating the factors affecting the speed of capital structure adjustment can help improve financial management and enhance the efficiency of the capital market. The purpose of this study is to investigate the effect of dividend policy and financing strategies on the speed of capital structure adjustment of companies and to provide a basis for optimizing the capital structure.This study examines how dividend policy and financing strategy affect the speed of capital structure adjustment among 175 firms listed on the Tehran Stock Exchange from 2014 to 2023, using a dynamic panel data model and the Generalized Method of Moments (GMM) estimator for robust analysis. The findings reveal two main insights: first, higher dividend payout ratios positively influence the speed of capital structure adjustment, indicating that firms with generous dividends adjust more quickly; second, excessive reliance on external financing negatively impacts this speed, suggesting slower adjustments for firms heavily dependent on outside funds. Overall, the research illustrates that effective dividend policies and reduced external financing needs enhance capital structure flexibility. These results advance financial theories, particularly pecking order theory, by emphasizing the strategic trade-offs in financing decisions. The implications are significant for firms optimizing their capital structures, guiding investors in identifying financially disciplined firms, and aiding regulators in fostering sustainable corporate financial practices.

Keywords: speed of capital structure adjustment, dividend policy, financing strategy.

JEL Classification: M49.

---

1. doi: 10.22034/jse.2025.12586.2371

2. Assistant Professor, Department of Accounting, PayameNoor University, Tehran, Iran (m.tabatabaeian@pnu.ac.ir)

3. Assistant Professor, Department of Accounting, PayameNoor University, Tehran, Iran (z.masoumi@pnu.ac.ir)

Copyright © 2026 The Authors. Published by Securities and Exchange Organization. This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Cite This Article: Tabatabaeian, Maryam Sadat; Masoumi Bilondi, Zahra; Sajadi, Zanyar; (2026). Examining the Impact of Dividend Policy and Financing Strategy on Capital Structure Adjustment Speed Using GMM. ***Quarterly Journal of Securities Exchange***, 19 (75), 37-66.
https://doi.org/10.22034/jse.2025.12586.2371 Homepage: https://journal.seo.ir

Introduction

Examining the impact of dividend distribution behavior on the speed of capital structure adjustment and focusing on the mechanism between financial strategies and capital structure can provide a basis for inferring the relationship between profit distributions and financing behavior. The objective of this study is to investigate the impact of dividend policy and financial strategy on companies' speed of capital structure adjustment. Capital structure decisions aim to determine the optimal proportion of debt and equity that maximizes shareholder wealth. The primary question posed by researchers in the field of capital structure has initially been how the choice of various financing methods affects the company's value. Diverse theories have been presented to respond to this question, including the balancing and pecking order theories. Following the Modigliani-Miller theorem on the irrelevance of capital structure to company value in 1958, investigators completed further studies on capital structure. Main academic perspectives, such as the net income theory, agency theory, signaling theory, and others, have played significant roles in describing financing behavior and capital structure adjustment. However, these theories mostly present capital structure from a static viewpoint. Some investigators have presented dynamic models to test the speed of capital structure adjustment and introduced the market timing theory, the pecking order theory, and the balance or trade-off theory. These theories have become classical theories for explaining capital structure adjustment behavior. Investigations have revealed that companies listed on the Tehran Stock Exchange adjust their capital structure, taking into account the costs of deviating from the target capital structure and the costs incurred to adjust towards this structure when the advantages of adjustment outweigh the costs. Therefore, the trade-off theory plays a primary role in the speed of capital structure adjustment (Ramshe et.al, 2016). The market timing theory and the pecking order theory have limited explanatory power.

When dividend payouts are very low, the company's free cash flow is elevated, causing a significant deviation from the optimal capital structure, and resulting in a slow capital adjustment speed. The cause is that retaining excessive profits leads to a surplus of financial resources, disrupting the optimal capital structure. Conversely, excessive dividend distributions widen the financial gap, requiring greater external financing and increasing the cost of capital. Dividend policy is closely tied to financing behavior, and an unsuitable dividend policy may not align with financing behavior.

On the basis of the aforementioned theoretical foundations and prior research, regarding that both dividend policy and financing strategy can eventually influence the speed of capital structure adjustment, the research hypotheses are expressed as:

H1: There is a meaningful relationship between dividend policy and the speed of capital structure adjustment.

H2: There is an influential relationship between financing strategy and the speed of capital structure adjustment.

Methodology

The geographical scope of the study includes companies listed on the Tehran Stock Exchange. To achieve a comparable and homogeneous set of observations, the statistical population of this study comprises companies that meet specific conditions during the period from 2014 to 2023. The number of observations in this research amounted to 1,750.

For testing the first and second hypotheses, a dynamic partial adjustment model estimated through the System-GMM approach was applied, following Zou and Bai (2022) and Aflatouni et al:(2023).

Model (1)

$$BDR_{i,t+1} = \alpha_0 + (1-\lambda)BDR_{it} + \phi DIV_{it} + \eta DIV_{it} * BDR_{it} + (\lambda\psi)Z_{it} + \vartheta_{it+1}$$

Model (2)

$$BDR_{i,t+1} = \alpha_0 + (1-\lambda)BDR_{it} + \phi DEF_{it} + \eta DEF_{it} * BDR_{it} + (\lambda\psi)Z_{it} + \vartheta_{it+1}$$

To measure the speed of capital structure adjustment, based on the studies by Aflatouni et al. (2023) and Zou and Bai (2022), the integrated dynamic partial adjustment model (relation 1) was used:

Relation (1)

$$BDR_{it+1} - BDR_{it} = \lambda(BDR^*_{it+1} - BDR_{it}) + \zeta_{it+1}$$

λ is considered the adjustment speed. Due to the inclusion of the first lag of the dependent variable among the explanatory variables in dynamic panel research models, the System Generalized Method of Moments

(GMM) estimator is employed to fit the model. The following model is used to estimate λ:

Model(3)

$$\lambda_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2\, SIZE + \beta_3 DIS \times BDR + \beta_4 DIV + \beta_5 DIV \times DFS + \beta_6 DIV \times EFS$$

Results and Discussion

By calculating the Pearson correlation coefficients between all variables, it was observed that the RD variable in Model (1) and the DEF variable in Model (2) exhibit high correlations with the explanatory variables but are uncorrelated with the error term. Therefore, they were selected as instrumental variables in the regression analysis.

Regarding the overall significance of Model (1), the F-statistic value of 12.493 suggests that the model effectively explains variations in the dependent variable—capital structure adjustment speed. Additionally, the coefficient of determination ($R^2 = 0.98$) confirms the model's excellent fit. The Kleibergen-Paap rk Wald F statistic of 4396, well above the threshold of 16.38, indicates strong instrument relevance. Furthermore, the significance of the Hansen J statistic confirms correct model specification and the validity of the instruments used.

In Model (1), the coefficient of the interaction term DIV_it × BDR_it, valued at 1.42, is statistically significant, supporting the first research hypothesis: dividend policy significantly and directly influences the capital structure adjustment speed. In other words, companies with more defined dividend policies (i.e., consistent cash distribution) tend to adjust their capital structure more rapidly.

As for Model (2), the F-statistic value of 381.59 again indicates strong explanatory power. The model's high R^2 value further supports its goodness of fit. The weak identification test statistic exceeding the critical value confirms the appropriateness of the instruments, and the Hansen test again validates the model. The coefficient of DEF_it × BDR_it, measured at –0.0002, is statistically significant, demonstrating a negative effect of financing strategies on the speed of capital structure adjustment. This finding confirms the second research hypothesis.

Conclusion

The speed of capital structure adjustment reflects how quickly a firm moves toward its target capital structure by adjusting its debt and equity levels over a given period. This speed can vary based on internal policies and external conditions.

Results of the first hypothesis test show that dividend payments significantly affect the adjustment speed. Companies distributing lower cash dividends tend to adjust more slowly, while those paying higher dividends adjust more quickly. In essence, firms with explicit dividend policies may optimize their capital structures faster due to reduced agency conflicts. Dividend policies act as governance mechanisms that align managerial actions with shareholder interests. According to agency theory, managers might prioritize personal benefits, while shareholders focus on value maximization. By reducing retained earnings, dividend payments limit managerial discretion, curbing inefficient investment. This finding aligns with Zu and Bai (2022), although the direction of the effect differs.

These findings provide important implications for financial decision-makers, offering strategic insights into how dividend policy can enhance capital structure management, reduce risk, and build shareholder trust. By adjusting dividend policies, managers can influence the trajectory and speed of returning to the target capital structure. Investors may also use dividend policy clarity as a criterion for identifying firms with sound financial governance. Moreover, capital market policymakers can leverage these insights to design regulations that foster transparency and financial stability.

The results of the second hypothesis test indicate that over-reliance on external financing negatively affects the capital structure adjustment speed. Companies depending excessively on external funds (debt or equity) may face rising operational and financing costs, limiting their capacity for strategic investments and slowing adjustment. Furthermore, a heavy debt burden can reduce risk appetite and delay necessary structural changes. The opportunity cost of such financing decisions may divert firms from more efficient investments.

These findings support the pecking order theory, which posits that firms prefer internal funds first, followed by debt, and finally equity. Excessive external financing can impose financial stress, impeding timely adjustments to the capital structure. Therefore, it is recommended that managers prioritize internal resources and maintain transparent

communication with investors regarding financing strategies to build trust and enhance organizational credibility.

Author Cntributions

All authors contributed equally to the conceptualization of the article and writing of the original and subsequent drafts.

Data Availability Statement

Data available on request from the authors.

Acknowledgements

The authors would like to thank all participants in the present study.

Ethical Considerations

The authors avoided data fabrication, falsification, plagiarism and misconduct.

Funding

This research didn’t receive any specific grant from funding agencies in the public commercial, or not-for-profit secors.

Conflict of Interest

The authors declare no conflict of interest**.**

سازمان بورس و اوراق بهادار، مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال نوزدهم، شماره ۷۵، پاییز ۱۴۰۵، صص ٦٦-۳۷

بررسی تأثیر سیاست تقسیم سود و راهبرد تأمین‌مالی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه به روش GMM[1]

مریم سادات طباطبائیان[2]، زهرا معصومی بیلندی[3]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت : ۱۴۰۴/۰۳/۱۹ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۸/۲۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۸/۲۶ تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۱۰/۱۴

نکات برجسته

- این پژوهش رابطه میان سیاست تقسیم سود، راهبرد تأمین مالی و سرعت تعدیل ساختار سرمایه را بررسی می‌کند.
- با استفاده از داده‌های تابلویی و مدل GMM پویا، شواهدی از سرعت تعدیل نسبتاً بالا در شرکت‌های ایرانی به‌دست آمد.
- نتایج نشان می‌دهد راهبرد تأمین مالی و سیاست تقسیم سود اثر معناداری بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه دارند.
- نقش دارایی‌های نامشهود و فرصت‌های رشد در تقویت یا تضعیف این رابطه تأیید شد.
- یافته‌ها حاکی از آن است که هماهنگی بین سیاست‌های تقسیم سود و تأمین مالی، کارایی تعدیل ساختار سرمایه را بهبود می‌دهد.

چکیده

تصمیمات مرتبط با ساختار سرمایه و سیاست‌های تقسیم سود نقش مهمی در کاهش تضاد منافع و افزایش ارزش شرکت دارند. بررسی عوامل مؤثر بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه می‌تواند به بهبود مدیریت مالی و ارتقای کارایی بازار سرمایه کمک کند. هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر سیاست تقسیم سود و راهبردهای تأمین مالی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت‌ها و ارائه مبنایی برای بهینه‌سازی ساختار سرمایه است. برای دستیابی به اهداف پژوهش تعداد ۱۷۵ شرکت پذیرفته شده در بازار سرمایه تهران طی سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۴۰۲ مورد بررسی قرار گرفت و از مدل پنل پویا و برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی برای تحلیل داده‌ها استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که سیاست تقسیم سود تأثیر مثبت و راهبرد تأمین‌مالی تأثیر منفی و معناداری بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه دارند. توزیع بالاتر سود باعث افزایش انگیزه سهامداران و کاهش تضاد منافع می‌شود در حالی که وابستگی زیاد به تأمین مالی خارجی به دلیل هزینه‌ها و ریسک‌های مالی سرعت این تعدیلات را کاهش می‌دهد. پژوهش نشان داد که سیاست تقسیم سود و کاهش وابستگی به تأمین مالی خارجی می‌تواند به افزایش سرعت تعدیل ساختار سرمایه کمک کند. این یافته‌ها به بهینه‌سازی ساختار سرمایه کمک می‌کند. این پژوهش علاوه بر توسعه نظریه‌های مالی پیشنهاداتی برای بهبود مدیریت سود و تأمین‌مالی ارائه می‌دهد که می‌تواند به شفافیت و پایداری مالی در شرکت‌ها کمک کند. همچنین تصمیم‌گیرندگان مالی را در جلب اعتماد سهامداران و طراحی راهبردهای تامین مالی بهینه ترغیب می‌نماید.

واژه‌های کلیدی: سرعت تعدیل ساختار سرمایه، سیاست تقسیم سود، راهبرد تأمین‌مالی.

طبقه‌بندی موضوعی: M49

---

۱. doi: 10.22034/jse.2025.12586.2371

۲. استادیار، گروه حسابداری، دانشکده حسابداری و مدیریت، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران. (m.tabatabaeian@pnu.ac.ir).

۳. استادیار، گروه حسابداری، دانشکده حسابداری و مدیریت، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران.(z.masoumi@pnu.ac.ir).

حق انتشار این مستند، متعلق به نویسندگان آن است. ۱۴۰۵ ©. ناشر این مقاله، سازمان بورس و اوراق بهادار است.

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

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

استناد: طباطبائیان، مریم؛ معصومی بیلندی، زهرا؛ (۱۴۰۵). بررسی تأثیر سیاست تقسیم سود و راهبرد تأمین‌مالی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه به روش GMM. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱۹ (۷۵)، ۶۶-۳۷.

https://doi.org/10.22034/jse.2025.12586.2371 Homepage: https://journal.seo.ir

مقدمه

سرعت تعدیل ساختار سرمایه یکی از مفاهیم کلیدی در حوزه مالی است که بر اساس نظریه توازن، نشان می‌دهد شرکت‌ها چگونه و با چه سرعتی ساختار سرمایه خود را به سمت سطح بهینه تعدیل می‌کنند. ساختار سرمایه به‌عنوان یکی از مهم‌ترین ارکان مؤثر بر ارزش شرکت و جهت‌گیری آن در بازار سرمایه شناخته می‌شود و تصمیم‌های مرتبط با آن از چالش‌برانگیزترین موضوعات در حوزه تأمین‌مالی است. بازده و ریسک شرکت‌ها در نتیجه نوع و ترکیب منابع مالی تغییر می‌کند؛ بنابراین تصمیم‌گیری درباره ساختار سرمایه که از پیچیده‌ترین وظایف مدیران مالی محسوب می‌شود، نقش مهمی در اعتبار و کارایی شرکت‌ها نزد نهادهای مالی دارد (حقیقی‌طلب، عباس‌زاده و صالحی، ۱۳۹۷). پس از طرح نظریه کلاسیک مودیلیانی و میلر (۱۹۵۸) درباره عدم ارتباط ساختار سرمایه و ارزش شرکت، نظریه‌های متعددی نظیر سود خالص، نمایندگی و علامت‌دهی شکل گرفتند که هر یک تلاش کردند رفتار تأمین‌مالی و تعدیل ساختار سرمایه را تبیین کنند. یافته‌های پژوهش‌ها نشان می‌دهد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، با درنظر گرفتن هزینه‌های انحراف از ساختار سرمایه هدف و هزینه‌های تعدیل، تنها زمانی اقدام به تعدیل می‌کنند که منافع حاصل از آن بیش از هزینه‌هایش باشد؛ ازاین‌رو نظریه توازن نقش محوری در تبیین سرعت تعدیل ساختار سرمایه دارد (رامشه، سلیمانی‌امیری و اسکندری، ۱۳۹۵).

در کنار این عوامل، توزیع سود نقدی نیز یکی از مؤلفه‌های تأثیرگذار بر تصمیم‌های مالی شرکت‌ها و ساختار سرمایه است. بااین‌حال، پژوهش‌های فعلی بر روی سرعت تعدیل ساختار سرمایه اغلب رفتار توزیع سود نقدی را به‌عنوان یک متغیر اصلی در نظر می‌گیرند یا به‌عنوان محدودیت مالی تعریف می‌کنند که سازوکار ارتباط بین توزیع سود نقدی، تعدیل ساختار سرمایه و راهبرد تأمین‌مالی را نادیده می‌گیرد. اگر رفتار توزیع سود نقدی با فرضیه‌های جریان وجه‌نقد آزاد یا نظریه تونل‌زنی[1] یا سایر نظریه‌ها هم‌خوانی داشته باشد، رفتار توزیع سود نقدی و فرآیند بهینه‌سازی ساختار سرمایه به‌طور اجتناب‌ناپذیری، اهداف متضادی خواهند داشت که منجر به تعدیل کندتر ساختار سرمایه می‌شود. از آنجایی‌که تقسیم سود بیشتر به معنای انصراف از تأمین‌مالی داخلی و انتخاب تأمین‌مالی از طریق بدهی یا حقوق صاحبان سهام با هزینه سرمایه

1. Tunneling Theory

نسبتاً بالاتر است (تقسیم سود بیشتر)، ممکن است منجر به فاصله گرفتن شرکت از ساختار سرمایه بهینه شود (زو و بای[1]، ۲۰۲۲). سرعت تعدیل ساختار سرمایه حاصل نظریه توازن است، زیرا شرکت باتوجه به توانایی مالی خود ساختار سرمایه را محاسبه کرده و به سمت آن حرکت می‌کند. تعیین ساختار سرمایه بهینه و نیل و سرعت دستیابی به آن از موضوع‌هایی است که حوزه ساختار سرمایه به آن توجه کرده است و باتوجه به آنکه ساختار سرمایه شرکت می‌تواند بر ارزش و اعتبار شرکت به طور مستقیم اثرگذار باشد (اردکانی، ایزدی و ایزدی، ۱۳۹۷)، در مباحث مالی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. همچنین تأثیر رفتار تقسیم سود سهام بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه مشخص نیست و لازم است به صورت تجربی مورد بررسی قرارگیرد. علاوه براین برای حداکثرسازی ارزش شرکت باید در مورد بهترین سرمایه‌گذاری‌ها، ترکیب و نحوه تأمین‌مالی آن‌ها تصمیم‌گیری شود. تأمین‌مالی می‌تواند از طریق استفاده از بدهی یا ایجاد اهرم یا از طریق آورده سهامداران باشد. وجود بدهی در ساختار مالی شرکت‌ها از یک سو به دلیل اثرات مالیاتی موجب افزایش سود حسابداری و به تبع آن افزایش بازده سهام می‌شود و از سوی دیگر افزایش هزینه‌های بهره و احتمال عدم پرداخت بدهی‌ها در سررسید موجب افزایش ریسک مالی و در نتیجه کاهش قیمت بازار سهام شده که به‌تبع بازده سهام نیز کاهش می‌یابد (زو و بای، ۲۰۲۲). از این‌رو تعیین ترکیب بهینه ساختار سرمایه و تصمیم‌گیری در رابطه با تأمین منابع مالی مورد نیاز از جمله مسائلی است که بخش اعظمی از دغدغه‌های مدیران مالی شرکت‌ها را به خود اختصاص می‌دهد. بنابراین، پژوهش حاضر به بررسی تأثیر سیاست تقسیم سود و راهبرد تأمین‌مالی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه می‌پردازد.

نتایج این پژوهش به‌عنوان شواهد تجربی برای تأثیرات متفاوت توزیع سود نقدی و رفتار تأمین‌مالی در نظر گرفته می‌شود که سرنخ‌هایی برای بهینه کردن ساختار سرمایه ارائه می‌کند. یافته‌های مطالعات داخلی، مانند پژوهش‌های رامشه و همکاران (۱۳۹۵)، بیکدلو و خطیری (۱۳۹۶)، افلاطونی و نیکبخت (۱۳۹۶) و افلاطونی، خطیری و ایوانی (۱۴۰۲)، نشان می‌دهد که رفتار تقسیم سود و سرعت تعدیل ساختار سرمایه در شرکت‌های ایرانی تحت تأثیر اهرم واقعی، کسری وجوه نقد، کیفیت افشا و شرایط اقتصادی قرار دارد و بنابراین اهمیت بررسی این رابطه در محیط بازار سرمایه ایران برجسته است. این نتایج برای تصمیم‌گیران مالی شرکت‌ها سودمند

1. Zou & Bai

است، زیرا تنظیم رفتارها بر اساس شرایط بازار و استفاده از تقسیم سود برای جلب اعتماد سهامداران و تقویت ساختار سرمایه را ممکن می‌سازد. تحلیل تأثیر سیاست تقسیم سود بر ساختار سرمایه به ارزیابی بهتر ریسک و بازده و به حداقل رساندن ریسک‌های مالی کمک می‌کند. همچنین، این نتایج می‌تواند به تصمیم‌گیرندگان مالی و مدیران کمک کند تا استراتژی‌های تأمین‌مالی بهینه‌تری را طراحی کنند و بر تأثیرات منفی ریسک‌های مالی توجه داشته باشند. بدین ترتیب، پژوهش حاضر علاوه بر ارائه شواهد تجربی در بازار ایران، نوآوری و دانش‌افزایی در حوزه مدیریت ساختار سرمایه و سیاست‌های تقسیم سود در محیط‌های اقتصادی با ویژگی‌های مشابه را نیز فراهم می‌کند.

در ادامه پس از ذکر مبانی نظری و تجربی پژوهش، فرضیه‌های اصلی پژوهش مطرح شده‌است و در بخش روش پژوهش با معرفی مراحل انجام آزمون‌های آماری روش پاسخ‌گویی به سوالات پژوهش ارائه و سپس در بخش یافته‌ها نتایج حاصل از آزمون‌های آماری ارائه و توضیح داده شده‌است. در نهایت در بخش نتایج و پیشنهادها، به تفسیر، تحلیل و مقایسه نتایج حاصل شده و ارائه پیشنهادهایی به گروه‌های ذینفع پرداخته شده‌است.

مبانی نظری و توسعه فرضیه‌ها

سرعت تعدیل ساختار سرمایه یکی از مفاهیم بنیادین در حوزه مالی و از شاخص‌های کلیدی سنجش رفتار پویای شرکت‌ها در مدیریت ساختار سرمایه است. بر اساس نظریه توازن، هر شرکت سطحی از اهرم مالی را به عنوان ساختار سرمایه هدف تعیین می‌کند و هرگونه انحراف از آن به معنای کاهش ارزش شرکت تلقی می‌شود. در این چارچوب، شرکت‌ها برای حفظ ارزش و کارایی خود، تمایل دارند در بلندمدت به سطح هدف ساختار سرمایه بازگردند؛ با این حال، وجود هزینه‌های تعدیل مانع از بازگشت فوری می‌شود و موجب می‌گردد سرعت تعدیل ساختار سرمایه میان شرکت‌ها متفاوت باشد (زو و بای، ۲۰۲۲).

در نظریه توازن پویا، تصمیم‌گیری در خصوص ساختار سرمایه نه به‌صورت مقطعی، بلکه در یک افق زمانی و در تعامل با تصمیمات سرمایه‌گذاری، سیاست تقسیم سود و تأمین مالی انجام می‌شود. این نظریه بر نقش هزینه‌های تعدیل تأکید دارد؛ به‌گونه‌ای که شرکت‌ها تنها زمانی اقدام به اصلاح ساختار سرمایه می‌کنند که منافع تعدیل بیش از هزینه‌های آن باشد. بنابراین،

هرچه هزینه‌های تعدیل بیشتر باشد، فاصله شرکت از سطح بهینه طولانی‌تر و سرعت تعدیل کمتر خواهد بود (فاما و فرنچ[1]، ۲۰۰۲).

عوامل گوناگونی می‌توانند بر سرعت تعدیل اثرگذار باشند. از جمله، محدودیت‌های مالی، ریسک‌های محیطی و نهادی، و ویژگی‌های خاص شرکت مانند اندازه، نقدینگی و فرصت‌های رشد. نگوین، هاین و لون[2] (۲۰۲۵) بیان کرده‌اند که محدودیت مالی شرکت‌ها، به‌ویژه در شرایط عدم‌دسترسی به منابع مالی خارجی، از مهم‌ترین عوامل کاهنده سرعت تعدیل است. در سطح کلان‌تر، پژوهش‌های متعددی همچون محمود، شبیر و محمود[3] (۲۰۲۵) نشان داده‌اند که سرعت تعدیل نه‌تنها تحت‌تأثیر ویژگی‌های درون‌شرکتی، بلکه متأثر از نهادهای اقتصادی و محیطی کشورها نیز هست.

یافته‌های پژوهش‌های جدید نیز ابعاد پویاتری از این پدیده را آشکار کرده‌اند. به عنوان مثال، تیان، ژانگ و رن[4] (۲۰۲۰) دریافتند مالی‌سازی[5] بیش‌ازحد شرکت‌ها موجب کاهش سرعت تعدیل و افزایش ریسک سقوط سهام می‌شود. همچنین راوال، ماهاکود و اچری[6] (۲۰۲۵) نشان دادند که کاهش ریسک‌های کلان اقتصادی موجب افزایش سرعت تعدیل در سطح ملی می‌شود. از سوی دیگر، شرکت‌های کوچک‌تر به دلیل محدودیت منابع و مشکلات اطلاعاتی معمولاً سرعت تعدیل پایین‌تری دارند (سو و ژنگ[7]، ۲۰۲۵).

در پژوهش‌های داخلی نیز شواهد مشابهی به‌دست آمده است. رامشه و همکاران (۱۳۹۵) نشان دادند شرکت‌هایی که اهرم واقعی‌شان از سطح هدف بالاتر است، برای حذف شکاف مالی با سرعت بیشتری تعدیل می‌کنند. بیکدلو و خطیری (۱۳۹۶) دریافتند افزایش انحراف از ساختار سرمایه بهینه، منجر به افزایش سرعت تعدیل می‌شود و افلاطونی و نیکبخت (۱۳۹۶) نیز نشان دادند که کیفیت بالاتر افشای اطلاعات مالی با افزایش سرعت تعدیل همراه است. همچنین، در سال‌های اخیر مشاهده شده است که بحران‌هایی مانند همه‌گیری کووید-۱۹ موجب افزایش سرعت تعدیل در شرکت‌ها، به‌ویژه در صنایع آسیب‌پذیرتر شده است (افلاطونی، خطیری و ایوانی، ۱۴۰۲؛ اسماعیل‌پور و همکاران، ۱۴۰۲).

---

1. Fama & French
2. Nguyen, Huynh & Luu
3. Mahmood, Shabbir & Mahmood
4. Tian, Zhang & Ren
5. Financialization
6. Rawal, Mahakud & Achary
7. Su & Zheng

بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که سرعت تعدیل ساختار سرمایه، حاصل تعامل میان عوامل درون‌سازمانی (همچون سیاست‌های مالی شرکت) و عوامل برون‌سازمانی (نظیر شرایط بازار و اقتصاد کلان) است. یکی از مهم‌ترین سیاست‌های درون‌سازمانی که می‌تواند بر سرعت تعدیل تأثیر بگذارد، سیاست تقسیم سود است.

سیاست تقسیم سود به عنوان یکی از اساسی‌ترین تصمیمات مالی، نه‌تنها بر میزان نقدینگی در اختیار سهامداران اثر می‌گذارد، بلکه از دیدگاه نظری، پیامی درباره وضعیت مالی شرکت، انتظارات مدیران و چشم‌انداز رشد آینده منتقل می‌کند. بر اساس نظریه مودیلیانی و میلر (۱۹۵۸)، در بازاری کامل، سیاست تقسیم سود نباید بر ارزش شرکت اثر بگذارد؛ اما وجود مالیات، هزینه‌های نمایندگی و عدم تقارن اطلاعاتی این فرضیه را در عمل نقض می‌کند.

مطابق فرضیه جریان نقد آزاد، پرداخت سود سهام می‌تواند مکانیزمی برای کاهش رفتار فرصت‌طلبانه مدیران باشد، زیرا با توزیع وجوه نقد در میان سهامداران، منابعی که می‌تواند در پروژه‌های غیرمولد یا شخصی هزینه شود، محدود می‌گردد (لیو و ژانگ[1]، ۲۰۱۲). در مقابل، فرضیه تونل‌زنی بیان می‌کند که سهامداران عمده ممکن است از سیاست تقسیم سود برای انتقال منابع شرکت به نفع خود استفاده کنند و به این ترتیب، منافع سهامداران خرد را کاهش دهند.

سیاست تقسیم سود همچنین با ساختار سرمایه شرکت در ارتباط است. پرداخت سود نقدی از محل منابع داخلی، موجب کاهش وجوه در دسترس برای سرمایه‌گذاری و در نتیجه، افزایش احتمال اتکا به بدهی یا انتشار سهام برای تأمین مالی فعالیت‌ها می‌شود. از سوی دیگر، کاهش سود تقسیمی می‌تواند منابع داخلی بیشتری را برای شرکت باقی بگذارد و هزینه‌های تأمین مالی خارجی را کاهش دهد. این رابطه متقابل میان تقسیم سود و ساختار سرمایه باعث می‌شود که سیاست تقسیم سود بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه تأثیرگذار باشد.

زو و بای (۲۰۲۲) در پژوهش خود نشان دادند که کاهش پرداخت سود نقدی به‌ویژه در شرکت‌هایی با محدودیت مالی بالا، منجر به افزایش منابع داخلی و در نتیجه افزایش سرعت تعدیل ساختار سرمایه می‌شود. به همین ترتیب، مطالعات دیگری تأکید کرده‌اند که شرکت‌های دارای سیاست تقسیم سود منعطف‌تر، با سهولت بیشتری می‌توانند ساختار سرمایه خود را به سطح هدف نزدیک کنند.

---

1. Liu & Zhang

از دیدگاه نظری، تصمیمات مربوط به تقسیم سود و تعدیل ساختار سرمایه هر دو در حوزه مدیریت مالی شرکت و در چارچوب هدف اصلی یعنی حداکثرسازی ارزش شرکت قرار دارند. از این رو، انتظار می‌رود تغییر در سیاست تقسیم سود، به‌ویژه در شرایطی که منابع مالی شرکت محدود است، بتواند به‌صورت مستقیم بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه اثرگذار باشد.

با توجه به مبانی نظری و شواهد تجربی مرورشده، می‌توان بیان کرد که سیاست تقسیم سود یکی از عوامل کلیدی در تعیین میزان و جهت تعدیل ساختار سرمایه است و تغییر در الگوی پرداخت سود می‌تواند به افزایش یا کاهش سرعت تعدیل منجر شود. بر همین اساس، فرضیه نخست پژوهش به‌صورت زیر تدوین می‌شود:

فرضیه اول: سیاست تقسیم سود تأثیر معناداری بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه دارد.

بر اساس مبانی نظری پیشین، تصمیمات مربوط به ساختار سرمایه از جمله چگونگی تأمین مالی، از مهم‌ترین موضوعات در حوزه راهبردهای مالی شرکت‌ها به شمار می‌رود. یکی از نظریه‌های اصلی در این زمینه، نظریه توازن است که بیان می‌کند ساختار سرمایه بهینه در نقطه‌ای حاصل می‌شود که منافع نهایی ناشی از سپر مالیاتی برابر با هزینه‌های نهایی ورشکستگی باشد. انحراف از این نقطه موجب کاهش ارزش شرکت می‌شود و شرکت‌ها در جهت بازگشت به سطح هدف، ساختار سرمایه خود را تعدیل می‌کنند. با این حال، وجود هزینه‌های تعدیل و موانع نهادی باعث می‌شود که شرکت‌ها نتوانند به سرعت به ساختار هدف بازگردند. سرعت تعدیل ساختار سرمایه، میزان واکنش شرکت در برابر این انحراف را نشان می‌دهد و تحت تأثیر مجموعه‌ای از عوامل مالی، نهادی و تصمیمات مدیریتی قرار دارد. یکی از مهم‌ترین این عوامل، نوع و ترتیب راهبرد تأمین مالی شرکت است.

در نظریه سلسله‌مراتبی، شرکت‌ها تأمین مالی داخلی را بر سایر منابع ترجیح می‌دهند و تنها در صورت ناکافی بودن منابع داخلی، به بدهی یا انتشار سهام روی می‌آورند. این ترتیب تأمین مالی، نشان‌دهنده نقش حیاتی تصمیمات تأمین مالی در فرآیند تعدیل ساختار سرمایه است. شرکت‌هایی که با محدودیت منابع داخلی روبه‌رو هستند، ناگزیرند از بدهی‌های جدید یا انتشار سهام برای جبران کسری وجوه استفاده کنند و در نتیجه، ممکن است مسیر و سرعت تعدیل آن‌ها با شرکت‌هایی که منابع داخلی کافی دارند، متفاوت باشد. از این رو، راهبرد تأمین مالی می‌تواند جهت و شدت تعدیل ساختار سرمایه را تعیین کند.

از منظر نظریه زمان‌بندی بازار نیز تصمیمات تأمین مالی با شرایط بازار و فرصت‌های قیمتی ارتباط دارد. زمانی که ارزش بازار سهام افزایش می‌یابد، مدیران تمایل دارند از طریق انتشار سهام تأمین مالی کنند تا هزینه سرمایه کاهش یابد. در مقابل، در شرایط رکود بازار یا کاهش قیمت سهام، بدهی به عنوان گزینه‌ای مطلوب‌تر تلقی می‌شود. این رفتارهای تأمین مالی در طول زمان می‌توانند موجب انحراف از ساختار هدف شوند و در دوره‌های بعدی، شرکت ناچار است برای بازگشت به سطح بهینه، تعدیل‌هایی در ساختار سرمایه انجام دهد. بنابراین، انتخاب نوع تأمین مالی نه‌تنها بر ساختار فعلی سرمایه اثرگذار است، بلکه نقش تعیین‌کننده‌ای در سرعت و جهت بازگشت شرکت به ساختار هدف دارد.

به‌طور کلی، راهبرد تأمین مالی می‌تواند بیانگر سیاست کلی شرکت در مواجهه با منابع سرمایه باشد. شرکت‌هایی که از منابع خارجی با هزینه بالا استفاده می‌کنند، معمولاً تعدیل کندتری دارند، زیرا هزینه‌های صدور اوراق یا استقراض موجب افزایش اصطکاک مالی و کاهش تمایل به بازگشت سریع به ساختار هدف می‌شود. در مقابل، شرکت‌هایی که ترکیبی متوازن از منابع داخلی و بدهی‌های کم‌ریسک دارند، انعطاف‌پذیری بیشتری در مدیریت ساختار سرمایه خود نشان می‌دهند و سرعت تعدیل بالاتری خواهند داشت. بررسی‌های بین‌المللی نشان می‌دهد تمرکز تأمین‌مالی (از جمله تمرکز تأمین‌کنندگان) می‌تواند کانال‌های نظارتی و اطلاعاتی ایجاد کند که در برخی شرایط منجر به افزایش سرعت تعدیل می‌شود؛ برای مثال، مطالعاتی که بر تمرکز تأمین‌کنندگان و اثر آن بر سرعت تعدیل تمرکز کرده‌اند، رابطه مثبت میان تمرکز تأمین‌کنندگان و سرعت تعدیل را گزارش کرده‌اند و نشان داده‌اند این اثر در شرکت‌های دارای اهرم بیش از حد و در شرکت‌هایی که قدرت چانه‌زنی بالاتری نسبت به تأمین‌کنندگان دارند، قوی‌تر است (لیو، وو، روان و کِسر[1]، ۲۰۲۴).

شواهد تجربی نیز این رابطه را تأیید کرده‌اند. فلانری و رانگان[2] (۲۰۰۶) در مدل پویا نشان دادند که تصمیمات تأمین مالی و انتخاب ترکیب منابع سرمایه، از عوامل اساسی در تعیین سرعت تعدیل ساختار سرمایه هستند. همچنین پژوهش تیان، ژانگ و رن (۲۰۲۰) بیانگر آن است که مالی‌سازی شرکت‌ها و افزایش تمرکز بر فعالیت‌های سرمایه‌گذاری مالی، موجب کندی در تعدیل ساختار سرمایه می‌شود؛ زیرا این رویکرد تمایل شرکت را به بازگشت به ساختار هدف کاهش می‌دهد.

---

1. Liu, Wu, Ruan & Kassar
2. Flannery &Rangan

از منظر بازارهای نوظهور، محدودیت در دسترسی به منابع مالی، به‌ویژه در شرکت‌هایی با مشکلات نقدینگی، می‌تواند مانعی مهم در مسیر تعدیل ساختار سرمایه باشد. نتایج پژوهش نگوین، هاین و لون (۲۰۲۵) در ویتنام نشان داد که محدودیت‌های مالی تأثیر منفی معناداری بر سرعت تعدیل دارد. یافته‌های مشابهی در مطالعات داخلی نیز مشاهده شده است؛ به‌گونه‌ای که رامشه و همکاران (۱۳۹۵) گزارش کردند شرکت‌هایی که با کسری وجوه نقد مواجه هستند، در صورت اهرم بالاتر از هدف، تعدیل سریع‌تری را تجربه می‌کنند. به علاوه، شرکت‌هایی که راهبرد تأمین مالی کارآمدتری دارند، معمولاً از سرعت تعدیل بالاتری برخوردارند، زیرا می‌توانند با هزینه کمتر و دسترسی بیشتر به منابع، ساختار سرمایه خود را به‌روزرسانی کنند.

در نهایت، با توجه به مبانی نظری و شواهد تجربی، می‌توان نتیجه گرفت که راهبرد تأمین مالی یکی از عوامل کلیدی در تبیین تفاوت‌های مشاهده‌شده در سرعت تعدیل ساختار سرمایه میان شرکت‌هاست. انتخاب نوع منبع مالی، هزینه‌های مرتبط با آن، شرایط بازار و محدودیت‌های نهادی، همگی بر توانایی و تمایل شرکت برای بازگشت به سطح بهینه ساختار سرمایه اثرگذارند. بر این اساس، انتظار می‌رود راهبرد تأمین مالی شرکت‌ها بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه تأثیر معناداری داشته باشد.

فرضیه دوم: راهبرد تأمین مالی تأثیر معناداری بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه دارد.

روش‌شناسی پژوهش

جامعه آماری پژوهش شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق‌بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۹۴ الی ۱۴۰۲ می‌باشد. برای دستیابی به مجموعه‌ای از مشاهدات قابل مقایسه و همگن از سال – شرکت‌های مورد بررسی، جامعه آماری پژوهش شامل آن دسته از شرکت‌هایی است که در بازه زمانی مورد بررسی حائز شرایط جدول (۱) باشند:

جدول ۱. فرآیند حذف سیستماتیک

ردیف	شرط اعمال شده	مشاهدات
	کل مشاهدات	۱۰۰۲۰
۱	برای ایجاد قابلیت مقایسه و کنترل اثر چرخه‌های تجاری، پایان سال مالی شرکت‌ها منطبق با پایان اسفند ماه باشد	(۲۵۷۷)
۲	جهت کنترل اثر تفاوت در قوانین و استانداردهای حسابداری، عضو هلدینگ، لیزینگ، صنایع بانکی، بیمه‌ای و سرمایه‌گذاری‌های مالی نباشد.	(۲۶۳۱)
۳	برای اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش داده‌های شرکت‌ها در دسترس باشد.	(۳۰۶۲)
	تعداد نهایی مشاهدات	۱۷۵۰

با درنظر گرفتن شروط فوق، تعداد ۱۷۵۰ مشاهده باقی‌ماند و برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از مدل GMM[1] استفاده شد. برای حذف اثر داده‌های پرت نیز مشاهدات بالاتر (پایین‌تر) از صدک ۹۹ (صدک۱) حذف گردید. برای آزمون فرضیه اول و دوم، بر اساس پژوهش زو و بای (۲۰۲۲) و افلاطونی و همکاران (۱۴۰۲)، مدل رگرسیون (۱) و (۲) به ترتیب آزمون گردید:

مدل (۱)

$$BDR = \alpha_0 + (1-\lambda)BDR_{it} + \phi DIV_{it} + \eta DIV_{it} * BDR_{it} + (\lambda\psi)Z_{it} + \vartheta_{it+1}$$

مدل (۲)

$$BDR = \alpha_0 + (1-\lambda)BDR_{it} + \phi DEF_{it} + \eta DEF_{it} * BDR_{it} + (\lambda\psi)Z_{it} + \vartheta_{it+1}$$

در این مدل‌ها متغیر وابسته، سرعت تعدیل ساختار سرمایه هدف (BDR) است که برای اندازه‌گیری آن بر اساس مطالعه افلاطونی و همکاران (۱۴۰۲) و زو و بای (۲۰۲۲)، از مدل تعدیل جزئی یکپارچه پویا (رابطه ۱) استفاده گردید:

$$BDR_{it+1} - BDR_{it} = \lambda(BDR^*_{it+1} - BDR_{it}) + \zeta_{it+1} \quad \text{رابطه (۱)}$$

که در آن، λ معرف درصد انحراف ساختار سرمایه از ساختار هدف است که شرکت آن را در طول دوره مالی رفع می‌کند. لذا، λ به عنوان سرعت تعدیل[2] درنظر گرفته می‌شود. به دلیل وجود وقفه نخست متغیر وابسته که در مدل‌های پژوهشی از نوع پنل پویا در جمع متغیرهای توضیحی وجود دارد، از برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی به منظور برازش مدل استفاده می‌شود. برای تخمین λ از مدل زیر استفاده می‌شود:

مدل (۳)

$$\lambda_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2\, SIZE + \beta_3 DIS \times BDR + \beta_4 DIV + \beta_5 DIV \times DFS + \beta_6 DIV \times EFS$$

در این مدل DFS عبارت است از نسبت رشد بدهی به رشد کل دارایی‌ها، EFS نسبت رشد سهام انتشاریافته به رشد کل دارایی‌ها و سایر متغیرها نیز در ادامه توضیح داده‌خواهندشد.

---

1. Generalized Method of Moments
2. Adjustment speed

در رابطه (۱)، $BDR_{i,t+1}$ ساختار سرمایه هدف را نشان می‌دهد. اگر یک شرکت ترتیب خاصی برای تأمین‌مالی داشته باشد، ابتدا از منابع داخلی خود تأمین‌مالی می‌کند و سپس بدهی ایمن صادر می‌کند و آخرین راه‌حل، سهام است. به دلیل آنکه بر اساس تئوری سلسله مراتب، کسری منابع مالی یک شرکت تغییرات همزمان در نسبت بدهی آن را توضیح می‌دهد، این متغیر برای هر دوره از طریق تقسیم (تسهیلات مالی جاری + تسهیلات مالی بلندمدت) بر کل دارایی‌ها در دوره $t+1$، محاسبه می‌شود (فلانری و رانگان، ۲۰۰۶؛ زو و بای، ۲۰۲۲).

متغیر مستقل در مدل اول سیاست تقسیم سود (DIV) و در مدل دوم راهبرد تأمین مالی (DEF) است. سیاست تقسیم سود، یک متغیر دامی با مقدار ۱ در صورت توزیع شدن سود نقدی و صفر در صورت توزیع نشدن آن است. راهبرد تأمین‌مالی نیز با پیروی از مطالعه زو و بای (۲۰۲۲) و بر اساس تئوری سلسله مراتب به صورت (سود سهام پرداخت‌شده + سرمایه‌گذاری + تغییر در سرمایه درگردش – جریان‌نقدی عملیاتی) تقسیم بر کل دارایی، محاسبه می‌شود. نماد Z_{it} نیز بُردار متغیرهای تبیین کننده ساختار سرمایه هستند که شامل ۶ متغیر به شرح زیر است:

EBIT: سود قبل از بهره و مالیات (کل دارایی/ سود قبل از بهره و مالیات)؛

Q: نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری ((بدهی‌های دفتری+ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام) / (بدهی‌های دفتری+ارزش بازار حقوق صاحبان سهام))؛

DEP: هزینه استهلاک به عنوان نسبتی از کل دارایی‌ها؛

FA: نسبت دارایی ثابت (کل دارایی/ دارایی‌های ثابت)؛

RD: دارایی نامشهود به عنوان نسبتی از کل دارایی‌ها؛

SIZE: اندازه شرکت (لگاریتم کل دارایی‌ها).

برای آزمون فرضیه اول از مدل رگرسیون (۱) استفاده می‌شود. در این مدل، λ سرعت تعدیل ساختار سرمایه در صورت عدم توزیع سود نقدی و $1-\lambda$ سرعت تعدیل ساختار سرمایه در صورت توزیع سود نقدی بین سهامداران را نشان می‌دهد. بنابراین، مثبت (منفی) و معنادار بودن ضریب متغیر $DIV_{it} * BDR_{it}$ بیانگر تأثیر توزیع سودنقدی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه است.

فرضیه دوم از طریق مدل رگرسیون (۲) آزمون می‌شود. در این مدل ضریب رگرسیونی λ سرعت تعدیل از ساختار سرمایه واقعی به ساختار سرمایه هدف را می‌سنجد و توضیح می‌دهد

که چگونه شرکت راهبرد مالی خود را اعمال می‌کند (زو و بای، ۲۰۲۲). ضریب رگرسیونی η شاخص رفتار زمان‌بندی بازار در تعدیل ساختار سرمایه است. بر اساس تئوری سلسله مراتب، چون تأمین منابع مالی به ترتیب از منابع داخلی، سپس بدهی و در نهایت از طریق انتشار سهام تأمین می‌شود، تأمین‌مالی یک شرکت با تغییرات همزمان در متغیر وابسته یا (BDR) همراه است. در این مدل، آزمون فرضیه دوم از طریق بررسی معناداری ضرایب مرتبط با متغیر راهبرد تأمین مالی(DEF_{it}) و جمله تعاملی آن با متغیر وابسته انجام می‌شود. بنابراین، مثبت (منفی) و معنادار بودن ضریب جمله تعاملی نشان‌دهنده افزایش (کاهش) سرعت تعدیل در اثر تغییر راهبرد تأمین مالی است.

یافته‌های پژوهش

پس از جمع‌آوری داده‌های مربوط به محاسبه متغیرهای پژوهش و اندازه‌گیری متغیرها، بررسی و تجزیه و تحلیل داده‌ها صورت‌گرفت. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش، شامل شاخص‌های مرکزی و پراکندگی در جدول (۱) ارائه شده‌است.

جدول۲. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	lambda	BDR	DIV	DEF	EBIT	SIZE	Q	FA	RD	DEP
میانگین	۰/۰۴	۰/۵۱	۱	۰/۲۶	۰/۱۳	۶/۸۵	۰	۰/۲۳	۰	۰/۰۲
میانه	۰/۰۴	۰/۵	۱	۰/۲۵	۰/۱۲	۶/۸۲	۰	۰/۲۱	۰	۰/۰۲
انحراف‌معیار	۰/۰۱	۰/۱۲	۰	۰/۱۵	۰/۰۸	۰/۳۳	۰	۰/۱	۰	۰/۰۱
ماکزیمم	۰/۰۶	/۷	۱	۰/۵۴	۰/۲۹	۷/۵۲	۰	۰/۴۴	۰	۰/۰۴
مینیمم	۰/۰۲	۰/۳	۰	۰/۰۳	-۰/۰۲	۶/۳۲	۰	۰/۰۹	۰	۰
چولگی	۰/۱۲	۰/۰۲	۰	۰/۲۲	۰/۴۳	۰/۱۸	۰/۸۶	۰/۴۳	۱/۶۸/	۰/۳۷
کشیدگی	۱/۹۳	۱/۹۱	۰	۱/۷۹	۲/۰۶	۱/۹۴	۲/۹	۲/۰۶	۴/۷۹	۱/۹۲

باتوجه به اینکه خروجی آمار توصیفی بیانگر نزدیک بودن شاخص میانگین و میانه برای اغلب متغیرهاست و چولگی و کشیدگی آن‌ها در بازه (۲ و ۲-) قرار دارند، می‌توان به متقارن و نرمال بودن توزیع متغیرهای پژوهش پی‌برد.

مقدار میانگین λ نشان می‌دهد که شرکت‌ها به طور متوسط ۴٪ از ساختار سرمایه هدف خود فاصله دارند و به دلیل انحراف‌معیار پایین آن شرکت‌ها به‌نسبت نزدیک به ساختار سرمایه هدف

خود هستند و انحرافات زیادی وجود ندارد. میانگین ۰/۵۱ برای متغیر BDR با انحراف‌معیار پایین نشان می‌دهد شرکت‌ها تا حدی سریع به سمت ساختار سرمایه هدف خود حرکت می‌کنند. باتوجه به ۱ بودن میانگین متغیر DIV می‌توان نتیجه گرفت که اکثر شرکت‌ها در نمونه سود تقسیم می‌کنند و انحراف‌معیار پایین هم به این معنی است که اکثر شرکت‌های نمونه سیاست یکسانی در تقسیم سود دارند. میانگین ۰/۲۶ برای متغیر DEF با انحراف‌معیار کم نشان می‌دهد که شرکت‌ها تمایل دارند به یک استراتژی خاص تأمین‌مالی پایبند باشند. باتوجه به میانگین ۱۳٪ برای EBIT شرکت‌ها به طور متوسط سودآور هستند، اما چون کشیدگی آن منفی است، توزیع سودها کمی به سمت مقادیر پایین‌تر متمایل است. میزان انحراف‌معیار و چولگی متغیر SIZE نیز اندازه شرکت‌ها در نمونه را نسبتاً همگن نشان می‌دهد. میانگین بسیار پایین (نزدیک صفر که در جدول صفر نوشته شده) متغیر Q نشان می‌دهد که بازار به ارزش دفتری شرکت‌ها اعتماد ندارد یا انتظار رشد کمی از آن‌ها دارد. همچنین میانگین ۰/۲۳ متغیر FA نشان از استفاده بخش قابل توجهی از دارایی‌های ثابت نسبت به کل دارایی‌ها را دارد و مقدار بسیار پایین میانگین متغیر RD نشان می‌دهد دارایی‌های نامشهود در ساختار دارایی شرکت‌ها نقش بسیار کمی دارند. در نهایت میانگین ۲٪ برای متغیر DEP حاکی از پایین بودن میزان هزینه استهلاک در شرکت‌ها است.

ضریب همبستگی پیرسون نیز به منظور تعیین متغیرهایی که لازم است به عنوان ابزار تحلیل درنظر گرفته شوند با اندازه‌گیری میزان، نوع و جهت رابطه بین متغیرهای مورد بررسی با متغیر وابسته محاسبه و نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده‌است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود متغیر RD بدون آنکه با جمله خطا همبستگی داشته باشد، همبستگی بالایی با متغیر توضیحی DIV*BDR دارد و بنابراین در تحلیل رگرسیون مدل (۱) به عنوان ابزار تحلیل انتخاب می‌شود. دلیل همبستگی مثبت بین نسبت RD و متغیر توضیحی ممکن است علامت‌دهی مثبت توزیع سود نقدی به بازار توسط شرکت‌هایی باشد که دارایی نامشهود بالا دارند، مبنی بر اینکه جریان‌های نقدی پایدار است و نیاز فوری به تأمین‌مالی خارجی ندارند. این شرکت‌ها با توزیع سود نقدی نسبت دارایی‌های نامشهود خود را نیز تقویت می‌کنند. از آنجایی که این شرکت‌ها تمایل کمتری به استفاده از بدهی در تأمین‌مالی دارند، سعی می‌کنند با علامت‌دهی مثبت اعتماد سرمایه‌گذاران را جلب و درصورت ایجاد بدهی بیشتر، سریع‌تر اقدام به تعدیل آن کنند. در مدل

(۲) نیز متغیر DEF حائز چنین شرایطی است. دلیل آن حضور متغیر DEF در اندازه‌گیری مقدار متغیر توضیحی DEF*BDR است.

جدول ۳. نتایج آزمون ضریب همبستگی

	(1 − λ)BDR	Q	FA	EBIT	SIZE	RD
(1 − λ)BDR	۱					
Q	۰/۰۰	۱				
	۰/۹۸					
FA	−۰/۰۱	−۰/۰۱	۱			
	۰/۶۳	۰/۷۶				
EBIT	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۶	۱		
	۰/۲۲	۰/۳۳	۰/۰۶			
SIZE	−۰/۰۶	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۱۴	۱	
	۰/۰۴	۰/۴۹	۰/۲۵	۰/۰۰		
RD	۰/۹۴	۰/۰۰	−۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۱	۱
	۰/۰۰	۰/۹۷	۰/۶۲	۰/۲۳	۰/۶۳	
DEP	−۰/۰۷	−۰/۰۱	۰/۲۵	۰/۳۱	−۰/۰۲	−۰/۰۲
	۰/۰۲	۰/۸۵	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۶۰	۰/۵۸
DIV	۰/۰۲	۰/۰۱	−۰/۰۱	۰/۲۸	۰/۰۹	۰/۰۲
	۰/۵۵	۰/۷۰	۰/۸۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۵۹
DEF	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۵	−۰/۰۱	−۰/۰۶	۰/۰۰
	۰/۹۴	۰/۹۷	۰/۰۹	۰/۷۰	۰/۰۴	۰/۹۱
DIV*BDR	۰/۹۳	۰/۰۰	−۰/۰۲	۰/۰۶	۰/۰۲	۰/۹۹
	۰/۰۰	۰/۹۴	۰/۶۰	۰/۰۶	۰/۵۶	۰/۰۰
DEF*BDR	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۵	−۰/۰۱	−۰/۰۶	۰/۰۰
	۰/۹۵	۰/۹۷	۰/۰۹	۰/۷۲	۰/۰۵۲	۰/۸۹
residuals	−۰/۱۸	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
	۰/۰۰	۱	۱	۱	۱	۱

ادامه جدول ۳. نتایج آزمون ضریب همبستگی

	DEP	DIV	DEF	DIV*BDR	DEF*BDR	residu~s
DEP	۱					
DIV	−۰/۰۱	۱				
	۰/۶۶					
DEF	۰/۰۳	۰/۰۱	۱			
	۰/۳۲	۰/۶۷				
DIV*BDR	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۰۰	۱		

	DEP	DIV	DEF	DIV*BDR	DEF*BDR	residu~s
	۰/۶۰	۰/۰۹	۰/۹۲			
DEF*BDR	۰/۰۳	۰/۰۱	۱	۰/۰۱	۱	
	۰/۳۰	۰/۶۸	۰/۰۰	۰/۸۶		
residuals	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۱۰	۰/۰۰	۱
	۱	۰/۴۱	۰/۹۲	۰/۰۰	۰/۹۴	

پس از تعیین ابزارها، برای بررسی فرضیه اول مدل رگرسیون (۱) آزمون گردید و نتایج زیر حاصل شد:

جدول ٤. نتیجه آزمون فرضیه اول

تعداد مشاهدات = ۱۰۳۴			F(8, 1025) = 423/52			
(متمرکز) = SS ۲۵۶۸۳/۹۵۸۸۵			جمع کل Prob > F = 0/0000			
(غیر متمرکز) = SS ۲۶۳۳۶/۴۷۸۲۸ جمع کل			R^2 متمرکز = ۰/ ۹۸۷۷			
باقی‌مانده = SS ۳۱۶/۷۷۸۲۲۷۸ جمع			R^2 غیر متمرکز = ۰/۹۸۸۰			
			جذر میانگین مربعات خطا = ۰/۵۵۳۵			
BDR	ضرایب	خطای استاندارد	z	P>z	[فاصله اعتماد 95%	
DIV * BDR	1/42۲	۰/1364	10/42	0/000	1/154	1/68۹
DIV	-1/096	۰/11	-9/62	0/000	-1/32	-۰/87
DEP	-1/14	۰/53	-2/13	0/033	-2/19	-۰/092
(1 − λ)BDR	-/00009	/00003	-3/12	0/002	-/00015	-/00003
EBIT	-۰/173	۰/088	-1/97	0/049	-۰/34	-۰/0005
Q	4/6e-08	1/5e-08	3/0	/002	1/6e-08	7/5e-08
FA	/052	۰/03	1/74	0/081	-۰/006	۰/11
SIZE	-/۱۱	۰/05	-2/16	0/030	-۰/2	-۰/01
عرض از مبدأ	۱/۴۶	۰/۳۳	4/45	۰/۰۰۰	۰/81	2/1
آزمون شناسایی ضعیف (آمار والد کلاهیبرگن-پاپ): ۶۳۳ / ۴۳۹۶						
70/339 :(rk آمار والد کلاهیبرگن-پاپ)						
IV 16/38 آستانه‌های شناسایی ضعیف استاک-یوگو: ۱۰٪ حداکثر اندازه						
آمار هانسن (آزمون اضافه‌سازی همه ابزارها): ۰۰۰/۰						
(معادله به‌طور دقیق شناسایی شده‌است)						

باتوجه به معناداری کل مدل و آماره F که معادل **۴۲۳/۵۲** است، می‌توان بیان نمود که به طور کلی مدل می‌تواند تغییرات در متغیر وابسته (سرعت تعدیل ساختار سرمایه) را به خوبی توضیح دهد. مقدار ضریب تعیین (۰/۹۸) نیز مؤید برازش بسیار خوب مدل است. آماره آزمون شناسایی ضعیف (والد کلاهیبرگن-پاپ) با مقدار **۴۳۹۶** که بالاتر از حد آستانه (۱۶/۳۸) است

نشان دهنده قدرت مناسب ابزارهای بکارگرفته در مدل است. معناداری آماره هانسن نیز اشاره به آن دارد که این مدل به طور دقیقی شناسایی شده که حاکی از عدم وجود تعارض بین ابزارها و اعتبار آن‌هاست. در این مدل، معناداری ضریب متغیر $DIV_{it} * BDR_{it}$ که مقدار آن ۱/۴۲ می‌باشد، حاکی از تأیید فرضیه اول مورد بررسی مبنی بر تأثیر معنادار سیاست تقسیم سود بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه است و این اثرگذاری به طور مستقیم است. به عبارت دیگر، شرکت‌هایی که سیاست تقسیم سود مشخص‌تری (توزیع نقدی) دارند، سرعت تعدیل ساختار سرمایه آن‌ها بیشتر است. همچنین متغیرهای DIV، DEP، $(1-\lambda)BDR_{it}$، EBIT، Q و SIZE نیز همگی بجز Q که دارای ضریب مثبت است، تأثیر منفی و معنادار بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه نشان می‌دهند.

بررسی فرضیه دوم نیز با آزمون مدل رگرسیونی (۲) صورت گرفت و نتایج زیر بدست آمد:

جدول ۵. نتیجه آزمون فرضیه دوم

تعداد مشاهدات = ۱۰۳۴			F(۹, 1024) = ۳۸۱/۵۹			
(متمرکز) = SS ۲۵۶۸۳/۹۵۸۸۵			جمع کل Prob > F = 0/0000			
(غیر متمرکز) = SS ۲۶۳۳۶/۴۷۸۲۸ جمع کل			R^2 متمرکز = ۰/ ۹۶۶۷			
باقی‌مانده = SS ۸۵۴/۸۹۹۰۴۷۷ جمع			R^2 غیر متمرکز = ۰/۹۶۷۵			
			جذر میانگین مربعات خطا = ۰/۹۰۹۳			
BDR	ضرایب	خطای استاندارد	z	P>z	[فاصله اعتماد 95%	
DEF * BDR	-۰/0002	۰/00009	-2/18	0/029	-/0003	-/00002
DEF	3/68	۰/62	5/87	0/000	2/45	4/9
DEP	2/64	۰/86	3/05	0/002	۰/94	4/34
(1 − λ)BDR	-۰/00008	۰/۰۰۰۰۴	-1/69	0/091	-/00017	/00001
EBIT	-۰/18	۰/12	-1/48	0/140	-۰/43	۰/06
Q	-1/90e-08	1/25e-08	-1/52	0/129	-4/36e-08	5/54e-09
FA	-۰/11	۰/05	-2/23	0/026	-/214	-/013
SIZE	-۰/06	۰/103	-0/59	0/559	-۰/26	۰/14
عرض از مبدأ	1/08	۰/62	1/73	0/084	-۰/15	2/31
آزمون شناسایی ضعیف (آمار والد کلاهیبرگن-پاپ): 4/8e+06 (rk آمار والد کلاهیبرگن-پاپ): 2/5e+08 IV 16/38 آستانه‌های شناسایی ضعیف استاک-یوگو: ۱۰٪ حداکثر اندازه						
آمار هانسن (آزمون اضافه‌سازی همه ابزارها): ۰/۰۰۰ (معادله به‌طور دقیق شناسایی شده‌است)						

باتوجه به معناداری مدل و آماره F که معادل ۳۸۱/۵۹ است، می‌توان بیان نمود که به طور کلی مدل می‌تواند تغییرات در متغیر وابسته را به خوبی توضیح دهد. بالا بودن ضریب تعیین مدل نیز حاکی از برازش خوب مدل است. آماره آزمون شناسایی ضعیف با مقدار بالاتر از حد آستانه نشان دهنده قدرت مناسب ابزارهای بکارگرفته در مدل است و معناداری آماره هانسن شناسایی دقیق مدل و عدم وجود تعارض بین ابزارها و اعتبار آن‌ها را نشان می‌دهد. باتوجه به معنادار بودن ضریب متغیر $DEF_{it} * BDR_{it}$ با مقدار ۰/۰۰۰۲- می‌توان ادعا نمود که استفاده از راهبردهای تأمین‌مالی خاص می‌تواند بر سرعت تنظیم و تعدیل ساختار سرمایه اثرگذار باشد و جهت آن نیز معکوس است. بنابراین، فرضیه دوم پژوهش نیز تأیید می‌شود.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف اصلی شرکت‌ها به حداکثر رساندن ثروت سهامداران است. توجه به ساختار سرمایه از عوامل مؤثر در این امر محسوب می‌شود که مستلزم کسب بازده متناسب با ریسک‌های موجود و به‌کارگیری بهینه منابع مالی است (شعری آناقیز و همکاران، ۱۳۹۴). سیاست تقسیم سود یک عامل کلیدی و اثرگذار بر تصمیمات تأمین‌مالی شرکت و تعدیل ساختار سرمایه است. نسبت تأمین‌مالی داخلی شرکت همزمان با پرداخت سود سهام شرکت تعیین می‌شود و میزان تأمین‌مالی از طریق بدهی و سهام از قبل با محاسبه نیازهای تأمین‌مالی و وزن‌دهی به میانگین هزینه‌سرمایه قابل ارزیابی است. روند توزیع سود نیز فرآیندی در جهت بهینه‌سازی ساختار سرمایه است. لذا این سوال مطرح گردید که آیا توزیع سود نقدی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه تأثیر می‌گذارد؟ آیا رفتار تأمین‌مالی که تحت تأثیر سیاست تقسیم سود است، می‌تواند تأثیری بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه داشته باشد؟ پژوهش حاضر با هدف بررسی تأثیر سیاست تقسیم سود و راهبرد تأمین‌مالی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه انجام گرفت. نتایج نشان داد که سیاست تقسیم سود تأثیر مثبت و راهبرد تأمین‌مالی تأثیر منفی و معنادار بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه دارد.

نتایج آزمون فرضیه اول نشان داد که پرداخت سود سهام اثر معناداری بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه دارد. به‌گونه‌ای که شرکت‌هایی که سود نقدی بیشتری می‌پردازند، سریع‌تر به ساختار سرمایه هدف خود نزدیک می‌شوند، در حالی‌که در شرکت‌های با پرداخت سود کمتر،

تعدیل کندتر انجام می‌گیرد. این یافته بیانگر آن است که سیاست تقسیم سود می‌تواند به‌عنوان سازوکاری برای کاهش تضاد منافع میان مدیران و سهامداران عمل کند. با محدود شدن منابع داخلی، مدیران در تصمیم‌گیری محتاط‌تر شده و وابستگی شرکت به بازار سرمایه افزایش می‌یابد؛ امری که به‌طور غیرمستقیم سرعت تعدیل را بالا می‌برد.

از دیدگاه تئوری نمایندگی، پرداخت سود نقدی نقش کنترلی دارد و موجب می‌شود منابع در اختیار مدیران کاهش یافته و انگیزه‌ی آن‌ها برای سرمایه‌گذاری‌های نامناسب محدود شود. همچنین طبق تئوری علامت‌دهی، سود نقدی می‌تواند نشانه‌ای از ثبات مالی و چشم‌انداز مثبت شرکت برای سرمایه‌گذاران باشد و از این طریق، دسترسی شرکت به منابع مالی را بهبود بخشد. با این حال، نتیجه‌ی به‌دست‌آمده از نظر نظری تا حدی در تضاد با پیش‌بینی تئوری سلسله‌مراتبی تأمین مالی است؛ چراکه براساس این تئوری انتظار می‌رود پرداخت سود بیشتر (و کاهش منابع داخلی) سرعت تعدیل را کاهش دهد. این مغایرت را می‌توان ناشی از تفاوت‌های نهادی و ساختار مالکیت در ایران دانست. در محیط‌هایی با ضعف حاکمیت شرکتی و تمرکز مالکیت بالا، تقسیم سود می‌تواند نقش نظارتی و علامت‌دهی قوی‌تری ایفا کند و در نتیجه، به جای کند کردن فرآیند تعدیل، آن را تسریع نماید. این یافته با پژوهش زو و بای (۲۰۲۲) هم‌راستا و با نتایج لیو و همکاران (۲۰۲۴) متفاوت است. همچنین، مرور نظام‌مند محمود و همکاران (۲۰۲۵) تأیید می‌کند که اثر سیاست تقسیم سود بر سرعت تعدیل به کیفیت حاکمیت شرکتی و شرایط نهادی وابسته است.

بر اساس نتیجه حاصل از آزمون فرضیه اول، مدیران با تنظیم سیاست‌های تقسیم سود می‌توانند رفتار ساختار سرمایه را هدایت و سرعت بازگشت به ساختار هدف را تحت‌تأثیر قرار دهند. سرمایه‌گذاران نیز می‌توانند شرکت‌هایی با سیاست تقسیم سود شفاف را شناسایی کنند و سیاست‌گذاران بازار سرمایه می‌توانند سیاست‌هایی برای افزایش شفافیت و پایداری رفتار مالی شرکت‌ها تدوین نمایند. به سازمان بورس اوراق بهادار نیز توصیه می‌شود با الزام شرکت‌ها به افشای سیاست‌های تقسیم سود و ایجاد سازوکارهای تشویقی برای تداوم تقسیم سود، زمینه اعتمادسازی و کارآیی بیشتر بازار سرمایه را فراهم کند.

نتیجه حاصل از آزمون فرضیه دوم مبنی بر تأثیر منفی و معنادار راهبرد تأمین‌مالی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه نشان داد که وقتی شرکت‌ها بیش از حد تأمین‌مالی خارج از منابع داخلی دارند، قادر به بهینه‌سازی و تعدیل ساختار سرمایه خود نمی‌شوند. این وضعیت به چند دلیل

ممکن است رخ دهد. تأمین‌مالی سنگین می‌تواند باعث افزایش هزینه‌های عملیاتی و وام‌ها شود. این فشار می‌تواند منجر به عدم توانایی شرکت‌ها در تشکیل سرمایه لازم برای بهبود ساختار سرمایه شود. بعلاوه وقتی شرکت‌ها با بدهی‌های زیاد مواجه هستند، تمایل کمتری به تحمل ریسک‌های جدید و سرمایه‌گذاری دارند که این می‌تواند به کاهش سرعت تعدیل ساختار سرمایه منجر شود و هزینه فرصت منابع تأمین شده ممکن است شرکت را از سایر فرصت‌های سرمایه‌گذاری مؤثرتر دور کند که به شکل‌گیری ساختار سرمایه بهینه ضربه می‌زند. این نتایج نشان داد که استفاده از تأمین‌مالی خارجی می‌تواند موجب کندی در تعدیل ساختار سرمایه شود که با یافته‌های زو و بای (۲۰۲۲) همسو است. همچنین، نتایج پژوهش‌های جدیدتر نظیر نگوین و همکاران (۲۰۲۵) درباره محدودیت‌های مالی در بازارهای نوظهور و راوال و همکاران (۲۰۲۵) درباره ریسک‌های بنیادی، تأکید دارند که اتکای بیش‌ازحد به منابع خارجی، سرعت بازگشت به ساختار هدف را کند می‌کند.

این یافته را می‌توان با کمک برخی تئوری‌های حسابداری توضیح داد. بر اساس تئوری سلسله‌مراتب، شرکت‌ها ترجیح می‌دهند ابتدا از منابع داخلی و سپس در صورت نیاز از بدهی و در نهایت از صدور سهام استفاده کنند و اتکا بیش‌ازحد به منابع خارجی می‌تواند کندی در تعدیل ساختار سرمایه ایجاد کند. تئوری نمایندگی نشان می‌دهد مدیران ممکن است تصمیمات مالی را به نفع خود اتخاذ کنند و استفاده بیش‌ازحد از بدهی می‌تواند هزینه‌های اضافی و کاهش سرعت تعدیل را به همراه داشته باشد. تئوری بازار کارا بیان می‌کند واکنش منفی بازار نسبت به شرکت‌هایی که در ساختار سرمایه خود از بدهی و سهام بیشتری استفاده می‌کنند، می‌تواند اعتبار را کاهش و هزینه تأمین مالی را افزایش دهد. همچنین تئوری مودیلیانی و میلر وابستگی شدید به منابع خارجی را موجب نوسانات ساختاری و کاهش ارزش شرکت می‌داند.

بر اساس نتایج آزمون فرضیه دوم، توصیه می‌شود مدیران حداکثر از منابع داخلی استفاده کنند، با سرمایه‌گذاران شفاف ارتباط برقرار کنند و راهبرد مشخصی برای مدیریت بدهی‌ها طراحی نمایند. این شامل تعادل بین بدهی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت، ارزیابی دوره‌ای شرایط بازار و آموزش و توانمندسازی مدیران در زمینه مدیریت مالی است. برگزاری کارگاه‌ها و سمینارها نیز می‌تواند در اتخاذ تصمیمات بهینه مؤثر باشد.

از منظر سیاست‌گذاری، یافته‌ها نشان می‌دهد که اتکای بیش‌ازحد به بدهی می‌تواند ثبات مالی شرکت‌ها را تهدید کند؛ بنابراین سازمان بورس باید با نظارت دقیق‌تر بر ساختار بدهی شرکت‌ها و توسعه ابزارهای تأمین مالی بلندمدت، زمینه بهبود روند تعدیل ساختار سرمایه و کاهش ریسک‌های بازار را فراهم آورد.

از منظر علمی، نتایج پژوهش با تقویت مبانی نظری مدیریت مالی، شواهد تازه‌ای درباره نقش هم‌زمان سیاست تقسیم سود و تأمین مالی در تعدیل ساختار سرمایه ارائه می‌کند و نشان می‌دهد فرآیند تعدیل ساختار سرمایه به عوامل درون‌شرکتی و شرایط نهادی و کلان اقتصادی وابسته است. از دیدگاه کاربردی، یافته‌ها برای مدیران و سرمایه‌گذاران نیز مفید بوده و می‌تواند در افزایش شفافیت سیاست تقسیم سود و بهبود کیفیت افشا مورد استفاده قرار گیرد.

در آینده، پژوهشگران می‌توانند با بررسی ریسک‌های نوظهور مانند ریسک‌های اقلیمی و تمرکز زنجیره تأمین و همچنین اثرات بلندمدت سیاست‌های تقسیم سود و انواع راهبردهای تأمین مالی، از جمله استفاده از بدهی بلندمدت در مقابل کوتاه‌مدت، ابعاد تازه‌ای از سرعت تعدیل ساختار سرمایه در بازارهای نوظهور را آشکار سازند.

مشارکت نویسندگان

تمام نویسندگان در مفهوم‌سازی مقاله و نگارش نسخه اولیه و نسخه‌های بعدی مشارکت یکسان داشته‌اند.

بیانیه دسترسی به داده‌ها

داده‌ها بنا به درخواست از نویسندگان قابل دسترس هستند.

قدردانی

نویسندگان از تمامی مشارکت‌کنندگان در این پژوهش سپاس‌گزاری می‌کنند.

ملاحظات اخلاقی

نویسندگان از جعل داده‌ها، تحریف، سرقت علمی و هرگونه سوءرفتار پژوهشی پرهیز کرده‌اند.

تأمین مالی

این پژوهش هیچ‌گونه کمک‌هزینه‌ای از نهادهای دولتی، تجاری یا غیرانتفاعی دریافت نکرده است.

تعارض منافع

نویسندگان هیچ‌گونه تعارض منافع اعلام نمی‌کنند.

References

Aflatooni, A., Khatiri, M. and Eivani, F. (2024). The Effect of COVID-19 Pandemic on Capital Structure Speed of Adjustment. *Financial Management Perspective*, 13(44). (in persian) https://doi.org/۱۰.۴۸۳۰۸/jfmp.۲۰۲۴.۱۰۴۵۰۸

Aflatooni, A. & Nikbakht, Z. (2018). Investigating the effect of disclosure quality and accruals quality on capital structure adjustment speed. *Financial Accounting Knowledge*, 4(4). (in persian)
https://jfak.journals.ikiu.ac.ir/article_1311.html

Ardakani, S., Izadi, M. and Izadi, F. (2018). The Examination of Relationship between Stock Systematic Risk and Skewness of Returns Studying the Effect of Capital Structure on the Return on Assets and Economic Value Added by Attention to Intensity of Product Market Competition in the Industry (Case Study of Companies Listed in Tehran Stock Exchange). *Journal of Asset Management and Financing*, 6(1). (in persian)
https://amf.ui.ac.ir/article_21387.html

Bikdello, S. & Khatiri, M. (2018*), investigating the impact of the deviation from the optimal capital structure on the speed of adjustment of the capital structure*, the first accounting, management and economic conference with the approach of the dynamics of the national economy. (in persian)

Esmaeilpour, P., Asgarnezhad Nouri, B., Zarei, G. & Beigi Firoozi, A. (2023). A Comparative Study of Factors Affecting the Speed of Adjustment of Capital Structure among the Industries of the Tehran Stock Exchange. *Journal of Asset Management and Financing*, 11(1). (in persian)
https://amf.ui.ac.ir/article_۲۷۵۹۹.html

Fama E. F. & French, K. R. (2002), Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt. *Review of Financial Studies*, 15(1). https://www.jstor.org/stable/2696797

Flannery M. J. &Rangan, K. P. (2006), Partial adjustment toward target capital structures. *Journal of Financial Economics*, 99(3).
https://10.1016/j.jfineco.2005.03.004

Haghighi Talab, B., Abbaszadeh, M. R., & Salehi, M. (2018). The effect of firm financial position and industry characteristics on capital structure

adjustment. *Journal of Asset Management and Financing*, *6*(4), 19-42. (in persian) https://amf.ui.ac.ir/article_21356.html

Liu, Y. G. & Zhang, C. (2012), Free cash flow and position-related consumption: empirical study based on the ownership and corporate governance. *Management Review*, 24(10). https://10.1088/1742-6596/1423/1/012039

Liu, Y., Wu, K., Ruan, S., & Kassar, M. (2024). Supplier concentration and the speed of capital structure adjustment. *Pacific-Basin Finance Journal*, 85, 102328. https://10.1016/j.pacfin.2024.102328

Mahmood, N., Shabbir, M. F., & Mahmood, H. (2025). MAPPING THE SPEED OF CAPITAL STRUCTURE ADJUSTMENT: A SYSTEMATIC AND STRUCTURAL SYNTHESIS OF FOUR DECADES OF EVIDENCE. *Contemporary Journal of Social Science Review*, 3(3), 1708-1733. https://10.63878/cjssr.v3i3.1163

Modigliani, F. & Miller, M. (1958), The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment. *The American Economic Review*, 48(3). https://www.jstor.org/stable/1809766

Nguyen, L., Huynh, L., & Luu, T. (2025). Financial constraints and the speed of adjustment of trade credit extension: the case in an emerging country. Cogent *Economics & Finance*, 13(1), 2524573.
https://doi.org/10.1080/23322039.2025.2524573

Ramesheh, M. and Soleymani amiri, G. (2016). Speed of Adjustment to Target Capital Structure based on Interaction between Trade-off and Pecking order Theories in TSE. *Empirical Research in Accounting*, *6*(2). (in persian) https://doi.org/10.22051/jera.2016.2290

Rawal, D., Mahakud, J., & Achary, L. M. R. (2025). Fundamental Risk and Capital Structure Adjustment Speed: International Evidence. *Journal of Risk and Financial Management*, *18*(8), 468. https://10.3390/jrfm18080468

Sheri Anaghiz, S.; Rahmani, A.; Bolo, GH. & Mohseni Maleki, B. (2015). Financial flexibility and the financial leverage adjustment speed of companies listed in Tehran Stock Exchange (TSE). *Financial Accounting Knowledge*, *2*(2). (in persian) https://journals.ikiu.ac.ir/article_1243.html

Su, X., & Zheng, Y. (2025). Capital structure adjustment speed and legal environments: Evidence from SMEs. *Finance Research Letters*, 73, 106612. https:// 10.1016/j.frl.2024.106612

Tian, X. M. Zhang, Z. Q. & Ren, G. Y. (2020), +e influence of firms' transition from substantial to virtual on the speed of capital structure adjustment—research on firms' financialization. *Collected Essays on Finance and Economics*, 36(4), 63-72.
http://cjlc.zufe.edu.cn/EN/abstract/abstract1655.shtml

Zou, Y., & Bai, Q. (2022). The Impact of Dividend Policies and Financing Strategies on the Speed of Firms' Capital Structure Adjustment. *Discrete Dynamics in Nature and Society*, *2022*(1), 3209502. https://10.1016/j.qref.2007.09.002

Journal of Securities Exchange

Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Quarterly Journal of Securities Exchange, Fall 2026, V. 19, No.75, pp. 67-96

The effect of Earnings Quality and Audit Quality on avoid of Initial Public Offerings (IPOs) Underpricing[1]

Mohammad Namazi[2], Pedram Azizi[3], Fatemeh Moghimi[4]

Received: 14 February 2024 Revised: 18 November 2025
Accepted: 27 December 2025 Published Online: 08 April 2026

Research Paper

Highlights

- Earnings quality significantly mitigates IPO underpricing by reducing information asymmetry between firms and investors.
- Earnings persistence and accruals quality exhibit a significant negative relationship with IPO underpricing.
- Audit quality, particularly audit firm size and audit opinion type, serves as an effective informational mechanism in the IPO process.
- High-quality auditors enhance the credibility of financial information and reduce conservative market behavior in IPO pricing.
- Simultaneous improvements in earnings quality and audit quality significantly reduce pricing inefficiencies in the Iranian IPO market.

Abstract

The aim of this study is to investigate the effect of Earnings quality and audit quality on avoid of Initial Public Offerings (IPOs) Underpricing of stocks. The study period is from 2001 to 2020 and the statistical sample consists of 253 companies listed on the Tehran Stock Exchange (TSE) and Fara Bourse. For this purpose, first, according to the first study model, the relationship between earnings quality and IPOs Underpricing was examined and earnings quality was measured through two components: earnings sustainability and accruals quality. Then, in the second model, the relationship between audit quality and IPOs Underpricing was adjusted. The audit quality in the present study includes the size of the audit firm, the tenure and the type of auditor's opinions. The results showed that on average, 28% of the initial public offering underpricing of stocks occurs in the Iranian capital market. In addition, the earnings sustainability and the accruals quality are negatively and significantly related to IPOs Underpricing. Also, the size of the auditing firm and the type of auditor's opinions have a negative and significant relationship with IPOs Underpricing of shares, but the tenure of the auditor Intermediate insignificance has nothing to do with IPOs Underpricing of shares. The findings show that there is a negative and significant relationship between earnings quality and audit quality with the initial public offering underpricing of stocks. In other words, the earnings quality and the high quality of auditing prevent IPOs Underpricing Therefore, the earnings sustainability increases the quality of earnings compared to fluctuating earnings and being closer to cash and reducing the use of accruals in it, and is more of an interest to investors. Therefore, investors are willing to pay more money to invest in the company, and the phenomenon of the initial public offering underpricing of stocks occurs less frequently. In general, it was found that quality auditors have an informative role in initial public offerings and provide more accurate information to users of financial statements, resulting in a reduction in future uncertainty for unsuspecting investors and this is followed by the initial public offering underpricing .

Keywords: IPOs Underpricing, Audit Quality, Earnings Quality.
JEL Classification: F65 ،D53

---

1. doi: 10.22034/jse.2022.11817.1869
2. Professor, Accounting Department, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran, (MNamazi@rose.shirazu.ac.ir).
3. Ph.D. in Accounting, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran. Corresponding Author, (pedram.azizi@shirazu.ac.ir).
4. Ph.D. in Accounting, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran. (f.moghimi@shirazu.ac.ir).

Copyright © 2026 The Authors. Published by Securities and Exchange Organization. This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Cite This Article: Namazi, Mohammad; Azizi, Pedram; Moghimi, Fatemeh; (2026). The effect of Earnings Quality and Audit Quality on avoid of Initial Public Offerings (IPOs) Underpricing. ***Quarterly Journal of Securities Exchange***, 19 (75), 67-96.
https://doi.org/10.22034/jse.2022.11817.1869 Homepage: https://journal.seo.ir

Introduction

With the expanding role of capital markets in financing economic enterprises and the growing share of initial public offerings (IPOs) in resource mobilization, the pricing of these offerings has become a fundamental and challenging issue for investors, firms, and regulatory bodies. In many capital markets—particularly in emerging markets—IPOs are often associated with the phenomenon of underpricing, which generates short-term abnormal returns while imposing costs on original shareholders and reducing the efficiency of resource allocation. One of the primary sources of this phenomenon is information asymmetry between managers of issuing firms and investors, leading newly issued shares to be priced below their intrinsic value. Under such conditions, the quality of disclosed financial information and supervisory mechanisms play a crucial role in reducing investor uncertainty. Earnings quality, as a reflection of performance sustainability and the reliability of accounting information, and audit quality, as an independent assurance mechanism, can enhance IPO pricing by reducing information asymmetry and increasing transparency. Accordingly, a simultaneous examination of the roles of earnings quality and audit quality in mitigating IPO underpricing can provide valuable insights into capital market efficiency and improvements in corporate financing processes.

Methodology

This study is applied in purpose and descriptive–correlational in nature, utilizing actual data from the Iranian capital market. The study period spans from 2001 to 2020, and the statistical population includes all firms that conducted IPOs on the Tehran Stock Exchange and Iran Fara Bourse during this period. After applying screening criteria to obtain a homogeneous sample, the final sample consists of 253 newly listed firms. A purposive, multi-stage sampling approach was employed, excluding firms in financial industries such as banks, insurance companies, leasing firms, and holdings due to differences in financial structures and disclosure requirements. Data were collected from published financial statements, the CODAL system, capital market databases, and financial software, and were processed and analyzed using Excel. Hypotheses were tested using cross-sectional regression analysis. IPO underpricing, the dependent variable, was measured using abnormal stock returns adjusted for market returns during the first trading month after listing. This measure is considered more appropriate than first-day returns in Iran due to price fluctuation limits and trading halts. The first model examines the effect of earnings quality—captured through earnings persistence and accruals quality—while controlling for profitability, offer size, return on assets, financial leverage, firm size, and firm age. The second model assesses

audit quality using observable indicators such as audit firm size, auditor tenure, and audit opinion type, alongside the same control variables.

Findings

The findings are presented at both descriptive and inferential levels. Descriptive statistics indicate that, on average, approximately 28% of IPOs in the Iranian capital market experience underpricing, reflecting a significant positive difference between the returns of newly listed firms and the market index during the first trading month. Analysis of earnings quality measures suggests generally acceptable accruals quality, although extreme values indicate significant earnings management in some firms. Inferential results show that earnings quality has a significant mitigating effect on IPO underpricing: both earnings persistence and accruals quality are negatively and significantly related to underpricing. Furthermore, audit quality partially reduces underpricing, as audit firm size and audit opinion type exhibit significant negative relationships with underpricing, while auditor tenure is not significant. Overall, the results underscore the importance of earnings quality and certain dimensions of audit quality in reducing pricing inefficiencies in the Iranian IPO market.

Discussion and Conclusions

The quality of financial information and supervisory mechanisms plays a critical role in enhancing the efficiency of IPO pricing in the Iranian capital market. The findings demonstrate that higher earnings quality and audit quality are associated with lower IPO underpricing, as improved earnings persistence and accruals quality enhance transparency and reduce information asymmetry. Consequently, investors perceive lower risk and are willing to pay higher prices for newly listed firms, reducing the extent of underpricing. Moreover, audit quality, particularly through audit firm size and audit opinion type, serves a signaling and informational role in IPOs by increasing the credibility of financial reports and reducing investor uncertainty. Overall, the study highlights that improving earnings quality and audit quality can serve as effective strategies for reducing the mandatory costs of underpricing and enhancing corporate financing processes in IPOs, offering important implications for managers, regulators, and capital market policymakers.

Ethical Considerations

Author Contributions

All authors contributed equally to the conceptualization of the article and writing of the original and subsequent drafts.

Data Availability Statement

Data available on request from the authors.

Acknowledgements

The authors sincerely appreciate all individuals who contributed to this research by offering scientific insights, facilitating access to data, or reviewing earlier drafts of the manuscript.

Ethical Considerations

The authors avoided data fabrication, falsification, plagiarism and misconduct.

Funding

This research didn’t receive any specific grant from funding agencies in the public commercial, or not-for-profit secors.

Conflict of Interest

The authors declare no conflict of interest.



سازمان بورس و اوراق بهادار، مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی
فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال نوزدهم، شماره ۷۵، پاییز ۱۴۰۵، صص ۹۶-۶۷

تأثیر کیفیت سود و کیفیت حسابرسی در جلوگیری از قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام[۱]

محمد نمازی[۲]، پدرام عزیزی*[۳]، فاطمه مقیمی[۴]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۱/۲۶ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۸/۲۷
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۰/۰۶ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۱/۱۹

نکات برجسته

- کیفیت سود با کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، نقش معناداری در جلوگیری از قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام ایفا می‌کند.
- پایداری سود و کیفیت اقلام تعهدی رابطه‌ای منفی و معنادار با قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام دارند.
- کیفیت حسابرسی، به‌ویژه از طریق اندازه مؤسسه حسابرسی و نوع اظهارنظر حسابرس، به‌عنوان یک سازوکار آگاهی‌بخش در فرآیند عرضه اولیه عمل می‌کند.
- حضور حسابرسان باکیفیت موجب افزایش اعتبار اطلاعات مالی و کاهش رفتار محافظه‌کارانه بازار در قیمت‌گذاری عرضه‌های اولیه می‌شود.
- ارتقای هم‌زمان کیفیت سود و کیفیت حسابرسی می‌تواند ناکارایی قیمت‌گذاری در بازار عرضه‌های اولیه ایران را به‌طور معناداری کاهش دهد.

چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر کیفیت سود و کیفیت حسابرسی در جلوگیری از قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام است. دورهٔ پژوهش از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۸ و نمونهٔ آماری متشکل از ۲۵۳ شرکت پذیرفته‌شده در بورس و فرابورس اوراق بهادار تهران است. بدین منظور ابتدا طبق مدل اول پژوهش، رابطهٔ بین کیفیت سود و قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام بررسی و کیفیت سود از طریق دو مؤلفه پایداری سود و کیفیت اقلام تعهدی اندازه‌گیری شد. سپس در مدل دوم رابطهٔ بین کیفیت حسابرسی و قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام برازش گردید. کیفیت حسابرسی در پژوهش حاضر شامل اندازه مؤسسه حسابرس، دوره تصدی حسابرس و نوع اظهارنظر حسابرس می‌باشد. یافته‌های پژوهش حاکی از آن بود که به طور متوسط ۲۸ درصد عرضه‌های اولیه عمومی سهام در بازار سرمایه ایران کمتر از حد قیمت‌گذاری می‌شوند. افزون‌بر این، پایداری سود و کیفیت اقلام تعهدی با قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام ارتباط منفی و معناداری دارند. همچنین، اندازه موسسه حسابرسی و نوع اظهارنظر حسابرس ارتباط منفی و معنادار با قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام دارند اما دوره تصدی حسابرس به واسطه معنادار نشدن، ارتباطی با قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام، ندارد. نتایج پژوهش نشان داد که بین کیفیت سود و کیفیت حسابرسی با قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام ارتباط منفی و معناداری وجود دارد. به‌عبارتی کیفیت سود و کیفیت حسابرسی بالا، از قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام جلوگیری می‌کند. بنابراین، سود یکنواخت در مقایسه با سود دارای نوسان و نزدیک‌تر بودن سود به وجه نقد و کاهش استفاده از اقلام تعهدی در آن، کیفیت سود را افزایش می‌دهد و بیشتر مورد علاقه سرمایه‌گذاران می‌باشد. لذا سرمایه‌گذاران حاضرند با پرداخت مبلغ بیشتری، در شرکت سرمایه‌گذاری کنند و پدیده ارزان‌فروشی عرضه‌های اولیه عمومی سهام کمتر رخ می‌دهد. حسابرسان باکیفیت یک نقش آگاهی‌دهنده در عرضه‌های اولیه دارند و اطلاعات دقیق‌تری به استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی مخابره می‌کنند که نتیجه آن کاهش عدم اطمینان آتی برای سرمایه‌گذاران ناآگاه و پیرو آن کاهش قیمت‌گذاری کمتر از حد است.

واژه‌های کلیدی: قیمت‌گذاری کمتر از حد، عرضه‌های اولیه عمومی سهام، کیفیت حسابرسی، کیفیت سود.
طبقه‌بندی موضوعی: D53 ،F65

---

۱. doi: 10.22034/jse.2022.11817.1869
۲. استاد، گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. (MNamazi@rose.shirazu.ac.ir)
۳. دکتری حسابداری، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. نویسنده مسئول. (pedram.azizi@shirazu.ac.ir)
۴. دکتری حسابداری، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. (f.moghimi@shirazu.ac.ir)

حق انتشار این مستند متعلق به نویسندگان آن است. ۱۴۰۵ ©. ناشر این مقاله، سازمان بورس و اوراق بهادار است.
این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license
(https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

استناد: نمازی، محمد؛ عزیزی، پدرام؛ مقیمی، فاطمه؛ (۱۴۰۵). بررسی و مقایسه روش‌های تأمین مالی پروژه‌های کلان انرژی‌های نو و پاک. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱۹ (۷۵)، ۹۶-۶۷.
https://doi.org/10.22034/jse.2022.11817.1869 Homepage: https://journal.seo.ir

مقدمه

با توسعه و تنوع روزافزون بازار سرمایه و تثبیت نقش پررنگ آن در رشد و توسعه اقتصادی کشور از طریق تسهیل دسترسی شرکت‌ها به تأمین منابع مالی، بهره‌گیری از توانایی این بازار حائز اهمیت است. این بازارها محل گردآوری وجوه خرد و هدایت آن‌ها به سوی سرمایه‌گذاری مولد هستند (لیزیچسکا و چاپویسکی[1]، ۲۰۱۸). پذیرش در بورس منافعی همچون افزایش سرمایه، رقابت بیشتر و دسترسی به منابع مالی ارزان را به دنبال دارد (وونگ و همکاران[2]، ۲۰۱۷؛ یو و همکاران[3]، ۲۰۱۹). در ایران نیز با توجه به اجرای اصل ۴۴ قانون اساسی و خصوصی‌سازی، تعداد زیادی از شرکت‌ها مبادرت به عرضه اولیه عمومی سهام نموده‌اند. شرکت‌های خصوصی زمانی تمایل به عرضه عمومی دارند که ارزش ذاتی دارایی‌ها و فرصت‌های رشد آتی خود را از طریق قیمت‌گذاری درست دریافت کنند (گائو و همکاران[4]، ۲۰۰۴).

چالش اصلی زمانی نمایان می‌شود که بازدهی عرضه اولیه‌ها بررسی می‌گردد. معمولاً سهام در بدو ورود پایین‌تر از ارزش واقعی قیمت‌گذاری می‌شود که بازدهی بالای غیرعادی کوتاه‌مدت و افت قیمت و ضرر در بلندمدت را به دنبال دارد (یو و همکاران، ۲۰۱۹). پژوهش‌های ملی (کامیابی و بوربوری، ۱۳۹۵) و بین‌المللی (لاگران و ریتر[5]، ۲۰۰۲؛ یتیم[6]، ۲۰۱۱؛ لیزیچسکا و چاپویسکی، ۲۰۱۸؛ یو و همکاران، ۲۰۱۹) نشان می‌دهند که شرکت‌ها با فدا کردن منافع سهامداران اولیه و «ارزان‌فروشی»، بازده مثبت غیرعادی برای سرمایه‌گذاران جدید ایجاد می‌کنند (لاگران و ریتر، ۲۰۰۲؛ عباسی و بالاورد، ۱۳۸۸).

این پدیده فراگیر است، اما در بازارهای سرمایه در حال توسعه آسیایی به دلیل عدم تقارن اطلاعاتی و حاکمیت شرکتی ضعیف‌تر، بیشتر مشاهده می‌شود (هامائو و همکاران[7]، ۲۰۰۰؛ لاگران و ریتر، ۲۰۰۲؛ هو و همکاران[8]، ۲۰۰۷؛ یتیم، ۲۰۱۱؛ وونگ و همکاران، ۲۰۱۷؛ عباسی و بالاورد، ۱۳۸۸). برای جبران عدم تقارن اطلاعات و ایجاد انگیزه خرید، از ارزان‌فروشی به عنوان یک علامت

---

1. Lizińska and Czapiewski
2. Wong and et al.
3. Yu and et al.
4. Guo and et al.
5. Loughran and Ritter
6. Yatim
7. Hamao and et al.
8. How and et al.

مثبت استفاده می‌شود (لاپورتا و همکاران[1]، ۲۰۰۰؛ یتیم، ۲۰۱۱)، هرچند در بلندمدت قیمت به تعادل نهایی می‌رسد (وونگ و همکاران، ۲۰۱۷؛ خلیلی‌عراقی و همکاران، ۱۳۹۲).

تمرکز اغلب پژوهش‌ها از جمله یتیم (۲۰۱۱)، یو و همکاران (۲۰۱۹) و در ایران کامیابی و بوربوری (۱۳۹۵) بر عدم تقارن اطلاعات است. هرچه عدم تقارن اطلاعاتی بالاتر باشد، قیمت‌گذاری کمتر از حد نیز بیشتر خواهد شد (کای و همکاران[2]، ۲۰۰۴؛ دروبتز و همکاران[3]، ۲۰۰۵؛ یانگ[4]، ۲۰۰۷؛ یتیم، ۲۰۱۱). عواملی مانند ضعف حاکمیت شرکتی، شهرت پذیره‌نویسان، محافظه‌کاری مدیران و ضعف کیفیت نظارتی نیز مؤثرند (آلبرینگ و همکاران[5]، ۲۰۰۷؛ یتیم، ۲۰۱۱؛ لیزیچسکا و چاپویسکی، ۲۰۱۸؛ وونگ و همکاران، ۲۰۱۷؛ یو و همکاران، ۲۰۱۹).

انتظار می‌رود با بالا بودن کیفیت سود و کیفیت حسابرسی، عدم تقارن اطلاعاتی کاهش یافته و قیمت‌گذاری عادلانه شود. پژوهش حاضر به بررسی تأثیر این دو عامل در جلوگیری از قیمت‌گذاری کمتر از حد می‌پردازد. نکته قابل توجه در پژوهش‌های ایران این است که اغلب تنها بازده روز اول را ملاک قرار داده‌اند؛ اما به دلیل شفافیت کمتر و محدودیت‌هایی نظیر دامنه نوسان و بسته شدن نماد معاملاتی، بازده روز اول معیار مناسبی نیست. بنابراین، در این پژوهش از معیار «بازده غیرعادی سهام تعدیل شده با بازده بازار برای اولین ماه معاملاتی» استفاده شده و نمونه‌ای بزرگ‌تر نسبت به مطالعات پیشین (که گاهی تنها ۳۰ شرکت بودند) بررسی شده است.

امید است این پژوهش مبانی نظری را بسط داده و ۱. میزان قیمت‌گذاری کمتر از حد در ایران را مشخص نماید. ۲. نقش کیفیت سود و حسابرسی را در جلوگیری از این پدیده روشن سازد تا سرمایه‌گذاران و قانون‌گذاران درک بهتری پیدا کنند. ۳. در پیشگیری از قیمت‌گذاری نامناسب مؤثر باشد تا از دلسردی سرمایه‌گذاران و وقفه در خصوصی‌سازی جلوگیری شود. ۴. با ارائه راهکار به بنگاه‌ها، کمک به عرضه بهتر سهام نماید. به طور کلی، ارزان‌فروشی هزینه اجباری است و شرکت‌ها می‌توانند با افزایش کیفیت سود و استفاده از مؤسسات بزرگ حسابرسی برای آگاهی‌دهی، اطمینان سرمایه‌گذاران را افزایش داده و با ایجاد رقابت برای خرید، هزینه‌های پدیده ارزان‌فروشی را به حداقل برسانند.

---

1. La Porta
2. Cai and et al.
3. Drobetz and et al.
4. Yong
5. Albring and et al.

در ادامه، ابتدا مبانی نظری مربوط به عرضه اولیه عمومی سهام و قیمت‌گذاری کمتر از حد آن، کیفیت سود و کیفیت حسابرسی، پیشینهٔ تحقیق و فرضیه‌ها ارائه می‌شود. سپس، روش و الگوهای پژوهش تشریح شده و یافته‌های تجربی آزمون فرضیه‌ها، مطرح می‌گردد. در نهایت، با توجه به نتایج آزمون فرضیه‌ها، بحث و نتیجه‌گیری و پیشنهادهای مطالعه، ارائه خواهد شد.

مبانی نظری

عرضه اولیه عمومی سهام

بورس به عنوان پلی میان پس‌اندازهای مردم و امکانات سرمایه‌گذاری، با اهدافی نظیر حفظ بازار سرمایه قابل اطمینان، تعادل اقتصادی و گسترش فرهنگ سهامداری، زمینه ورود شرکت‌ها از طریق عرضه اولیه را فراهم می‌کند. عرضه اولیه که اولین فروش سهام و انتقال مالکیت به بیرون از شرکت است، معمولاً توسط بنگاه‌هایی با حداقل ۳ سال سابقه فعالیت و با همکاری شرکت تأمین سرمایه برای تعیین قیمت و زمان مناسب انجام می‌شود (جانگویست[1]، ۲۰۰۷؛ شراند و ورچیا[2]، ۲۰۰۵؛ صادقی و تهرانی، ۱۳۹۸). مهم‌ترین کارکرد این بازار، کشف قیمت عادلانه بر اساس عوامل عرضه و تقاضاست. اگرچه از نظر نظری از روش‌هایی مانند تنزیل جریان‌های نقدی آتی استفاده می‌شود، اما به دلیل کمبود اطلاعات تاریخی در بنگاه‌های جوان، ارزشیابی اغلب مبتنی بر تحلیل اطلاعات شرکت‌های مشابه است. تعیین قیمت باید به گونه‌ای باشد که ضمن حفظ اعتبار شرکت، توان و تمایل سرمایه‌گذاران خرده را برای خرید و افزایش حجم معاملات فراهم کند که تابعی از قیمت بازار، صنعت و ارزش شرکت است (یو و همکاران، ۲۰۱۹؛ آرورا و سینق[3]، ۲۰۱۹). روش‌های عرضه شامل ثبت دفتری، حراج، قیمت ثابت و روش‌های نوین اینترنتی است که در ایران از روش ثبت دفتری (بوک بیلدینگ) با تعیین کف قیمت استفاده می‌شود (چانگ و همکاران[4]، ۲۰۰۸). ورود به بورس اگرچه موجب کاهش نرخ تأمین سرمایه و افزایش اعتماد می‌شود، اما دارای هزینه‌هایی نظیر حسابرسی، پذیره‌نویسی و صرف زمان مدیران است. همچنین عرضه اولیه اغلب با ناهنجاری‌هایی نظیر افت قیمت در بلندمدت، قیمت‌گذاری کمتر از حد و عرضه داغ همراه است.

---

1. Ljungqvist
2. Schrand and Verrecchia
3. Arora and Singh
4. Chang and et al.

قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام

پدیده قیمت‌گذاری کمتر از حد (ارزان‌فروشی) سهام در عرضه‌های اولیه برای نخستین بار توسط ایبوتسون[1] (۱۹۷۵) در بازار آمریکا شناسایی شد. وی با بررسی ۱۲۰ سهم در بورس نیویورک طی سال‌های ۱۹۶۵ تا ۱۹۶۹ دریافت که این سهام در پایان ماه اول معاملات به طور متوسط ۱۱/۴ درصد بازده اولیه مثبت داشته‌اند. این پدیده که در آن قیمت عرضه به طرز تعجب‌آوری پایین‌تر از قیمت بازار تعیین می‌شود، با فرضیه بازار سرمایه کارا مغایرت دارد؛ زیرا بر اساس این فرضیه، نیروهای بازار باید قیمت را به تعادل رسانده و بازده بلندمدت این سهام را تعدیل کنند (وونگ و همکاران، ۲۰۱۷؛ خلیلی‌عراقی و همکاران، ۱۳۹۲). در تبیین علل این پدیده، دون و همکاران[2] (۲۰۰۰) بر این باورند که ارزان‌فروشی به عنوان یک هزینه اجباری عمل می‌کند که عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران آگاه و ناآگاه را کاهش می‌دهد تا زمانی که مزایای حاصل از کاهش این عدم تقارن، هزینه‌های آن را پوشش دهد. به طور کلی، دلایل این پدیده از تئوری‌های سنتی مانند عدم تقارن اطلاعات و عدم اطمینان محیطی (یتیم، ۲۰۱۱) تا تئوری‌های نوین رفتاری و انتقادی (لاگران و ریتر، ۲۰۰۲) طبقه‌بندی می‌شوند.

فرضیه علامت‌دهی به عنوان یکی از فرضیات توجیه‌کننده پدیده ارزان‌فروشی، بر وجود عدم تقارن اطلاعاتی بین شرکت عرضه‌کننده و سرمایه‌گذاران بالقوه تأکید دارد. بر این اساس، شرکت‌ها نسبت به سایر ذینفعان اطلاعات دقیق‌تری از کیفیت و ارزش واقعی خود دارند، اما سرمایه‌گذاران از این ارزش بی‌اطلاع‌اند (دروبتز و همکاران، ۲۰۰۵؛ یانگ، ۲۰۰۷).

کیفیت سود

سرمایه‌گذاران برای تصمیم‌گیری خود به سود گزارش‌شده در صورت‌های مالی تکیه می‌کنند. سود مهم‌ترین محصول حسابداری است که برای ارزیابی عملکرد و پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی کاربرد دارد. از آنجا که در مبنای تعهدی از برآوردها استفاده می‌شود، همواره این پرسش مطرح است که چقدر می‌توان به سود اعتماد کرد. بنابراین، کیفیت سود که نشان‌دهنده صداقت عایدات است، معیاری حیاتی برای سلامت مالی و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران محسوب می‌شود (فرانسیس و همکاران[3]، ۲۰۰۷؛ دستگیر و رستگار پویانی،

1. Ibbotson
2. Dunn and et al.
3. Francis and et al.

۱۳۹۰). سود باکیفیت با کاهش ریسک اطلاعات، هزینه سرمایه را کاهش و اعتماد سرمایه‌گذاران را جلب می‌کند، در حالی که سود بی‌کیفیت موجب ناکارآمدی می‌شود (بیور[1]، ۲۰۰۲). پژوهش‌ها نشان می‌دهند شرکت‌ها در زمان عرضه اولیه تمایل به مدیریت سود برای تأثیر مثبت بر قیمت‌گذاری دارند (لاپورتا و همکاران، ۲۰۰۰؛ یو و همکاران، ۲۰۱۹). کیفیت سود شامل پایداری سود، سطوح اقلام تعهدی و انعکاس معاملات اقتصادی است. در این پژوهش از معیارهای پایداری سود و کیفیت اقلام تعهدی استفاده می‌شود تا اعتبار نتایج افزایش یابد (مک‌نیچلز[2]، ۲۰۰۲).

کیفیت حسابرسی

کیفیت حسابرسی مفهومی چندوجهی است که با رعایت استانداردها و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی تعریف می‌شود. افزایش کیفیت حسابرسی با بهبود افشا و کاهش انگیزه جستجوی اطلاعات خصوصی، ریسک اطلاعاتی و هزینه سرمایه را کاهش می‌دهد (لیوز و ورچیا[3]، ۲۰۰۵). استفاده از حسابرس مشهور یا مؤسسه تأمین سرمایه معتبر، راهی برای کاهش عدم تقارن و ارزش‌گذاری اشتباه است. پژوهش‌ها نشان می‌دهند حسابرسان باکیفیت با انگیزه حفظ شهرت، از ارزان‌فروشی سهام در عرضه اولیه جلوگیری می‌کنند (چانگ و همکاران، ۲۰۰۸؛ الحدب[4]، ۲۰۱۶). حسابرسی باکیفیت با نقش اطلاعاتی و نظارتی خود، عدم اطمینان را کاهش داده و به عنوان علامتی مثبت از ارزش شرکت عمل می‌کند (تیتمان و ترومن[5]، ۱۹۸۶). همچنین، تخصص حسابرس با کاهش دستکاری سود و افزایش همبستگی سود با جریان‌های نقدی، شفافیت را بالا می‌برد (گراملینگ و استون[6]، ۲۰۰۱).

اجزای کیفیت حسابرسی شامل اندازه مؤسسه، دوره تصدی و نوع اظهار نظر است. مؤسسات بزرگ‌تر مانند سازمان حسابرسی به دلیل حفظ شهرت و دسترسی به منابع، خدمات باکیفیت‌تری ارائه می‌دهند (دی‌فوند و همکاران[7]، ۲۰۰۰). درباره دوره تصدی، دو دیدگاه وجود دارد: فرضیه تخصص حسابرس معتقد است دوره طولانی‌تر با افزایش آشنایی، کیفیت

1. Beaver
2. McNichols
3. Leuz and Verrecchia
4. Alhadab
5. Titman and Trueman
6. Gramling and Stone
7. DeFond and et al.

را بالا می‌برد؛ اما فرضیه استقلال حسابرس هشدار می‌دهد که دوره طولانی ممکن است استقلال را خدشه‌دار کرده و عدم تقارن را افزایش دهد (ون کنگهم[1]، ۲۰۰۴). همچنین، نوع اظهار نظر حسابرس با کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و استفاده‌کنندگان، دارای بار اطلاعاتی مهمی است.

بسط فرضیه‌ها

پژوهش‌های متعددی در سطح بین‌المللی و داخلی به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه پرداخته‌اند. در مطالعات خارجی، یو و همکاران (۲۰۱۹) نشان دادند کیفیت سود پایین در شرکت‌های هم‌صنعت منجر به افزایش ارزان‌فروشی می‌شود. آرورا و سینق (۲۰۱۹) و هوکو و مو[2] (۲۰۲۱) به نقش سازوکارهای بازار اشاره کردند؛ به‌طوری‌که شهرت پذیره‌نویسان و کاهش کنترل دولتی با کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، از این پدیده می‌کاهند. در مقابل، دانگ و هوآنگ[3] (۲۰۲۲) دریافتند محدودیت دامنه قیمتی با تشویق سفته‌بازی، ارزان‌فروشی را کاهش می‌دهد. دووی و همکاران[4] (۲۰۲۵) نسبت بدهی را مؤثر دانستند اما نقش تعدیل‌گر شهرت حسابرس را رد کردند.

در ایران نیز پورحیدری و همکاران (۱۳۹۴) و نمازی و عزیزی (۱۴۰۰) بر نقش نظارتی حسابرسی تأکید کردند؛ به‌گونه‌ای که کیفیت حسابرسی و گزارشگری مالی با کاهش عدم اطمینان، از ارزان‌فروشی می‌کاهد. کامیابی و بوربوری (۱۳۹۵) و دهقان خانقاهی و همکاران (۱۴۰۰) مخاطرات اخلاقی، عدم تقارن اطلاعاتی و حاکمیت شرکتی را از عوامل اصلی ارزان‌فروشی دانستند. در رویکردهای نوین، مالمیر و همکاران (۱۴۰۴) با استفاده از الگوریتم‌های هوش مصنوعی مدل دقیقی برای پیش‌بینی ارزش‌گذاری ارائه دادند و رهروی دستجردی و رحیمی (۱۴۰۴) نشان دادند مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی جاری اثر منفی بر عملکرد بلندمدت دارد، اما اقلام تعهدی بلندمدت اثر مثبت دارد.

بنابراین، همانطور که عنوان گردید خرید سهام شرکت‌های تازه وارد به بورس اوراق بهادار نسبت به شرکت‌های عضو بورس، مخاطره بیشتری دارد؛ زیرا، سرمایه‌گذاران درباره چنین شرکت‌هایی،

---

1. Van Caneghem
2. Hoque and Mu
3. Dong and Huang
4. Dewi and et al.

اطلاعات زیادی ندارند و عدم تقارن اطلاعاتی میان مدیران و سرمایه‌گذاران جدید، بیشتر است (کای و همکاران، ۲۰۰۴؛ توماس و همکاران، ۲۰۱۱؛ کامیابی و بوربوری، ۱۳۹۵) و از طرفی، مبنای تصمیم گیری مشارکت‌کنندگان در بازارهای اوراق بهادار، اطلاعاتی است که توسط بورس‌ها، ناشران اوراق بهادار پذیرفته شده در بورس و واسطه های فعال در این بازارها منتشر می‌شود. حال اگر این اطلاعات از جمله سود گزارش شده که به عنوان مهم‌ترین خاصه شرکت معرفی شده است، از کیفیت مناسبی برخوردار نباشد و همچنین، گزارش‌های مالی شرکت‌ها توسط نهادهای نظارتی نظیر حسابرسان مستقل، اطمینان‌بخش تلقی نشوند و به‌عبارتی حسابرسی شرکت‌ها از کیفیت بالایی برخوردار نباشد؛ می‌تواند قیمت‌گذاری عرضه‌های اولیه عمومی سهام را تحت تأثیر قرار دهد و تعیین ارزش ذاتی شرکت، به درستی صورت نگیرد (توماس و همکاران[1]، ۲۰۱۱؛ ناگاتا[2]، ۲۰۱۳؛ لیزیچسکا و چاپویسکی، ۲۰۱۸؛ یو و همکاران، ۲۰۱۹، آرورا و سینق، ۲۰۱۹؛ پورحیدری و همکاران، ۱۳۹۴). لذا در این راستا، به‌منظور دستیابی به اهداف پژوهش و بر مبنای پیشینه‌های نظری و تجربی ارائه شده، دو فرضیهٔ اصلی و پنج فرضیهٔ فرعی به‌صورت زیر تدوین شده است:

فرضیه اصلی اول. کیفیت سود از قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام جلوگیری می‌کند.

فرضیه فرعی ۱-۱. پایداری سود از قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام جلوگیری می‌کند.

فرضیه فرعی ۱-۲. کیفیت اقلام تعهدی از قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام جلوگیری می‌کند.

فرضیه اصلی دوم. کیفیت حسابرسی از قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام جلوگیری می‌کند.

فرضیه فرعی ۲-۱. اندازه موسسه حسابرسی از قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام جلوگیری می‌کند.

فرضیه فرعی ۲-۲. دوره تصدی حسابرس از قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام جلوگیری می‌کند.

فرضیه فرعی ۲-۳. نوع اظهارنظر حسابرس از قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام جلوگیری می‌کند.

---

1. Thomas and et al.
2. Nagata

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر طبقه‌بندی بر مبنای هدف، از نوع کاربردی است و از نظر ماهیت و روش از نوع توصیفی- همبستگی است. در پژوهش حاضر ابتدا، از روش کتابخانه‌ای برای مطالعه مبانی نظری و بررسی پیشینه تحقیق استفاده می‌شود. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از روش تخمین رگرسیون مقطعی استفاده شده است. داده‌های پژوهش حاضر از طریق نرم‌افزارهای رهاورد نوین و سایت بورس اوراق بهادار و سایت کدال گردآوری و از طریق نرم‌افزار اکسل نسخه ۲۰۱۶ آمادهٔ تجزیه و تحلیل شد. قلمرو زمانی تحقیق از سال ۱۳۸۰ تا سال ۱۳۹۸ است؛ هر چند که برای اندازه‌گیری متغیر کیفیت اقلام تعهدی از اطلاعات سال ۱۳۷۸ و ۱۳۷۹ نیز استفاده شده است. قلمرو مکانی تحقیق نیز شرکت‌های تازه ورود در بورس و فرابورس اوراق بهادار تهران است. نمونه‌گیری این پژوهش به صورت مرحله‌ای و هدفمند است. به‌منظور دستیابی به نمونه‌ای همگن و یکنواخت، شرکت‌هایی که دارای ویژگی‌های زیر باشند به‌عنوان نمونه انتخاب شده‌اند:

۱. از ابتدای سال ۱۳۸۰ و بعد از آن تا پایان سال ۱۳۹۸، سهام آن در بورس و فرابورس اوراق بهادار تهران عرضه عمومی اولیه شده و نباید در دوره یک ماهه پس از عرضه وقفه معاملاتی داشته باشند.

۲. پدیده قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه عمومی اولیه در آن‌ها رخ داده باشد.

۳. اطلاعات حسابداری شرکت‌ها که برگرفته از صورت‌های مـالی آن‌ها است، موجود باشد.

۴. به دلیل متفاوت بودن ماهیت اقتصادی شرکت‌ها، جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری، هلدینگ، لیزینگ، بیمه و بانک‌ها نباشند، زیرا افشاهای مالی و ساختارهای حاکمیت شرکتی در آن‌ها متفاوت از سایر شرکت‌ها است.

بعد از اعمال محدودیت‌های فوق، تعداد ۲۵۳ شرکت تازه پذیرفته شده در بورس و فرابورس به‌عنوان نمونه، انتخاب شدند.

متغیرها و مدل‌های پژوهش

مدل اول

در پژوهش حاضر، جهت بررسی فرضیه اصلی اول و فرضیه‌های فرعی آن مبنی بر تأثیر کیفیت سود در جلوگیری از قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه اولیه عمومی سهام، مدل اول پژوهش به شرح رابطه (۱) برازش می‌گردد. جهت بررسی جامع شاخص کیفیت سود به عنوان متغیر مستقل از دو معیار

پایداری سود و متغیر کیفیت اقلام تعهدی استفاده می‌شود، زیرا، پایداری سود، سری زمانی ویژگی‌های سود و کیفیت اقلام تعهدی نیز رابطه بین سود، اقلام تعهدی و وجه نقد را در نظر می‌گیرد. منظور از کیفیت سود، زمینه بالقوه رشد سود و میزان احتمال تحقق سودهای آتی است. به بیان دیگر، ارزش یک سهم تنها به سود هر سهم سال جاری شرکت بستگی ندارد بلکه به انتظار از آینده شرکت و قدرت سودآوری سال‌های آینده و ضریب اطمینان نسبت به آن بستگی دارد (دستگیر و رستگار پویانی، ۱۳۹۰). لذا در ادامه طبق پژوهش‌های ناگاتا (۲۰۱۳)، لیزیچسکا و چاپاپسکی (۲۰۱۸)، یو و همکاران (۲۰۱۹) و اضافه نمودن تعدادی متغیر کنترلی تأیید شده در سایر پژوهش‌ها با توجه به شرایط محیط اقتصادی ایران مدل (۱) طراحی گردید.

(۱)

$$IPOU_{i,t} = a + b_1 SEarning_{i,t} + b_2 TCA_{i,t} + b_3 CP_{i,t} + b_4 Loss_{i,t} + b_5 \mathrm{N}_{i,t} + b_6 ROA_{i,t} + b_7 LEV_{i,t} + b_8 Size_{i,t} + b_9 Age_{i,t} + e_{i,t}$$

قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام ($IPOU_{i,t}$): در اکثر مطالعات برای محاسبه قیمت‌گذاری کمتر از حد در کشورهای توسعه یافته از مفهوم بازده اولیه (بازده ایجاد شده در روز اول معاملاتی) استفاده می‌شود. اما با توجه به وجود محدودیت‌های دامنه نوسان قیمت روزانه و همچنین ساز و کار متفاوت عرضه‌های اولیه در بورس اوراق بهادار تهران، بازده روز اول معاملاتی، میزان قیمت‌گذاری کمتر از حد را به درستی نشان نمی‌دهد. به این دلیل ممکن است روزها و یا هفته‌ها طول بکشد تا قیمت سهام به قیمت ذاتی آن برسد. بنابراین، به تبعیت از پژوهش‌های اگراوال و همکاران[1] (۱۹۹۳) برای به حداقل رساندن این اثرات، بازده غیر عادی سهام تعدیل شده با بازده بازار برای اولین ماه معاملاتی به عنوان سنجه‌ای از قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه اولیه محاسبه می‌شود. بازده سهام در پایان اولین ماه معاملاتی به صورت رابطه (۲) محاسبه می‌شود:

$$R_{i1} = \left(\frac{P_{i1}}{P_{i0}}\right) - 1 \qquad (۲)$$

که در آن P_{i1} قیمت پایانی سهام در پایان ماه اول؛ P_{i0} قیمت عرضه شده سهام و R_{i1} بازده سهام در ماه اول است. نحوه محاسبه بازده شاخص بازار در پایان ماه اول به صورت رابطه (۳) صورت می‌گیرد:

1. Aggarwal and et al.

$$R_{m1}=\left(\frac{P_{m1}}{P_{m0}}\right)-1 \qquad (۳)$$

که در آن P_{m1} شاخص بازار در پایان ماه اول؛ P_{m0} شاخص بازار در پایان روز عرضه اولیه و R_{m1} بازده شاخص بازار در ماه اول است. سپس با استفاده از بازده شرکت و بازده بازار، بازده غیر عادی برای هر عرضه اولیه محاسبه می‌شود که طبق رابطه (۴) محاسبه می‌شود:

$$MAAR_{1t}=100*\left[\left(\frac{1+R_{i1}}{1+R_{m1}}\right)-1\right] \qquad (۴)$$

پایداری سود ($SEarning_{i,t}$): به معنی تکرار (استمرار) سود جاری و یکی از معیارهای کیفیت سود است. هر چه پایداری سود بیشتر باشد، فرض می‌شود کیفیت سودهای گزارش شده بالاتر است. جهت اندازه‌گیری این متغیر، در پژوهش حاضر به تبعیت از مدل معرفی شده توسط فریمن و همکاران (۱۹۸۲) که در پژوهش دستگیر و رستگارپویانی (۱۳۹۰) بکار گرفته شده، به شرح رابطه (۵) استفاده می‌شود. در این رابطه ضریب $Earning_t$ یعنی آلفا (δ_1) نشان دهندهٔ پایداری سود است؛ به این ترتیب که هر چه این ضریب به یک نزدیکتر باشد، پایداری سود بیشتر (کیفیت سود بالاتر) است.

$$Earning_{t+1}=a_0+\delta_1 Earning_t+v_t \qquad (۵)$$

و ($Earning_t$) سود قبل از اقلام تعهدی بلند مدت در سال t است.

کیفیت اقلام تعهدی ($TCA_{i,t}$): اقلام تعهدی به ارقامی گفته می‌شود که موجب به تعویق افتادن ثبت درآمد و یا هزینه‌ها می‌شوند (فرانسیس و همکاران[1]؛ ۲۰۰۸؛ حساس‌یگانه و امیدی، ۱۳۹۳). یکی از معیارهای اندازه‌گیری کیفیت سود، اقلام تعهدی است (یو و همکاران، ۲۰۱۹). همان‌طور که لی و ژو[2] (۲۰۰۶) در پژوهش‌های خود متوجه شدند شرکت‌هایی که اقلام تعهدی غیرعادی بالایی دارند، طی سه سال پس از انتشار سهامشان، بازده سهام ضعیفی دارند. بنابراین، در این پژوهش برای اندازه‌گیری کیفیت اقلام تعهدی به تبعیت از پژوهش بهارمقدم و کوهی (۱۳۸۹) و حساس‌یگانه و امیدی (۱۳۹۳) و سازگاری بیشتر با محیط اقتصادی ایران، از الگوی

1. Francis and et al.
2. Li and Zhou

تعدیل‌شده کاسنیک (۱۹۹۲) توسط بهارمقدم و کوهی (۱۳۸۹) استفاده شده است. این الگو به شرح رابطه (۶) است:

$$\frac{ACCR_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1\left[\frac{\Delta REV_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} - \frac{\Delta REC_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \frac{\Delta INV_{i,t}}{Assets_{i,t-1}}\right] + \alpha_2\frac{PPE_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \alpha_3\frac{\Delta CFO_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \qquad (۶)$$

$ACCR_{i,t}$: کل اقلام تعهدی. اقلام تعهدی تفاوت میان سود عملیاتی و وجوه نقد حاصل از فعالیت‌های عملیاتی است.

$\Delta REV_{i,t}$: تغییر در درآمد از سال t-1 تا سال t ($REV_t - REV_{t-1}$).

$\Delta REC_{i,t}$: تغییر در خالص حساب‌های دریافتنی از سال t-1 تا سال t ($REC_t - REC_{t-1}$).

$\Delta INV_{i,t}$: تغییر در موجودی مواد و کالا از سال t-1 تا سال t ($INV_t - INV_{t-1}$).

$PPE_{i,t}$: ناخالص دارایی‌های ثابت مشهود در سال t.

$\Delta CFO_{i,t}$: تغییر در جریان‌های نقدی عملیاتی از سال t-1 تا سال t.

$Assets_{i,t-1}$: مجموع دارایی‌ها در ابتدای دوره.

جهت اندازه‌گیری معیار سری زمانی اقلام تعهدی برای یک شرکت خاص، معادله فوق برای دوره‌های زمانی مشخص برازش می‌شود و هر برآورد منجر به باقی‌مانده سال- شرکت می‌شود. در برآوردهای سری زمانی، باقی‌مانده‌های رگرسیون برای محاسبه شاخص اقلام تعهدی مورد استفاده قرار می‌گیرد و کیفیت اقلام تعهدی برابر است با انحراف معیار باقیمانده‌های برآوردی شرکت i (حساس‌یگانه و امیدی، ۱۳۹۳) یعنی:

$$AccrualQuality = \sigma(V_{i,t})$$

جهت اندازه‌گیری انحراف معیار باقیمانده‌های برآوردی شرکت در یک سال مشخص، طبق محاسبه غلتان از باقیمانده‌های ۳ سال استفاده می‌شود. به عبارتی، جهت اندازه‌گیری انحراف معیار یک سال مشخص علاوه بر باقیمانده رگرسیون همان سال باید از باقیمانده رگرسیون ۲ سال قبل نیز استفاده کرد (حساس‌یگانه و امیدی، ۱۳۹۳). این معیار حاکی از مقدار تغییرپذیری خطاها در تطابق اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی است و انحراف معیار بیشتر، نشان‌دهندهٔ کیفیت کمتر جزء تعهدی سود است؛ لذا مقادیر زیاد این معیار نشان دهندهٔ انطباق‌پذیری ضعیف‌تر اقلام

تعهدی و جریان‌های نقدی بوده و به پایین بودن دقت در اطلاعات سود و کیفیت اندک سود اشاره دارد (تانگ و میائو[1]، ۲۰۱۱).

متغیرهای کنترلی در پژوهش حاضر به شرح ذیل می‌باشند:

سودآوری شرکت ($CP_{i,t}$): با تقسیم سود خالص بعد از مالیات بر مجموع دارایی‌ها شرکت محاسبه می‌شود (ناگاتا، ۲۰۱۳).

درصد عرضه اولیه سهام ($N_{i,t}$): برابر است با تعداد سهام عرضه شده تقسیم بر کل سهام شرکت در مقطع عرضه اولیه.

نرخ بازده دارایی ($ROA_{i,t}$): از تقسیم سود قبل از کسر مالیات بر کل دارایی‌ها حاصل می‌شود.

اهرم مالی ($LEV_{i,t}$):کل بدهی‌ها تقسیم بر کل دارایی‌ها.

اندازه شرکت ($Size_{i,t}$): اندازه شرکت، برابر است با لگاریتم ارزش بازار سهام شرکت که از طریق ضرب تعداد سهام منتشره در قیمت بازار سهام به‌دست می‌آید.

عمر شرکت ($Age_{i,t}$): برابر است با لگاریتم تعداد ماه‌هایی که شرکت‌ها تأسیس گردیده‌اند.

مدل دوم

جهت بررسی فرضیه اصلی دوم و فرضیه‌های فرعی آن مبنی بر تأثیر کیفیت حسابرسی (متغیر مستقل) در جلوگیری از قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه اولیه عمومی سهام، مدل دوم پژوهش به شرح رابطه (۷) برازش می‌گردد. چانگ و همکاران (۲۰۰۸) و الحدب (۲۰۱۶) نیز در پژوهش خود تنها از اندازه حسابرسی جهت بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی بر ارزان‌فروشی عرضه‌های اولیه عمومی سهام استفاده نموده‌اند. اما در پژوهش حاضر مدل این محققان بسط داده شده است و تعدادی متغیر کنترلی با توجه به شرایط محیط اقتصادی ایران و استفاده از سایر پژوهش‌های داخلی مرتبط با موضوع نیز به آن اضافه گردیده است. لازم به ذکر است که متغیرهای کنترلی در مدل دوم به شرح مدل اول می‌باشند.

(۷)

$$IPOU_{i,t} = a + b_1 AudSize_{i,t} + b_2 AudTenure_{i,t} + b_3 AuditOpinion_{i,t} + b_4 CP_{i,t} + b_5 Loss_{i,t} + b_6 N_{i,t} + b_7 ROA_{i,t} + b_8 LEV_{i,t} + b_9 Size_{i,t} + b_{10} Age_{i,t} + e_{i,t}$$

1. Tong and Miao

کیفیت حسابرسی

در پژوهش حاضر برای اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی از سنجه‌های مشاهده‌پذیر در پژوهش حیدری و همکاران (۱۳۹۶) به شرح زیر استفاده می‌گردد:

اندازه موسسه حسابرسی ($AudSize_{i,t}$): اندازه موسسه حسابرسی، متغیری مجازی است. اگرصورت های مالی شرکت توسط سازمان حسابرسی رسیدگی شده باشد، عدد یک و در غیر این صورت، عدد صفر می‌باشد.

دوره تصدی حسابرس ($AudTenure_{i,t}$):چنانچه حسابرس بیش از ۳ سال حسابرس شرکت صاحبکار بوده باشد کد ۱ و در غیر این صورت، کد صفر را اختیار.

نوع اظهارنظر حسابرس ($AuditOpinion_{i,t}$): این متغیر برای سال‌هایی که شرکت دارای گزارش تعدیل‌شده است کد ۱ و برای سایر سال‌ها، کد صفر را اختیار می‌کند.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

نتایج آمار توصیفی در جدول (۱) شامل شاخص‌های مرکزی و پراکندگی است. میانگین و میانه متغیر قیمت‌گذاری کمتر از حد به ترتیب ۲۸/۱۳۶ و ۱۸/۳۱۶ است که با توجه به بالاتر بودن میانگین، توزیع چولگی به سمت راست دارد. این امر نشان می‌دهد به طور متوسط حدود ۲۸ درصد قیمت‌گذاری کمتر از حد در عرضه‌های اولیه بورس تهران وجود دارد که مهم‌ترین یافته پژوهش است. همچنین پراکندگی کم داده‌ها حاکی از تجانس زیاد این متغیر است. میانگین و میانه کیفیت اقلام تعهدی به ترتیب ۰/۰۶۹ و ۰/۰۵۲ است که نزدیکی این دو نشان‌دهنده توزیع تقریبا نرمال است. مقدار پایین این متغیر بیانگر کیفیت بالای اقلام تعهدی شرکت‌هاست، هرچند برخی شرکت‌ها مدیریت اقلام تعهدی داشته‌اند. متغیر اهرم مالی نشان می‌دهد اعتباردهندگان به طور متوسط ۵۹ درصد دارایی‌ها را تأمین کرده‌اند. همچنین حدود ۳۰ درصد شرکت‌ها توسط سازمان حسابرسی حسابرسی شده‌اند، در ۱۵ درصد موارد حسابرس بیش از ۳ سال سابقه داشته و در ۴۸ درصد موارد اظهارنظر حسابرس تعدیل شده است.

جدول ۱. نتایج آمار توصیفی متغیرها

نوع متغیر	متغیر	نماد	میانگین	میانه	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
وابسته	قیمت‌گذاری کمتر از حد	$IPOU_{i,t}$	۲۸/۱۳۶	18/316	40/704	-58/53	169/974
	پایداری سود	$SEarning_{i,t}$	۰/143	۰/213	۰/031	-۰/۲۹۵	۰/۵۳۹
	کیفیت اقلام تعهدی	$TCA_{i,t}$	۰/069	۰/052	۰/071	۰/۰۰۱	۰/636
	سودآوری شرکت	$CP_{i,t}$	۰/058	۰/039	۰/074	۰/۰۱	۰/۷۴۷
	درصد عرضه اولیه	$N_{i,t}$	0/103	0/109	0/053	0/010	0/345
	نرخ بازده دارایی‌ها	$ROA_{i,t}$	0/218	0/156	0/231	-0/190	3/093
	اهرم مالی	$LEV_{i,t}$	0/586	0/589	0/229	0/001	1/782
	اندازه شرکت	$Size_{i,t}$	13/809	13/654	1/876	9/428	19/818
	عمر شرکت	$Age_{i,t}$	5/163	5/213	0/789	0/693	6/567
نوع متغیر	متغیر	نماد	فراوانی	درصد فراوانی		کمینه	بیشینه
کیفی	اندازه موسسه حسابرسی	$AudSize_{i,t}$	۷۷	۳۰/۴۳		0	1
	دوره تصدی حسابرس	$AudTenure_{i,t}$	۳۷	۱۴/۷۸		0	1
	نوع اظهارنظر حسابرس	$AuditOpinion_{i,t}$	۱۲۲	۴۸/۲۶		0	1

آمار استنباطی

در این پژوهش، از آزمون لوین، لین و چو جهت بررسی پایایی متغیرهای پژوهش استفاده شده است. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که کلیهٔ متغیرهای مستقل، وابسته و کنترلی، به واسطهٔ سطح معناداری کوچک‌تر از ۵ درصد، پایا هستند و استفاده از این متغیرها در مدل‌ها باعث به‌وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود. همچنین، برای بررسی عدم وجود همبستگی خطی بین متغیرهای توضیحی از آزمون عامل تورم واریانس استفاده شده است. بر اساس نتایج این آزمون عامل واریانس‌های مدل پژوهش کمتر از ۵ می‌باشند و مشکل هم‌خطی وجود ندارد. به

منظور بررسی نرمال بودن توزیع باقیمانده‌های مدل‌ها از آزمون جارک- برا استفاده شد. از آن‌جا که سطح معناداری این آزمون برای مدل پژوهش کمتر از ۰/۰۵ است، فرض صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع اجزای اخلال مدل‌های پژوهش رد می‌شود. اما طبق قضیه حد مرکزی، چنانچه تعداد مشاهدات در نمونه مورد بررسی به میزان کافی زیاد باشد، توزیع داده‌ها به نرمال نزدیک است و حتی اگر جامعه نرمال نباشد، می‌توان از آزمون‌های پارامتریک استفاده کرد. همچنین، به منظور بررسی ناهمسانی واریانس باقیمانده‌های مدل‌ها از آزمون وایت استفاده شده است. نتایج آزمون وایت برای بررسی فرض همسانی واریانس در اجزای اخلال مدل‌ها نیز حاکی از وجود ناهمسانی واریانس در مدل است که برای رفع این مشکل، از روش تصحیح وایت استفاده شد.

از آن‌جا که داده‌های پژوهش حاضر به صورت صرفاً مقطعی می‌باشند، برای تخمین مدل پژوهش با استفاده از داده‌های مقطعی باید از روش تلفیقی (Pool) استفاده نمود و نیازی نیست که آزمون چاو (F لیمر) استفاده شود. دلیل مقطعی بودن داده‌ها این است که داده‌های مرتبط با قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام ها در هر شرکت (مشاهده) صرفاً در یک سال (همان سال عرضه اولیه) بین سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۸ وجود دارد. روش تلفیقی بیانگر آن است که اثرات فردی وجود ندارد و عرض از مبدأ همه شرکت‌های مورد بررسی یکسان هستند.

نتایج برآورد الگوی رگرسیون حداقل مربعات معمولی به روش تلفیقی فرضیه‌های گروه اول در جدول (۲) ارائه شده است. همانطور که مشاهده می‌شود، مقدار آمارهٔ F و سطح معناداری مربوط به این آماره، نشان می‌دهد مدل رگرسیون برآورد شده برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، در کل معنادار است. در این مدل، ضریب تعیین (۰/۵۱۲) بدست آمده و گویای درصدی است که تغییرات متغیر وابسته با متغیرهای الگو، قابل توضیح است. افزون بر این، نتایج خودهمبستگی جملات خطا با استفاده از آمارهٔ دوربین- واتسون برای فرضیه‌های گروه اول (۲/۰۰۵) محاسبه شده که حاکی از عدم وجود خودهمبستگی در مدل اول است.

با توجه به مقدار آماره t و سطح معناداری متغیرهای پژوهش، نتایج حاکی از آن است که هر دو متغیر مستقل مدل اول پژوهش با قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام ارتباط معناداری دارند. به واسطه آمارهٔ (۳/۷۱۶-)، پایداری سود با قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام ارتباط منفی و معناداری در سطح اطمینان ۹۹ درصد دارد. با توجه

به نحوه تدوین فرضیه فرعی اول می‌توان این‌گونه بیان کرد، پایداری سود از قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام جلوگیری می‌کند و فرضیه فرعی اول پژوهش تأیید می گردد.

با توجه به آمارهٔ کیفیت اقلام تعهدی (۲/۷۵۴-) در سطح اطمینان ۹۹ درصد می‌توان مدعی شد که کیفیت اقلام تعهدی شرکت با قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام ارتباط منفی و معناداری دارد. بنابراین، فرضیه فرعی دوم پژوهش مبنی بر اینکه کیفیت اقلام تعهدی از قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام جلوگیری می‌کند، تایید می‌شود. بنابراین، فرضیه اصلی اول مبنی بر اینکه کیفیت سود از قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام جلوگیری می‌کند، از دو جنبه پایداری سود و کیفیت اقلام تعهدی تأیید می‌گردد.

از بین متغیرهای کنترلی پژوهش، تنها سودآوری شرکت و نرخ بازده دارایی‌ها، به ترتیب با قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام ارتباط منفی و مثبت و معناداری دارند. به بیانی دیگر در شرکت‌های با سودآوری بالا، قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام کاهش و در شرکت‌های با و نرخ بازده دارایی بالا، قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام افزایش می‌یابد.

جدول ۲. نتایج مدل اول

متغیر	نماد	ضریب رگرسیون	آماره t	سطح معناداری	نتیجه
ثابت	C	0/802	4/037	0/0001	–
پایداری سود	$SEarning_{i,t}$	-0/075	-3/716	0/0002	تائید
کیفیت اقلام تعهدی	$TCA_{i,t}$	–0/11	–2/754	0/006	تائید
سودآوری شرکت	$CP_{i,t}$	–0/298	–6/353	۰/۰۰۰	معنادار
درصد عرضه اولیه	$N_{i,t}$	-0/009	-0/14	0/888	غیرمعنادار
نرخ بازده دارایی‌ها	$ROA_{i,t}$	0/156	2/075	0/038	معنادار
اهرم مالی	$LEV_{i,t}$	0/11	1/684	0/092	غیرمعنادار
اندازه شرکت	$Size_{i,t}$	0/07	0/635	0/525	غیرمعنادار
عمر شرکت	$Age_{i,t}$	-0/015	-1/078	0/281	غیرمعنادار
ضریب تعیین		۰/۵۱۲	آماره F		(۹/۱۲)
			سطح معناداری مدل		(۰/۰۰۰)
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۴۳۷	دوربین- واتسون		(2/۰۰۵)

نتایج تخمین مدل فرضیه‌های گروه دوم در جدول (۳) ارائه شده است. مقدار F رگرسیون در سطح اطمینـان ۹۵ درصد برای مدل دوم، دارای اعتبار است. همچنین ضریب تعیین نشـان مـی‌دهـد تقریباً ۳۴ درصد تغییرات متغیر وابسته از طریق مدل رگرسیون، توضیح داده می‌شود. همچنین، نتایج خودهمبستگی جملات خطا با استفاده از آمارهٔ دوربین- واتسون برای فرضیه‌های گروه دوم پژوهش (۲/۱۴) برازش شده که حاکی از عدم وجود خودهمبستگی در مدل است.

در مدل دوم پژوهش، ارتباط منفی و معنادار اندازه موسسه حسابرسی و نوع اظهارنظر حسابرس با قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام به ترتیب با آماره‌های ۴/۰۴۷- و ۲/۸۱۵- در سطح اطمینان ۹۹ درصد تأیید شد. اما دوره تصدی حسابرس به واسطه معنادار نشدن، ارتباطی با قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام، ندارد. بنابراین، فرضیه فرعی اول و سوم از فرضیه اصلی دوم تأیید می‌گردد اما فرضیه فرعی دوم از فرضیه اصلی دوم تأیید نمی‌شود. به‌عبارتی، فرضیه اصلی دوم مبنی بر تأثیر منفی و معنادار کیفیت حسابرسی بر قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام از دو جنبه اندازه موسسه حسابرسی و نوع اظهارنظر حسابرس تأیید می‌شود اما از جنبه دوره تصدی حسابرس تأیید نمی گردد.

در مدل دوم پژوهش نیز از بین متغیرهای کنترلی پژوهش، تنها سودآوری شرکت با قیمت گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام ارتباط منفی و معناداری دارند. به بیانی دیگر در شرکت‌های با سودآوری بالا، قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام کاهش می‌یابد.

جدول ۳. نتایج مدل دوم

متغیر	نماد	ضریب رگرسیون	آماره t	سطح معناداری	نتیجه
ثابت	C	1/746	3/449	0/000	-
اندازه موسسه حسابرسی	$AudSize_{i,t}$	-0/123	-4/047	0/000	تائید
دوره تصدی حسابرس	$AudTenure_{i,t}$	0/743	0/545	0/586	رد
نوع اظهارنظر حسابرس	$AuditOpinion_{i,t}$	-0/148	-2/815	0/005	تائید
سودآوری شرکت	$CP_{i,t}$	-0/045	-5/952	۰/۰۰۰	معنادار

متغیر	نماد	ضریب رگرسیون	آماره t	سطح معناداری	نتیجه
درصد عرضه اولیه	$N_{i,t}$	-0/083	-1/058	0/291	غیرمعنادار
نرخ بازده دارایی‌ها	$ROA_{i,t}$	0/035	1/883	0/091	غیرمعنادار
اهرم مالی	$LEV_{i,t}$	0/021	0/401	0/688	غیرمعنادار
اندازه شرکت	$Size_{i,t}$	0/022	0/284	0/776	غیرمعنادار
عمر شرکت	$Age_{i,t}$	-0/012	-0/168	0/934	غیرمعنادار
ضریب تعیین	۰/۳۳۷	آماره F		۹/۵۳۸	
		سطح معناداری مدل		(۰/۰۰۰)	
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۳۰۲	دوربین- واتسون		(۲/۱۴)	

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش با هدف بررسی تأثیر کیفیت سود و کیفیت حسابرسی بر جلوگیری از پدیده قیمت‌گذاری کمتر از حد عرضه‌های اولیه عمومی سهام انجام شده است. دوره زمانی مورد مطالعه از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۸ می‌باشد و نمونه آماری پژوهش متشکل از ۲۵۳ شرکت پذیرفته‌شده در بورس و فرابورس اوراق بهادار تهران است. در راستای دستیابی به اهداف، ابتدا رابطه میان کیفیت سود (شامل پایداری سود و کیفیت اقلام تعهدی) و قیمت‌گذاری کمتر از حد مورد آزمون قرار گرفت. سپس در مدل دوم، رابطه میان کیفیت حسابرسی (شامل اندازه مؤسسه حسابرس، دوره تصدی و نوع اظهارنظر) و قیمت‌گذاری کمتر از حد برازش شد.

یکی از مهم‌ترین یافته‌های پژوهش نشان‌دهنده آن است که به طور متوسط حدود ۲۵ درصد از عرضه‌های اولیه عمومی سهام در بازار سرمایه ایران با پدیده قیمت‌گذاری کمتر از حد مواجه هستند. این نرخ بازدهی جذاب برای سرمایه‌گذاران در یک ماه کاری، آن‌ها را به سمت سرمایه‌گذاری در شرکت‌های تازه وارد سوق می‌دهد که مشارکت حداکثری مردم در سال‌های اخیر مؤید آن است. شکل‌گیری چنین بازده غیرعادی در کوتاه‌مدت می‌تواند ناشی از عدم تقارن اطلاعات، علامت‌دهی و ضعف حاکمیت شرکتی در ایران باشد؛ زیرا دسترسی به اطلاعات در ایران سخت‌تر است و عدم تقارن اطلاعاتی بالاست. از این رو، جهت جبران آثار عدم تقارن اطلاعاتی و ایجاد انگیزه خرید، از ارزان‌فروشی استفاده می‌شود، هرچند در بلندمدت قیمت سهم به تعادل نهایی خود می‌رسد و بازده آن از بازار عقب می‌افتد.

نتایج پژوهش نشان داد که کیفیت سود سبب کاهش معنادار قیمت‌گذاری کمتر از حد می‌شود. با افزایش کیفیت سود، شفافیت اطلاعاتی بالا رفته و عدم تقارن کاهش می‌یابد و عرضه

اولیه‌ها به درستی قیمت‌گذاری می‌شوند. این یافته با نتایج توماس و همکاران (۲۰۱۱)، ناگاتا (۲۰۱۳)، لیزیچسکا و چاپاپسکی (۲۰۱۸) و یو و همکاران (۲۰۱۹) همسو است. سود یکنواخت، نزدیک به وجه نقد و دارای اقلام تعهدی پایین، کیفیت سود را افزایش داده و مورد علاقه سرمایه‌گذاران است. بنابراین سرمایه‌گذاران حاضرند مبلغ بیشتری پرداخت کنند و ارزان‌فروشی کاهش می‌یابد. افزایش کیفیت سود با دقیق‌تر کردن اطلاعات، سرمایه‌گذاران را تشویق کرده و شرکت‌ها را از قیمت‌گذاری پایین بی‌نیاز می‌کند. ارزان‌فروشی یک هزینه اجباری است و شرکت‌ها با افزایش کیفیت سود می‌توانند این هزینه را کاهش دهند.

همچنین نتایج پژوهش حاکی از آن بود که کیفیت حسابرسی، قیمت‌گذاری کمتر از حد را کاهش می‌دهد. این نتیجه با یافته‌های آلبرینگ و همکاران (۲۰۰۷)، وانگ و ویلکینس[1] (۲۰۰۷)، چانگ و همکاران (۲۰۰۸)، الحدب (۲۰۱۶)، دهامیجا و آرورا[2] (۲۰۱۷) و پورحیدری و همکاران (۱۳۹۴) مطابقت دارد، اما با یافته‌های چانگ و همکاران (۲۰۰۸) همسو نیست. کیفیت حسابرسی از طریق نقش اطلاعاتی و نظارتی با تهیه اطلاعات دقیق‌تر، عدم اطمینان سرمایه‌گذاران ناآگاه را کاهش داده و ارزان‌فروشی را کم می‌کند. همچنین حسابرسی باکیفیت به عنوان یک علامت مثبت از ارزش شرکت عمل می‌کند (تیتمان و ترومن، ۱۹۸۶؛ چانگ و همکاران، ۲۰۰۸؛ الحدب، ۲۰۱۶). حسابرسان باکیفیت اطلاعات دقیق‌تری مخابره کرده و عدم اطمینان آتی را کاهش می‌دهند. مدیران می‌توانند با استفاده از مؤسسات بزرگ حسابرسی، اطمینان سرمایه‌گذاران را افزایش داده و با سنگین‌تر کردن طرف تقاضا، هزینه‌های ارزان‌فروشی را حداقل نمایند.

با توجه به وجود پدیده ارزان‌فروشی در ایران، به مسئولان سازمان بورس و سازمان حسابرسی پیشنهاد می‌گردد با افزایش سخت‌گیری‌ها و شفافیت اطلاعات، از تضییع حقوق سهامداران جلوگیری کنند. همچنین با توجه به تأثیر منفی کیفیت سود، مدیران مالی باید به کیفیت اقلام تعهدی و پایداری سود توجه کنند. بر اساس تأثیر منفی اندازه مؤسسه حسابرسی، پیشنهاد می‌شود حسابرسی به حسابرسان باکیفیت همانند سازمان حسابرسی واگذار شود تا اطلاعات دقیق‌تر منتشر و عدم اطمینان کاهش یابد. از آنجا که نوع اظهار نظر حسابرس مؤثر است، حسابرسان باید به گزارش‌های تعدیل شده توجه ویژه داشته باشند تا از ارزان‌فروشی جلوگیری شود.

---

1. Wang and Wilkins
2. Dhamija and Arora

پیشنهادها برای پژوهش‌های آتی عبارتند از: بررسی تأثیر سایر ویژگی‌های شرکت مانند محافظه‌کاری شرطی و غیر شرطی و ویژگی‌های حکمرانی قوی مانند کمیته حسابرسی، واحد حسابرسی داخلی و ساختار هیأت مدیره بر پدیده ارزان‌فروشی. بررسی تأثیر ساختار مالکیت خارجی و خانوادگی بر قیمت‌گذاری کمتر از حد. کنترل متغیرهای دیگری نظیر نوع صنعت و ویژگی‌های حاکمیتی در تحقیقات آتی. بررسی مجدد این موضوع در شرکت‌های سرمایه‌گذاری، هلدینگ، بانک‌ها، بیمه‌ها و لیزینگ‌ها. استفاده از شاخص‌های دیگر جهت اندازه‌گیری قیمت‌گذاری کمتر از حد، کیفیت سود و کیفیت حسابرسی و مقایسه با نتایج این پژوهش.

ملاحظات اخلاقی

نویسندگان اصول اخلاقی را در انجام و انتشار این پژوهش علمی رعایت نموده‌اند و این موضوع مورد تأیید همه آنهاست.

مشارکت نویسندگان

نویسنده اول: طراحی پژوهش، نظارت بر مراحل انجام پژوهش، بررسی و کنترل نتایج، اصلاح، بازبینی و نهایی‌سازی مقاله.

نویسنده دوم و سوم: تهیه و آماده‌سازی نمونه‌ها، انجام آزمایش و گردآوری داده‌ها، انجام محاسبات، تجزیه و تحلیل آماری داده‌ها، تحلیل و تفسیر اطلاعات و نتایج، تهیه پیشنویس مقاله.

تعارض منافع

بنا بر اظهار نویسندگان این مقاله تعارض منافع ندارد.

حامی مالی

مقاله حاضر فاقد هر گونه حمایت مالی می‌باشد.

سپاسگزاری

از داوران محترم به خاطر ارائه نظرهای ساختاری و علمی سپاسگزاری می‌شود.

References

Abbasi, E., & Balavord, M. (2009). IPO underpricing phenomenon and its long-term performance in Tehran Stock Exchange. Accounting Research, (3), 198–217. (in Persian)https://www.iaaaar.com/article_105203.html

Aggarwal, R., Leal, R., & Hernandez, L. (1993). The aftermarket performance of initial public offerings in Latin America. Financial Management, 42-53. https://doi.org/10.1016/S1042-444X(03)00038-0

Albring, S. M., Elder, R. J., & Zhou, J. (2007). IPO underpricing and audit quality differentiation within non-big 5 firms. International Journal of Auditing, 11(2), 115-131.http://doi.org/10.1111/j.1099-1123.2007.00360.x

Alhadab, M. M. (2016). IPO underpricing and audit quality: Evidence from the Alternative Investment Market in the UK. Corporate Board: Role, Duties and Composition, 12(2), 104-110. http://doi.org/10.22495/cbv12i2c1art5

Arora, N., & Singh, B. (2019). Impact of Auditor and Underwriter Reputation on Underpricing of SME IPOs in India. Management and Labour Studies, 44(2), 193-208.http://doi.org/10.1177/0258042X19829285

Baharmoghadam, M., & Koohi, A. (2010). Investigation of types of earnings management in firms listed on the Tehran Stock Exchange. Accounting Knowledge, 1(2), 75–93. (in Persian) http://doi.org/10.22103/jak.2012.48

Beaver, W. H. (2002). Perspectives on recent capital market research. The Accounting Review, 77(2), 453-474.
http://doi.org/10.2308/accr.2002.77.2.453

Cai, N., Ramchand, L., & Warga, A. (2004). The pricing of equity IPOs that follow public debt offerings. Financial Management, 5-26.
https://ssrn.com/abstract=634941

Chang, X., Gygax, A. F., Oon, E., & Zhang, H. F. (2008). Audit Quality, Auditor Compensation and Initial Public Offering Underpricing. Accounting and Finance, 48(3), 391-416.http://doi.org/10.1111/j.1467-629x.2008.00275.x

Dastgir, M., & Rastegar Pouyani, M. (2011). Earnings quality, accruals size and stock returns with accrual quality. Financial Accounting Research, 3(1), 1–20. (in Persian)http://doi.org/20.1001.1.23223405.1390.3.1.1.0

DeFond, M., J, Francis and T, Wong. (2000). “Audit industry specialization and market segmentation by big 6 and non-big 6 accounting firms”. Auditing, A Journal of Practice and Theory, Vol. 19 No.1, pp. 49-66.10.29302/oeconomica.2008.10.1.21

Dehghan Khanqahi, B., Bahri Thales, J., Jabarzadeh Kangarlouei, S., & Ashtab, A. (2021). Developing a model of factors affecting IPO underpricing. Financial Management Strategy, 9(3), 177–202. (in Persian)

http://doi.org/10.22051/jfm.2020.28649.2237

Dewi, N. W. T. P. D., Hasibuan, H. T., & Yasa, G. W. (2025). Factors Affecting the Underpricing of Shares of Companies that Conduct Initial Public Offerings with the Auditor's Reputation as a Moderator. Journal of Social Research, 4(8), 1723-1739.http://doi.org/10.55324/josr.v4i7.2673

Dhamija, S., & Arora, R. K. (2017). Impact of quality certification on IPO underpricing: Evidence from India. Global Business Review, 18(2), 428–444.http://doi.org/10.1177/0972150916668611

Dong, Y., & Huang, J. (2022). Price limits, investor sentiment, and initial public offering underpricing: A quasi-natural experiment based on ChiNext. Emerging Markets Review, 100893.

https://doi.org/10.1016/j.ememar.2022.100893

Drobetz, W., Kammermann, M., & Wälchli, U. (2005). Long-run performance of initial public offerings: The evidence for Switzerland. Schmalenbach Business Review, 57(3), 253-275.

https://doi.org/10.1007/BF03396716

Dunn, K. A., Mayhew, B. W., & Morsfield, S. G. (2000). Auditor industry specialization and client disclosure quality 'Working paper. Baruch College and University of Wisconsin-Madison.

https://doi.org/10.1023/B:RAST.0000013628.49401.69

Francis, J., Lafond, R., Olsson, P., & Schipper, K. (2007). Information uncertainty and post-earnings-announcement-drift. Journal of Business Finance & Accounting, 34(3-4), 403-433.

https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2007.02030.x

Francis, J., Olsson, P. M., and Schipper, K. (2008). Earnings quality. Foundations and Trends in Accounting, 1 (4), 259-340 .https://doi.org/10.1561/1400000004

Gramling, A. A., & Stone, D. N. (2001). Audit firm industry expertise: A review and synthesis of the archival literature. Journal of accounting literature, 20, 1-27.https://egrove.olemiss.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1226&context=dl_proceedings

Guo, R., Lev, B. & Zhou, N.(2004). The valuation of Science-Based IPOs", working paper, university of Illinois at chicago, newyork university and suny-binghampton.https://doi.org/10.1177/0148558X0502000407

Hamao, Y., Packer, F., & Ritter, J. R. (2000). Institutional affiliation and the role of venture capital: Evidence from initial public offerings in Japan. Pacific-Basin Finance Journal, 8(5), 529-558.

https://doi.org/10.1016/S0927-538X(00)00026-3

Hassasyeganeh, Y., & Omidi, E. (2014). The relationship between accounting information quality, price delay and future stock returns. Empirical Studies in Financial Accounting, 11(42), 31–58. (in Persian)
https://qjma.atu.ac.ir/article_101.html

Heidari, M., Ghadiri, B., & Hamekhani, S. (2017). The mediating role of information asymmetry in the relationship between audit quality and financing policies. Financial Management Strategy, 5(4), 93–126. (in Persian) 10.22051/jfm.2018.11708.1146

Hoque, H., & Mu, S. (2021). Does a reduction of state control affect IPO underpricing? Evidence from the Chinese A-share market. Journal of International Money and Finance, 115, 102384.
https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2021.102384

How, J., Jelic, R., Saadouni, B., & Verhoeven, P. (2007). Share allocations and performance of KLSE Second Board IPOs. Pacific-Basin Finance Journal, 15, 292–314.https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2006.09.002

Ibbotson, R. G. (1975). Price performance of common stock new issues. Journal of financial economics, 2(3), 235-272.
https://doi.org/10.1016/0304-405X(75)90015-X

Jelic, R., Saadouni, B., & Briston, R. (2001). Performance of Malaysian IPOs: Underwriters reputation and management earnings forecasts. Pacific-Basin Finance Journal, 9(5), 457-486.
https://doi.org/10.1016/S0927-538X(01)00013-0

Kahneman, D., & Tversky, A. (2013). Prospect theory: An analysis of decision under risk. In Handbook of the fundamentals of financial decision making: Part I (pp. 99-127https://doi.org/10.2307/1914185

Kamiabi, Y., & Borbori, F. (2016). Moral hazard and information asymmetry in IPO underpricing. Accounting Research, 6(20), 21–41. (in Persian) 10.22051/ijar.2016.2361

La Porta, R., Lopez-de-Salines, F., & Shleifer, A. (2000). Investor protection and corporate Governance. Journal of Financial Economics, 59, 3–27.http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.183908

Leuz, C., & Verrecchia, R. E. (2005). Firms' capital allocation choices, information quality, and the cost of capital. Information Quality, and the Cost of Capital (January 2005).http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.495363

Li, J., & Zhou, J. (2006). Earnings management and delisting risk of initial public offerings. Simon School, University of Rochester, Research Paper Serieshttp://dx.doi.org/10.2139/ssrn.641021

Lizińska, J., & Czapiewski, L. (2018). Earnings Management and Underpricing of IPOs on an Emerging Market. Studia Oeconomica Posnaniensia, 6(2 Contemporary Challenges of Finance), 7-20.
https://bazekon.uek.krakow.pl/rekord/171511174

Ljungqvist, A. (2007). IPO underpricing. In Handbook of Empirical Corporate Finance (pp. 375-422).
Elsevier.https://ssrn.com/abstract=609422

Loughran, T., & Ritter, J. R. (2002). Why don't issuers get upset about leaving money on the table in IPOs? A Review of Financial Studies, 15, 413–443.http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.243145

Malmir, F., kheirollahi, F., Yarahmadi, H. and Sefaty, F. (2025). Modeling and Predicting IPO Returns Using Gradient Boosting Machine Learning Algorithms. Financial Research Journal, (In Press). (in Persian)
10.22059/frj.2025.400625.1007779.

McNichols, M. F. (2002). Discussion of the quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. The accounting review, 77(s-1), 61-69.https://www.jstor.org/stable/3203325

Nagata, K. (2013). Does earnings management lead to favorable IPO price formation or further underpricing? Evidence from Japan. Journal of Multinational Financial Management, 23(4), 301-313
https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2013.05.002

Namazi, N., & Azizi, P. (2021). The moderating effect of audit quality on the relationship between financial reporting quality and IPO underpricing. Empirical Studies in Financial Accounting, 18(69), 115–144. (in Persian)
https://doi.org/10.22054/qjma.2021.54112.2181

Pourheidari, O., Safi-pour Afshar, M., Goudarz Talejardi, A., & Safi-pour Afshar, M. (2015). The effect of audit quality on audit fees and underpricing in initial public offerings. Financial Accounting Scientific-Research Quarterly, 7(26), 31–51. (in Persian)http://qfaj.mobarakeh.iau.ir/article-1-391-fa.html

Rahrovi Dastjerdi, A. and Rahimi, M. (2025). Earnings management in the years after the initial public offering and its effect on the long-run stock performance. Financial Management Perspective, 15(1), 40-62. (in Persian)
10.48308/jfmp.2025.239935.1497

Sadeghi, A., & Tehrani, R. (2019). Financial performance evaluation of firms listed in Iran's capital market. Tehran Stock Exchange Quarterly, 12(45), 5–24. https://ensani.ir/file/download/article/1575181367-9455-45-1.pdf (in Persian)

Schrand, C. M., & Verrecchia, R. E. (2005). Information disclosure and adverse selection explanations for IPO underpricing.
http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.316824

Thomas J. Boulton, Scott B. Smart, and Chad J. Zutter (2011) Earnings Quality and International IPO Underpricing. The Accounting Review: (86), (2), 483-505.https://ssrn.com/abstract=972694

Titman, S., & Trueman, B. (1986). Information quality and the valuation of new issues. Journal of accounting and economics, 8(2), 159-172.
https://doi.org/10.1016/0165-4101(86)90016-9

Tong, Y. H., & Miao, B. (2011). Are dividends associated with the quality of earnings? Accounting Horizons, 25(1), 183–205.
https://doi.org/10.2308/acch.2011.25.1.183

Van Caneghem, T., (2004), "The impact of audit quality on earnings rounding-upbehaviour: Some UK evidence"
https://doi.org/10.1080/0963818042000216866

Wang, K., & Wilkins, M. S. (2007). The impact of audit firm industry differentiation on IPO underpricing. Pacific Accounting Review, 19(2), 153-164. https://doi.org/10.1108/01140580710819906

Wong, E. S., WB, R. W., & Ting, L. S. (2017). Initial public offering (IPO) underpricing in Malaysian settings. Journal of Economic & Financial Studies, 5(02), 14-25. https://doi.org/10.18533/jefs.v5i02.276

Yatim, P. (2011). Underpricing and board structures: an investigation of Malaysian initial public offerings (IPOs). Asian Academy of Management Journal of Accounting & Finance, 7(1).
http://web.usm.my/journal/aamjaf/vol%207-1-2011/7-1-4.pdf

Yong, O. (2007). A review of IPO research in Asia: What's next? Pacific-Basin Finance Journal, 15(3), 253-275
https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2006.09.001

Yu, J., Tuo, L., & Wu, D. (2019). Industry Peer Firms' Earnings Quality and IPO Underpricing. Journal of Corporate Accounting & Finance, 30(1), 36-62.https://doi.org/10.1002/jcaf.22366

Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Quarterly Journal of Securities Exchange, Fall 2026, V. 19, No.75, pp. 97-134

Multi-Scale Analysis of Geopolitical Risk and Its Transmission Mechanisms to the Iranian Capital Market: A Wavelet Approach and the Role of Intermediary Markets[1]

Seyed Jalal Tabatabaei*[2]

Received: 09 November 2025 Revised: 26 February 2026
Accepted: 10 March 2026 Published Online: 08 April 2026

Research Paper

Highlights

- A novel Iran-specific geopolitical risk (GPR) index was developed using GDELT data.
- Wavelet-based multi-scale analysis reveals heterogeneous GPR effects across time horizons.
- Inflation is the most persistent transmission channel of geopolitical risk to the stock market.
- Exchange rate, gold, housing, oil, and sukuk mediate GPR transmission differently across scales.
- The findings provide horizon-specific policy implications for stabilizing Iran's capital market.

Abstract

This study aims to investigate the multi-scale transmission mechanisms of geopolitical risk (IGPR) to the Iranian capital market, with a particular emphasis on the mediating role of key markets including exchange rate, gold coin, oil, inflation, housing, and sukuk. The research employs a correlational design using daily data from 2016 to 2025. The population consists of the Tehran Stock Exchange Price Index (TEPIX) and intermediary variables. A country-specific GPR index was constructed through text mining of Iran-related news from the GDELT database. Data were sourced from the Tehran Stock Exchange, Central Bank of Iran, gold and currency information network, and GDELT. Continuous and discrete wavelet transforms were applied to decompose variables into five-time scales, followed by scale-by-scale mediation analysis. Findings reveal a complex, time-varying transmission pattern: in the short term (2–4 months), GPR initially generates a positive reaction in stock returns, but this effect is rapidly neutralized or reversed through strong negative channels of exchange rate, gold coin, and inflation. In the medium term (4–16 months), the net effect turns significantly negative, dominated by inflation, housing, and sukuk channels. In the long term (beyond 32 months), persistent exchange rate depreciation and structural inflation partially offset prior losses, shifting the net impact toward positive. Inflation emerged as the most frequent significant mediator across scales. All results proved robust against alternative specifications, structural breaks, and nonlinearity tests. By introducing a tailored Iran-specific GPR index and a wavelet-based multi-scale mediation framework, this study provides novel insights into the dynamic risk transmission in a sanction-exposed emerging economy and offers actionable policy implications for short-, medium-, and long-term stabilization.

Keywords: Geopolitical Risk, Iranian Capital Market, Wavelet Analysis, Intermediary Markets.
JEL Classification: G15, G19, C58, F51, E44, O53.

---

1. doi: 10.22034/jse.2026.12657.2418
2. Assistant Professor, Department of Accounting, Economics and Management, Payame noor University, Tehran, Iran. (Tabatabaei@pnu.ac.ir).

Copyright © 2026 The Authors. Published by Securities and Exchange Organization. This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Cite This Article: Tabatabaei, Seyed Jalal. (2026). Multi-Scale Analysis of Geopolitical Risk and Its Transmission Mechanisms to the Iranian Capital Market: A Wavelet Approach and the Role of Intermediary Markets). ***Quarterly Journal of Securities Exchange***, 19 (75), 97-134.
https://doi.org/10.22034/jse.2026.12657.2418. Homepage: https://journal.seo.ir

Introduction

Geopolitical risk has emerged as one of the most powerful and persistent sources of systemic uncertainty in global financial markets over the past two decades. Unlike traditional macroeconomic shocks, geopolitical events affect asset prices not only through real economic channels but primarily through rapid changes in investor sentiment, risk aversion, and expectations. This effect is dramatically amplified in emerging markets that are simultaneously exposed to prolonged international sanctions, chronic political tensions, and structural dependence on a limited number of highly volatile asset classes (currency, gold, oil, real estate, and Islamic securities). Iran represents an extreme yet highly instructive case: its capital market has repeatedly exhibited a paradoxical three-phase pattern in response to major geopolitical shocks—initial short-lived rallies, prolonged medium-term corrections, and gradual long-term partial recovery—yet no study to date has systematically explained this pattern or identified the precise transmission channels and time scales involved.

The international literature, while rich, suffers from three critical limitations when applied to the Iranian context: (i) almost exclusive reliance on the global GPR index of Caldara and Iacoviello, which is constructed from English-language Western media and systematically underweights Iran-specific events and Persian/regional sources; (ii) predominant use of linear, single-scale econometric models that assume constant relationships over time and cannot distinguish short-term panic-driven reactions from medium- and long-term structural adjustments; and (iii) insufficient attention to the powerful domestic intermediary markets that act as amplifiers or buffers in a sanctioned economy. These gaps leave policymakers, regulators, and investors without a reliable framework for anticipating, monitoring, or mitigating the financial consequences of geopolitical shocks.

The present study directly addresses these shortcomings with three explicit objectives:

1. To construct and validate the first genuinely Iran-specific geopolitical risk index using comprehensive text-mining of the GDELT database combined with Persian-language and regional news sources.

2. To examine the multi-scale (short-, medium-, and long-term) transmission mechanisms of this index to Tehran Stock Exchange returns, with particular emphasis on heterogeneity across time horizons.

3. To identify and quantify the mediating role of six key domestic markets—exchange rate, gold coin price, crude oil price, consumer price inflation, housing price index, and sukuk yields—in each time scale.

We hypothesize a three-phase transmission pattern: (i) short-term positive direct effect driven by flight-to-liquidity and speculative behavior, rapidly reversed by currency and inflation channels; (ii) dominant negative net effect in the medium term through cost-of-capital and wealth-effect channels; and (iii) partial long-term offset via persistent currency depreciation and structural inflation that eventually reflate nominal asset values.

Methodology

Research Design

The study is a purely quantitative, secondary-data-based and observational research covering the full population of trading days from March 21, 2016 to December 8, 2024 (140 monthly observations) .

Construction of Iran-Specific GPR Index

Over 1.2 million news items containing Iran as actor, location, or target were extracted from the GDELT Event and Global Knowledge Graph databases. Events were filtered using the Goldstein conflict–cooperation scale and CAMEO threat/act taxonomies. A weighted composite index was built using tone, intensity, and media salience scores, normalized to mean zero and unit variance, and cross-validated against major known geopolitical episodes.

Variables and Data Sources

Dependent variable: Monthly log-returns of Tehran Stock Exchange All-Share Price Index (TEPIX).

Independent variable: Iran-specific GPR index (Monthly frequency).

Mediators: Official USD/IRR market exchange rate, Tehran gold coin price, Brent crude oil price, headline CPI (monthly, Tehran housing price index (quarterly interpolated), and total return index of listed sukuk. All series sourced from Tehran Stock Exchange (SEO.ir), Central Bank of Iran, Iran Mercantile Exchange, and GDELT Project.

Analytical Procedure (fully replicable)

1. All series were log-differenced (except GPR, which is already stationary) and standardized.

2. Maximal Overlap Discrete Wavelet Transform (MODWT) with Daubechies least-asymmetric (LA8) filter of length 8 was applied to decompose each series into five non-overlapping time scales: D1 (2–4 months), D2 (4–8 months), D3 (8–16 months), D4 (16–32 months), D5 (>32 months).

3. Wavelet coherence and phase-difference analysis identified lead–lag and in-phase/out-of-phase relationships.

4. Scale-by-scale mediation analysis: 30 separate bootstrapped (5,000 replications) mediation models (6 mediators × 5 scales) were estimated using the PROCESS-style indirect effect framework adapted to wavelet components.

5. Extensive robustness protocol: alternative wavelets (Haar, D4, D6), Bai–Perron multiple structural break controls, mixed-data sampling (MIDAS) regressions.

Results

Variance decomposition shows 35.45% of stock return variance in scale 5 (>32 months), followed by scales 3 and 4 (46.12% combined), indicating structural dominance with notable short-term contributions. Currency, gold, sukuk, and housing exhibit >55% variance in scale 1, confirming high short-term sensitivity.

Correlations: In scale 1, GPR-stock return correlation is 0.792 ($p<0.01$), with significant links to all mediators. Scale 2 shows negative -0.555 for stocks. Long-term scales (4–5) retain only oil correlations, aligning with sanction effects.

Mediation: Short-term (2–4 months) direct effect positive ($\beta=0.345$, $p<0.01$), reversed by all six negative mediators (e. g., CPI -0.156, housing -0.139, currency -0.137), yielding near-zero net impact. Medium-term (4–8 months) net negative ($\beta=-0.344$, $p<0.01$), mediated by sukuk, housing, and inflation. Long-term (>32 months) features positive currency mediation (+0.039), reducing net negative to -0.043.

Summary: 10 significant indirect effects ($p\leq0.05$), with CPI mediating four scales; 13 direct effects significant.

Robustness): Patterns hold against alternatives, no structural breaks at crises, one-way causality confirmed via mixed-frequency VAR.

Discussion

The findings align with but extend prior research. Consistent with Ben Ameur et al. (2025) and Gong et al. (2025) on multi-scale GPR, this study contextualizes heterogeneity in a sanctioned economy using GDELT, revealing channel shifts across scales. Echoing Hong et al. (2025) ‘s critique of global indices, the Iran-specific approach captures localized risks better. Domestic parallels include Tehrani et al. (2024) on sanctions' negative impacts, Hosseinidoust et al. (2023) and Bakhshani (2016) on currency channels, and Bahrieh et al. (2025) on regional GPR volatility. However, this integrated framework differentiates by showing mediators operate in an interconnected network with varying signs and strengths—e. g., initial positive reactions (contra uniform negativity in global studies) rapidly overshadowed by inflation/currency, per Zaremba et al. (2022) ‘s overreaction hypothesis, but modulated into medium-term corrections.

Critiques: Wavelet assumptions may oversimplify non-linearities; GDELT, while advanced, might miss subtle structural risks like sustained sanctions (as in Tehrani et al., 2024). Results' robustness mitigates this, but simplifications (e. g., linear mediation) warrant caution.

Conclusions

This study demonstrates GPR transmission in Iran follows a three-phase pattern: short-term positive (reversed by currency, gold, inflation, housing); medium-term negative (via inflation, housing, sukuk); long-term partial offset (via chronic currency depreciation as structural inflation). Theoretically, it advances understanding of resilience in sanctioned markets, modeling how negative channels evolve into adaptive mechanisms. Practically, it justifies horizon-specific policies: short-term currency/inflation stabilization (e. g., secondary markets, supply interventions); medium-term financing/housing support to curb cost pressures; long-term redirection of structural inflation toward productivity and real-sector growth, ensuring nominal gains align with real value.

Findings are replicable, offering a scientific basis for smarter monitoring and hedging against geopolitical volatility. Applications are warranted for policymakers and investors in similar economies. Unresolved issues include incorporating sanction/diplomacy/energy dimensions into indices and exploring crypto/debt markets. Future research should develop advanced AI/network models for nonlinear interactions and conduct wavelet-based cross-country comparisons among geopolitically affected developing economies. Overall, transcending single-dimensional analyses, this framework equips stakeholders to navigate GPR's temporal, multi-channel, and behavioral complexities.

Author Contributions

The author solely contributed to the conceptualization, methodology, software, validation, formal analysis, investigation, data curation, writing—original draft preparation, writing—review and editing, visualization, supervision, and project administration of this study. The author has read and approved the final version of the manuscript.

Data Availability Statement

Data available on request from the authors.

Acknowledgements

The authors would like to thank anonymous reviewers for their valuable suggestions in manuscript revision.

Ethical Considerations

The author avoided data fabrication, falsification, and plagiarism, and any form of misconduct.

Funding

This research did not receive any specific grant from funding agencies in the public, commercial, or not-for-profit sectors.

Conflict of Interest

The author declares no conflict of interest.



سازمان بورس و اوراق بهادار، مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال نوزدهم، شماره ۷۵، پاییز ۱۴۰۵، صص ۱۳۴-۹۷

تحلیل چند مقیاسی ریسک ژئوپلیتیک و مکانیزم‌های انتقال آن به بازار سرمایه ایران: رویکرد موجک و نقش بازارهای میانجی[۱]

سیدجلال طباطبائی*[۲]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت : ۱۴۰۴/۰۸/۱۸ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۱۲/۰۷

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۲/۱۹ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۱/۱۹

نکات برجسته

- شاخص بومی ریسک ژئوپلیتیک ایران با استفاده از داده‌های پایگاه جی دلت طراحی و محاسبه شد.
- انتقال ریسک ژئوپلیتیک به بازار سرمایه ایران در افق‌های زمانی مختلف، رفتاری ناهمگن دارد.
- تورم مهم‌ترین و پایدارترین کانال انتقال ریسک ژئوپلیتیک به بازار سرمایه ایران است.
- بازارهای ارز، طلا، مسکن، نفت و صکوک در مقیاس‌های زمانی مختلف نقش‌های متفاوتی در انتقال ریسک ایفا می‌کنند.
- یافته‌های پژوهش، مبنایی برای طراحی سیاست‌های تثبیتی متناسب با افق‌های زمانی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت فراهم می‌کند.

چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی سازوکار چند مقیاسی انتقال ریسک ژئوپلیتیک به بازار سرمایه ایران با تأکید بر نقش بازارهای میانجی (ارز، سکه، نفت، تورم، مسکن و صکوک) است. روش پژوهش از نوع همبستگی مقطعی و طولی بوده و جامعه آماری شامل داده‌های روزانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و متغیرهای میانجی در بازه زمانی ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۴ می‌باشد. شاخص ریسک ژئوپلیتیک بومی با استفاده از داده کاوی محتوای خبری پایگاه جی دلت و تمرکز بر اخبار مرتبط با ایران استخراج شد. ابزار جمع‌آوری داده‌ها شامل پایگاه بورس اوراق بهادار تهران، بانک مرکزی ایران، شبکه اطلاع‌رسانی طلا و ارز و پایگاه جی دلت بود. برای تحلیل داده‌ها از رویکرد موجک پیوسته و گسسته (تفکیک به پنج مقیاس زمانی) و مدل میانجی گری مقیاس‌به‌مقیاس استفاده گردید. نتایج نشان داد انتقال ریسک ژئوپلیتیک در ایران چندکاناله و وابسته به افق زمانی است؛ در کوتاه‌مدت اثر اولیه مثبت به‌سرعت توسط کانال‌های ارز، سکه و تورم معکوس می‌شود، در میان‌مدت اثر خالص منفی غالب است و در بلندمدت افزایش مزمن ارز و تورم بخشی از فشار را جبران می‌کند. تورم پرسامدترین میانجی معنادار بود و نتایج در برابر آزمون‌های استحکام مختلف پایدار ماندند. پژوهش حاضر با ارائه شاخص ریسک ژئوپلیتیک مختص ایران و چارچوب چند مقیاسی موجک، فهم و دانش مناسبی در درک پویایی انتقال ریسک در اقتصاد تحریم شده ایران ایجاد کرده است.

واژه‌های کلیدی: ریسک ژئوپلیتیک، بازار سرمایه ایران، تحلیل موجک، بازارهای میانجی.

طبقه‌بندی موضوعی: G15, G19, C58, F51, E44, O53

---

۱. doi: 10.22034/jse.2026.12657.2418

۲. استادیار، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران(Tabatabaei@pnu.ac.ir).

حق انتشار این مستند متعلق به نویسندگان آن است. ۱۴۰۵ ©. ناشر این مقاله، سازمان بورس و اوراق بهادار است.

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

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

استناد: طباطبائی، سیدجلال (۱۴۰۵). تحلیل چند مقیاسی ریسک ژئوپلیتیک و مکانیزم‌های انتقال آن به بازار سرمایه ایران: رویکرد موجک و نقش بازارهای میانجی. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱۹ (۷۵)، ۱۳۴-۹۷.

https:// 10.22034/jse.2026.12657.2418 Homepage: https://journal.seo.ir

مقدمه

تحولات ژئوپلیتیک در دهه‌های اخیر، فراتر از منازعات امنیتی، به عنوان مولفه‌ای ساختاری در الگوهای قیمت‌گذاری دارایی‌ها ظهور کرده است (کالدارا و یاکوویلو[1] ۲۰۲۲؛ پاستور و ورونزی[2] ۲۰۱۲). این تحولات نه تنها از طریق متغیرهای کلان بلکه با بازتعریف انتظارات معامله‌گران و تغییر در نرخ تنزیل، سازوکار ارزش‌گذاری مالی را تغییر می‌دهد (چوی، ۲۰۲۲؛ اسمالز[3]، ۲۰۲۱). همچنین طبق فرضیه بازار انطباقی سرمایه‌گذاران با افق‌های زمانی متفاوت، واکنش‌های انطباقی متفاوتی به شوک‌ها نشان می‌دهند (بن‌عامور و همکاران[4]، ۲۰۲۵).

این مسأله در بازار سرمایه ایران، به دلیل حساسیت بالای انتظارات نسبت به اخبار سیاسی، ابعادی پیچیده‌تر دارد چرا که طبق تئوری انتخاب سبد دارایی، نا اطمینانی‌های سیاسی منجر به بازنگری در ترکیب دارایی‌ها و هجوم به سمت دارایی‌های امن نظیر طلا و ارز می‌شود (بویور و همکاران[5] ۲۰۱۸، بائور ومک درموت[6] ۲۰۱۰). در ایران، پیوند میان سیاست خارجی، رویدادهای امنیتی و ساختار اقتصاد کلان، به شکلی عمیق و سریع‌تر از بسیاری اقتصادهای دیگر بر فضای سرمایه‌گذاری اثر می‌گذارد و واکنش‌های بازار معمولاً نه‌تنها از کانال اطلاعات بلکه از کانال شوک انتظاراتی و رفتاری شکل می‌گیرد. هرگونه بی‌ثباتی سیاسی یا امنیتی می‌تواند به چرخش سرمایه، سفته‌بازی، انتقال منابع به بازارهای موازی و تشدید نوسان یا حباب قیمتی منجر شود. این واکنش‌ها در دوره‌هایی نظیر تشدید تحریم‌ها، تغییر سیاست‌های منطقه‌ای، رخدادهای مرزی و تهدیدات نظامی در سال‌های اخیر به‌وضوح مشاهده شده است. چنین شرایطی موجب شده که نوسانات بازار سرمایه ایران، لزوماً نه بر اساس داده‌های بنیادی بلکه در اثر امواج خبری و روانی ناشی از تحولات ژئوپلیتیک شکل گیرد(بحریه و همکاران ۱۴۰۴؛ تهرانی و همکاران ۱۴۰۳).

در اکثر پژوهش‌های انجام شده مانند چوی(۲۰۲۲) و کازاک و همکاران(۲۰۲۵) شاخص‌های جهانی مورد بررسی قرار گرفته است. به‌کارگیری شاخص‌های جهانی بدون توجه به اطلاعات داخلی می‌تواند سوگیری‌های ادراکی سرمایه‌گذاران داخلی را نادیده بگیرد. علاوه بر این، الگوهای سنتی

---

1. Caldara & Iacoviello
2. Pastor & Veronesi
3. Smales
4. Ben Ameur et al
5. Bouoiyour et al
6. Baur & McDermott

مانند مدل‌های خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع‌شده[1] در پژوهش تهرانی و مختاربند(۱۴۰۳)؛ یا مدل غیرخطی مدل جمعی تعمیم‌یافته[2] در تحقیق ادیبیان و همکاران(۲۰۲۵) عمدتاً برآورد میانگین اثر را گزارش کرده و تحلیل ناهمگنی فرکانسی انجام نشده است. حتی مدل‌های پیشرفته‌ای نظیر اختلاط داده‌های با بسامد متفاوت[3] (سالیسو و همکاران، ۲۰۲۲) نیز در تفکیک مرزهای زمانی دقیق نیستند. این محدودیت‌ها ضرورت بهره‌گیری از تحلیل موجک را برای واکاوی مکانیزم پنهان انتقال ریسک که در تئوری‌های خطی کلاسیک مغفول مانده، برجسته می‌سازد.

بر این اساس، پژوهش حاضر با هدف پوشش شکاف‌های تئوریک و تجربی، از سه جنبه دارای نوآوری است: نخست، جایگزینی شاخص‌های بین‌المللی با شاخص محتوایی بومی (استخراج‌شده از پایگاه جی‌دلت) جهت انطباق با ادراک واقعی ریسک در فضای ایران؛ دوم، بهره‌گیری از تحلیل موجک چندمقیاسی برای تفکیک پویایی‌های زمانی-فرکانسی و تبیین رفتار ناهمگن معامله‌گران در افق‌های زمانی مختلف؛ و سوم، واکاوی تئوری سرایت از طریق شناسایی مجاری واسطه‌ای (ارز، طلا، نفت، مسکن و صکوک) به عنوان کانال‌های اصلی انتقال نا اطمینانی. ازاین‌رو، مطالعه حاضر در پی پاسخ به این پرسش‌هاست که اول، ساختار هم‌حرکتی زمانی-فرکانسی میان ریسک ژئوپلیتیک و بازار سرمایه ایران چگونه است؟ دوم، مهم‌ترین بازارهای میانجی انتقال اثر کدام‌اند و هریک در چه دوره‌های زمانی نقش غالب دارند؟ سوم، آیا میان واکنش‌های رفتاری کوتاه‌مدت و آثار ساختاری بلندمدت، تفاوت معناداری وجود دارد؟

پاسخ به این پرسش‌ها می‌تواند درک دقیق‌تری از رفتار بازار سهام ایران در شرایط نا اطمینانی ژئوپلیتیک فراهم سازد، زمینه طراحی ابزارهای پوشش ریسک و سیاست‌های تثبیتی مناسب‌تری ایجاد کند و به نهادهای سیاستگذار کمک نماید تا با شناسایی نقطه‌های آسیب‌پذیر در سازوکار انتقال ریسک، اقداماتی مؤثر برای کاهش شدت نوسانات اتخاذ کنند.

مبانی نظری

ریسک ژئوپلیتیک و بازار سرمایه (کانال اطلاعاتی-رفتاری)

ریسک ژئوپلیتیک طی دو دهه اخیر به یکی از محورهای اصلی تحلیل‌های اقتصادی و مالی تبدیل شده است. از منظر تئوری‌های مالی رفتاری، اثرگذاری این ریسک نه صرفاً بر اساس

1. ARDL
2. GAM
3. GARCH- MIDAS

ماهیت نظری رویداد بلکه بر پایه ادراک و پردازش اطلاعاتی آن در ذهن سرمایه‌گذاران شکل می‌گیرد(شو[1] ۲۰۲۳). بر پایه فرضیه بازار انطباقی[2] تحولات ژئوپلیتیک از طریق تغییر در سطح نااطمینانی، بر انتظارات معامله‌گران اثر گذاشته و با تحت تأثیر قرار دادن نرخ تنزیل و جریانات نقدی انتظاری، ارزش ذاتی دارایی‌ها را بازتعریف می‌کند. در این چارچوب، کانال اطلاعاتی– رفتاری اولین و سریع‌ترین مسیر انتقال اثر است. در این سازوکار، افزایش شدت اخبار تنش‌آفرین، با اثرگذاری بر «سوگیری‌های شناختی»، باعث تغییر لحظه‌ای انتظارات و کاهش تحمل ریسک در پرتفوی سرمایه‌گذاران می‌شود. طبق مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، این تغییر در ادراک ریسک مستقیماً منجر به افزایش بازده مورد انتظار و در نتیجه ریزش قیمت‌های جاری می‌شود(یانگ و همکاران[2] ۲۰۲۱). تهدیدات ژئوپلیتیک به دلیل ایجاد ابهام می‌تواند تأثیر مخرب‌تری نسبت به رویدادهای فیزیکی داشته باشد (لو و ژانگ[3] ۲۰۲۴).

این رفتار با تئوری پناهگاه امن و فرضیه واکنش بیش از حد نیز کاملاً سازگار است؛ به این معنا که سرمایه‌گذاران برای محافظت از ثروت خود، به سمت دارایی‌های نقدشونده حرکت کرده و واکنشی فراتر از ارزش ذاتی نشان می‌دهند(آناس[4] ۲۰۲۴). این واکنش‌ها حتی زمانی که اثر بنیادین رویداد بر جریانات نقدی شرکت‌ها محدود است، می‌تواند از طریق اثر واگیری[5]، الگوهای قیمتی را دچار تلاطم کند(بائور و مک درموت ۲۰۱۰). این موضوع با مبانی فرضیه بازار ناهمگن[6] که بر تفاوت واکنش معامله‌گران در افق‌های زمانی مختلف تأکید دارد، تطابق دارد(کاراکیا و کوتولو[7] ۲۰۲۴). بر اساس این نظریه، رابطه میان ریسک ژئوپلیتیک و بازارهای مالی در مقیاس‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت به دلیل حضور معامله‌گران با افق‌های زمانی و اهداف متفاوت، تفاوت قابل‌توجهی دارد. در مقیاس‌های زمانی کوتاه‌مدت، بازارها عمدتاً تحت تأثیر جریانات هیجانی و واکنش‌های آنی قرار دارند که باعث می‌شود دارایی‌ها به عنوان «گیرنده شوک» عمل کنند؛ اما در بلندمدت، آثار ساختاری و ماندگار ریسک بر متغیرهای بنیادی نمایان شده و دارایی‌های پناهگاه امن (مانند طلا) نقش «فرستنده شوک» را ایفا می‌کنند. این ناهمگنی

1. Xu
2. Yang et al
3. Lo & Zhang
4. Anas
5. Contagion Effect
6. HMH
7. Karakaya & Kutlu

زمانی برای کشورهایی که با تنش‌های سیاسی مزمن روبه‌رو هستند، بسیار برجسته‌تر است و نشان می‌دهد که الگوهای واکنش بازار با ابزارهای کلاسیک اقتصادسنجی (که مبتنی بر میانگین‌گیری هستند) به‌طور کامل قابل شناسایی نیستند و نیاز به تحلیل‌های زمانی-فرکانسی دارند (چن[1] ۲۰۲۲).

نقش شاخص‌های اقتصادی و بازارهای میانجی در انتقال ریسک

مسیر دوم انتقال اثر ریسک ژئوپلیتیک، از طریق بازارهای میانجی و شاخص‌های کلان اقتصادی است که نقش تقویت‌کننده یا تضعیف‌کننده در این فرآیند دارند. بر پایه نظریه سرایت، نا اطمینانی‌های سیاسی به‌ندرت به‌طور مستقیم بر بازار سهام اثر می‌گذارند؛ بلکه ابتدا دارایی‌های حساس را متأثر کرده و سپس از طریق پیوندهای متقابل، به سایر بخش‌ها سرایت می‌کنند(چینازی و فاگیو[2] ۲۰۱۵). ارز، طلا، نفت، نرخ‌های بهره و قیمت مسکن در کنار شاخص‌های اقتصادی نظیر تورم، اصلی‌ترین مجاری این انتقال هستند.

طبق تئوری انتخاب سبد دارایی، در زمان وقوع بحران‌های ژئوپلیتیک، سرمایه‌گذاران به دنبال بازتعریف ترکیب دارایی‌های خود هستند(مدیوب[3] ۲۰۲۵). در این راستا، طلا و ارز به دلیل نقدشوندگی بالا، نقش «دارایی امن را ایفا کرده و حساسیت بالایی به شوک‌ها نشان می‌دهند(فدر سمپک و همکاران[4] ۲۰۲۴). در اقتصادهایی نظیر ایران، شوک‌های ارزی و نوسانات قیمت طلا نه‌تنها به‌عنوان پناهگاهی برای حفظ ارزش پول بلکه به‌عنوان سیگنال‌های هدایت‌کننده انتظارات تورمی عمل کرده و از طریق تغییر در واریانس خطای پیش‌بینی، تلاطم را به بازار بورس منتقل می‌کنند. همچنین قیمت نفت به‌عنوان پیشران اصلی درآمدهای ارزی و شاخص‌های پولی، پیوندی ساختاری میان ریسک‌های محیطی و بازدهی سهام ایجاد می‌کند. این یافته‌ها تأیید می‌کند که ریسک ژئوپلیتیک در یک سازوکار انتقال چندکاناله، از طریق تغییر در قیمت نسبی این دارایی‌ها و شاخص‌ها، بازار سرمایه را تحت تأثیر قرار می‌دهد(اشرافول و همکاران[5] ۲۰۲۵).

---

1. Chen
2. Chinazzi & Fagiolo
3. Medhioub
4. Feder-Sempach et al
5. Ashraful et al

کانال بنیادین و آثار ساختاری بر اقتصاد کلان و بنگاه‌ها

مسیر سوم انتقال اثر، کانال بنیادین یا ساختاری است که بر پایه نظریه ارزش‌گذاری دارایی‌ها و فرضیه جریانات نقدی تبیین می‌شود. در این سازوکار، ریسک ژئوپلیتیک نه از طریق هیجانات آنی بلکه از مسیر تغییر در متغیرهای واقعی اقتصاد نظیر هزینه سرمایه، ریسک اعتباری و افق سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها به بازار سهام منتقل می‌شود(ژانگ و همکاران[1] ۲۰۲۴). بر اساس این چارچوب تئوریک، افزایش نااطمینانی سیاسی منجر به بالا رفتن نرخ تنزیل و صرف ریسک شده و همزمان با کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و اختلال در زنجیره‌های تأمین، انتظارات از سودآوری آتی شرکت‌ها را تقلیل می‌دهد(رفیع و علی ۲۰۲۵). از منظر اقتصاد کلان، این ریسک با منشأ جهانی و منطقه‌ای، تأثیرات مستقیمی بر ریسک اعتباری و نکول حاکمیتی دارد که در سطوح بالای نا اطمینانی، شدت آن به‌صورت نامتقارن و ناهمگن افزایش می‌یابد(چن و همکاران[2] ۲۰۲۶).

پیشینه تجربی

تحولات شاخص گذاری و سنجش ریسک ژئوپلیتیک

مطالعات مربوط به اندازه‌گیری ریسک ژئوپلیتیک در دو دهه اخیر دگرگونی قابل‌توجهی را تجربه کرده‌اند. پیش از دهه ۲۰۱۰ اغلب پژوهش‌ها بر شاخص‌های کیفی تکیه داشتند، اما با پیشرفت پردازش زبان طبیعی و داده‌کاوی، شاخص‌گذاری ریسک ژئوپلیتیک به حوزه‌ای کمّی و تخصصی تبدیل شد. یکی از مهم‌ترین نقاط عطف در این حوزه، ایجاد شاخص ریسک ژئوپلیتیک توسط کالدارا و یاکوویلو (۲۰۲۲) بود که با بهره‌گیری از داده‌های خبری رسانه‌های انگلیسی‌زبان طراحی شد و به‌سرعت در ادبیات مالی جایگاه ویژه‌ای یافت. بااین‌حال، پژوهش‌های جدید محدودیت‌های این شاخص را برجسته کرده‌اند؛ به‌طوری‌که آلوارز و همکاران[3] (۲۰۲۵) تأکید می‌کنند که تجزیه ریسک به شاخص‌های دوجانبه می‌تواند منشأ جغرافیایی دقیق‌تری از ریسک را نشان دهد. همچنین انتقاد نایفر و الجربا[4] (۲۰۲۳) و باسمن و گوباروا[5] (۲۰۲۳) بر ماهیت تک‌منبعی و سوگیری رسانه‌های غربی در شاخص ریسک

1. Zhang et al
2. Chen et al
3. Alvarez et al
4. Naifar & Aljarba
5. Bossman & Gubareva

ژئوپلیتیک، منجر به حرکت به سمت پایگاه‌های جهانی‌تری نظیر جی‌دلت[1] شد. هونگ و همکاران[2] (۲۰۲۵) با تأکید بر پوشش جامع این پایگاه داده (۱۰۰ درصد کشورها و ۹۴.۴ درصد رسانه‌های اصلی)، آن را پایه‌ای قوی برای استخراج سیگنال‌های محلی می‌دانند، هرچند بر لزوم تصحیح داده‌ها به دلیل نرخ دقت ۵۵ درصدی فیلدهای کلیدی آن هشدار داده‌اند.

مطالعات تجربی بین‌المللی و واکنش بازارهای مالی

تحقیقات گسترده‌ای همچون مطالعات چوی[3] (۲۰۲۲)، سالیسو و همکاران[4] (۲۰۲۲) نشان داده‌اند که ریسک ژئوپلیتیک همبستگی قابل‌توجهی با نوسانات بازارهای سهام، قیمت طلا و نرخ ارز دارد. چوی (۲۰۲۲) و زرمبا و همکاران[5] (۲۰۲۲) تأکید کرده‌اند که بخش بزرگی از این اثرگذاری ناشی از «واکنش بیش‌ازحد» سرمایه‌گذاران به اخبار و رفتارهای توده‌وار در شرایط ابهام است. گنگ و همکاران[6] (۲۰۲۵) نیز نشان دادند که رویدادهای شدید (مانند درگیری‌های نظامی) عامل اصلی تشدید واگیری ریسک در سطح بین‌المللی هستند.

در تحلیل‌های چندمقیاسی، بن‌عامور و همکاران (۲۰۲۵) با استفاده از روش موجک دریافتند که رابطه میان ریسک ژئوپلیتیک و دارایی‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت متفاوت است؛ برای مثال طلا در بلندمدت نقش پناهگاه امن را دارد درحالی‌که نفت خام و بیت کوین در کوتاه‌مدت به شوک‌های خبری (مانند بیماری‌های عفونی یا تنش‌های سیاسی) حساس‌ترند. چودری و همکاران[7] (۲۰۲۱) نیز تأیید کردند که ریسک ژئوپلیتیک در کوتاه‌مدت «گیرنده شوک» و در بلندمدت «فرستنده شوک» به بازار کالا و انرژی است. همچنین پانازان و همکاران[8] (۲۰۲۴) در منطقه جنوب آسیا نشان دادند که حساسیت کشورها به ریسک ناهمگن است و لزوماً تمام بازارهای منطقه به یک شکل از شوک‌های جهانی متأثر نمی‌شوند.

در ایران نیز مجموعه‌ای از پژوهش‌ها به بررسی سازوکار انتقال این ریسک پرداخته‌اند. بحریه و همکاران (۱۴۰۴) با رویکرد آمیخته سازی داده‌های با بسامد متفاوت نشان دادند که

1. GDELT
2. Hong et al
3. Choi
4. Salisu et al
5. Zaremba et al
6. Gong et al
7. Chowdhury et al
8. Panazan et al

بورس تهران به‌ویژه به ریسک‌های منطقه‌ای (مانند تنش‌های ترکیه و اوکراین) حساسیت بالایی دارد. ادیبیان و همکاران (۲۰۲۵) دریافتند که عدم قطعیت سیاست اقتصادی با منشأ جهانی و چین، اثر غیرخطی و مستقیمی بر بازدهی بورس ایران دارد. از منظر ابزارهای ژئوپلیتیک اقتصادی، تهرانی و همکاران (۱۴۰۳) نشان دادند که «شوک تحریم» اثری منفی و معنادار بر شاخص بازار سرمایه ایران دارد که فراتر از رویدادهای نظامی سنتی است. در مقابل، گل‌خندان و محمدیان منصور (۱۴۰۳) با بررسی آثار نامتقارن، دریافتند که شوک‌های مثبت ریسک ژئوپلیتیک تأثیر فزاینده‌ای بر سهم رانت نفت از تولید ناخالص داخلی دارند.

تحلیل پیشینه بر اساس مجاری واسطه‌ای (ارز، طلا، نفت و مسکن)

بررسی ادبیات پژوهش نشان می‌دهد که انتقال ریسک ژئوپلیتیک به بازار سرمایه، نه به صورت تک‌بعدی، بلکه از طریق مسیرهای متداخل و شبکه‌ای از بازارهای واسطه‌ای صورت می‌گیرد. در این میان، بازار ارز و طلا به عنوان اولین مجاری واکنش به تنش‌ها شناخته می‌شوند؛ به‌طوری‌که حسینی‌دوست و همکاران (۱۴۰۲) و بخشانی (۱۳۹۴) تأیید کردند که شوک‌های ارزی سریع‌ترین کانال انتقال ریسک هستند. این تغییرات ارزی از طریق رشد انتظارات تورمی، ساختار سودآوری شرکت‌های بورسی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. نقش پناهگاه امن در بازار طلا توسط چوی(۲۰۲۲) و بن‌عامور(۲۰۲۵) بررسی شد و حسینی‌دوست (۱۴۰۲) نشان دادکه در بازارهای منطقه خاورمیانه، بخش عمده‌ای از واریانس خطای پیش‌بینی بازار سهام ناشی از تلاطمات قیمت طلا باشد.

علاوه بر مجاری فوق، بازارهای دارایی فیزیکی و شاخص‌های کلان نیز نقش تعیین‌کننده‌ای در زنجیره انتقال ریسک ایفا می‌کنند. یافته‌های فرهنگ و امیدجیوان (۱۴۰۳) نشان می‌دهد که بازار مسکن در ایران به عنوان یک جذب‌کننده شوک عمل می‌کند که اگرچه در کوتاه‌مدت رابطه‌ای با بورس ندارد، اما در بلندمدت از طریق اثر ثروت، هم‌حرکتی مثبتی با بازار سهام پیدا می‌کند. مطالعات بین‌المللی نظیر لِی و همکاران[1] (۲۰۲۴) نیز بر این نکته صحه می‌گذارند که انتقال ریسک می‌تواند فراتر از بازارهای مالی، به صورت غیرمستقیم و از طریق متغیرهای بنیادی نظیر شاخص‌های تولید صنعتی و حامل‌های انرژی (گاز طبیعی) بر بازار سرمایه اثرگذار باشد.

1. Le et al

مجموع ادبیات ارائه شده حاکی از آن است که ریسک ژئوپلیتیک در بازار سرمایه ایران دارای سازوکاری چندکاناله، چندمرحله‌ای و چندمقیاسی است. با این حال، علی‌رغم ویژگی‌های چندمقیاسیِ انتقال ریسک، خلاء استفاده از روش‌های پیشرفته‌ای مانند تحلیل موجک که بتواند به‌طور هم‌زمان ابعاد زمانی و فرکانسی را در اقتصاد ایران (با تأکید بر تمام مجاری واسطه‌ای) واکاوی کند، به‌وضوح در پژوهش‌های داخلی احساس می‌شود.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف، کاربردی و از نظر ماهیت و روش، توصیفی-همبستگی است که با رویکردی کمی به دنبال واکاوی روابط علی میان متغیرهاست. جامعه آماری پژوهش شامل کلیه رویدادهای ژئوپلیتیک مرتبط با ایران و شاخص‌های بازارهای مالی و کلان در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۴ است. نمونه آماری به صورت تمام‌شماری از داده‌های ماهانه در این محدوده زمانی استخراج شده است. داده‌های مرتبط با بازار سرمایه و شاخص‌های اقتصادی از بانک مرکزی و سازمان بورس و داده‌های ریسک ژئوپلیتیک از پایگاه جهانی جی‌دلت استخراج گردیده‌اند.

در مرحله اول داده‌های ماهانه جمع‌آوری‌شده است. سپس تعریف دقیق متغیر وابسته و آماده‌سازی سایر متغیرهای ورودی بود. بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان متغیر اصلی تحلیل انتخاب شد و به‌منظور جلوگیری از ناایستایی، قیمت شاخص به بازده لگاریتمی تبدیل گردید. این تبدیل امکان بررسی نوسانات درصدی بازار سرمایه را فراهم کرد و مشکل سطحی بودن سری را رفع نموده است.

پس از تعیین متغیر وابسته، مجموعه متغیرهای میانجی شامل نرخ آزاد ارز، قیمت نفت برنت، قیمت سکه، شاخص قیمت مسکن، نرخ تورم و بازده صکوک استخراج شدند. با توجه به نتایج آزمون مانایی متغیرهایی که در سطح مرتبه اول نامانا بودند، از طریق تفاضل گیری اول به نرخ بازده تبدیل شدند .

قیمت طلا: تغییرات بازدهی قیمت سکه تمام بهار آزادی.

قیمت نفت: بازده لگاریتمی قیمت نفت خام برنت (به عنوان شاخص درآمدی).

مسکن و تورم: شاخص قیمت مسکن و نرخ تورم ماهانه استخراج شده از بانک مرکزی.

بازار بدهی: بازدهی صکوک به‌عنوان نماینده نرخ بهره و هزینه تأمین مالی.

برای جلوگیری از بروز مشکلات جدی در برآوردها، ایستایی تمام سری‌ها با آزمون دیکی–فولر تعمیم‌یافته و آزمون پایایی کاپیتانوس–شین–اسمیت[1] بررسی شد. در صورت مشاهده نا ایستایی، سری‌ها یا تفاضل گیری شدند یا به بازدهی تبدیل گردیدند. اجرای همه مراحل با زبان پایتون و کتابخانه‌های تخصصی انجام شد تا امکان بازتولید پذیری کامل نتایج فراهم گردد.

در مرحله دوم. ساخت شاخص ریسک ژئوپلیتیک ایران بر مبنای پایگاه جهانی جی دلت[2] انجام شد. ابتدا تمامی رویدادهایی که ایران در آن‌ها نقش اول یا دوم داشته یا محل وقوع بوده است استخراج شد. این استخراج امکان پوشش کامل رویدادهای ژئوپلیتیک مرتبط با ایران را فراهم کرد. در گام بعدی، پالایش زبانی و محتوایی رویدادها انجام شد. برای این‌که تنها رویدادهایی باقی بمانند که دارای بار ژئوپلیتیک هستند، عنوان و متن رویدادها با مجموعه‌ای گسترده از کلیدواژه‌های فارسی مرتبط با تنش‌های سیاسی، نظامی، امنیتی، منطقه‌ای و پرونده هسته‌ای تطبیق داده شدند. مجموعه این کلیدواژه‌ها در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. کلیدواژه‌های مورد استفاده در شناسایی رویدادهای ژئوپلیتیک ایران

حوزه	نمونه کلیدواژه‌ها
درگیری نظامی	جنگ، حمله، عملیات نظامی، موشک، پهپاد
امنیت داخلی و منطقه‌ای	ترور، شهادت، خرابکاری، اعتراض، اغتشاش
درگیری‌های منطقه‌ای	تنگه هرمز، نفتکش، حزب‌الله، حوثی، اسرائیل، فلسطین
تحریم و منازعات اقتصادی	تحریم، قطع صادرات، محدودیت تجاری
پرونده هسته‌ای	غنی‌سازی، سانتریفیوژ، آژانس، شورای امنیت، برجام

پس از پالایش، وزن‌دهی به رویدادهای منتخب انجام شد. هر رویداد در جی دلت دارای دو متغیر عددی مهم است: «شدت اثرگذاری» موسوم به مقیاس طلایی[3] که در بازه منفی ده تا مثبت ده قرار دارد و «لحن خبری[4]» که بین منفی صد تا مثبت صد نوسان می‌کند. وزن نهایی هر رویداد از ضرب این دو مقدار در یکدیگر طبق رابطه ۱ به دست آمد در رابطه مذکور ۱ (G_i) شدت رویداد و (T_i) لحن آن است.

1. KPSS
2. GDELT
3. GoldsteinScale
4. AvgTone

رابطه ۱
$$W_i = G_i \times \frac{T_i}{100}$$

سپس وزن کل رویدادهای هر ماه از مجموع این وزن‌ها طبق رابطه ۲ استخراج شد. که در آن (N_t) تعداد رویدادهای ماه است.

رابطه ۲
$$IGPR_t = \sum_{i=1}^{N_t} W_i$$

در مرحله سوم برای تفکیک رفتار متغیرها در افق‌های زمانی مختلف، از تبدیل موجک گسسته (رابطه ۳) استفاده شد .در این پژوهش از موجک مادر دوبچیز[1] با ویژگی حداقل نامتقارن بودن استفاده شده است. علت انتخاب این موجک، توانایی بالای آن در برخورد با سری‌های زمانی مالی ایران است که دارای نوسانات نامنظم و پرش‌های ناگهانی (ناشی از شوک‌های سیاسی) هستند؛ این موجک با حداقل کردن خطای فاز در تجزیه، آثار مرزی را در داده‌های با طول غیرمنظم به‌خوبی کنترل می‌کند. فرمول عمومی تبدیل موجک گسسته با هم‌پوشانی بیشینه در رابطه ۳ آمده است.

رابطه ۳
$$W_{j,t} = \sum_{l=0}^{L_j-1} h_{j,l} X_{t-l}$$

در رابطه ۳ $(W_{j,t})$ ضرایب موجک در مقیاس (j) است و $(h_{j,l})$ فیلترهای موجک هستند.

سری‌ها در پنج مقیاس زمانی افق دو تا چهار ماه، چهار تا هشت ماه، هشت تا شانزده ماه، شانزده تا سی‌ودو ماه و نهایتاً بیش از سی‌ودو ماه تجزیه شدند. این تفکیک امکان تحلیل دقیق تفاوت واکنش بازارها در برابر نوسانات کوتاه‌مدت خبری، چرخه‌های میان‌مدت اقتصادی و روندهای بلندمدت ساختاری را فراهم کرد.

در مرحله چهارم پس از تجزیه چند مقیاسی، رفتار مشترک شاخص ریسک ژئوپلیتیک ایران و هریک از بازارهای میانجی در چارچوب زمان–فرکانس بررسی شد. برای انجام این تحلیل از تبدیل موجک پیوسته با موجک مورلت[2] که توسط تورنس و کومپو[3](۱۹۹۸) ارائه شده، استفاده شد که طبق رابطه ۴ تعریف می‌شود.

---

1. Daubechies
2. CWT Morlet
3. Torrence & Compo

رابطه ۴

$$W_x(a,b) = \frac{1}{\sqrt{a}} \int_{-\infty}^{+\infty} x(t) \psi^* \left(\frac{t-b}{a} \right) dt$$

در رابطه ۴ a پارامتر مقیاس است که فرکانس را کنترل می‌کند. b پارامتر انتقال است که موقعیت زمانی را مشخص می‌کند. ψ مزدوج مختلط تابع موجک مادر است.

برای ارزیابی شدت هم‌حرکتی، از همدوسی موجک استفاده شد که قدرت رابطه را در تمام مقیاس‌های زمانی و در تطابق با زمان وقوع رویدادها نشان می‌دهد. رابطه کلی همدوسی موجک در رابطه ۵ تعریف شده است.

رابطه ۵

$$R^2(a,b) = \frac{\left| S\left(a^{-1} W_{xy}(a,b)\right) \right|^2}{S(a^{-1}|W_x(a,b)|^2)\left(a^{-1}|W_y(a,b)|^2\right)}$$

در رابطه (۵)، R^2 بیانگر توان دوم ضریب همدوسی است که مشابه ضریب تعیین در رگرسیون عمل می‌کند. صورت کسر شامل طیف متقاطع موجک صاف‌شده است که نوسانات مشترک دو متغیر را در بلوک‌های زمان–فرکانس اندازه‌گیری می‌کند، درحالی‌که مخرج کسر با استفاده از طیف‌های انفرادی هر متغیر، خروجی را بین صفر و یک نرمال‌سازی می‌نماید. این ابزار اجازه می‌دهد تا فرضیه "ناهمگنی هم‌حرکتی" (فرضیه اول) به دقت مورد آزمون قرار گیرد.

برای آزمون معناداری نواحی همدوسی، روش داده‌های نماینده با تبدیل فوریه تعدیل‌شده دامنه‌ای تکراری[1] همراه با شبیه‌سازی مونت‌کارلو در دو هزار تکرار و سطح خطای پنج درصد به‌کار گرفته شد. این روش امکان حذف روابط کاذب ناشی از هم‌بستگی ساختاری و شناسایی روابط واقعی را فراهم کرد.

تحلیل جهت انتقال شوک با استفاده از علیت گرنجری در هر مقیاس

در مرحله پنجم پس از مشخص شدن هم‌حرکتی متغیرها، جهت انتقال شوک بررسی شد. آزمون علیت گرنجری به‌صورت جداگانه برای هر مقیاس زمانی انجام شد. رابطه ۶ شکل کلی آزمون را ارائه کرده که در آن معناداری ضرایب (β_i) نشان‌دهنده علیت از شاخص ریسک ژئوپولتیک ایران به متغیر میانجی است.

1. iAAFT surrogate method

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$ رابطه ۶

این آزمون بر روی سری‌های موجک‌زدایی‌شده انجام شد و امکان شناسایی مسیرهای انتقال در افق‌های زمانی مختلف را فراهم کرد.

تحلیل میانجی‌گری مقیاس‌به‌مقیاس

در مرحله ششم برای هر مقیاس، سه مسیر بررسی می‌شود. نخست مسیر اثر شاخص ریسک ژئوپلیتیک ایران بر متغیر میانجی طبق رابطه ۷ برآورد شد.

$$Mediator_j = \gamma_0 + \gamma_1 IGPR_j + u_t$$ رابطه ۷

سپس اثر هم‌زمان شاخص ریسک ژئوپولتیک ایران و متغیر میانجی بر بازده سهام محاسبه در رابطه ۸ برآورد شد.

$$Return_j = \delta_0 + \delta_1 IGPR_j + \delta_2 Mediator_j + e_t$$ رابطه ۸

اثر غیرمستقیم از حاصل‌ضرب مسیرهای δ_1 و δ_2 به دست می‌آید. معناداری اثر غیرمستقیم با روش بوت‌استرپ پنج هزارتایی و آزمون سوبل بررسی شد.

برای جلوگیری از خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس، خطاهای استاندارد مقاوم نیوئی–وست استفاده شد.

در مرحله آخر برای اطمینان از استحکام و پایداری نتایج، مجموعه‌ای از آزمون‌ها شامل مقایسه با مدل آمیخته سازی داده‌های با بسامد متفاوت، تحلیل شکست ساختاری چاو، بررسی آثار نامتقارن افزایش و کاهش ریسک، تحلیل غیرخطی با مدل جنگل تصادفی و آزمون‌های علیت در چارچوب خود رگرسیون برداری با داده‌های آمیخته انجام شد.

یافته‌های پژوهش

داده‌های ماهانه پژوهش شامل ۱۴۰ مشاهده است. در جدول ۲ میانگین بازده لگاریتمی ماهانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران برابر با ۲/۴۸ درصد است. باوجوداین میانگین مثبت، انحراف معیار بسیار بالای ۰/۰۹۴۳ شدت نوسانات بازار را نشان می‌دهد. چولگی مثبت ۱/۸۵ و

کشیدگی ۶/۳۴ بیانگر وجود دنباله‌های سنگین در توزیع بازده‌هاست؛ به‌گونه‌ای که رویدادهای حدی صعودی (مانند رشد انفجاری سال ۱۳۹۹) و نزولی (مانند سقوط‌های سنگین سال‌های ۱۳۹۷، ۱۳۹۸ و ۱۴۰۱) مشاهده می‌شود. شاخص ریسک ژئوپلیتیک با میانگین ۱۰۹/۷ واحد و انحراف معیار ۳۴/۸۹ واحد، اوج‌های شدیدی را ثبت کرده است که با رویدادهای کلیدی همخوانی دارد. نرخ ارز آزاد دلار با میانگین ۲۵۵۲۳۴ ریال و حداکثر بیش از یک‌میلیون ریال، افزایش بیش از ۳۴ برابری را تجربه کرده است. قیمت سکه تمام بهار آزادی نیز با میانگین ۱۳/۹۱۹ میلیون تومان و حداکثر ۸۹/۴۰۷ میلیون تومان می‌تواند به‌عنوان دارایی پناهگاه امن در برابر ریسک ژئوپلیتیک عمل کند.

جدول۲. آمار توصیفی داده‌های پژوهش

متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	کشیدگی	چولگی
شاخص صکوک	۴۳۵/۹	۲۶۲/۳۰	۱۱۹/۵	۱۰۶۷/۹	-۰/۵۳۸	۰/۷۳۸
نرخ ارز(ریال)	۲۵۵۲۳۴	۲۶۲۳۲۴/۴۹	۳۰۱۰۰	۱۰۴۸۳۰۰	۰/۷۴۴	۱/۲۵۶
نرخ طلا(تومان)	۱۳۹۱۹۹۰۱	۱۹۲۳۰۷۹۴/۵	۸۹۴۶۳۰	۸۹۴۰۷۰۰۰	۴/۲۵۱	۲/۱۱
شاخص قیمت مصرف کننده	۱۰۳/۲۸	۹۷/۹۸	۲۲/۱۶	۴۰۰/۱	۰/۶۹۳	۱/۳۱
شاخص قیمت مسکن	۱۲۵/۸۲	۱۵۰/۵۸	۸/۵	۵۳۸/۱۲	۰/۶۳۶	۱/۳۷
شاخص سهام	۹۴۰۴۳۹	۹۴۶۲۳۵/۷۴	۶۱۴۹۸	۳۱۷۸۶۴۳	-۱/۰۱۹	۰/۶
قیمت نفت(دلار)	۶۹/۴	۱۹/۵۳	۲۵/۲۷	۱۱۴/۸۱	-۰/۳۸۳	۰/۳۲
شاخص ریسک ژئوپولتیک ایران	۱۰۹/۷	۳۴/۸۹	۵۸/۴۲	۳۱۸/۹۵	۹/۲۱۸	۲/۱۸
نرخ بازده سهام	۰/۰۲۴۸	۰/۰۹۴	-۰/۱۴۱	۰/۴۷۲	۶/۳۴۱	۱/۸۵

جدول ۳ آزمون‌های ایستایی را نشان می‌دهد، بازده لگاریتمی سهام و شاخص ریسک ژئوپلیتیک در سطح ایستا هستند، درحالی‌که نرخ ارز، قیمت سکه، قیمت نفت، شاخص قیمت مصرف‌کننده، شاخص قیمت مسکن و صکوک همگی دارای ریشه واحد بوده و پس از تفاضل گیری اول ایستا می‌شوند. این نتیجه امکان ورود مستقیم بازده سهام و شاخص ریسک به تبدیل موجک را بدون نیاز به تفاضل اضافی فراهم می‌آورد.

جدول۳. آزمون ایستایی متغیرها

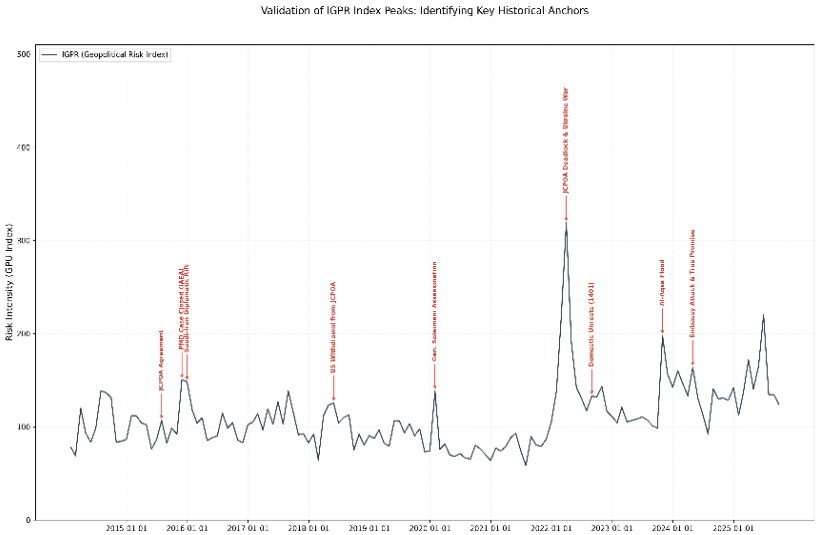
متغیر	ADFسطح-p) value)	ADFتفاضل اول (p-value)	KPSSسطح-p) value)	نتیجه نهایی
نرخ بازده سهام	۰/۰۰۰۱	—	۰/۱۰	I(0)
شاخص ریسک ژئوپولتیک ایران	۰/۰۰۹	—	۰/۰۱۴	I(0)
نرخ ارز	۰/۹۹۵	۰/۰۰۰۱	۰/۰۱	I(1)
نرخ طلا	۰/۹۸۰	۰/۰۰۰۱	۰/۰۱	I(1)
قیمت نفت	۰/۴۲۰	۰/۰۰۰۱	۰/۰۱	I(1)
شاخص قیمت مصرف کننده	۰/۹۹۵	۰/۰۰۰۱	۰/۰۱	I(1)
صکوک	۰/۹۵۵	۰/۰۰۰۱	۰/۰۱	I(1)

در جدول ۴ آزمون هم انباشتگی یوهانسن، وجود حداقل پنج رابطه هم انباشتگی معنادار در سطح ۵ درصد را تأیید می‌کند. این یافته حاکی از آن است که باوجود شوک‌های شدید ژئوپلیتیک، تعادل بلندمدت میان بازارهای ارز، طلا، نفت، مسکن و بورس تهران حفظ شده و انحراف‌های کوتاه‌مدت در نهایت به تعادل بازمی‌گردند.

جدول ٤.آزمون هم انباشتگی متغیرها

(r) فرض صفر	Trace آماره	مقدار بحرانی ۹۵٪	نتیجه
r = ۰	۲۹۳/۱	۱۵۹/۵	رد فرض صفر
r ≤ ۱	۱۸۰/۲۵	۱۲۵/۶	رد فرض صفر
r ≤ ۲	۱۱۰/۸۴	۹۵/۷۵	رد فرض صفر
r ≤ ۳	۶۸/۳۲	۶۹/۸	عدم رد (مرزی)
r ≤ ۴	۴۹/۴۵	۴۷/۸۵	رد فرض صفر
r ≤ ۵	۳۱	۲۹/۸	رد فرض صفر
r ≤ ۶	۱۴/۹	۱۵/۵	عدم رد فرض صفر
r ≤ ۷	۳/۶۴	۳/۸۴	عدم رد فرض صفر

به منظور اعتبارسنجی شاخص ریسک ژئوپلیتیک ساخته شده ، روند تغییرات ماهانه این شاخص در بازه زمانی مورد مطالعه با وقایع کلیدی سیاسی و نظامی تطبیق داده شد که نتایج آن در شکل ۱ نمایش داده شده است. بررسی بصری این شکل نشان می‌دهد که شاخص استخراج شده از پایگاه جی دلت، از قدرت بازنمایی بالایی برخوردار است زیرا اکثر پیک‌های معنادار آن با شوک‌های برون‌زای واقعی هم‌خوانی دارند. جهش‌های شاخص در اواخر سال ۲۰۱۵ بسته شدن پرونده هسته‌ای، خروج آمریکا از برجام (۲۰۱۸)، شهادت سردار سلیمانی (۲۰۲۰) و به‌ویژه قله بلند سال ۲۰۲۲ (هم‌زمانی بن‌بست مذاکرات وین و آغاز جنگ اوکراین) گویای این مطلب است که شاخص مذکور به خوبی نوسانات ناشی از نااطمینانی‌های سیستماتیک را شناسایی کرده است. این انطباق دقیق، روایی محتوایی شاخص را برای استفاده در مدل‌سازی‌های مالی پژوهش حاضر تأیید می‌کند.



شکل ۱. روند زمانی شاخص ریسک ژئوپلیتیک ایران و انطباق آن با وقایع کلیدی تاریخی

در جدول ۵ تجزیه موجک گسسته بیشینه هم‌پوشانی با نوسانات سری‌های زمانی در پنج مقیاس فرکانسی تفکیک شده ارائه شده است. مقیاس ۱ (۲ تا ۴ ماه) بیانگر واکنش‌های آنی، مقیاس ۲ (۴ تا ۸ ماه) بیانگر چرخه‌های تجاری کوتاه، مقیاس ۳ (۸ تا ۱۶ ماه) بیانگر آثار

میان‌مدت، مقیاس ۴ (۱۶ تا ۳۲ ماه) بیانگر آثار بلندمدت و مقیاس ۵ (بیش از ۳۲ ماه) با روندهای ساختاری مطابقت دارد.

جدول۵. تجزیه موجک گسسته بیشینه هم‌پوشانی با نوسانات سری‌های زمانی

متغیر	مقیاس ۱ (۲–۴ ماه)	مقیاس ۲ (۴–۸ ماه)	مقیاس ۳ (۸–۱۶ ماه)	مقیاس ۴ (۱۶–۳۲ ماه)	مقیاس ۵ (ماه< ۳۲)	مقدار p آزمون ANOVA	تفاوت معنادار
بازده لگاریتمی سهام	۸/۳۳	۱۰/۰۹	۲۳/۲۳	۲۲/۹۰	۳۵/۴۵	۰/۹۷۸	خیر
شاخص ریسک ژئوپلیتیک	۵/۴۲	۲۲/۰۳	۲۱/۷۵	۳۲/۳۸	۱۸/۴۱	۰/۹۹۹	خیر
نرخ ارز آزاد	۵۶/۴۸	۱۸/۵۰	۵/۰۱	۱۷/۶۲	۲/۳۹	۰/۹۵۳	خیر
قیمت سکه	۵۶/۷۸	۱۹/۰۲	۴/۲۳	۱۷/۴۱	۲/۵۵	۰/۸۱۲	خیر
صکوک	۵۵/۹۲	۱۸/۴۵	۳/۷۸	۱۸/۸۷	۲/۹۸	۰/۹۵۰	خیر
شاخص قیمت مسکن	۶۰/۴۸	۱۶/۰۹	۳/۴۹	۱۷/۱۷	۲/۷۷	۰/۹۷۵	خیر
شاخص قیمت مصرف‌کننده	۵۳/۲۵	۲۱/۰۵	۳/۸۰	۱۸/۷۷	۳/۱۳	۰/۹۶۷	خیر
قیمت نفت برنت	۵۲/۸۴	۳۱/۵۵	۷/۰۷	۵/۴۶	۳/۰۹	۰/۹۵۳	خیر

بیشترین سهم واریانس بازده سهام (۳۵.۴۵ درصد) در مقیاس ۵ (بیش از ۳۲ ماه) قرار دارد و سپس در مقیاس‌های ۳ و ۴ (مجموعاً ۴۶.۱۲ درصد). این یافته نشان می‌دهد که بخش قابل توجهی از نوسانات بازار سرمایه ایران از روندهای ساختاری و بلندمدت ناشی می‌شود، هرچند مقیاس‌های کوتاه‌مدت نیز نقش مهمی ایفا می‌کنند. برای نرخ ارز، قیمت سکه، صکوک و شاخص قیمت مسکن، بیش از ۵۵ درصد واریانس در مقیاس ۱ متمرکز است که حساسیت شدید این بازارها به شوک‌های کوتاه‌مدت را تأیید می‌کند. اگرچه توزیع متغیرها در مقیاس‌های مختلف متفاوت است اما ستون تفاوت معنادار نشان می‌دهد که از نظر آماری، تفاوت واریانس بین مقیاس‌ها معنادار نیست. این یافته بدین معناست که علی‌رغم تغییر ماهیت نوسانات در افق‌های زمانی مختلف، ساختار کلی واریانس متغیرها تغییر بنیادی نکرده و ویژگی مقیاس‌پذیری در

تمامی سطوح از ثبات نسبی برخوردار است؛ که پایایی نتایج را در تحلیل‌های میان‌مدت و بلندمدت تقویت می‌کند.

جدول۶. تحلیل همبستگی متغیرهای مورد بررسی با شاخص ریسک ژئوپلیتیک ایران در مقیاس‌های مختلف

مقیاس زمانی	بازده سهام	نرخ ارز	قیمت سکه	صکوک	شاخص قیمت مسکن	شاخص قیمت مصرف‌کننده	قیمت نفت برنت
مقیاس ۱ (۲-۴ ماه)	۰/۷۹۲***	۰/۲۰۷**	۰/۱۹۵**	۰/۲۶۱***	۰/۲۰۴**	۰/۲۴۶***	-۰/۰۸
مقیاس ۲ (۴-۸ ماه)	-۰/۵۵۵***	-۰/۰۸۱	-۰/۱۷۸**	-۰/۳۳۴***	-۰/۳۲۳***	-۰/۳۳۱***	-۰/۳۵۵***
مقیاس ۳ (۸-۱۶ ماه)	۰/۱۵۵*	-۰/۰۷۱	-۰/۰۴۸	۰/۰۶۰	۰/۰۱۳	۰/۰۰۹	۰/۲۱۶**
مقیاس ۴ (۱۶-۳۲ ماه)	۰/۱۰۲	-۰/۰۲۱	-۰/۰۳۸	-۰/۰۲۸	-۰/۰۳۱	-۰/۰۲۹	۰/۱۸۷**
مقیاس ۵ (<۳۲ ماه)	-۰/۰۹۳	۰/۱۱۴	۰/۰۹۳	۰/۱۵۵*	۰/۱۳	۰/۱۵۲*	-۰/۲۶۷***

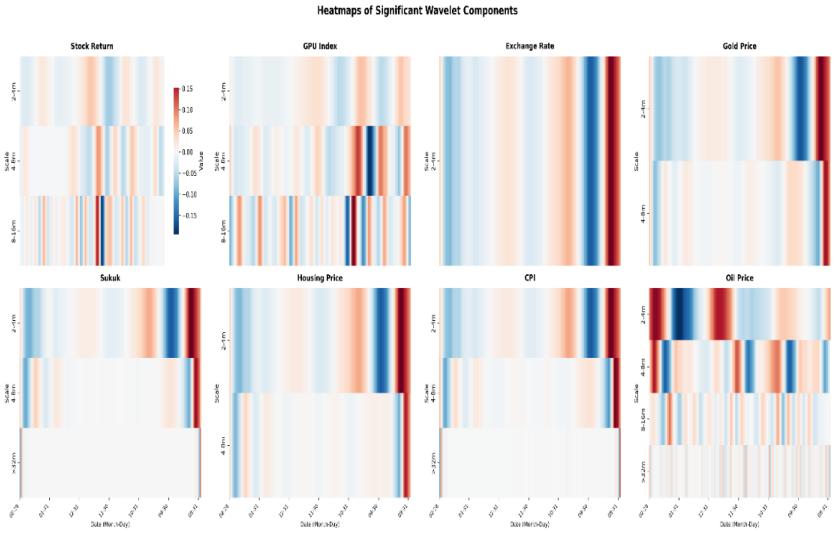
نکته: علامت *** معنی داری در سطح ۹۹درصد، ** معنیداری در سطح ۹۵ درصد و *معنی داری در سطح ۹۰ درصد را نشان می دهد.

نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد در مقیاس ۱، همبستگی شاخص ریسک ژئوپلیتیک با بازده سهام به ۰/۷۹۲ (در سطح ۱ درصد) می‌رسد که قوی‌ترین رابطه مشاهده‌شده است. در همین مقیاس، همبستگی معنادار با نرخ ارز، قیمت سکه، صکوک، شاخص قیمت مسکن و شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز تأیید می‌شود. این الگو نشان می‌دهد که شوک‌های ژئوپلیتیک در بازه‌های ۲ تا ۴ ماهه به‌طور مستقیم و همزمان بر همه بازارهای میانجی داخلی و بازده سهام اثر می‌گذارد.

در مقیاس ۲، جهت رابطه معکوس و همچنان معنادار است. ضریب ۰/۵۵۵- برای بازده سهام می‌تواند ناشی از واکنش‌های اصلاحی بازار پس از شوک اولیه باشد. در مقیاس‌های بلندمدت (۴ و ۵)، تنها همبستگی معنادار باقیمت نفت برنت باقی می‌ماند که با آثار پایدار تحریم‌های نفتی

همخوانی دارد. این تفاوت در قدرت و جهت ضرایب میان مقیاس‌های ۱ و ۲، شاهدی مبنی بر تأیید فرضیه اول پژوهش فراهم می‌کند؛ چرا که ساختار هم‌حرکتی میان ریسک ژئوپلیتیک و بورس در افق‌های زمانی مختلف، ناهمگن بوده و شدت این هم‌حرکتی در فرکانس‌های بالا (کوتاه‌مدت) به دلیل واکنش‌های سریع رفتاری، به‌مراتب بیشتر از فرکانس‌های پایین مشاهده می‌شود.

شکل ۲ نگاشت‌های حرارتی ارائه‌شده الگوهای زمانی مشخصی را در مولفه‌های موجک متغیرهای اقتصادی نشان می‌دهند. محور عمودی مقیاس‌های زمانی (از کوتاه‌مدت به بلندمدت) و محور افقی بازه زمانی ۲۰۱۴ تا ۲۰۲۳ را نمایش می‌دهد. مقادیر مثبت (رنگ‌های گرم) نشان‌دهنده فاز افزایشی و مقادیر منفی (رنگ‌های سرد) بیانگر فاز کاهشی در هر مقیاس زمانی هستند.



شکل۲. تحلیل چندمقیاسی متغیرهای اقتصادی با استفاده از تجزیه موجک: رویکردی مبتنی بر نگاشت حرارتی

تجزیه چند مقیاسی نشان داد که هرچند بخش مهمی از واریانس بازده سهام در روندهای بلندمدت در مقیاس ۵ قرار دارد، قوی‌ترین و مستقیم‌ترین تأثیر ریسک ژئوپلیتیک در مقیاس‌های بسیار کوتاه‌مدت ۲ تا ۸ ماه رخ می‌دهد و کانال‌های نرخ ارز، سکه، صکوک و تورم در این

بازه‌ها نقش میانجی کلیدی ایفا می‌کنند. این یافته‌ها مبنای محکمی برای تحلیل همدوسی موجک پیوسته و میانجی‌گری مقیاس‌به‌مقیاس در مراحل بعدی فراهم می‌آورند.

تحلیل میانجی‌گری مقیاس‌به‌مقیاس با استفاده از روش بارون و کنی[1] (۱۹۸۶)، آزمون بوت‌استرپ با ۵۰۰۰ تکرار و آزمون سوبل، در پنج مقیاس زمانی و برای شش متغیر میانجی در جدول ۷ ارائه شده است. نتایج این تحلیل، مکانیزم‌های انتقال ریسک ژئوپلیتیک به بازده سهام را در افق‌های زمانی مختلف به‌صورت شفاف آشکار می‌سازد.

جدول۷. تحلیل میانجی گری مقیاس به مقیاس

مقیاس زمانی	میانجی	اثر مستقیم(β)	اثر غیرمستقیم(β)	اثر کل(β)	مقدارp
مقیاس ۱ (۲-۴ ماه)	نرخ ارز آزاد	۰/۴۸	-۰/۱۳۷	۰/۳۴۵	۰/۰۰۰
مقیاس ۱ (۲-۴ ماه)	قیمت سکه	۰/۴۷	-۰/۱۳	۰/۳۴۵	۰/۰۰۰
مقیاس ۱ (۲-۴ ماه)	صکوک	۰/۴۷۹	-۰/۱۳۵	۰/۳۴۵	۰/۰۰۰
مقیاس ۱ (۲-۴ ماه)	شاخص قیمت مسکن	۰/۴۸۳	-۰/۱۳۹	۰/۳۴۵	۰/۰۰۰
مقیاس ۱ (۲-۴ ماه)	شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰/۵	-۰/۱۵۶	۰/۳۴۵	۰/۰۰۰
مقیاس ۱ (۲-۴ ماه)	قیمت نفت برنت	۰/۳۷۰	-۰/۰۲۵	۰/۳۴۵	۰/۰۰۰
مقیاس ۲ (۴-۸ ماه)	صکوک	-۰/۳۱۰	-۰/۰۳۴	-۰/۳۴۴	۰/۰۰۰
مقیاس ۲ (۴-۸ ماه)	شاخص قیمت مسکن	-۰/۳۱۳	-۰/۰۳۲	-۰/۳۴۴	۰/۰۰۱۲
مقیاس ۲ (۴-۸ ماه)	شاخص قیمت مصرف‌کننده	-۰/۳۱۱	-۰/۰۳۴	-۰/۳۴۴	۰/۰۰۱۶
مقیاس ۵ (< ۳۲ ماه)	نرخ ارز آزاد	-۰/۰۸۲	۰/۰۳۹	-۰/۳۴۴	۰/۰۳۲۸

نتایج تحلیل میانجی‌گری مقیاس‌به‌مقیاس که در جدول ۷ ارائه شده است، در جدول مذکور فقط مقادیر متغیرهای معنی‌دار برای هر مقیاس گزارش شده است. تصویری بسیار روشن و چندلایه از چگونگی انتقال ریسک ژئوپلیتیک به بازار سرمایه ایران در افق‌های زمانی متفاوت ترسیم می‌کند.

1. Baron & Kenny

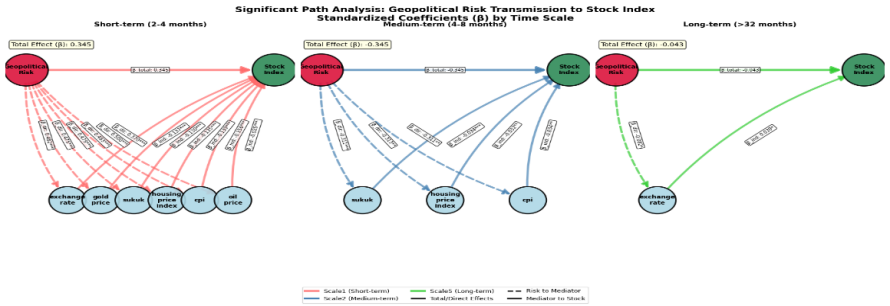
در کوتاه‌مدت (مقیاس ۲ تا ۴ ماه)، افزایش ریسک ژئوپلیتیک در نگاه اول اثر مثبت و معناداری بر بازده سهام دارد (β = ۰/۳۴۵) این اثر مثبت در شرایطی رخ می‌دهد که در واکنش اولیه به تنش‌های خارجی، در جهت بی‌اثر جلوه دادن ریسک‌های مذکور حمایت‌های کوتاه مدتی در بازار سرمایه اتفاق می‌افتد. بااین‌حال، همین شوک ژئوپلیتیک از طریق شش کانال میانجی (نرخ ارز آزاد، قیمت سکه، تورم، مسکن، صکوک و حتی نفت) به‌سرعت اثر خود را معکوس می‌کند. به‌گونه‌ای که اثر مستقیم پس از کنترل این میانجی‌ها به حدود ۰/۴۸ تا ۰/۵۰ افزایش می‌یابد اما اثر غیرمستقیم همه آن‌ها منفی و بسیار قوی است. در نتیجه، بخش بزرگی از اثر مثبت اولیه خنثی شده و در نهایت بازده سهام افزایش قابل توجهی پیدا نمی‌کند یا حتی کاهش می‌یابد. قوی‌ترین تعدیل‌کننده‌ها در این مقیاس، شاخص قیمت مصرف‌کننده (۰/۱۵۶-)، شاخص قیمت مسکن (۰/۱۳۹-) و نرخ ارز آزاد (۰/۱۳۷-) هستند که نشان می‌دهد در همان چند ماه نخست وقوع بحران، تورم انتظاری، جهش نرخ ارز و افزایش هزینه زندگی، سرمایه را از بورس خارج کرده و اثر اولیه را به‌کلی تضعیف می‌کنند. معناداری و تغییر وزن این کانال‌ها در نتایج جدول ۷، منجر به تأیید فرضیه دوم پژوهش می‌گردد. مطابق با این فرضیه، بازارهای ارز، طلا و نفت اصلی‌ترین مجاری واسطه‌ای انتقال تلاطم هستند و نتایج نشان می‌دهد که نقش غالب هریک از این مجاری در افق‌های زمانی مختلف (مثلاً غلبه تورم و مسکن در کوتاه‌مدت و غلبه ارز در بلندمدت) کاملاً متفاوت است.

در میان‌مدت (مقیاس ۴ تا ۸ ماه)، اثر کل ریسک ژئوپلیتیک منفی و قوی می‌شود (β =۰-/۳۴۴) . در این بازه، دیگر اثری از واکنش مثبت اولیه نیست و تنها سه میانجی صکوک، مسکن و تورم نقش منفی معنادار دارند. این امر نشان می‌دهد که پس از چند ماه، آثار هزینه تأمین مالی بالاتر (صکوک)، کاهش قدرت خرید و تورم مزمن و افت تقاضای واقعی اقتصاد بر بازار سهام غالب می‌شود و بازده را به‌طور خالص کاهش می‌دهد.

در بلندمدت (مقیاس بیش از ۳۲ ماه)، تنها نرخ ارز آزاد به‌عنوان میانجی باقی می‌ماند اما این بار با علامت مثبت (۰/۰۳۹). یعنی در افق‌های بسیار طولانی، افزایش مزمن و تدریجی نرخ ارز که خود از تحریم‌ها و ریسک ژئوپلیتیک پایدار ناشی می‌شود، به‌عنوان یک عامل تورمی ساختاری عمل می‌کند و با بالا بردن ارزش اسمی دارایی‌ها و سودآوری شرکت‌های صادراتی یا دارای درآمد ارزی، بخشی از فشار منفی بلندمدت تحریم‌ها بر بورس را جبران می‌نماید. به همین دلیل اثر کل در این مقیاس به مقدار ناچیز ۰/۰۴۳- کاهش می‌یابد. این تغییر در سازوکار

اثرگذاری، فرضیه سوم پژوهش را تأیید می‌کند؛ به‌طوری‌که واکنش بازار در کوتاه‌مدت عمدتاً متأثر از عوامل رفتاری و شوک انتظارات (واکنش به ارز و سکه) بوده اما در بلندمدت (بیش از ۳۲ ماه) این آثار تحت‌الشعاع تغییرات ساختاری اقتصاد کلان قرارمی‌گیرند و نرخ ارز به‌عنوان یک عامل تورمی ساختاری، بخشی از فشارهای ناشی از تحریم را در ارزش اسمی دارایی‌ها جبران می‌نماید.

در شکل ۳ تحلیل مسیرهای معنی‌دار برای کانال‌های انتقال ریسک ژئوپلیتیک به بازار سهام ارائه شده است.



شکل۳. تحلیل مسیر معنی‌دار انتقال ریسک ژئوپلیتیک به بازار سهام

در جدول ۸ گزارشی از مجموع ۳۰ مدل برآوردشده ارائه شده است. ۱۰ اثر غیرمستقیم در سطح ۵ درصد یا پایین‌تر معنادار شد که شاخص قیمت مصرف‌کننده با چهار مقیاس، پربسامدترین میانجی معنادار بود. همچنین ۱۳ اثر مستقیم ریسک ژئوپلیتیک بر بازده سهام در سطح ۵ درصد معنادار گردید که تأییدکننده وجود مسیر مستقیم انتقال ریسک، به‌ویژه در کوتاه‌مدت و میان‌مدت، است.

جدول ۸. گزارش توصیفی از ۳۰ مدل برآورد شده

شاخص آماری	مقدار
تعداد مدل‌های میانجی‌گری	۳۰
تعداد آثار غیرمستقیم معنادار	۱۰
قوی‌ترین کانال کوتاه‌مدت	نرخ ارز آزاد
قوی‌ترین کانال میان‌مدت	نفت
کانال تعدیل‌کننده بلندمدت	تورم و مسکن

آزمون‌های استحکام نتایج

به‌منظور اطمینان از اعتبار و پایداری یافته‌های پژوهش، مجموعه گسترده‌ای از آزمون‌های استحکام در پنج مقیاس زمانی و برای تمام میانجی‌ها اجرا شد. نتایج این آزمون‌ها که در جدول‌های پیوست گزارش شده‌اند، همگی از استواری نتایج اصلی حمایت می‌کنند.

جدول ۹. آزمون‌های استحکام نتایج

نوع آزمون	هدف آزمون	نتیجه کلیدی	سطح معناداری / مقدار p
رویکرد آمیخته‌سازی داده‌های با بسامد متفاوت	اعتبارسنجی با روش فرکانس ترکیبی	آثار غیرمستقیم کوتاه‌مدت (ارز، سکه، تورم) کاملاً تأیید شد؛ R^2 مدل میانجی‌گری ۸۶–۹۴٪	$p < ۰/۰۰۰۰۱$
مدل خود رگرسیون برداری با داده‌های آمیخته	جهت‌گیری علی در فرکانس‌های مختلف	علیت یک‌طرفه از ریسک ژئوپلیتیک ← بازده سهام و میانجی‌ها در همه مقیاس‌ها	رد کامل فرض صفر
آزمون شکست ساختاری چاو	پایداری ضرایب در نقاط بحرانی (۱۳۹۷، ۱۳۹۸، ۱۴۰۱)	هیچ شکست ساختاری معناداری مشاهده نشد	۰/۴۷تا ۰/۹۸
آزمون حساسیت (روندزدایی، هموارسازی، لگاریتم)	حساسیت به پیش‌پردازش داده‌ها	تغییر ضرایب همبستگی کمتر از ۰.۰۸ واحد؛ روابط کاملاً پایدار	۸٪ >دامنه تغییرات
آزمون غیرخطی بودن (مدل چندجمله‌ای)	بررسی وجود رابطه غیرخطی	بهبود اندک R^2 (۳-۴٪) تنها در مقیاس‌های کوتاه‌مدت؛ مدل خطی همچنان معتبر	معنادار در مقیاس ۱ و ۲
آزمون آثار نامتقارن	مقایسه واکنش به افزایش و کاهش ریسک	تفاوت ضرایب معنادار نبود؛ واکنش نسبتاً متقارن (هرچند افزایش ریسک اثر عددی قوی‌تری دارد)	۰/۳۸ تا ۰/۶۲

نتایجی که در جدول ۹ گزارش شده است، نشان می‌دهد که روابط شناسایی‌شده در تحلیل اصلی (به‌ویژه کانال‌های کوتاه‌مدت ارزی، سکه و تورمی) در برابر روش‌های جایگزین، تغییرات ساختاری، پیش‌پردازش متفاوت داده‌ها و فرضیات غیرخطی کاملاً مقاوم هستند. عدم وجود شکست ساختاری در نقاط بحرانی کلیدی، پایداری الگوی انتقال ریسک ژئوپلیتیک به بازار سرمایه ایران را حتی در شدیدترین دوره‌های تنش تأیید می‌کند. همچنین تأیید علیت یک‌طرفه قوی در مدل خود رگرسیون برداری با داده‌های آمیخته و استواری بالا در آزمون آمیخته سازی داده‌های با بسامد متفاوت، شواهد

محکمی بر صحت جهت‌گیری علّی از ریسک ژئوپلیتیک به‌سوی میانجی‌ها و سپس به بازده سهام ارائه می‌دهد.

درمجموع، آزمون‌های استحکام اعتبار، تعمیم‌پذیری نتایج را در شرایط مختلف روش‌شناختی و اقتصادی به‌طور قاطع تقویت کرده است. این پایداری، یافته‌های مبتنی بر رویکرد موجک را به‌عنوان مبنایی قابل‌اعتماد برای سیاست‌گذاری در حوزه بازار سرمایه و مدیریت ریسک ژئوپلیتیک در ایران مطرح می‌کند.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر باهدف تحلیل سازوکار چند مقیاسی انتقال ریسک ژئوپلیتیک به بازار سرمایه ایران و با استفاده از شاخص ریسک ژئوپلیتیک مبتنی بر پایگاه داده جی دلت و روش‌های تحلیل موجک و میانجی‌گری مقیاس‌به‌مقیاس انجام شد. این مطالعه به سؤالات سه‌گانه پژوهش پاسخ داد؛ به‌طوری‌که در پاسخ به سؤال اول، ساختار هم‌حرکتی در فرکانس‌های بالا (کوتاه‌مدت) شدیدتر از فرکانس‌های پایین شناسایی شد. در پاسخ به سؤال دوم، بازارهای ارز، سکه، تورم و مسکن به‌عنوان مجاری اصلی با نقش‌های متفاوت در طول زمان معرفی شدند و در پاسخ به سؤال سوم، تفاوت معنادار میان واکنش‌های رفتاری آنی و آثار ساختاری بلندمدت تبیین گردید. به‌طور خلاصه، این الگو در کوتاه‌مدت مثبت و به‌سرعت معکوس‌شونده (از طریق کانال‌های ارز، سکه و تورم)، در میان‌مدت خالص منفی (به‌واسطه تورم، مسکن و صکوک) و در بلندمدت تا حدی جبران‌شونده (به‌واسطه ارز و تورم ساختاری) است. این الگوی سه‌گانه نه‌تنها باتجربه تاریخی بازار سرمایه ایران همخوانی دارد بلکه گویای پیچیدگی انتقال ریسک در اقتصادی با بازارهای ناکامل و تحت تأثیر شوک‌های خارجی مکرر است.

یافته‌های این پژوهش در برخی موارد منطبق با مطالعات گذشته و نیز تمایزهای مهمی دارد. اگرچه پژوهش‌هایی مانند بن‌عامور و همکاران (۲۰۲۵) و گنگ و همکاران (۲۰۲۵) بر ماهیت چند مقیاسی ریسک تأکید کرده‌اند، این تحقیق با تمرکز بر اقتصاد ایران و استفاده از شاخص مبتنی بر جی دلت، این ناهمگنی زمانی را در بافت یک اقتصاد تحریم شده و با نا اطمینانی بالا ترسیم کرده و نشان می‌دهد که چگونه کانال‌های غالب انتقال ریسک در مقیاس‌های زمانی مختلف جابه‌جا می‌شوند. بااین‌حال، همانند نقدهای واردشده به

شاخص‌های عمومی ریسک ژئوپلیتیک در مطالعاتی مانند هونگ و همکاران (۲۰۲۵)، این پژوهش نیز مؤید آن است که حتی شاخص‌های پیشرفته‌تری مانند مبتنی بر جی دلت ممکن است در ارائه ریسک‌های ساختاری و بلندمدت منحصربه‌فرد یک کشور مانند اثر تحریم‌های پایدار که در پژوهش تهرانی و همکاران (۱۴۰۳) بر آن تأکید شده با چالش مواجه باشند. همچنین شناسایی همزمان چندین کانال میانجی کلیدی (ارز، طلا، تورم، مسکن، صکوک و نفت) با نتایج مطالعات داخلی مانند حسینی دوست و همکاران (۱۴۰۲)، بخشانی (۱۳۹۴) و بحریه و همکاران (۱۴۰۴) هم‌راستا است که هریک بر نقش یکی از این بازارها در انتقال شوک‌ها تمرکز کرده بودند. تمایز اصلی این تحقیق، ارائه یک چارچوب یکپارچه و مقیاس‌مند است که نشان می‌دهد این کانال‌ها نه به‌صورت مجزا بلکه در یک شبکه درهم‌تنیده و با سهم و جهت اثر متفاوت در مقیاس‌های زمانی گوناگون عمل می‌کنند. به‌عنوان مثال، درحالی‌که مطالعه زرمبا و همکاران (۲۰۲۲) بر واکنش بیش‌ازحد سرمایه‌گذاران در بازارهای نوظهور به اخبار ژئوپلیتیک تأکید کرده بود، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد در بازار ایران، این واکنش رفتاری سریعاً تحت‌الشعاع آثار قوی کانال‌های تورمی و ارزی قرارگرفته و به یک الگوی اصلاحی در میان‌مدت تبدیل می‌شود. این یافته با نتایج مطالعات آزیملی و کالماز[1] (۲۰۲۵) و ییلمازکودای[2] (۲۰۲۴) در مورد روسیه همخوانی دارد که نشان می‌دهند در اقتصادهای وابسته به انرژی و تحت تحریم، شوک‌های ژئوپلیتیک آثار آنی شدیدی بر نوسانات بورس دارند؛ با این تمایز که در ایران به دلیل وجود بازارهای موازی گسترده، بخشی از این اثر به‌صورت غیرمستقیم و چندکاناله (ارز و طلا) تخلیه می‌شود که مشابه آن در مطالعه آگی[3] (۲۰۲۳) برای بازارهای نوظهور نیز دیده شده است.

با توجه به یافته‌های فوق، پیشنهادهای سیاستی زیر ارائه می‌شود.

در مواجهه با شوک‌های ژئوپلیتیک، سیاست‌گذار باید تمرکز فوری خود را بر ثبات‌بخشی به بازار ارز و کنترل تورم انتظاری قرار دهد زیرا این دو کانال در کوتاه‌مدت قوی‌ترین نقش را در خنثی‌سازی یا تشدید آثار منفی دارند. استفاده از ابزارهایی مانند بازار ثانویه ارز و دسترسی

1. Azimli & Kalmaz
2. Yilmazkuday
3. Agyei

آسان به بازار ارز و عرضه مناسب در بازار مربوط و همچنین تأسیس صندوق تثبیت ارزی جهت کنترل انتظارات تورمی در لحظه وقوع شوک.

در افق میان‌مدت، توجه به کنترل هزینه‌های تأمین مالی (نرخ سود) و حمایت از بخش مسکن به‌عنوان یک دارایی جایگزین مهم می‌تواند از تشدید فشار بر بازار سهام بکاهد. در این راستا، معرفی ابزارهای پوشش ریسک مانند قراردادهای آتی بر روی شاخص ریسک یا ارز ضرورت دارد.

در بلندمدت، باید پذیرفت که بخشی از آثار ریسک ژئوپلیتیک از طریق سازوکارهای درونی اقتصاد (مانند افزایش تدریجی نرخ ارز و تورم ساختاری) جذب می‌شود. لذا سیاست‌گذاری باید به‌جای مقابله کامل، بر هدایت این سازوکارها به سمت افزایش بهره‌وری و تقویت بخش واقعی اقتصاد متمرکز شود تا افزایش ارزش اسمی دارایی‌ها با رشد واقعی همراه شود. همچنین شفاف‌سازی اطلاعاتی توسط نهادهای ناظر برای کاهش اثر واکنش‌های بیش‌ازحد رفتاری در این افق توصیه می‌شود.

برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود شاخص‌های ریسک ژئوپلیتیک بومی برای ایران توسعه و آزمون شوند؛ شاخص‌هایی که علاوه بر ابعاد امنیتی، ابعاد اقتصادی تحریم، دیپلماسی و انرژی را نیز در بر گیرند.

بررسی نقش سایر بازارهای میانجی بالقوه مانند بازار بدهی اسلامی (صکوک) یا بازار رمز ارزها در انتقال ریسک با جزئیات بیشتر انجام شود.

از رویکردهای پیشرفته‌تر شبکه‌ای یا مبتنی بر هوش مصنوعی برای مدل‌سازی تعاملات پویا و غیرخطی بین کانال‌های انتقال ریسک استفاده شود.

مطالعات تطبیقی بین کشوری با استفاده از روش موجک برای شناسایی اشتراکات و تمایزات سازوکار انتقال ریسک ژئوپلیتیک در اقتصادهای درحال‌توسعه متأثر از تنش‌های سیاسی انجام شود.

در جمع‌بندی کلی پژوهش حاضر نشان داد که درک و مدیریت ریسک ژئوپلیتیک در بازار سرمایه ایران مستلزم عبور از تحلیل‌های تک‌بعدی و خطی و حرکت به سمت چارچوب‌هایی است که پیچیدگی زمانی، چند کانالی و رفتاری این پدیده را در نظر می‌گیرند. یافته‌های مستحکم این مطالعه می‌تواند مبنای علمی مناسبی برای سیاست‌گذاران مالی و سرمایه‌گذاران در

جهت طراحی مکانیزم‌های هوشمندانه‌تر پایش و مصون‌سازی در برابر تلاطم‌های ژئوپلیتیک فراهم آورد.

ملاحظات اخلاقی

نویسنده اصول اخلاقی را در انجام و انتشار این پژوهش علمی رعایت نموده‌اند و این موضوع مورد تأیید همه آن‌هاست.

تعارض منافع

بنا بر اظهار نویسنده این مقاله تعارض منافع ندارد.

سپاسگزاری

از داوران محترم به خاطر ارائه نظرهای ساختاری و علمی سپاسگزاری می‌شود.

References

Adibian, M. S., Ebrahimi Salari, T., & Esmaeilpour Moghadam, H. (2025). How is the Iranian stock market affected by geopolitical risk and economic policy uncertainty in China, the US and the global? *Iranian Journal of Accounting, Auditing and Finance, 9*(1), 131-159. https://doi.org/10.22067/ijaaf.2025.45368.1468

Agyei, S. K. (2023). Emerging markets equities' response to geopolitical risk: Time-frequency evidence from the Russian-Ukrainian conflict era. *Heliyon, 9*(2). https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e13319

Alonso Alvarez, I., Perez, J. J., & Diakonova, M. (2025). *Rethinking GPR: the sources of geopolitical risk* (Banco de Espana Working Paper No. 2522). SSRN. https://doi.org/10.2139/ssrn.5796543

Anas, M., Bouri, E., & Shahzad, S. J. H. (2024). A Bibliometric analysis of literature on hedge and safe haven assets. *Journal of Economic Surveys*. https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/joes.12677

Ashraful, M., Chowdhury, F., Kabir, M., Abdullah, M., & Hossain, M. (2025). Geopolitical risk transmission dynamics to commodity, stock, and energy markets. *Quantitative Finance and Economics*. http://www.aimspress.com/article/doi/10.3934/QFE.2025003

Azimli, A., & Kalmaz, D. B. (2025). The impact of Russia's Geopolitical Risk on stock markets' high-moment risk. *Economic Systems, 49*(1), 101242. https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2024.101242

Bahrieh, M., Davoudi Nasr, M., Haji, G., & Doaei, M. (2025). The Effect of Global and Regional Geopolitical Risk on the Return and Volatility of the Tehran Stock Exchange Price Index Using the Mixed Data Sampling (MIDAS) Approach. *Accounting, Finance and Computational Intelligence, 3*(1), 1-21. (in Persian) https://www.jafci.com/index.php/jafci/article/view/59.

Bakhshani, S. (2016). A Study of the Effect of Exchange Rate Changes on Stock Prices and P/E Ratio by Using SEM-PLS. *Quarterly Journal of Financial Economics, 3*(12), 149-164. (in Persian) http://qjfep.ir/article-1-319-fa.html.

Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology, 51*(6), 1173–1182. https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1173

Baur, D. G., & McDermott, T. K. (2010). Is gold a safe haven? International evidence. *Journal of Banking & Finance*, *34*(8), 1886-1898. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.12.008Get rights and content

Ben Ameur, H., Jamaani, F., & Abu Alfoul, M. N. (2025). The dynamic connectedness among infectious diseases, geopolitical risks, cryptocurrency, and commodity markets: Evidence from a partial and multiple wavelet analysis. *PloS One*, *20*(7), e0324599.
https://doi.org/10.1371/journal.pone.0324599

Bossman, A., & Gubareva, M. (2023). Asymmetric impacts of geopolitical risk on stock markets: A comparative analysis of the E7 and G7 equities during the Russian-Ukrainian conflict. *Heliyon*, *9*(2), e13626.
https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e13626

Bouoiyour, J., Selmi, R., & Wohar, M. E. (2018). Measuring the response of gold prices to uncertainty: An analysis beyond the mean. *Economic Modelling*, *75*, 105-116. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.06.010

Caldara, D., & Iacoviello, M. (2022). Measuring geopolitical risk. *American economic review*, *112*(4), 1194-1225. https://doi.org/10.1257/aer.20191823

Chen, X. (2022). Are the shocks of EPU, VIX, and GPR indexes on the oil-stock nexus alike? A time-frequency analysis. *Applied Economics*. https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/00036846.2022.2140115

Chen, R., Yang, L., & Zhang, X. (2026). Geopolitical risk and the cross-section of stock returns: International evidence. *Journal of International Money and Finance*, 103526. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2026.103526

Chinazzi, M., & Fagiolo, G. (2015). Systemic risk, contagion, and financial networks: A survey. *Contagion, and Financial Networks: A Survey (June 3, 2015)*. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2243504

Choi, S.-Y. (2022). Evidence from a multiple and partial wavelet analysis on the impact of geopolitical concerns on stock markets in North-East Asian countries. *Finance Research Letters*, *46*(Part B), 102465.
https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102465

Chowdhury, M. A. F., Meo, M. S., & Aloui, C. (2021). How world uncertainties and global pandemics destabilized food, energy and stock markets? Fresh evidence from quantile-on-quantile regressions. *International Review of Financial Analysis*, *76*, 101759. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2021.101759

Farhang, A. A., & Omid Jiyvan, F. (2025). Dynamics of the Relationship Between Real Estate and Stock Markets in an Oil-Exporting Economy. *Economic Analysis and Ideas*, *1*(3), 83-120. (in Persian)
https://doi.org/10.22034/eaai.2025.2046574.1040

Feder-Sempach, E., Szczepocki, P. & Bogołębska, J. Global uncertainty and potential shelters: gold, bitcoin, and currencies as weak and strong safe havens for main world stock markets. *Financ Innov* 10, 67 (2024). https://doi.org/10.1186/s40854-023-00589-w

Golkhandan, A., & Mohamadian Mansour, S. (2024). The Asymmetric Effect of Global Indicators of Geopolitical Risk and Economic Uncertainty on the Oil Rent in Iran. *Quarterly Journal of Financial Economics*, *12*(45), 175-211. (in Persian) http://qjfep.ir/article-1-1583-fa.html.

Gong, X. L., Ning, H. Y., & Xiong, X. (2025). Research on the cross-contagion between international stock markets and geopolitical risks: the two-layer network perspective. *Financial Innovation*, *11*, 23.
https://doi.org/10.1186/s40854-024-00687-3

Hong, D., Fu, Z., Zhang, X., & Pan, Y. (2025). Research on the Development and Application of the GDELT Event Database. *Data*, *10*(10), 158. https://doi.org/10.3390/data10100158

Hosseinidoust, S. E., Gholizadeh, A. A., & Hamidanvar, N. (2023). Investigating the Effect of Currency Shock on Stock Returns in Middle East Stock Markets. *Financial Management Strategy*, *11*(3), 51-72. (in Persian)
https://doi.org/10.22051/jfm.2023.41364.2722.

Karakaya, A., & Kutlu, M. (2024). Heterogeneous Market Hypothesis in Major European Stock Exchanges. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. https://doi.org/10.30798/makuiibf.1220275

Kazak, H., Uluyol, B., Kılıç, C., & Karataş, A. R. (2025). Impact of global risk factors on the Islamic stock market: new evidence from wavelet analysis. *Computational Economics*, *65*(6), 3573–3604.
https://doi.org/10.1007/s10614-024-10665-7

Le, P. L., Pham, D. T., Vu, V. D., Nguyen, M. H., Tran, T. M. T., & Nguyen, T. M. H. (2024). The impact of geopolitical risk on the stock market and stock bubbles in Vietnam: A mediation model. *Journal of Economics and Business Studies*, *4*(2). https://doi.org/10.59276/JEBS.2024.12.2684

Lo, A. W., & Zhang, R. (2024). *The adaptive markets hypothesis: An evolutionary approach to understanding financial system dynamics*. Oxford University Press.

Medhioub, I. (2025). Impact of geopolitical risks on herding behavior in some MENA stock markets. *Journal of Risk and Financial Management*. https://doi.org/10.3390/jrfm18020085

Naifar, N., & Aljarba, S. (2023). Does Geopolitical Risk Matter for Sovereign Credit Risk? Fresh Evidence from Nonlinear Analysis. *Journal of Risk and Financial Management*, *16*(3), 148. https://doi.org/10.3390/jrfm16030148

Panazan, O., Gheorghe, C., & Calefariu, E. (2024). Geopolitical Risks and Stock Market Volatility in the SAARC Region. *Economics*, *18*(1), 20220124. https://doi.org/10.1515/econ-2022-0124

Pastor, L., & Veronesi, P. (2012). Uncertainty about government policy and stock prices. *The journal of Finance*, *67*(4), 1219-1264.
https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01746.x

Rafi, M. K. H., & Ali, S. R. M. (2025). Disaggregated geopolitical risks and global stock returns. Global Finance Journal, 101151.
https://doi.org/10.1016/j.gfj.2025.101151

Salisu, A., Udeaja, E.A., & Opuala-Charles, S. (2022). Central Bank Independence and Price Stability Under Alternative Political Regimes: A Global Evidence. Deleted Journal, 25(2), 155-172.
https://doi.org/10.21098/bemp.v25i2.2004

Smales, L. A. (2021). Geopolitical risk and volatility spillovers in oil and stock markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *80*, 358-366. https://doi.org/10.1016/j.qref.2021.03.008

Tehrani, R., Mokhtarband, M., & Aboodeh, M. (2024). Impact of Sanction Shock on Iran's Stock Market Index. *Journal of Asset Management and Financing*, *12*(2), 113-126.(in Persian) https://doi.org/10.22108/amf.2024.141380.1880

Torrence, C. and G. P. Compo (1998). A practical guide to wavelet analysis, *Bulletin of the American Meteorological Society*, 79(1): 61–78. https://doi.org/10.1175/1520-0477(1998)079<0061:APGTWA>2.0.CO;2

Yang, M., Zhang, Q., Yi, A., & Peng, P. (2021). Geopolitical risk and stock market volatility in emerging economies: Evidence from GARCH-MIDAS model. *Discrete Dynamics in Nature and Society*, *2021*(8), 1–17.
https://doi.org/10.1155/2021/1159358

Yilmazkuday, H. (2024). Geopolitical risk and stock prices. *European Journal of Political Economy*, *83*, 102553.
https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2024.102553

Xu, J. (2023). Behavioral Finance Provides Insights into Risk Perception and Risk Management. *Academic Journal of Management and Social Sciences*. https://doi.org/10.54097/ajmss.v4i1.11472

Zaremba, A., Cakici, N., Demir, E., & Long, H. (2022). When bad news is good news: Geopolitical risk and the cross-section of emerging market stock returns. *Journal of Financial Stability*, *58*, 100964.
https://doi.org/10.1016/j.jfs.2021.100964

Zhang, Y., Zhang, Y., Ren, X., & Jin, M. (2024). Geopolitical risk exposure and stock returns: evidence from China. *Finance Research Letters*, *64*, 105479. https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.105479

Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Quarterly Journal of Securities Exchange, Fall 2026, V. 19, No.75, pp. 135-170

Forecasting Tehran Stock Market Return Using Quantum Artificial Intelligence Algorithms[1]

Reza Maaboudi[2], Younes Nademi[3], Soheila Aghaei[4]

Received: 16 October 2025 Revised: 11 May 2026
Accepted: 13 July 2026 Published Online: 18 August 2026

Research Paper

Highlights

- Utilizing a hybrid framework of deep learning and quantum computing to forecast stock market returns.
- Comprehensive comparison of QDL performance with GRU, LSTM, SVR, RF and ARIM models.
- QDL outperforms other models based on Mean Squared Error, Root Mean Squared Error, and Theil's index.
- Confirmation of the statistically significant superiority of the QDL model over the examined models, based on Diebold–Mariano and Wilcoxon tests.
- Ability of QDL to detect hidden and nonlinear patterns in the stock market, enabled by quantum computing features such as superposition and entanglement.

Abstract

This study aims to forecast the returns of the Tehran Stock Market by employing the novel Quantum Deep Learning (QDL) approach. To this end, daily data of the Tehran Stock Exchange Value-Weighted Index over the period from February 1, 2016 to October 6, 2025 are used to compute stock market returns. Subsequently, stock market returns are modeled and predicted using a Quantum Deep Learning framework, which integrates the capabilities of deep learning and quantum computing. The predictive performance of the proposed model is benchmarked against six competing models, including the ARIMA model, machine learning algorithms such as Random Forest and Support Vector Regression, as well as deep learning models including LSTM, GRU, and MLP. The results based on Mean Squared Error, Root Mean Squared Error, and Theil's index indicate that the QDL model outperforms all competing models in forecasting stock market returns. Moreover, the Diebold–Mariano and Wilcoxon tests confirm the statistical significance of the superior predictive accuracy of the proposed model, thereby reinforcing the robustness of the error-based evaluation results. The distinctive characteristics of quantum computing, such as superposition and entanglement, enable the Quantum Deep Learning model to more effectively capture hidden and nonlinear patterns in stock market dynamics, leading to improved performance under conditions of heightened volatility and unpredictable market behavior. Based on the empirical findings, it is recommended that the Securities and Exchange Organization facilitate the development and adoption of advanced technologies such as quantum computing by establishing the necessary infrastructure, thereby enabling smarter market surveillance and the early detection of potential bubbles and systemic risks.

Keywords: Stock Return Forecasting, Tehran Stock Market, Quantum Deep Learning.
JEL Classification: D53, E44, G17.

---

1. doi: 10.22034/jse.2026.12631.2400
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities, Ayatollah Boroujerdi University, Boroujerd, Iran, (Corresponding Author). (maaboudi@abru.ac.ir).
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities, Ayatollah Boroujerdi University, Boroujerd, Iran, (Younesnademi@abru.ac.ir).
4. M.A. Student in Economics, Department of Economics, Faculty of Humanities, Ayatollah Boroujerdi University, Boroujerd, Iran. (stusoheilaaghaee@abru.ac.ir).

Copyright © 2026 The Authors. Published by Securities and Exchange Organization. This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Cite This Article: Maaboudi, Reza; Nademi, Younes; Aghaei, Soheila; (2026). Forecasting Tehran Stock Market Return Using Quantum Artificial Intelligence Algorithms. ***Quarterly Journal of Securities Exchange***, 19 (75), 135-170.
https://doi.org/10.22034/jse.2026.12631.2400. Homepage: https://journal.seo.ir

Introduction

The stock market plays a crucial role in modern economies by connecting investors and savers, collecting scattered capital, and channeling it toward profitable investments. Its attractiveness encourages capital accumulation in productive sectors and enables it to play a potentially significant role in national development. Furthermore, the stock market contributes to economic efficiency by reallocating financial resources among firms and economic sectors, facilitating domestic liquidity growth and credit expansion. Accordingly, forecasting stock market returns and analyzing their impacts on investment decisions and economic assessments have always been key concerns for investors and financial analysts. However, the stock market is characterized by volatility and exposure to multiple risks; therefore, employing suitable models for predicting its returns remains an important and challenging issue in financial research. In practice, this complexity has encouraged researchers to experiment with various modeling approaches for predicting stock market returns. In recent years, the presence of nonlinear behavior and the complex structure of stock market indices and variables have reduced the appeal of conventional econometric techniques for return forecasting. Conversely, rapid advancements in artificial intelligence (AI) and machine learning (ML) have opened new avenues for financial prediction. Among these developments, their capacity to process vast volumes of data simultaneously, extract more intricate patterns, and improve predictive accuracy and efficiency. These unique features have made QDL algorithms increasingly attractive to both financial analysts and policymakers. In light of these developments, the present study seeks to examine the feasibility and performance of QDL algorithms in forecasting the Tehran Stock Market returns and to compare their accuracy and efficiency with those of competing models.

Methodology

In this study, daily data from the Tehran Stock Exchange's market-value-weighted price index are used to calculate stock market returns over the period February 1, 2016, to October 7, 2025. For modeling and forecasting purposes, 80 percent of the dataset is allocated to model training and the remaining 20 percent to model testing. The Quantum Deep Learning (QDL) model, which combines the capabilities of deep learning with the computational power of quantum mechanics, is compared with six alternative models: the classical ARIMA time series model, Random Forest (RF), Support Vector Regression (SVR), and deep learning models including Long Short-Term Memory (LSTM), Gated Recurrent Unit (GRU), and Multilayer Perceptron (MLP). Since stock market return prediction involves high-frequency trading data with time-series characteristics, a Quantum Long Short-Term Memory (QLSTM) network is employed to capture temporal dependencies and dynamic relationships

within the data. The models' forecasting performance is evaluated using three standard error metrics: Mean Squared Error (MSE), Root Mean Squared Error (RMSE), and Theil's U statistic. The model yielding the lowest errors across these measures is considered the most efficient. To ensure robustness of the results, the Diebold–Mariano (DM) test is applied to assess the statistical significance of the differences between forecast errors produced by the QDL model and those generated by the competing models.

Findings and Discussion

The forecasting error indicators reveal show that the classical ARIMA model performs relatively poorly, highlighting its limited ability to capture the nonlinear and volatile dynamics of stock returns. Machine learning and deep learning models perform better, reflecting their capacity to detect hidden dependencies and nonlinear patterns. Among these, the Quantum Deep Learning (QDL) model achieves the lowest forecasting errors, while MLP, RF, LSTM, GRU, and SVR also outperform ARIMA. Comparison of error metrics and Theil's U statistics indicates that deep and quantum-based models provide higher predictive accuracy than traditional econometric approaches. Consistent with these findings, descriptive statistics of the actual and predicted returns show close alignment, demonstrating the model's ability to reproduce the underlying dynamics of real market data. To validate the statistical significance of this advantage, the Diebold–Mariano and Wilcoxon signed-rank tests are applied. Results from both tests confirm that the QDL model's forecasts are significantly more accurate than those of competing models, reinforcing the robustness of its predictive superiority .

Graphical and numerical comparisons further illustrate strong agreement between QDL predictions and observed returns, indicating that the model effectively captures market behavior even under high volatility. The QDL model maintains stable performance across normal and turbulent market periods, underscoring its reliability and robustness for stock return forecasting. These results highlight the value of combining deep learning with quantum-inspired mechanisms, enabling the model to identify complex temporal dependencies and nonlinear structures that traditional or classical machine learning models may miss. Overall, the QDL model demonstrates a significant advantage in forecasting accuracy and robustness, supporting its application for more informed investment decisions and market monitoring.

Conclusion

The study's findings confirm that the Quantum Deep Learning model outperforms all competing models in terms of efficiency and accuracy in predicting stock returns. The QDL approach, by incorporating quantum entanglement, enables the retention of complex time-series patterns and

nonlinear dependencies that traditional models cannot capture. The distinctive properties of quantum computation, superposition and entanglement, empower QDL to identify hidden structures in stock market data and to maintain superior performance under volatile and unpredictable market environments. Overall, employing the QDL model can serve as an effective tool for reducing uncertainty and minimizing forecasting errors in investment decision-making. Consequently, it provides an efficient mechanism for improving investment strategies, mitigating decision-making risks, and enhancing the analytical precision of financial models. For retail investors, QDL helps reduce the risk of losses resulting from emotional

reactions or incomplete information. For institutional investors and portfolio managers, it offers a data-driven method to anticipate market trends, optimize asset allocation, manage systematic risks, and improve portfolio performance. At the macroeconomic level, the use of advanced predictive tools such as QDL can enhance market transparency and public trust, both of which are vital for the expansion of financial markets and the attraction of domestic and foreign investments. Therefore, based on the study's findings, it is recommended that the Tehran Stock Exchange and the Securities and Exchange Organization establish the necessary infrastructure for the adoption and implementation of advanced technologies such as quantum computing. Such advancements can be utilized to enable smarter market monitoring, early detection of speculative bubbles, and identification of potential financial crises, thereby supporting a more stable and efficient capital market environment.

Authors' Contributions

All authors contributed equally to the design, execution, and writing of all parts of this research.

Funding

There is no funding support.

Conflict of Interest

The authors declare no conflicts of interest relevant to the content of this article.

Acknowledgments

We thank the anonymous reviewers for their useful comments, which greatly contributed to improving our work



سازمان بورس و اوراق بهادار، مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال نوزدهم، شماره ۷۵، پاییز ۱۴۰۵، صص ۱۷۰-۱۳۵

پیش‌بینی بازدهی بازار سهام تهران با استفاده از الگوریتم‌های هوش مصنوعی کوانتومی [۱]

رضا معبودی [۲]، یونس نادمی [۳]، سهیلا آقایی [۴]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت : ۱۴۰۴/۰۷/۲۴ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۲/۲۱

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۴/۲۲ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۵/۲۷

نکات برجسته

- استفاده از چارچوب ترکیبی یادگیری عمیق و محاسبات کوانتومی برای پیش‌بینی بازدهی بازار سهام.
- مقایسه جامع عملکرد QDL با مدل‌های GRU، LSTM، SVR، RF و ARIMA.
- کاهش خطاهای پیش‌بینی الگوی QDL نسبت به الگوهای مورد بررسی براساس معیارهای خطا میانگین مربعات خطا، ریشه میانگین مربعات خطا و شاخص تایل.
- تایید برتری معنادار آماری الگوی QDL نسبت به الگوهای مورد بررسی برپایه آزمون‌های دایبولد ـ ماریانو و ویلکاکسون.
- توانایی الگوی QDL در شناسایی الگوهای پنهان و غیرخطی بازار سهام به‌واسطه ویژگی‌های برهم‌نهی و درهم‌تنیدگی محاسبات کوانتومی.

چکیده

هدف پژوهش حاضر پیش‌بینی بازدهی بازار سهام تهران با استفاده از رویکرد نوین یادگیری عمیق کوانتومی (QDL) است. به‌همین منظور، نخست با استفاده از داده‌های روزانه شاخص قیمت وزنی ـ ارزش بازار سهام تهران در بازه زمانی دوازدهم بهمن سال ۱۳۹۴ تا پانزدهم مهرماه سال ۱۴۰۴ بازده بازار سهام محاسبه شد؛ سپس بازدهی بازار سهام با بکارگیری مدل یادگیری عمیق کوانتومی که ترکیبی از قابلیت‌های یادگیری عمیق و محاسبات کوانتومی است، همراه با شش مدل رقیب شامل مدل‌های ARIMA، الگوریتم‌های یادگیری ماشین RF، SVR و مدل‌های یادگیری عمیق LSTM، GRU و MLP مدل‌سازی و پیش‌بینی شد. نتایج مقایسه معیارهای میانگین مربعات خطا، ریشه میانگین مربعات خطا و شاخص تایل نشان داد، در پیش‌بینی بازدهی بازار سهام مدل QDL نسبت به سایر مدل‌های مورد بررسی عملکرد بهتری دارد. یافته‌های آزمون‌های دایبولد-ماریانو و ویلکاکسون نیز برتری معنادار آماری مدل پیشنهادی را نسبت به مدل‌های رقیب تأیید کردند که اعتبار یافته‌های حاصل از معیارهای خطا را تقویت می‌کند. ویژگی‌های منحصر به فرد محاسبات کوانتومی نظیر برهم‌نهی و درهم‌تنیدگی موجب می‌شود، مدل یادگیری عمیق کوانتومی توانایی بالاتری در شناسایی الگوهای پنهان و غیرخطی بازار سهام داشته باشد و در مواجهه با نوسانات شدید و رفتارهای غیرقابل پیش‌بینی بازار عملکرد بهتری از خود نشان دهد. براساس یافته‌های پژوهش، به سازمان بورس و اوراق بهادار پیشنهاد می‌شود با ایجاد زیرساخت‌های لازم برای توسعه و به‌کارگیری فناوری‌های پیشرفته‌ای مانند محاسبات کوانتومی، زمینه استفاده گسترده‌تر از این مدل‌ها را فراهم آورده و از آن‌ها در جهت نظارت هوشمندتر بر بازار و شناسایی زودهنگام حباب‌ها و بحران‌های بالقوه بهره‌برداری نماید.

واژه‌های کلیدی: پیش‌بینی بازدهی سهام، بازار سهام تهران، یادگیری عمیق کوانتومی.

طبقه‌بندی موضوعی: D53، E44، G17.

---

۱. doi: 10.22034/jse.2026.12631.2400

۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیت الله بروجردی (ره)، بروجرد، ایران، (نویسنده مسئول). (maaboudi@abru.ac.ir).

۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیت الله بروجردی (ره)، بروجرد، ایران. (Younesnademi@abru.ac.ir).

۴. دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیت الله العظمی بروجردی، بروجرد، ایران. (stusoheilaaghaee@abru.ac.ir).

حق انتشار این مستند، متعلق به نویسندگان آن است. ۱۴۰۵ ©. ناشر این مقاله، سازمان بورس و اوراق بهادار است.
این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license
(https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

استناد: معبودی، رضا؛ نادمی، یونس؛ آقایی، سهیلا، (۱۴۰۵). پیش‌بینی بازدهی بازار سهام تهران با استفاده از الگوریتم‌های هوش مصنوعی کوانتومی. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱۹ (۷۵)، ۱۷۰-۱۳۵.
https://doi.org/10.22034/jse.2026.12631.2400 Homepage: https://journal.seo.ir

مقدمه

بازار سهام با برقراری ارتباط بین سرمایه‌گذاران و پس‌اندازکنندگان، سرمایه‌های خرد را جمع‌آوری و به‌سمت سرمایه‌گذاری سودآور سوق می‌دهد (ابراهیم و موسی[1]، ۲۰۱۴). وجود جذابیت‌های موجود در بازار سهام باعث می‌شود این بازار با تجهیز سرمایه‌گذاری در بخش‌های مولد اقتصاد، به صورت بالقوه نقش مهمی در توسعه کشورها ایفا کند (نمکی وکاظمی باویل، ۱۴۰۴). علاوه براین، بازار سهام با تخصیص مجدد منابع مالی بین شرکت‌ها و بخش‌های مختلف اقتصادی، رشد نقدینگی داخلی و توسعه اعتباری را تسهیل می‌کند (ایساهاکو، اوستارزو دومانبان[2]، ۲۰۱۳). بازار سهام یک سیستم مالی است که با مدیریت صحیح و کارآمد می‌تواند در مقایسه با عایدی سایر بازارهای مالی، مانند سود سپرده بانکی و سود اوراق قرضه، بازدهی بالاتری را دارا باشد (محمد، احمد، نوید و بنده چاچه[3]، ۲۰۲۴). ویژگی‌هایی چون حجم بالای معاملات و سودآوری در بازار سهام، معامله‌گران و سرمایه‌گذاران را متقاعد می‌کند تا از طریق سرمایه‌گذاری در این محیط بتوانند بازدهی سرمایه خود را حداکثر کنند (مهرکیان و داوری اردکانی، ۲۰۲۵؛ رضایی، عبدالطیف و عامر[4]، ۲۰۲۵).

تغییرات بازدهی بازار سهام که ناشی از تغییرات شاخص کل قیمت سهام است، انتظارات افراد و فعالان بازار سرمایه، روند کلی ورود و خروج سرمایه، و در نهایت تحرکات بازار سرمایه را منعکس می‌کند (فطرس و معبودی، ۲۰۲۱). لذا پیش‌بینی بازدهی بازار سهام و تحلیل آثار آن بر تصمیمات سرمایه‌گذاری و تحلیل‌های اقتصادی، همواره مورد توجه سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران حوزه مالی قرار دارد (گوپتا، ناچاپاو پاراماند[5]، ۲۰۲۵).

اما بازار سهام رفتاری پر نوسان دارد و ریسک‌های متعددی را شامل می‌شود؛ به همین علت، استفاده از الگوهای مناسب برای پیش‌بینی بازدهی بازار سهام چالشی مهم و قابل توجه در حوزه بازارهای مالی است. به‌طوری که در عمل باعث شده پژوهشگران در زمینه پیش‌بینی بازدهی بازار سهام از مدل‌های مختلفی استفاده کنند. به دلیل وجود رفتارهای غیرخطی و ماهیت پیچیده شاخص‌ها و متغیرهای بازار سهام، بهره‌گیری از اقتصادسنجی مرسوم در پیش‌بینی بازدهی بازار

---

1. Ibrahim & Musah
2. Isshaku, Ustarz & Domanban
3. Muhammad, Naveed & Bendechache
4. Rezaei, Abdellatif & Umar
5. Gupta, Nachappa & Parahnandan

سهام می‌تواند با خطا همراه شود (گوپتا و همکاران، ۲۰۲۵). محدودیت دیگر در استفاده از الگوهای مرسوم این است که در پیش‌بینی تنها تعداد اندک و محدودی از عوامل تاثیرگذار بر بازار سهام را در نظر می‌گیرند. به همین دلیل اغلب الگوهای مرسوم در پیش‌بینی بازار سهام از دقت کافی و لازم برخودار نیستند (وو، وانگ و دنگ[1]، ۲۰۲۵).

در سال‌های اخیر، پیشرفت‌های چشمگیر در حوزه هوش مصنوعی و الگوریتم‌های یادگیری ماشین[2]، افق‌های تازه‌ای برای پیش‌بینی بازارهای مالی گشوده است. بررسی این الگوها نشان می‌دهد ارتباط بین الگوریتم‌های هوش مصنوعی و بازارهای مالی نه تنها بهبود تدریجی نسبت به روش‌های کلاسیک و مرسوم نیست، بلکه به عنوان یک تغییر پارادایم در پیش‌بینی بازارهای مالی نیز محسوب می‌شود. این تغییر پاردایم از سه تحول کلیدی ناشی می‌شود. نخست، الگوریتم‌های هوش مصنوعی برخلاف الگوهای اقتصادسنجی مرسوم قادرند الگوهای پیچیده و غیرخطی داده‌های مالی با ابعاد بالا را شناسایی کنند؛ دوم، با ادغام داده‌های متنوع از جمله رفتار قیمتی، تحلیل احساسات و صورت‌های مالی، دیدی چند بعدی ایجاد می‌کنند. سوم، تطبیق‌پذیری الگوریتم‌های هوش مصنوعی سبب می‌شود به صورت همزمان با تغییرات بازار سهام هماهنگ شوند و قدرت پیش‌بینی خود را حفظ کنند (پاگلیارو[3]، ۲۰۲۵). این ویژگی‌ها باعث شده‌اند تا در سال‌های اخیر بکارگیری الگوریتم‌های هوش مصنوعی در پیش‌بینی شاخص‌های بازار سهام از استقبال فراوانی برخوردار شوند. در بین این الگوریتم‌ها، الگوریتم‌های یادگیری عمیق کوانتومی[4] به دلیل توانایی در پردازش همزمان حجم عظیمی از داده‌ها، استخراج الگوهای پیچیده‌تر و ارتقای کارآیی و دقت پیش‌بینی، به عنوان یکی از رویکردهای نوظهور و متمایز شناخته می‌شوند؛ رویکردی که می‌تواند نسبت به دیگر مدل‌های هوش مصنوعی برتری قابل توجهی در تحلیل و پیش‌بینی بازارهای مالی ایجاد کند.

با وجود پیشرفت‌های گسترده در حوزه مدل‌سازی مالی، بررسی ادبیات موضوع نشان می‌دهد که تاکنون هیچ مطالعه‌ای در بازار سرمایه ایران الگوریتم یادگیری عمیق کوانتومی را برای پیش‌بینی رفتار بازار سهام مورد آزمون قرار نداده است. این خلأ پژوهشی در حالی وجود دارد که ماهیت پرنوسان، غیرخطی و چندبعدی بازار سهام ایران نیازمند رویکردهایی است که

1. Wu, Wang & Deng
2. machine learning
3. Pagliaro
4. Quantum Deep Learning

قدرت استخراج الگوهای پیچیده و پنهان را داشته باشند. با توجه به توضیحات فوق، پرسش اصلی پژوهش این است که آیا مدل یادگیری عمیق کوانتومی می‌تواند دقت و کارایی پیش‌بینی بازدهی بازار سهام ایران را نسبت به مدل‌های کلاسیک سری‌های زمانی، الگوریتم‌های یادگیری ماشین و مدل‌های یادگیری عمیق کلاسیک بهبود دهد؟ در این راستا، پژوهش حاضر با بهره‌گیری از داده‌های سری زمانی روزانه در بازه دوازدهم بهمن‌ماه ۱۳۹۴ تا پانزدهم مهرماه ۱۴۰۴ و به‌کارگیری الگوریتم یادگیری عمیق کوانتومی، به مدل‌سازی و پیش‌بینی بازدهی بازار سهام ایران می‌پردازد. نتایج پژوهش می‌تواند برای سرمایه‌گذاران، تحلیل‌گران مالی و سیاست‌گذاران بازار سرمایه کاربرد مستقیم داشته باشد؛ زیرا پیش‌بینی دقیق‌تر بازدهی، زمینه‌ساز تصمیم‌گیری آگاهانه‌تر در خصوص زمان ورود و خروج از بازار، مدیریت ریسک و بهینه‌سازی پرتفوی خواهد بود. از این‌رو، نتایج پژوهش نه‌تنها از نظر علمی نوآورانه است، بلکه از منظر کاربردی نیز برای بازار سرمایه ایران قابل توجه است.

مبانی نظری و توسعه فرضیه‌ها

الگوهای کلاسیک از رویکردهای رایج در پیش‌بینی قیمت سهام به‌شمار می‌روند. این الگوها با تکیه بر مفروضات خطی، ایستا و نرمال بودن داده‌ها، تفسیری پایه و نظری از رفتار متغیرها ارائه می‌کنند و عمدتاً برای پیش‌بینی روندهای سری زمانی و تحلیل نوسانات استفاده می‌شوند. هرچند این مدل‌ها به دلیل ساختار ساده خود کاربرد گسترده‌ای دارند، اما در مواجهه با داده‌های پیچیده و غیرخطی بازارهای مالی با محدودیت‌های قابل توجهی روبه‌رو هستند (رن و لی[1]،۲۰۲۵). ازاین‌رو، در سال‌های اخیر الگوریتم‌های یادگیری ماشین به‌عنوان رویکردی کارآمدتر برای پیش‌بینی بازار سهام مورد توجه گسترده پژوهشگران و تحلیل‌گران مالی قرار گرفته‌اند.

مدل‌های یادگیری ماشین در حوزه مالی، به‌ویژه پیش‌بینی بازار سهام کاربرد گسترده‌ای دارند؛ زیرا برخلاف روش‌های سنتی نیازی به تعریف و تصریح مدل‌های نظری یا فروض خطی بودن داده‌ها ندارند. الگوریتم‌های یادگیری ماشین قادرند روابط غیرخطی، همبستگی‌های پیچیده و وابستگی‌های پویا را در داده‌های مالی شناسایی کنند و از این طریق دقت پیش‌بینی بازار سهام را به‌طور چشمگیری بهبود بخشند (جاوید[2]، ۲۰۲۴). همچنین، این الگوها امکان

1. Ren & Li
2. Javaid

پردازش داده‌های حجیم و بدون ساختار مانند اخبار، شبکه‌های اجتماعی و نظرات سرمایه‌گذاران را فراهم می‌کنند. به همین دلیل، یادگیری ماشین به ابزاری قدرتمند برای پیش‌بینی بازدهی بازار سهام و تحلیل ریسک‌های مالی تبدیل شده است (پاگلیارو، ۲۰۲۵).

با این حال، پیش‌بینی بازار سهام با استفاده از الگوریتم‌های یادگیری ماشین با چالش‌هایی نیز همراه است. یکی از مهم‌ترین این چالش‌ها بیش برازش[1] است؛ وضعیتی که در آن مدل‌ها اگرچه در داده‌های آموزشی عملکرد قابل قبولی دارند، اما به‌دلیل ماهیت پیچیده و غیرایستای بازارهای مالی، توان تعمیم آن‌ها به داده‌های جدید کاهش می‌یابد. علاوه براین، نوسانات شدید و غیرقابل پیش‌بینی بازار سهام می‌تواند اثربخشی مدل‌های آموزش‌دیده را تحت تأثیر قرار دهد (سریواستاوا و همکاران[2]،۲۰۲۳). کیفیت و دسترسی‌پذیری مجموعه‌داده‌ها نیز عاملی تعیین‌کننده است؛ چراکه داده‌های مالی اغلب دارای نویز، مقادیر گمشده و سوگیری‌های مختلف هستند و این موارد می‌تواند عملکرد مدل‌ها را تضعیف کند (محمد و همکاران، ۲۰۲۴).

با توجه به محدودیت‌های مدل‌های کلاسیک و الگوریتم‌های یادگیری ماشین از جمله ضعف در تعمیم‌پذیری، حساسیت به نوسانات شدید بازار و دشواری در شناسایی وابستگی‌های پیچیده و چندبعدی ضرورت بهره‌گیری از رویکردهای نوین بیش از پیش احساس می‌شود. در این راستا، مدل‌های یادگیری عمیق کوانتومی به عنوان رویکرد جدیدی مطرح شده‌اند که اصول محاسبات کوانتومی را با روش‌های یادگیری عمیق ترکیب می‌کند (ژای، ژانگ، لیانگ و لیو[3]، ۲۰۲۵). بهره‌گیری از ویژگی‌های بنیادی مکانیک کوانتومی از جمله برهم‌نهی کوانتومی[4] و درهم‌تنیدگی[5] امکان پردازش دقیق‌تر داده‌های پیچیده و با تواتر بالا را فراهم می‌سازد. برهم‌نهی به سیستم‌های کوانتومی اجازه می‌دهد مسیرهای محاسباتی متعدد را به‌طور هم‌زمان بررسی کنند و بدین ترتیب توانایی آن‌ها در شناسایی وابستگی‌های پیچیده در داده‌های مالی افزایش می‌یابد. درهم‌تنیدگی نیز همبستگی‌های قوی‌تری میان متغیرها ایجاد کرده و به نمایش غنی‌تر ویژگی‌ها و بهبود فرآیند شناسایی الگوها منجر می‌شود؛ موضوعی که مدل‌های کلاسیک در دستیابی به آن با دشواری مواجه‌اند (چودری، اینان، شفیق و سینگ[6]، ۲۰۲۵). این قابلیت‌ها موجب می‌شود

1. Overfitting
2. Srivastava et al.
3. Zhai, Zhang, Liang & Liu
4. Quantum Superposition
5. Quantum Entanglement
6. Choudhary, Innan, Shafique & Singh

پیش‌بینی‌های مبتنی بر مدل‌های یادگیری عمیق کوانتومی دقیق‌تر، پایدارتر و مقاوم‌تر در برابر نویز و نوسانات بازار باشد و در نهایت، ابزار قدرتمندی برای سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران در اتخاذ تصمیمات مالی فراهم آورد (چهیمی، چن، سعد و یو[1]، ۲۰۲۴).

توسعه فرضیه

با توجه به محدودیت‌ها و ضعف‌های مدل‌های کلاسیک سری‌های زمانی مانند ARIMA در مواجهه با داده‌های پرنویز، غیرخطی و دارای ساختار پیچیده، و همچنین محدودیت الگوریتم‌های یادگیری ماشین و مدل‌های یادگیری عمیق سنتی در استخراج وابستگی و الگوهای پیچیده در داده‌های مالی، این پژوهش بر این فرض استوار است که مدل یادگیری عمیق کوانتومی با بهره‌گیری از ویژگی‌های مکانیک کوانتومی مانند برهم‌نهی، درهم‌تنیدگی و قدرت نمایش‌دهندگی بالاتر در فضای ویژگی‌ها، قادر است الگوهای پیچیده‌تر و غیرخطی بازار سهام ایران را به‌طور مؤثرتری شناسایی کند. از این رو، انتظار می‌رود QDL در مقایسه با مدل‌های کلاسیک سری‌های زمانی، الگوریتم‌های یادگیری ماشین و مدل‌های یادگیری عمیق سنتی، دقت و کارایی بالاتری در پیش‌بینی بازدهی بازار سهام ارائه دهد.

فرضیه پژوهش

مدل یادگیری عمیق کوانتومی(QDL) در پیش‌بینی بازدهی بازار سهام، عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های کلاسیک سری‌های زمانی، الگوریتم‌های یادگیری ماشین و مدل‌های یادگیری عمیق سنتی دارد.

در ادامه تعدادی از مطالعات پیشین انجام شده در زمینه بازدهی بازار سهام با استفاده از مدل‌های مختلف آورده شده است.

پاکت و سلیمانی[2] (۲۰۲۲) یک سیستم جهش کوانتومی[3] برای پیش‌بینی بازارهای مالی طراحی و معرفی کردند. این سیستم شامل یک کد گذرا است که سری زمانی مالی تقسیم‌شده را به دنباله‌ای از ماتریس‌های چگالی تبدیل می‌کند؛ همچنین، یک شبکه کوانتومی عمیق که

1. Chehimi, Chen, Saad & Yoo
2. Paquet & Soleymani
3. Quantum Leap

ماتریس چگالی را در زمان‌های بعدی پیش‌بینی می‌کند و یک شبکه کلاسی[۱] که از ماتریس چگالی خروجی، بیشترین قیمت رسیده به یک دارایی را در زمان بعدی اندازه‌گیری می‌کند. نتایج مربوط به ۲۴ دارایی نشان می‌دهد دقت و کارایی سیستم جهش کوانتومی در دو حالت برآورد آینده و رگرسیون تایید شده است. کیا و همکاران[۲] (۲۰۲۴) با بهره‌گیری از رویکرد ترکیبی کوانتومی ـ کلاسی پیش‌بینی قیمت سهام را بررسی کردند. در این پژوهش، مدل حافظه بلند مدت کوتاه مدت کلاسیکی را با محاسبات کوانتومی ترکیب کرده و یک مدل جدید حافظه بلند مدت کوتاه مدت کوانتومی ارائه داده‌اند. نتایج نشان می‌دهند ریشه میانگین مربعات خطا در مدل کلاسیکی ۰/۰۶۹۳و دقت پیش‌بینی آن ۰/۸۸۱۵ برآورد شده است. در حالی که مدل حافظه بلندمدت کوتاه‌مدت کوانتومی در هر دو مورد عملکرد بهتری نسبت به مدل کلاسیکی داشت و به ترتیب ریشه میانگین مربعات خطا ۰/۰۶۲۰و دقت ۰/۹۷۶۳ داشته است. محمود و همکاران[۳] (۲۰۲۴) با استفاده از مدل‌های حافظه بلندمدت کوانتومی و حافظه بلندمدت کوتاه‌مدت، ۱۰۰ شاخص بورس کراچی را طی دوره زمانی ۲۰۰۴ـ ۲۰۲۰ بررسی کردند. نتایج حاکی است مدل حافظه بلندمدت کوتاه‌مدت کوانتومی یک تکنیک بالقوه و قدرتمند برای پیش‌بینی روندهای بازار سهام است. ژو و همکاران[۴] (۲۰۲۴) یک میدان زاویه‌ای گرمیان کوانتومی[۵] طراحی کردند که ترکیبی از محاسبات کوانتومی و یادگیری عمیق برای پیش‌بینی تحلیل سری‌های زمانی است. نتایج حاکی است میدان زاویه‌ای گرمیان کوانتومی در مقایسه با روش سنتی (میدان زاویه‌ای گرمیان) دقت و عملکرد بهتری دارند. چودری و همکاران (۲۰۲۵) با استفاده از رویکردهای ترکیبی کوانتومی ـ کلاسیکی پیش‌بینی روندهای بازارهای مالی را بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهند یادگیری کوانتومی به مدل‌سازی مالی کمک می‌کند و بینش‌هایی در مورد نقش عملی منابع کوانتومی در تحلیل سری‌های زمانی فراهم می‌کند. ژو و همکاران (۲۰۲۵) با بهره‌گیری از مدل‌های سه عاملی، پنج عاملی فاما- فرنچ، چهار عاملی

---

۱. شبکه کلاسی به عنوان یک دستگاه اندازه‌گیری قابل یادگیری عمل می‌کند که از ماتریس چگالی خروجی، بیشترین قیمت رسیده به یک دارایی برای یک زمان خاص را استنباط می‌کند.

2. Kea et al.

3. Mahmood et al.

4. Xu et al.

5.Quantum Gramian Angular Field:

میدان زاویه‌ای گرمیان کوانتومی روشی کوانتومی برای تبدیل سری‌های زمانی مانند بازدهی سهام به تصاویر دوبعدی است که با بهره‌گیری از مدارهای کوانتومی، روابط زاویه‌ای داده‌ها را محاسبه می‌کند.

کارهارت و حافظه بلندمدت کوتاه‌مدت بازدهی سهام در سه بخش تولیدی، فناوری پیشرفته و سایر بخش‌ها در بازار سهام ایالات متحده آمریکا را بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهند مدل پنج عاملی فاما- فرنچ برای پیش‌بینی بازدهی سهام در سه بخش تولیدی، فناوری پیشرفته و سایر بخش‌ها اعتبار و توانایی بالاتری دارد. همچنین، مدل حافظه بلندمدت کوتاه‌مدت توانایی شناسایی عوامل موثر بر بازده برخی از صنایع را دارد و بازدهی سهام را با دقت بهتر و بالاتری پیش‌بینی می‌کند.

سود و بوشان[1] (۲۰۲۵) با بهره‌گیری از رویکرد طبقه‌بند جنگل تصادفی، پیش‌بینی نماد بازده روز بعد را در بازارهای مالی مورد بررسی قرار دادند. یافته‌ها نشان می‌دهند استفاده از مدل‌های یادگیری ماشین تحلیل و پیش‌بینی دقیق‌تر و غنی‌تر در بازارهای مالی دارند. علاوه‌براین، بررسی داده‌های ورودی جایگزین مانند متغیرهای اقتصاد کلان می‌تواند به بهبود ارزیابی عملکرد مدل‌های یادگیری ماشین کمک کند. دای و همکاران[2] (۲۰۲۵) برای پیش‌بینی بازدهی آتی بازار سهام، مدل جدیدی بر اساس الگوی شمع ژاپنی و محاسبه تفاضل بین سایه‌ی بالایی و پایینی[3] طراحی کردند. نتایج حاکی است تفاضل بین سایه‌ی بالایی و پایینی از نظر عملکرد پیش‌بینی درون‌نمونه‌ای و برون‌نمونه‌ای، نسبت به پیش‌بینی کننده‌ی بنیادی معروف بهتر و دقیق‌تر عمل می‌کند. علاوه‌براین، اطلاعات مکمل مفیدی برای پیش‌بینی بازدهی سهام فراهم می‌کند که استفاده از این اطلاعات می‌تواند سود قابل توجهی برای سرمایه‌گذاران در پی داشته باشد. بونپان و سارا کورن[4] (۲۰۲۵) با استفاده از شبکه‌های عصبی عمیق و فرآیند آماده سازی داده شامل نمونه‌برداری براساس دلار[5]، برچسب‌گذاری براساس اسکن روند[6] و تقریب تجمعی قطعه‌ای[7] بازدهی سهام شرکت‌های اپل، گوگل، مایکروسافت و اینتل را بررسی کردند. یافته‌ها نشان می‌دهند مدل‌هایی که براساس دلار و برچسب‌گذاری عمل می‌کنند از دقت و قابلیت تعمیم بالایی در پیش‌بینی بازدهی سهام برخوردار هستند. وو و همکاران[8] (۲۰۲۵) با ترکیب حافظه

1. Sood & Bhushan
2. Dai et al.
3. Upper–Lower Shadow Difference
4. Boonpan & Sarakorn
5. Dollar Bar Sampling
6. Trend Scanning Labeling
7. Piecewise Aggregate Approximation
8. Wu et al.

بلندمدت کوتاه‌مدت و شبکه عصبی پیچشی یک مدل نوآورانه از شبکه مولد تخاصمی[1] برای پیش‌بینی بازدهی بازار سهام در کشور چین را طراحی کردند. نتایج نشان می‌دهند مدل شبکه مولد تخاصمی نسبت به مدل‌های معیار دقت و عملکرد بهتری در پیش‌بینی بازدهی بازار سهام دارند. علاوه‌براین، با اضافه کردن متغیرهای کلان اقتصادی به داده‌های آموزشی، مدل شبکه مولد تخاصمی در برابر نوسانات اقتصادی پایداری خود را حفظ می‌کند.

راعی و همکاران (۱۳۸۲) با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی و مدل خطی عاملی رفتار بازده بازار سهام بورس و اوراق بهادرا تهران را پیش‌بینی کردند. نتایج پژوهش حاکی است شبکه‌های عصبی مصنوعی در پیش‌بینی بازدهی سهام عملکرد بهتری دارند. ذوالفقاری و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از مدل‌های شبکه عصبی بازگشتی مبتنی بر حافظه کوتاه‌مدت و بلندمدت، الگوهای گارچ[2] و گارچ نمایی، بازدهی روزانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. نتایج حاکی است در پیش‌بینی بازدهی بازار بورس اوراق بهادار مدل‌های ترکیبی نسبت به مدل‌های ساده (شبکه عصبی بازگشتی کوتاه‌مدت و بلندمدت، گارچ و گارچ نمایی) دقت و عملکرد بهتری دارند. همچنین، در مدل‌های ترکیبی خطای پیش‌بینی کاهش یافته است. سهرابی و همکاران (۱۴۰۲) با بهره‌گیری از الگوریتم‌های یادگیری عمیق و یادگیری ماشین شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را طی دوره زمانی ۱۳۹۹ـ۱۳۹۲ بررسی کردند. نتایج حاکی است شبکه عصبی بازگشتی حافظه بلندمدت کوتاه‌مدت در افق‌های زمانی ۱، ۳ و ۶ روزه نسبت به سایر مدل‌ها دقت بهتری را دارا می‌باشد. خلفی و همکاران (۱۴۰۲) با استفاده از شبکه‌های عصبی پویا و ایستا بازدهی سهام بورس اوراق بهادر تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۱ـ۱۴۰۰ را بررسی کردند. یافته‌ها نشان می‌دهند شبکه‌های عصبی پویا نسبت به مدل‌های شبکه عصبی ایستا در پیش‌بینی بازدهی سهام از دقت بالاتری بر خوردار است. صراف و همکاران (۱۴۰۳) با استفاده از الگوهای کلاسیک، رگرسیون‌های غیرساختاری، رگرسیون‌های بیزین با پارامتر متغیرهای زمانی، مدل‌های تبدیل موجک گسسته و پیوسته، رویکردهای فرا ابتکاری، شبکه عصبی مصنوعی ساده و عمیق، دیفرانسیل تصادفی و کوانتوم مالی، مدلی جهت پیش‌بینی بازده سهام در بازه زمانی ۱۳۹۷ـ۱۴۰۱ برای بازار سرمایه تهران را طراحی و بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد در بازه زمانی کوتاه‌مدت ۱ روزه، مدل‌های میانگین‌گیری بیزین؛ در میان مدت ۱۶ روزه، مدل‌های کوانتومی مالی و در بلندمدت ۳۲ روزه، مدل‌های موجک پیوسته

1. Generative Adversarial Network
2. GARCH

و گسسته دقت و عملکرد بهتر و دقیق‌تری دارند. مرادی و همکاران (۱۴۰۴) با استفاده از الگوریتم‌های یادگیری عمیق و یادگیری ماشین و همچنین، داده‌های هفتگی ۲۰۰ شرکت منتخب در بازار سهام، اطلاعات مربوط به متغیرهای نقدینگی، نوع صنعت، اندازه و سودآوری شرکت‌ها بازده بازار سهام ایران را طی دوره زمانی ۱۳۹۹ـ ۱۳۹۵ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد الگوی حافظه بلندمدت کوتاه‌مدت از نظر معیارهای ضریب تعیین و ریشه میانگین مربعات خطا نسبت به مدل‌های رقیب عملکرد بهتری را دارا است. همچنین، در ایجاد نوسان در بازار سهام به ترتیب پیشامدهای سیاسی، اقتصادی و اجتماعی بیش‌ترین نقش را دارا هستند. صحرایی و همکاران (۱۴۰۴) با بهره‌گیری از رویکرد شبکه عصبی خودبازگشتی غیرخطی با متغیرهای برون‌زا[1]، بهینه‌سازی پرتفوی مبتنی بر پیش‌بینی در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۹ ـ ۱۴۰۰را بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد شبکه عصبی خودبازگشتی غیرخطی در مقایسه با رویکردهای رقیب، از دقت بالاتری در پیش‌بینی بازدهی بازار سهام برخوردار است.

مرور پیشینه و ادبیات موضوع نشان می‌دهد پژوهشگران در حوزه پیش‌بینی بازدهی بازار سهام از طیف گسترده‌ای از روش‌ها از جمله؛ الگوهای کلاسیک اقتصاد سنجی، الگوهای یادگیری ماشین و یادگیری عمیق استفاده کرده‌اند. اگرچه این مدل‌ها در بسیاری از مطالعات عملکرد قابل قبولی داشته‌اند؛ اما با محدودیت‌هایی از جمله ناتوانی در مدل‌سازی پویایی‌های غیرخطی پیچیده، حساسیت به نویز و ضعف در واکنش به ساختارهای پرنوسان بازار مالی مواجه هستند. با توجه به ماهیت غیرایستا و پرتلاطم بازار سهام استفاده از مدل‌هایی با قدرت تعمیم‌دهی عمیق‌تر و استخراج الگوهای نهفته ضرورتی انکار ناپذیر است.

به‌همین منظور، درپژوهش حاضر، با هدف رفع بخشی از کاستی‌های روش‌های متعارف از الگوریتم‌های یادگیری عمیق کوانتومی برای پیش‌بینی بازدهی بازار سهام استفاده شده است. ویژگی‌های بنیادین رایانش کوانتومی همچون برهم‌نهی و درهم‌تنیدگی، قابلیت نمایش و پردازش هم‌زمان حالات متعدد و کشف ساختارهای پنهان در داده‌های پرتلاطم را فراهم می‌کند؛ موضوعی که در مدل‌های کلاسیک و حتی بسیاری از مدل‌های یادگیری عمیق متداول به‌طور کامل محقق نمی‌شود. بر این اساس، انتظار می‌رود مدل‌های یادگیری عمیق کوانتومی با بهره‌گیری از فضای حالت گسترده‌تر و معماری‌های محاسباتی متفاوت، توانایی بالاتری در پیش‌بینی بازدهی بازار سهام ارائه دهند.

1. Nonlinear Autoregressive Neural Network With Exogenous Inputs

روش‌شناسی پژوهش

جامعه و نمونه آماری

پژوهش حاضر از روش کتابخانه‌ای و اسنادی برای جمع‌آوری اطلاعات و داده‌های مورد نیاز استفاده می‌کند. جامعه آماری شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است و داده‌های مورد استفاده از سایت کدال[1] استخراج شده‌اند. برای اجرای مدل، تجزیه و تحلیل داده‌ها و پیاده‌سازی الگوهای مختلف مدل‌سازی از نرم‌افزار پایتون (نسخه ۳.۱۲)[2] استفاده می‌شود. در این پژوهش، نخست بازدهی بازار سهام با استفاده از داده‌های شاخص قیمت وزنی–ارزشی محاسبه می‌گردد. سپس، به منظور پیش‌بینی و تحلیل روندهای بازارسهام، الگوریتم‌های مختلف مدل‌سازی بر روی داده‌ها اعمال می‌شود. این الگوریتم‌ها شامل مدل‌های کلاسیک سری‌های زمانی، الگوریتم‌های یادگیری ماشین، مدل‌های یادگیری عمیق و یادگیری عمیق کوانتومی هستند. در مرحله بعد، بر اساس معیارهای خطا عملکرد الگوها در مدل‌سازی مقایسه و بررسی می‌شوند. سپس، اعتبار نتایج برای اطمینان از توانایی هر مدل در شناسایی الگوها و پیش‌بینی بازدهی بازار مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. در نهایت، با استفاده از الگوی کارآ، بازده بازار سهام پیش‌بینی می‌شود.

محاسبه بازده بازار سهام

هدف پژوهش حاضر پیش‌بینی بازده بازار سهام در ایران است. برای این منظور نخست، بازده بازار سهام محاسبه و سپس برای مدل‌سازی و پیش‌بینی آن الگوی پژوهش و برخی از الگوهای رقیب که در مطالعات مختلف ارزیابی و استفاده می‌شوند، معرفی می‌گردند.

بازده بازار سهام بر اساس معادله (۱) محاسبه می‌شود.

$$R_t = \log(\frac{p_t}{p_{t-1}}) \qquad (۱)$$

که در آن R و P به ترتیب نشان‌دهنده بازدهی و شاخص قیمت وزنی ـ ارزشی بورس اوراق بهادار تهران هستند.

مدل‌های پایه سری زمانی

میانگین متحرک مرتبه اول (MA) و خود رگرسیون مرتبه اول (AR) جزو مدل‌های پایه سری زمانی می‌باشند. این مدل‌ها به‌خوبی می‌توانند وابستگی‌های کوتاه‌مدت داده‌ها را شناسایی کنند. مدل

1. https://www.codal.ir/
2. Python 3.12

ARبر اساس مقادیر گذشته متغیر؛ پیش‌بینی انجام می‌دهد، در حالی‌که مدل MA از ترکیب شوک‌ها و خطاهای گذشته برای برآورد استفاده می‌کند. به همین دلیل هردو مدل در پیش‌بینی نوسانات کوتاه‌مدت بازار سهام کارآمد هستند و درک مناسبی از پویایی‌های لحظه‌ای بازار ارائه می‌دهند. اما با این حال، هر دو مدل با محدودیت‌هایی روبرو هستند. این مدل‌ها بر پایه فرض ایستایی، خطی بودن و نرمال بودن داده‌ها بنا شده‌اند. در حالی که داده‌های مالی، به‌ویژه در بازار سهام، اغلب غیرخطی، ناایستا و با شوک‌های شدید مواجه هستند. بنابراین، MA و AR در توضیح رفتارهای پیچیده مانند خوشه‌بندی نوسانات، جهش‌های ناگهانی، یا روندهای بلندمدت کارایی و دقت کافی ندارند. به همین دلیل، در کاربردهای واقعی معمولاً این مدل‌ها به‌صورت ترکیبی مثلARIM یا در کنار روش‌های پیشرفته‌تر مانند الگوریتم‌های یادگیری ماشین استفاده می‌شوند تا ضعف‌هایشان جبران شود.

مدل‌های یادگیری ماشین

رگرسیون بردار پشتیبان[1]

رگرسیون بردار پشتیبان اصولی مشابه ماشین بردار پشتیبان دارد. با این تفاوت که متغیر پاسخ یک مقدار پیوسته است. همچنین، در رگرسیون بردار پشتیبان به جای یافتن ابر صفحه به دنبال یافتن یک تابع رگرسیون خطی است که در معادله (۱) تعریف شده است. برای این منظور یک آستانه خطا (ε)تعریف می‌شود که در معادله (۲) مینیم می‌شود و به عنوان تابع زیان در نظر گرفته می‌شود. در واقع رگرسیون بردار پشتیبان در تلاش است تا (ε) در معادله (۲) و $\|w\|^2$ در معادله (۳) را مینیم کند (هنریکه، سوبریرو و کیمورا[2]، ۲۰۱۸).

$$f(x,y) = w^T x + b \qquad (۲)$$

$$|y - f(x,w)|_\varepsilon = \begin{cases} 0, & case\ |y - f(x,w)| \le \varepsilon \\ |y - f(x,w)| - \varepsilon, & otherwise \end{cases} \qquad (۳)$$

$$R=\frac{1}{2}\|w\|^2+c\left(\sum_{i=1}^{N}|y_i - f(x_i,w)|_\varepsilon\right) \qquad (۴)$$

$$R=\frac{1}{2}\|w\|^2+c\sum_{i=1}^{N}(\zeta_i + \zeta_i^*) \qquad (۵)$$

1. Support Vector Regression
2. Henrique, Sobreiro & Kimura

$$(w^T x_i + b) - y_i \leq \varepsilon + \zeta_i \quad (۶)$$

$$y_i - (w^T x_i + b) - y_i \leq \varepsilon + \zeta_i^* \quad (۷)$$

جنگل تصادفی[1]

الگوریتم جنگل تصادفی یک مدل غیر خطی است که چندین درخت تصمیم را در قالب یک جنگل ترکیب می‌کند. نمونه‌برداری تصادفی و رای‌گیری اکثریت دو اصل مهم در رویکرد جنگل تصادفی است. بر اساس نمونه برداری تصادفی، برای هر درخت تصمیم، مجموعه‌ای از داده‌های آموزشی به صورت تصادفی از کل نمونه‌ها انتخاب می‌شوند. هر درخت تصمیم‌گیری به طور مستقل پیش‌بینی را انجام می‌دهد و جنگل تصادفی این پیش‌بینی‌ها را از طریق رای‌گیری ترکیب می‌کند. به این صورت که بیش‌ترین رای، پیش‌بینی نهایی را تعیین می‌کند. در واقع استفاده از این رویکرد از بیش برازش یک درخت تصمیم‌گیری منحصر به فرد جلوگیری می‌کند. در نهایت، رای اکثریت به عنوان نتیجه طبقه‌بندی نمونه در نظر گرفته می‌شود. همچنین، نسبت تعداد نمونه‌های اشتباه طبقه‌بندی شده به کل نمونه‌ها به عنوان نرخ خطای برون کیسه‌ای[2] جنگل تصادفی گزارش می‌شود (خایدم، ساها و دی،[3] ۲۰۱۶).

مدل یادگیری عمیق کلاسیک

حافظه بلندمدت کوتاه‌مدت[4]

حافظه بلندمدت کوتاه‌مدت یک نوع خاص از شبکه عصبی بازگشتی است و از طریق بهبود طراحی، مشکل وابستگی‌های بلند مدت را کاهش می‌دهد. به همین دلیل، در پردازش داده‌های سری زمانی عملکرد مناسب و قابل قبولی دارد. همچنین، هسته اصلی حافظه بلند مدت کوتاه مدت در وضعیت سلول[5] و ساختار دروازه‌ها[6] به صورت نهفته قرار دارد (کریشن و

1. Random Forest
2. Out-of-Bag Error
3.,Saha & Dey Khaidem
4. Long Short-Term Memory
5. Cell State
6. Gate Structure

میهوب[1]،۲۰۲۵). روش استخراج ویژگی در مدل کلاسیک حافظه بلندمدت کوتاه‌مدت به صورت زیر نشان داده شده است:

$$F_t = \sigma(W_F \cdot [h_{t-1}.X_t]) + b_F \quad (۸)$$

$$I_t = \sigma(W_I \cdot [h_{t-1}.X_t]) + b_I \quad (۹)$$

$$C_t = tanh(W_C \cdot [h_{t-1}.X_t]) + b_C \quad (۱۰)$$

$$C_t = f_t * C_{t-1} + I_t * C_t \quad (۱۱)$$

$$O_t = tanh(W_o \cdot [h_{t-1}.X_t]) + b_0 \quad (۱۲)$$

$$h_t = O_t \cdot \tanh(C_t) \quad (۱۳)$$

F_t، I_t، C_t و O_t به ترتیب دروازه فراموشی، دروازه ورودی، وضعیت سلول پیشنهادی، وضعیت سلول و دروازه خروجی در لحظه t را نشان می‌دهند؛ W_F، W_I، W_Cو W_O ماتریس‌های وزنی مورد استفاده، σ تابع سیگموئید و در نهایت b_F، b_c، b_o و b_I مقادیر بایاس هستند.

شبکه عصبی بازگشتی با واحد دروازه دار[2]

واحد بازگشتی دروازه‌دار یک مدل بهبودیافته ازشبکه عصبی بازگشتی است. این شبکه از دروازه بازنشانی[3]و دروازه به‌روزرسانی[4] تشکیل شده است (مینیه، سوارت و اوبیدو[5]، ۲۰۲۴). روش استخراج ویژگی در شبکه عصبی بازگشتی با واحد دروازه‌دار به صورت زیر می‌باشد:

$$Z_t = \sigma(W_z \cdot ([h_{t-1}.X_t]) \quad (۱۴)$$

$$r_t = \sigma(W_t \cdot ([h_{t-1}.X_t]) \quad (۱۵)$$

$$h_t = \tanh(W_h \cdot r_t * h_{t-1}.X_t) \quad (۱۶)$$

1.Krichen & Mihoub.
2. Gated Recurrent Unit
3. Reset Gate
4. Update Gate
5.Mienye, Swart & Obaido

$$h_t = (1 - z_t) * h_{t-1} + z_t * h_t \quad (۱۷)$$

r_t،z_t و h_t به ترتیب دروازه به‌روزرسانی، دروازه بازنشانی و حالت پیشنهادی لحظه‌ی t را نشان می‌دهند؛ W_z، W_r و W_h نیز ماتریس‌های وزنی مورد استفاده هستند.

پرسپترون چندلایه یا شبکه عصبی کاملا متصل[1]

شبکه عصبی کاملا متصل از چارچوب‌های توسعه موازی برای پیش‌بینی متغیرهای هدف استفاده می‌کند. پیش‌بینی از طریق پردازش نورون‌ها یا عناصر لایه‌های ورودی، پنهان و خروجی که با وزن‌های ارتباطی[2] به هم متصل هستند انجام می‌شود. همچنین، تابعی که فعالیت نورون را تعیین می‌کند باید قابل تفکیک و غیرکاهشی باشد تا یک غیر خطی ملایم[3] ایجاد شود. تابع جمع برای ارائه خروجی نورون‌های پنهان در شبکه عصبی کاملا متصل به صورت زیر بیان می‌شود:

$$I_j = \sum_{i=1}^{no} W_{ij} Y_i + \alpha_j \quad (۱۸)$$

$$Y_j = \mathrm{f}(I_j) = (1+e^{-xj})^{-1} \quad (۱۹)$$

α_j مقدار بایاس نورون j در لایه پنهان است؛ W_{ij} مقدار وزن نورون ورودی i و نورون خروجی j است؛ I_j ورودی نورون j در لایه پنهان را نشان می‌دهد و در نهایت Y_j خروجی نورون j است. خروجی لایه نهایی به صورت زیر بیان می‌شود:

$$O_t{}^k = \sum_{j=1}^{n1} W_{jk} Y_j + \alpha_k \quad (۲۰)$$

W_{ij} وزن بین نورون j در لایه پنهان و نورون k در لایه خروجی است؛ n1 تعداد نورون‌های لایه پنهان و $O_t{}^k$ خروجی نورون k در لایه خروجی می‌باشند.

مبانی محاسبات کوانتومی

کیوبیت

کیوبیت کوچک‌ترین واحد کوانتومی است. برخلاف بیت‌های کلاسیک، کیوبیت‌ها به صورت همزمان در حالتی بین ۰ و ۱ قرار می‌گیرند که نشان دهنده اصل برهم نهی کوانتومی

1. Multi-Layer Perceptron
2. Connection Weights
3. Soft Non-linearity

است. ویژگی دیگر، کیوبیت درهم تنیدگی است به این معنا که می‌توانند به صورت متقابل به هم وابسته باشند و بر یکدیگر اثرگذار باشند. مقدار یک کیوبیت با استفاده از یک بردار ستونی از دامنه‌های احتمالی نمایش داده می‌شود. این دامنه‌ها می‌توانند منفی باشند اما، مجموع مربع همه دامنه‌ها همیشه برابر یک است. برای قرار دادن کیوبیت در حالت برهم نهی بین ۰ و ۱ می‌توان از دروازه هادامارد[1] استفاده کرد. سایر دروازه‌های واحدی[2] دامنه‌های احتمال کیوبیت‌ها را تغییر می‌دهند و با ایجاد برهم‌نهی‌های مختلف، امکان نمایش داده‌های بیش‌تر را فراهم می‌کنند.

حالت ضربی و درهم تنیدگی کوانتومی

زمانی که چند کیوبیت در یک مدار کوانتومی قرار می‌گیرند، حالت کل سیستم به صورت یک بردار ستونی در فضای هیلبرت ترکیبی نمایش داده می‌شود. برای مثال، در یک سیستم دو کیوبیتی، چهار حالت پایه وجود دارد که هرکدام با احتمال مشخصی قابل اندازه‌گیری هستند. اگر حالت برهم‌نهی سیستم به گونه‌ای باشد که هر کیوبیت به‌طور مستقل در ترکیب کلی سهم داشته باشد و بین آن‌ها وابستگی متقابل وجود نداشته باشد، این حالت به عنوان حالت ضربی شناخته می‌شود و رفتاری شبیه بیت‌های کلاسیک دارد. در مقابل، اگر حالت ترکیبی سیستم قابل تفکیک به حاصل‌ضرب حالت‌های منفرد نباشد، کیوبیت‌ها در وضعیت درهم‌تنیدگی قرار می‌گیرند؛ حالتی منحصر به فرد در مکانیک کوانتومی که ویژگی‌های غیرکلاسیک و تعاملات پیچیده میان کیوبیت‌ها را نشان می‌دهد (آیشواریا، ونکاستان و پرابهاوان[3]، ۲۰۲۵).

دروازه کوانتومی[4]

برای انجام محاسبات کوانتومی انواع مختلفی از دروازه‌های کوانتومی مانند؛ دروازه X، دروازه هادامارد، دروازه Z و دروازه کنترل استفاده می‌شوند. هر یک از این دروازه‌ها عملکرد خاص و ویژه خود را دارند و تبدیلات متفاوتی بر روی کیوبیت‌ها اعمال می‌کنند. از نظر ریاضی،

---

1. Hadamard Gate
2. unitary gates
3. Aishwarya ,Venkatesan & Prabhavathy
4. Quantum Gate

هر دروازه کوانتومی با یک ماتریس واحدی[1] نمایش داده می‌شود که ضرب آن در مزدوج مختلط خود ماتریس واحد را تولید می‌کند. این ویژگی نشان دهنده برگشت‌پذیری عملیات انجام شده توسط دروازه کوانتومی است (آیشواریا و همکاران[2]، ۲۰۲۵).

مدل یادگیری عمیق کوانتومی

پیش‌بینی بازدهی بازار سهام نوعی داده معاملاتی با فرکانس بالا است که دارای ویژگی‌های سری زمانی می‌باشد. بنابراین، در این پژوهش یک مدل حافظه بلندمدت کوتاه‌مدت کوانتومی برای پیش‌بینی بازدهی بازار سهام استفاده می‌شود. تفاوت اصلی بین حافظه بلند مدت کوتاه کوانتومی و کلاسیک در نوع شبکه است. مدل حافظه بلندمدت کوتاه‌مدت کوانتومی از مدارهای متغیر کوانتومی (VQC) برای محاسبات استفاده می‌کند. اما در حافظه بلندمدت کوتاه‌مدت بر پایه شبکه‌های عصبی خطی عمل می‌کند. در طراحی مدل حافظه بلندمدت کوتاه‌مدت، رفتار سلول حافظه بلندمدت با استفاده از گیت‌های کوانتومی باز تولید می‌شود. هر جعبه VQC مشابه یک گیت سلول حافظه بلندمدت کوتاه‌مدت است. به طور خاص:VQC1 تا VQC4به ترتیب متناظر با گیت فراموشی، ورودی، به‌روزرسانی و خروجی هستند VQC5 برای تبدیل حالت سلول c_t به حالت مخفی h_t استفاده می‌شود. VQC6 برای تصحیح بیشتر حالت سلول c_t و تبدیل آن به خروجی y_t به‌کار می‌رود. در نهایت، خروجی y_t از اندازه‌گیری‌های گرفته‌شده در انتهای هر VQC استخراج می‌شود. این اندازه‌گیری‌ها مقادیر امید ریاضی برای هر کیوبیت درگیر را ارائه می‌دهند. به‌طور اختیاری، این مقادیر می‌توانند طی پردازش پسین کلاسیک از توابع فعال‌سازی غیرخطی عبور کنند و خروجی نهایی را شکل دهند.

$$V_t = [\, h_{t-1}. X_t], \tag{۲۲}$$

$$f_t = \sigma\big(VQC_1(v_t)\big), \tag{۲۱}$$

$$i_t = \sigma\big(VQC_2(v_t)\big), \tag{۲۳}$$

$$\tilde{C}_t = \tanh\big(VQC_3(v_t)\big), \tag{۲۴}$$

1. Unitary Matrix
2.Aishwarya et al.

$$c_t = f_t * c_{t-1} + i_t * \tilde{C}_t, \quad (۲۵)$$

$$o_t = \sigma\big(VQC_4(v_t)\big), \quad (۲۶)$$

$$h_t = VQC_5\,(o_t * \tanh(c_t)), \quad (۲۷)$$

$$y_t = VQC_6(h_t), \quad (۲۸)$$

تمامی VQC ها در معماری حافظه بلندمدت کوتاه‌مدت کوانتومی فرموله و در سه بلوک گیت فراموشی، گیت‌های ورودی و بروزرسانی و گیت خروجی قرار می‌گیرند (کیا و همکاران، ۲۰۲۴).

گیت فراموشی[1]

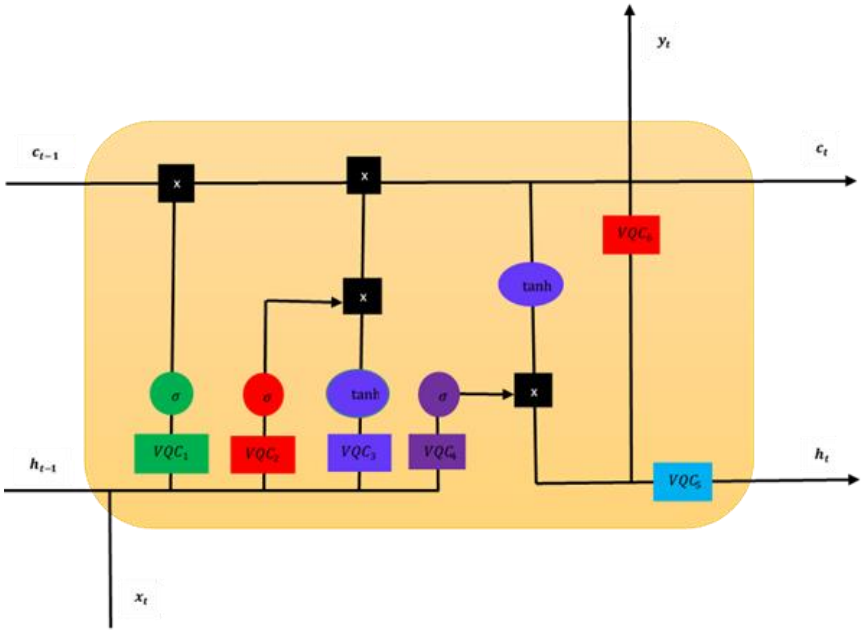
گیت فراموشی در حافظه بلندمدت کوانتومی با استفاده از VQC1 پیاده‌سازی می‌شود. در این بخش، حالت مخفی h_{t-1} با ورودی x_t ترکیب و یک بردار f_t تولید می‌شود که مقادیر آن بین ۰ تا ۱ قرار می‌گیرد. این بردار تعیین می‌کند که کدام عناصر از حالت سلول قبلی c_{t-1} حفظ شوند و کدام فراموش شوند. در نتیجه، گیت فراموشی مسئول مدیریت حافظه بلند مدت، حفظ یا حذف اطلاعات گذشته است.

گیت‌های ورودی و به‌روزرسانی[2]

گیت‌های ورودی و به روزرسانی تعیین می‌کنند چه اطلاعات جدیدی به حالت سلول اضافه شوند. ابتدا VQC2 ورودی ترکیبی V_t را پردازش و خروجی آن از طریق تابع سیگموید عبور می‌کند تا مشخص شود کدام مقادیر باید وارد حالت سلول شوند. همزمان، VQC3 همان ورودی ترکیبی را پردازش کرده و با استفاده از تابع تانژانت هیپربولیک یک کاندید حالت سلول جدید C_t تولید می‌کند. سپس خروجی VQC2 به‌صورت عنصر به عنصر در C_t ضرب می‌کند و بردار حاصل برای بروزرسانی حالت سلول c_t استفاده می‌شود. این مکانیزم باعث می‌شود حافظه بلندمدت کوتاه‌مدت بتواند اطلاعات جدید را به شکل کنترل شده به حافظه بلند مدت اضافه کند.

---

1. Forget Gate
2. Input & Update Gates



نمودار ۱: ساختار مدل یادگیری عمیق کوانتومی (QLSTM)

گیت خروجی[1]

گیت خروجی با استفاده از VQC4 پردازش می‌شود. ابتدا ورودی ترکیبی V_t از طریق تابع سیگموید عبور داده می‌شود تا اهمیت مقادیر موجود در حالت سلول c_t مشخص شود. سپس، حالت سلول از طریق تابع تانژانت هیپربولیک تغییر یافته و در خروجی VQC4 ضرب می‌شود. خروجی حاصل می‌تواند به صورت اختیاری توسط VQC5 پردازش شود تا حالت مخفی h_t تولید شود و یا توسط VQC6 پردازش شود تا خروجی y_t تولید گردد. از آنجا که ابعاد حالت سلول، حالت مخفی و خروجی معمولاً یکسان نیستند، VQC5 و VQC6 برای تبدیل ابعاد c_t به h_t و y_t استفاده می‌شوند تا اطمینان حاصل شود که جریان اطلاعات بین گیت‌ها به درستی انجام می‌شود. نمودار ۱ به صورت خلاصه ساختار مدل یادگیری عمیق را نشان می‌دهد.

---

1. Output Gate

معیارهای ارزیابی مدل

در پژوهش حاضر برای ارزیابی دقت و کارآیی تخمین، از معیارهای MSE، RMSE، Theil's U برای ارزیابی نتایج استفاده می‌شود که به صورت زیر بیان می‌شوند (دتهامرونگ، کلانگ‌بون‌رئونگ، چانسانام و داسری [1]، ۲۰۲۵):

$$\text{MSE} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \tilde{y}_i)^2 \quad (۲۹)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \tilde{y}_i)^2} \quad (۳۰)$$

$$\text{Theil's U} = \sqrt{\frac{\sum(y_t - \tilde{y}_t)^2}{\sum y_t^2}} \quad (۳۱)$$

ارزیابی معناداری تفاوت خطاهای پیش‌بینی مدل‌ها

آزمون دایبولد ـ ماریانو [2]

آزمون دایبولد ـ ماریانو تفاوت‌های معنادار در دقت پیش‌بینی میان مدل‌های مختلف را بر اساس تحلیل کمی تشخیص می‌دهد (کورونئو و ایاکونه [3]، ۲۰۲۵) و به صورت زیر بیان می‌شود:

$$DM = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\frac{2\pi f\,\hat{d}(0)}{T}}} \rightarrow N(0.1) \quad (۳۲)$$

$$\bar{d} = L(e_{1.t}) - L(e_{2.t}) \quad (۳۳)$$

$\bar{d}$ میانگین نمونه‌ای تفاضل تابع زیان دو مدل پیش‌بینی است. همچنین، $2\pi\widehat{f\,d}$ یک برآوردگر همگرا از واریانس مجانب $\bar{d}$ است. فرضیه صفر درباره برابری دقت پیش‌بینی به صورت $H_0 = E[d_t]=0$ نشان داده می‌شود و آماره DM به توزیع نرمال همگرا است براین اساس، اگر $|\text{DM}| > ۱/۹۶$ باشد، فرضیه صفر در سطح معنی‌داری ۵ درصد رد می‌شود که به معنای اعتبار تفاوت خطای پیش‌بینی الگوها است و در صورتی‌که $|\text{DM}| \leq ۱/۹۶$ باشد فرضیه صفر در سطح معناداری ۵ درصد رد نمی شود.

---

1. Detthamrong, Klangbunrueang, Chansanam, & Dasri
2. Diebold–Mariano Test
3. Coroneo & Iacone

آزمون ویلکاکسون با رتبه‌های نشانه دار[1]

آزمون ویلکاکسون با رتبه‌های نشانه‌دار روی اختلاف خطاهای پیش‌بینی دو مدل محاسبه می‌شود. ابتدا برای هر دوره زمانی t در مجموعه داده‌ها، خطای پیش‌بینی هر دو مدل محاسبه و اختلاف آن‌ها به صورت زیر به دست می‌آید:

$$d_i = \left|e_{1.i}\right| - \left|e_{2.\ i}\right| \qquad (۳۴)$$

سپس رتبه‌های قدرمطلق اختلاف خطاها محاسبه می‌شود و براساس اینکه کدام مدل دارای خطای پیش‌بینی کمتر است به رتبه‌ها علامت مثبت یا منفی اختصاص داده می‌شود. در نهایت، با استفاده از مجموع رتبه‌های مثبت و منفی، آماره ویلکاکسون و سطح احتمال متناظر آن محاسبه می‌شود تا معناداری آماری تفاوت خطاهای پیش‌بینی دو مدل آزمون و ارزیابی شود (پرخودکو و شیلپاچوک[2]، ۲۰۲۵).

یافته‌های پژوهش

توصیف دادها

در پژوهش حاضر برای محاسبه بازدهی بازار سهام تهران، از شاخص قیمت وزنی ـ ارزشی با تواتر روزانه استفاده شد که بازه زمانی دوازدهم بهمن سال ۱۳۹۴تا پانزدهم مهر ماه سال ۱۴۰۴ شمسی را در بر می‌گیرد. برای مدل‌سازی و پیش‌بینی، ۸۰ درصد داده‌ها برای آموزش و ۲۰ درصد برای آزمون مدل استفاده می‌شوند. بنابراین، داده‌های بازه زمانی ۱۳۹۴ تا بیست و هفتم فروردین ماه سال ۱۴۰۲ به منظور آموزش و داده‌های ۲۸ فروردین سال ۱۴۰۲ تا۱۵ مهر سال ۱۴۰۴ به عنوان بازه آزمون مدل مورد استفاده قرار می‌گیرند. جدول (۱) آماره‌های توصیفی داده‌ها را به اختصار گزارش می‌کند.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی بازدهی بازار سهام

ویژگی آماری	بازدهی سهام
میانگین	۰/۰۰۱۴۵۳
میانه	۰/۰۰۰۵۴۴
انحراف معیار	۰/۱۳۳۷۵
حداقل	-۰/۱۰۱۲۹۴
حداکثر	۰/۱۳۳۹۲۴

1. Wilcoxon Signed-Rank Test
2. Perekhodko & Ślepaczuk

ویژگی آماری	بازدهی سهام
کشیدگی	۳/۰۵۵۶۸
چولگی	-۰/۰۰۱۵۴۴

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، انحراف معیار نسبت به میانگین تفاوت قابل توجهی دارد که نشان می‌دهد هرچند به‌طور متوسط بازدهی بازار در دوره مورد بررسی مثبت می‌باشد، اما، با نوسانات شدید و ریسک بالا همراه می‌باشد. به بیان دیگر، روزهایی با سودهای بزرگ، میانگین را افزایش داده‌اند، اما رفتار کلی بازار نوسانی و غیرقابل پیش‌بینی باقی مانده است. علاوه بر این، چولگی نزدیک به صفر و کشیدگی کمی بالاتر از توزیع نرمال نشان می‌دهد که توزیع بازدهی‌ها تقریباً متقارن است، اما با دم‌های سنگین‌تر، به این معنا که احتمال وقوع رویدادهای شدید مانند جهش‌ها یا سقوط‌های ناگهانی کمی بیشتر از توزیع نرمال است. این یافته‌ها بر ضرورت بهره‌گیری از استراتژی‌های مدیریت ریسک قوی و به‌کارگیری مدل‌های پیشرفته پیش‌بینی برای مواجهه با نوسانات شدید بازار تأکید دارد.

نتایج مدل‌سازی بازدهی بازار سهام

به منظور پیش‌بینی بازدهی بازار سهام، نخست یافته‌های الگوهای مختلف برپایه معیارهای مختلف خطای پیش‌بینی بایکدیگر مقایسه و پس از تعیین الگوی مناسب، رفتار بازدهی سهام پیش‌بینی و با مقادیر اصلی آن مقایسه می‌شود. جدول ۲ نتایج حاصل از مدل‌سازی و پیش‌بینی بازدهی بازار سهام را براساس مدل‌های پژوهش نشان می‌دهد.

جدول۲. نتایج پیش‌بینی مدل‌های بازدهی بازار سهام براساس معیارهای خطاها، آزمون دایبولد ـ ماریانو و ویلکاکاسون

مدل	ریشه میانگین	میانگین	شاخص تایل	DM	P-V	W	P-V
ARIMA	۰/۰۰۰۲۰۷	۰/۱۴۳۹۲	۰/۸۹۵۳۱۷	-۳/۵۴	۰/۰۰۰۴۸	۷۵۵۱	۰/۰۰۱۱۴۷
LSTM	۰/۰۰۰۱۹۴	۰/۰۱۳۹۴۰	۰/۶۸۲۲۵۴	-۳/۲۴	۰/۰۰۱۳۸۶	۷۴۶۰	۰/۰۰۱۸۱۴
GRU	۰/۰۰۰۱۹۵	۰/۰۱۳۹۷۳	۰/۶۸۰۵۶۱	-۲/۸۹	۰/۰۰۴۲۵۴	۸۲۰۷	۰/۰۱۲۲۶۳
MLP	۰/۰۰۰۱۹۰	۰/۱۳۷۸۱	۰/۶۹۵۲۱۵	-۳/۶۶	۰/۰۰۰۳۲۰	۷۶۶۶	۰/۰۰۱۸۱۴
RF	۰/۰۰۰۱۹۳	۰/۰۱۳۸۹۳	۰/۷۱۰۸۲۶	-۲/۴۰	۰/۰۱۷۰۵۱	۸۳۴۱	۰/۰۱۸۵۲۲
SVR	۰/۰۰۰۲۰۲	۰/۰۱۴۲۲۳۰	۰/۶۸۱۳۲۹	-۲/۹۳	۰/۰۰۳۷۶	۷۴۲۷	۰/۰۰۰۶۸۶
QDL	۰/۰۰۰۱۸۰۸۵	۰/۰۱۳۴۴۸۲۰	۰/۴۶۳۸۱۳۶۶	-	-	-	-

منبع: یافته‌های پژوهش

معیارهای خطای پیش‌بینی حاکی‌اند مدل کلاسیک سری زمانیARIMA نسبت به سایر الگوها عملکرد نسبتاً ضعیفی دارند که نشان‌دهنده ضعف در مدل‌سازی پیچیدگی‌های بازار سهام است. در واقع، این الگوها به دلیل ساختار خطی قادر به درک نوسانات بازار سهام نیستند. در مقابل، مدل‌های یادگیری عمیق و یادگیری ماشین عملکرد بهتری را به خود اختصاص داده‌اند. از سوی دیگر، مقایسه معیارهای خطا و شاخص تایل نشان می‌دهند که پیش‌بینی آن‌ها بسیار دقیق‌تر از مدل‌های سنتی است. در بین این گروه، کم‌ترین خطا به مدلQDL تعلق دارد و پس از آن‌ها، الگوهای MLP، RF، LSTM، GRU و SVR دارای عملکرد بهتری هستند. نتایج نشان می‌دهد که بازار سهام به دلیل ماهیت غیرخطی و پیچیده خود، توسط مدل QDL بهتر پیش‌بینی می‌شود. این مدل‌ها توانایی استخراج وابستگی‌های زمانی و الگوهای پنهان داده‌ها را دارند بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت، گذار از مدل‌های سنتی به سمت مدل‌های عمیق کوانتومی می‌تواند تحول بزرگی در دقت پیش‌بینی بازار سهام ایجاد کند. به منظور بررسی وجود تفاوت بین خطاهای الگوها، با استفاده از رویکردهای دایبولد ماریانو و ویلکاکسون معنی‌داری تفاوت خطاهای پیش‌بینی الگوهای رقیب با روش QDL آزمون شده است. نتایج آزمون‌های دایبولد ماریانو و ویلکاکسون نشان می‌دهد فرضیه صفر برابری خطاهای پیش بینی مدل‌های مختلف در برابر مدل یادگیری عمیق کوانتومی در سطح معناداری ۵ درصد برای مدل‌های SVR، LSTM، ARIMA، MLP، RF وGRU رد شده است. در نتیجه تفاوت خطاهای پیش‌بینی از نظر آماری معنی‌دار است. از سوی دیگر، مقایسه گشتاورهای آماری بازدهی پیش‌بینی‌شده توسط مدل QDL شامل میانگین، میانه، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی نشان می‌دهد که پیش‌بینی‌ها کمی بالاتر از مقادیر واقعی بوده اما نوسانات و دامنه بازدهی کاهش یافته و توزیع متقارن‌تر شده است.

جدول ۳. آماره‌های توصیفی بازدهی سهام پیش‌بینی شده

ویژگی آماری	بازدهی سهام پیش‌بینی شده
میانگین	۰/۰۰۱۵۰۸
میانه	۰/۰۰۰۵۹۲
انحراف معیار	۰/۰۱۳۱۷۹
حداقل	-۰/۰۳۷۷۸۳
حداکثر	۰/۱۰۵۹۴۹
کشیدگی	۲/۳۸
چولگی	۰/۱۴۷۲۰۲

منبع: یافته‌های پژوهش

به عبارت دیگر، مدل نه تنها ویژگی‌های آماری اصلی بازدهی واقعی مانند روند مرکزی و پراکندگی را بازتولید می‌کند، بلکه پیش‌بینی‌ها از نظر ثبات، کاهش ریسک ناشی از مقادیر افراطی و نزدیکی به توزیع نرمال، عملکرد بهتری نسبت به بازار واقعی دارند. این همخوانی قوی تأکید می‌کند که مدل QDL قادر است الگوهای غیرخطی و نوسانات شدید بازار سهام را با دقت شبیه‌سازی و پیش‌بینی کند، که اعتبار عملکرد مدل و قابلیت آن در پیش‌بینی رفتار واقعی بازار را به شکل قابل توجهی تقویت می‌کند.

از سوی دیگر، بررسی عملکرد مدل QDL در مقایسه با مطالعات پیشین براساس معیار RMSE نیز حاکی است مدل QDL کم‌ترین خطای پیش‌بینی را دارد و از دقت بالاتری در پیش‌بینی بازدهی بازار سهام برخوردار است.

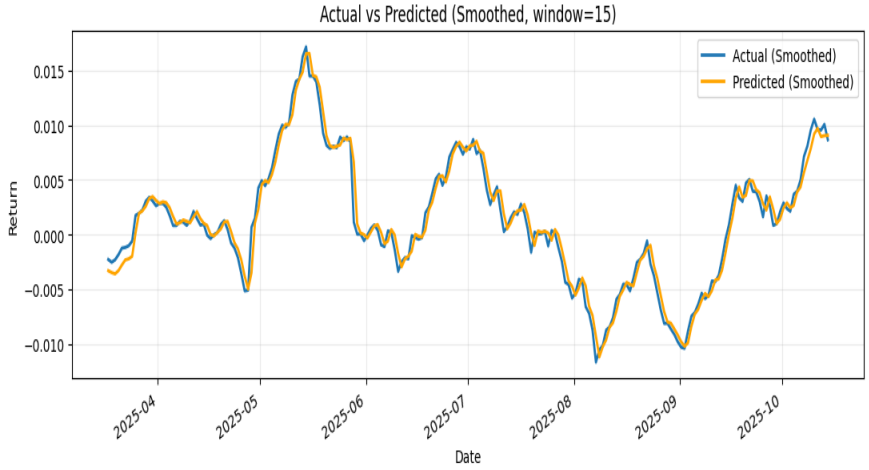
جدول ٤. مرور مطالعات پیشین در حوزه پیش‌بینی بازدهی بازار سهام

مطالعه	مدل مورد استفاده در پیش‌بینی	ریشه میانگین مربعات خطا
راعی و چاوشی (۱۳۸۲)	MLP	۴/۲۷
ذوالفقاری و همکاران(۱۳۹۸)	ARMAX-EGARCH-RNN-GED	۰/۰۳۳
سهرابی و همکاران(۱۴۰۲)	LSTM	۰/۲۷۸
خلفی و همکاران(۱۴۰۲)	NNARX	۰/۰۰۵۶۸
صحرایی و همکاران(۱۴۰۴)	NARX	۰/۰۰۲۴۴۹
مرادی و همکاران(۱۴۰۴)	LSTM	۰/۰۰۱۰۳۳۰۹۴
پژوهش حاضر	QDL	۰/۰۰۰۱۸۰۸۵

منبع: یافته‌های پژوهش

مدل QDL قادر است الگوها و رفتارهای بازدهی سهام را با دقت بیشتری شناسایی کند و خطای پیش‌بینی را به طور قابل توجهی کاهش دهد. برتری QDL نشان‌دهنده پایداری و قابلیت تعمیم‌پذیری بالاتر آن است و بیان می‌کند که این مدل پیش‌بینی‌های دقیق‌تر و کم‌ریسک‌تری نسبت به روش‌های پیشین ارائه می‌دهد، و می‌تواند به عنوان ابزاری کارآمد در تحقیقات آتی مورد استفاده قرار گیرد. با توجه به یافته‌ها، فرضیه پژوهش مبنی بر عملکرد بهتر و برتری مدل یادگیری عمیق کوانتومی(QDL) نسبت به مدل‌های کلاسیک سری‌های زمانی، الگوریتم‌های یادگیری ماشین و مدل‌های یادگیری عمیق سنتی تایید می‌شود. به بیان دیگر، مدل یادگیری عمیق کوانتومی از نظر دقت پیش‌بینی نسبت به سایر مدل‌های رقیب مطرح شده در پژوهش

حاضر عملکرد دقیق‌تری دارد. نمودار ۲ بازدهی واقعی و پیش‌بینی شده بازار سهام تهران بر اساس مدل یادگیری عمیق کوانتومی را نشان می‌دهد. محور افقی نشان‌دهنده بازه‌های زمانی مربوط به داده‌های آزمون و محور عمودی نشان‌دهنده میزان بازده بازار سهام است.



نمودار ۲: بازدهی واقعی و پیش‌بینی‌شده بازار سهام

همان‌گونه که مشاهده می‌شود مدل QDL در بیشتر نقاط توانسته است به خوبی رفتار بازار سهام را با دقت بالا پیش‌بینی کند و هم‌پوشانی قابل توجهی با داده‌های واقعی داشته باشد. این نتایج بیانگر آن است که QDL علاوه بر دقت بالا در شرایط عادی بازار، در مواجهه با نوسانات شدید نیز عملکرد پایداری دارد.

بحث و نتیجه‌گیری

یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که مدل یادگیری عمیق کوانتومی در پیش‌بینی بازدهی بازار سهام، در مقایسه با مدل‌های کلاسیک سری‌های زمانی مانند ARIMA، الگوریتم‌های یادگیری ماشین مانند SVR و RF و مدل‌های یادگیری عمیق کلاسیک مانند GRU،MLP و LSTM، کم‌ترین خطای پیش‌بینی را به خود اختصاص می‌دهد. همسو با این نتایج، بررسی آماره‌های توصیفی متغیر بازدهی واقعی و سری زمانی پیش‌بینی‌شده بازدهی بر پایه مدل یادگیری عمیق کوانتومی نشان‌دهنده همخوانی قابل‌توجه میان ویژگی‌های توزیعی این دو سری است که

بیانگر توانایی مدل پیشنهادی در بازتولید پویایی‌ها و رفتار داده‌های واقعی بازار سهام می‌باشد. همچنین، به‌منظور اطمینان از اعتبار آماری این برتری، از آزمون‌های دایبولد ماریانو و ویلکاکسون استفاده شد که نتایج هر دو آزمون، وجود تفاوت معنادار در دقت پیش‌بینی مدل یادگیری عمیق کوانتومی را نسبت به مدل‌های رقیب تأیید می‌کند. علاوه براین، مقایسه یافته‌های پژوهش در پیش‌بینی بازدهی بازار سهام کشور با مطالعات راعی و چاوشی (۱۳۸۲)، ذوالفقاری و همکاران (۱۳۹۸)، سهرابی و همکاران (۱۴۰۲)، خلفی و همکاران (۱۴۰۲)، صحرایی و همکاران (۱۴۰۴) و مرادی و همکاران(۱۴۰۴) بر عملکرد برتر مدل QDL در کاهش ریشه میانگین مربعات خطای پیش‌بینی دلالت دارد. در مجموع، فرضیه پژوهش مبنی بر عملکرد بهتر و برتری معنادار مدل یادگیری عمیق کوانتومی نسبت به مدل‌های کلاسیک سری‌های زمانی، الگوریتم‌های یادگیری ماشین و مدل‌های یادگیری عمیق سنتی مورد تأیید قرار می‌گیرد. درواقع، مدل یادگیری عمیق کوانتومی نسبت به الگوریتم‌های یادگیری ماشین و یادگیری عمیق کوانتومی مزایای قابل توجهی دارد. نخست، داده‌های کلاسیک در QDL به فضای هیلبرت با ابعاد بالا منتقل می‌شوند که شناسایی دقیق‌تر روابط پنهان بین داده‌ها را فراهم می‌کند. دوم، لایه‌های واریاسیونی و گیت‌های کوانتومی قابلیت نگاشت غیرخطی اطلاعات را فراهم می‌کنند. سوم، از نظر قابلیت مقیاس‌پذیری و توسعه توانمندتر است و با افزایش تعداد کیوبیت‌ها و لایه‌های واریاسیونی می‌تواند دقت پیش‌بینی بالاتری نسبت به سایر مدل‌ها ارائه دهد (محمود و همکاران، ۲۰۲۴). علاوه بر این، مدل یادگیری عمیق کوانتومی با بکارگیری ویژگی درهم تنیدگی کوانتومی توانایی حفظ الگوهای پیچیده سری زمانی را فراهم می‌کند. در واقع وجود ویژگی‌های منحصر به فرد محاسبات کوانتومی مانند برهم‌نهی و درهم‌تنیدگی، مدل یادگیری عمیق کوانتومی را قادر می‌سازد تا الگوهای پنهان و غیرخطی بازار سهام را بهتر شناسایی کرده و در مواجهه با نوسانات شدید و رفتارهای غیرقابل پیش‌بینی بازار عملکرد بهتری داشته باشد (مائو، شرستمالی و کوندو[1]، ۲۰۲۳). این امر به‌ویژه در بازار سهام ایران که با شوک‌های اقتصادی، نوسانات سیاستی و تغییرات رفتاری سرمایه‌گذاران مواجه است، اهمیت دوچندان پیدا می‌کند. یافته‌های پژوهش با نتایج مطالعه کیا و همکاران (۲۰۲۴) و چودری و همکاران (۲۰۲۵) همخوانی دارد که نشان می‌دهند ترکیب شبکه‌های کوانتومی با مدل‌های یادگیری عمیق کلاسیک دقت پیش‌بینی روندهای بازار سهام را نسبت به الگوهای رقیب افزایش می‌دهند.

1. Mao, Shresthamali & Kondo

نتایج پژوهش حاضر پیامدهای سیاستی مهمی برای بازار سرمایه ایران ارایه می‌کند. نخست؛ استفاده از مدل QDL می‌تواند ابزار مؤثری برای کاهش عدم‌قطعیت و خطای پیش‌بینی در تصمیمات سرمایه‌گذاری باشد. به همین علت، بکارگیری مدل QDL به‌عنوان یک ابزار کارآمد برای بهبود استراتژی‌های سرمایه‌گذاری، کاهش ریسک تصمیم‌گیری و ارتقای کارآیی تحلیل‌های مالی، ابزاری فراهم آورد که ریسک زیان ناشی از تصمیمات هیجانی یا اطلاعات ناقص برای سرمایه‌گذاران خرد را کاهش دهد. همچنین، رویکرد QDL سرمایه‌گذاران نهادی و مدیران پرتفوی را قادر می‌سازد تا با شناخت از روند آتی بازار سهام، با بهینه‌سازی ترکیب دارایی‌ها، مدیریت بهتر ریسک سیستماتیک و ارتقای بازدهی پرتفوی، استراتژی‌های بهینه‌تری اتخاذ کنند. بنابراین، در سطح کلان، استفاده از مدل‌های نوین پیش‌بینی مانند QDL می‌تواند به افزایش شفافیت و اعتماد عمومی نسبت به بازار سرمایه منجر شود؛ عاملی که برای گسترش بازارهای مالی و جذب سرمایه‌های خرد و کلان حیاتی است.

دوم، از دید سیاست‌گذاری و نظارتی، نتایج این پژوهش نشان داد بهره‌گیری از فناوری‌های پیشرفته مانند یادگیری عمیق کوانتومی می‌تواند به ارتقای کارایی بازار سرمایه ایران و هم‌سویی آن با روندهای جهانی کمک کند. این امر به‌ویژه در شرایطی اهمیت دارد که بازار سرمایه در اقتصاد ایران نقشی روزافزون در تجهیز منابع مالی و هدایت سرمایه‌ها به بخش‌های مولد بر عهده دارد. بنابراین، تحلیل‌های ناشی ازQDL برای مهمترین نهادهای سیاست‌گذار و تنظیم‌گر بازار سرمایه ایران حاوی پیامدهای مهمی است؛ چرا که به‌کارگیری این دسته از الگوریتم‌ها در سیستم‌های هوشمند معاملاتی و پلتفرم‌های تحلیل مالی، شفافیت و پایداری بیشتری را در بازار ایجاد می‌کند. به عنوان نمونه، سازمان بورس و اوراق بهادار می‌تواند از الگو باز QDL برای پایش هوشمندانه بازار و شناسایی الگوهای معاملاتی غیرعادی یا تشکیل حباب‌های دارایی استفاده کند. این امر به نهاد ناظر امکان می‌دهد تا به جای واکنش انفعالی، سیاست‌های پیش‌گیرانه را در زمان مناسب اعمال نماید.

سوم، یافته‌های پژوهش بیانگر آن است که الگوریتم‌های کوانتومی و به‌ویژه QDL می‌توانند به‌عنوان نسل آینده ابزارهای تحلیلی در بازارهای مالی ایران مطرح شوند. پذیرش فناوری‌های نوین نیازمند توسعه زیرساخت‌های محاسباتی، سرمایه‌گذاری در پژوهش‌های میان‌رشته‌ای و همکاری میان دانشگاه‌ها، سیاست‌گذاران مانند سازمان بورس و اوراق بهادار، نهادهای مالی مانند صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بانک‌های کشور است.

با این حال، به‌کارگیری مدل‌های یادگیری عمیق کوانتومی با محدودیت‌هایی مانند وابستگی شدید این مدل‌ها به داده‌های پرتواتر و با کیفیت مناسب برای آموزش همراه است. در صورت کمبود داده یا وجود نویز و مشکلات ساختاری، دقت پیش‌بینی کاهش یافته و احتمال بیش‌برازش در مدل افزایش می‌یابد.

ملاحظات اخلاقی

مشارکت نویسندگان

کلیه نویسندگان به‌طور یکسان در طراحی، اجرا و نگارش تمامی بخش‌های این پژوهش مشارکت داشته‌اند.

حامی مالی

این پژوهش از هیچ‌گونه حمایت مالی برخوردار نمی‌باشد.

تعارض منافع

نویسندگان اعلام می‌کنند که هیچ‌گونه تعارض منافع مرتبط با محتوای این مقاله وجود ندارد.

سپاسگزاری

نویسندگان از داوران ناشناس به‌سبب ارائه دیدگاه‌ها و نظرات سازنده که نقش مهمی در بهبود این پژوهش داشته است، قدردانی می‌کنند.

References

Aishwarya, C. Venkatesan, M. & Prabhavathy, P. (2025). A scoping survey of quantum machine learning and deep learning for real-world applications. *Procedia Computer Science*, 258, 633-646. https://doi.org/10.1016/j.procs.2025.04.297.

Boonpan, S. & Sarakorn, W. (2025). Deep neural network model enhanced with data preparation for the directional predictability of multi-stock returns. *Journal of Open Innovation Technology, Market, and Complexity, 11(1)*, 1-15. https://doi.org/10.1016/j.joitmc.2024.100438.

Chen, J. Ma, F. Qiu, X. & Li, T. (2023). The role of categorical EPU indices in predicting stock-market returns. *International Review of Economics and Finance*, 87, 365-378. https://doi.org/10.1016/j.iref.2023.05.003.

Chehimi, M. Chen, S. Y. C. Saad, W. & Yoo, S. (2024). Federated quantum long short-term memory (fedqlstm). *Quantum Machine Intelligence*, 6(2), 1-20. https://doi.org/10.48550/arXiv.2312.14309.

Choudhary, P. K. Innan, N. Shafique, M. & Singh, R. (2025). HQNN-FSP: A hybrid classical-quantum neural network for regression-based financial stock market prediction. *arXiv preprint arXiv:2503.15403*. https://doi.org/10.48550/arXiv.2503.15403.

Coroneo, Laura. & Iacone, F. (2025). Testing for equal predictive accuracy with strong dependence. *International Journal of Forecasting*, 41(3), 1073–1092. https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2024.11.003.

Dai, Z. Zhu, H. Chang, X. & Wen, F. (2025). Forecasting stock returns: The role of vix-based upper and lower shadow of Japanese candlestick. *Financial Innovation*, 11(1), 1-19. https://doi.org/10.1186/s40854-024-00682-8.

Detthamrong, U. Klangbunrueang, R. Chansanam, W. & Dasri, R. (2025). Deep learning for sustainable finance: robust ESG index forecasting in an emerging market context. *Sustainability*, 18(1), 110. https://doi.org/10.3390/su18010110.

Fotros, M. H. & Maaboudi, R. (2021). Comovement between oil price and iranian stock market returns: wavelet analysis method. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 10(38), 55-68. https://doi.org/10.22084/AES.2021.24350.3303

Gupta, S. Nachappa, S. & Paramanandham, N. (2025). Stock market time series forecasting using comparative machine learning algorithms. *Procedia Computer Science*, 252, 893-904. https://doi.org/10.1016/j.procs.2025.01.050.

Ibrahim, M. & Musah, A. (2014). An econometric analysis of the impact of macroeconomic fundamentals on stock market returns in Ghana. *Research in Applied Economics*, 6(2), 47-72. https://doi.org/10.5296/rae.v6i2.5146.

Issahaku, H. Ustarz, Y. & Domanban, P. B. (2013). Macroeconomic variables and stock market returns in Ghana: any causal link. *Asian Economic and Financial Review*, 3(8):1044-1062.

https://ideas.repec.org/a/asi/aeafrj/v3y2013i8p1044-1062id1070.html.

Henrique, B. M. Sobreiro, V. A. & Kimura, H. (2018). Stock price prediction using support vector regression on daily and up to the minute prices. *Journal of finance and data science*, 4(3),183-201.
https://doi.org/10.1016/j.jfds.2018.04.003.

Javaid, H. A. (2024). Ai-driven predictive analytics in finance: Transforming risk assessment and decision-making. *Advances in Computer Sciences*, 7(1), 1-9. https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=4031410.

Kea, K., Kim, D., Huot, C., Kim, T. K., & Han, Y. (2024). A hybrid quantum-classical model for stock price prediction using quantum-enhanced long short-term memory. *Entropy*, *26*(11), 954. https://doi.org/10.3390/e26110954.

Khaidem, L. Saha, S. & Dey, S. R. (2016). Predicting the direction of stock market prices using random forest. *arXiv preprint arXiv*,1605.00003.
https://doi.org/10.48550/arXiv.1605.00003.

Khalafi, S. Masjed Mousavi, M. S. & Omidi, A. (2023). A comparison of artificial neural networks in forecasting stock returns. *Novel Research Approaches in Management and Accounting*, 7(89), 720–753. http://noo.rs/c1AE7 (in Persian).

Krichen, M., & Mihoub, A. (2025). Long short-term memory networks: A comprehensive survey. *AI*, 6(9), 215. https://doi.org/10.3390/ai6090215.

Mahmood, T. Ahmad, I. Ansar, M. M. Z. Darwish, J. A. & Sherwani, R. A. K. (2024). Comparative study of long short-term memory (LSTM) and quantum long short-term memory (QLSTM): prediction of stock market movement. *arXiv preprint arXiv*:2409.08297, https://doi.org/10.48550/arXiv.2409.08297.

Mao, Y. Shresthamali, S. & Kondo, M. (2023). Quantum circuit fidelity improvement with long short-term memory networks. *arXiv preprint arXiv*:2303.17523, https://doi.org/10.1002/qute.202500022.

Mehrkian, S. S., & Davari-Ardakani, H. (2025). An integrated model of sentiment analysis and quantitative index data for predicting stock market trends: A case study of Tehran stock exchange. *Expert Systems with Applications*, *269*, 126298. https://doi.org/10.1016/j.eswa.2024.126298.

Mienye, I. D. Swart, T. G. & Obaido, G. (2024). Recurrent neural networks: A comprehensive review of architectures, variants, and applications. *Information*, 15(9),1-34. https://doi.org/10.3390/info15090517.

Muhammad, D. Ahmed, I. Naveed, K. & Bendechache, M. (2024). An explainable deep learning approach for stock market trend prediction. *Heliyon*, 10(21), 1-15. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e40095.

Moradi, M. Neshat, N. & Sardari Zarchi, M. (2025). Representing investment knowledge based on returns in the Iranian stock market using deep neural network models under environmental uncertainty. *Financial Research Journal*, 27(3), 531–565. https://doi.org/10.22059/FRJ.2024.370564.1007554 (in Persian).

Najem, R. Bahnasse, A. & Talea, M. (2024). Toward an enhanced stock market forecasting with machine learning and deep learning models. *Procedia. Computer Science*, 241, 97-103. https://doi.org/10.1016/j.procs.2024.08.015.

Namaki, A .& .Kazemi Bavill, A. (2025). The relationship between the overall stock market index, treasury bond returns, and liquidity resilience. *Quarterly Journal of Securities Exchange*, 18(69), 1–24. https://doi.org/10.22034/jse.2024.12353.2215 (*in Persian*).

Pagliaro, A. (2025). Artificial intelligence vs. efficient markets: A critical reassessment of predictive models in the big data era. *Electronics*, 14(9), 1-48 . https://doi.org/10.3390/electronics14091721.

Paquet, E. & Soleymani, F. (2022). Quantumleap: hybrid quantum neural network for financial predictions. *Expert Systems With Applications*, 195, 116583 . https://doi.org/10.1016/j.eswa.2022.116583.

Perekhodko, A., & Ślepaczuk, R. (2025). Stochastic Volatility Modelling with LSTM Networks: A Hybrid Approach for S&P 500 Index Volatility *Forecasting. arXiv preprint arXiv:2512.12250*. https://doi.org/10.48550/arXiv.2512.12250 .

Pohl, W. Schmedders, K. & Wilms, O. (2018). Higher order effects in asset pricing models with long-run risks. *Journal of Finance*, 73(3), 1061-1111 https://ssrn.com/abstract=2540586.

Raei, R. & Chavoshi, K. (2003). Forecasting stock returns in the Tehran stock exchange: An artificial neural network model and a multifactor model. *Financial Research*, 5(15), 97–120. https://jfr.ut.ac.ir/article_11352.html (*in Persian*).

Ren, T. & Li, S. (2025). Stock market forecasting based on machine learning: The role of investor sentiment. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 666, 130533. https://doi.org/10.1016/j.physa.2025.130533.

Rezaei, A. Abdellatif, I. & Umar, A. (2025). Towards economic sustainability: A comprehensive review of artificial intelligence and machine learning techniques in improving the accuracy of stock market movements. *International Journal of Financial Studies*, 13(1), 1-28. https://doi.org/10.3390/ijfs13010028.

Sarraff, F. Nasiri, Z. Tanhaei, M. R. Emamvardi, G. & Najafi M. A. (2024). Stock return prediction based on bayesian averaging models: continuous wavelet and financial quantum analysis approach. *Financial Management Strategy*, 13(1). 167–192. https://doi.org/10.22051/JFM.2024.43067.2794 (in Persian).

Sahraei, R. Gholizadeh, A. A. Sepehr doost, H. & Hosseini doost, S. E. (2025). Portfolio optimization based on prediction in the Tehran stock exchange: NARX and LSTM neural network approaches. *Quarterly Journal of Securities*

Exchange, 18(70)105- 134. https://doi.org/10.22034/jse.2024.12328.2202 (in Persian).

Sood, S. & Bhushan, D. P. (2025). Forecasting daily stock market trends: A random forest approach for predicting next-day return direction. *National Journal of Commerce and Management*, 11(2), 47-51. https://njcm.pratibha-spandan.org/wp-content/uploads/v11i02a07.pdf.

Sohrabi, M. Mirbarg Kar, S. M. Chirani, E. & Kheradiar, S. (2023).Comparison of various machine learning models in predicting the stock market index. *Financial Engineering and Securities Management*, 56(14), 19–36. (*in Persian*).
https://journals.iau.ir/article_697295_5158567561144ec9646114cf0c12eff1.pdf

Srivastava, M. Rao, A. Parihar, J. S. Chavriya, S. & Singh, S. (2023). What do the AI methods tell us about predicting price volatility of key natural resources: Evidence from hyperparameter tuning. *Resources Policy*, 80, 103249 . https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.103249.

Wu, H. Wang, Q. Li, J. & Deng, Z. (2025). Enhancing stock return prediction in the Chinese market: A GAN-based approach. *Research in International Business and Finance*,75, 102760. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2025.102760

Zhai, D. Zhang, T. Liang, G. & Liu, B. (2025). Research on crude oil futures price prediction methods: A perspective based on quantum deep learning. *Energy*, 320,1-26. https://doi.org/10.1016/j.energy.2025.135080.

Zhou, S. Zhang, Z. Zhang, R. Yin, Y. Chang, C. H. & Shen, Q. (2025). Regression and forecasting of us stock returns based on LSTM. *arXiv preprint arXiv:2502.05210*. https://doi.org/10.48550/arXiv.2502.05210.

Zolfaghari, M. Sahabi, B. & Bakhtiarian, M. J. (2019). Designing a model for predicting the overall stock market index returns (with an emphasis on hybrid learning network models and the GARCH family models). *Financial Engineering and Securities Management*, 11(42), 138–171.
https://sanad.iau.ir/Journal/fej/Article/1078174 (*in Persian*).

Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Quarterly Journal of Securities Exchange, Fall 2026, V. 19, No.75, pp. 171-204

The Impact of Information Asymmetry on Investment Efficiency: The Role of Diversification in Major Shareholders' Portfolios [1]

Fatemeh Rajabi[2], Seyed Kazem Ebrahimi[3], Mohammad Amri Asrami[4]

Received: 27 January 2026 Revised: 07 July 2026
Accepted: 08 July 2026 Published Online: 18 August 2026

Research Paper

Highlights

- Information asymmetry negatively affects investment efficiency in Tehran Stock Exchange.
- Major shareholders' portfolio diversification weakens monitoring incentives.
- Diversification amplifies the adverse impact of information asymmetry on investment.
- The relationship between information asymmetry and investment efficiency is linear.
- Enhanced disclosure and governance are vital for emerging markets like Iran.

Abstract

The purpose of this study is to examine the effect of information asymmetry on corporate investment efficiency and to investigate the moderating role of major shareholders' portfolio diversification in this relationship. Given the critical role of investment efficiency in firm value creation, this study focuses on informational and ownership-related mechanisms affecting investment decisions. This applied research employs a panel data approach. The sample consists of 130 non-financial firms listed on the Tehran Stock Exchange over the period 2015–2024. Linear and nonlinear regression models are estimated using the EGLS method to test the proposed hypotheses. The results indicate that information asymmetry has a negative and statistically significant effect on investment efficiency. Moreover, major shareholders' portfolio diversification intensifies this negative relationship. Nonlinear estimations provide no significant evidence of a nonlinear effect. Information asymmetry plays a crucial role in reducing investment efficiency, and higher diversification among major shareholders weakens monitoring effectiveness, thereby exacerbating investment inefficiency. This study contributes to the literature by providing novel evidence on the joint effects of information asymmetry and ownership structure on investment efficiency in an emerging market context.

Keywords: Information Asymmetry; Investment Efficiency; Major Shareholders' Diversification.

JEL Classification: G31, G32, G34, D82.

---

1. doi: 10.22034/jse.2026.12668.2427

2. Ph.D. Student in Financial Engineering, University of Semnan, Semnan, Iran. (frajabi420@semnan.ac.ir)
3. Associate Professor, Department of Accounting, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, University of Semnan, Semnan, Iran. (Corresponding Author). (kebrahimi@semnan.ac.ir)
4. Associate Professor, Department of Accounting, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, University of Semnan, Semnan, Iran. (m.amriasrami@semnan.ac.ir)

Copyright © 2026 The Authors. Published by Securities and Exchange Organization. This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Cite this article: Rajabi, Fatemeh, Ebrahimi, Seyed Kazem, & Amri-Asrami, Mohammad. (2026). The Role of Information Asymmetry in Enhancing Firms' Investment Efficiency: Evidence from Major Shareholders' Portfolio Diversification, ***Quarterly Journal of Securities Exchange***, 19 (75), 171-204.
https://doi.org/10.22034/jse.2026.12668.2427. Homepage: https://journal.seo.ir

Introduction

Investment efficiency is widely recognized as a crucial determinant of firm value, sustainable growth, and overall economic development. Efficient investment decisions ensure that firms allocate financial resources to projects with positive net present value, thereby enhancing productivity and long-term competitiveness. However, in capital markets characterized by information imperfections, managerial discretion, and weak monitoring mechanisms—features commonly observed in emerging economies—investment decisions are often distorted, resulting in overinvestment or underinvestment. One of the most important sources of such distortions is information asymmetry between corporate insiders and external investors.

Information asymmetry limits the ability of investors and other stakeholders to accurately assess firms' true financial conditions and growth prospects. As a consequence, firms may face higher financing costs, restricted access to external capital, and inefficient monitoring by shareholders. These conditions intensify agency problems and provide managers with greater incentives and opportunities to pursue self-interested behavior, which may ultimately reduce investment efficiency. Theoretical frameworks such as agency theory and information economics suggest that higher levels of information asymmetry are associated with greater investment inefficiency due to moral hazard, adverse selection, and misallocation of corporate resources.

In addition to information asymmetry, ownership structure plays a critical role in shaping corporate investment behavior. Major shareholders, as key internal governance mechanisms, are generally expected to monitor managerial actions and mitigate agency conflicts. Nevertheless, the effectiveness of major shareholders largely depends on their incentives, ownership concentration, and portfolio characteristics. In particular, the diversification of major shareholders' investment portfolios may alter their monitoring incentives. While diversified shareholders can benefit from risk reduction at the portfolio level, excessive diversification may weaken their motivation to actively monitor individual firms, thereby exacerbating agency problems.

Despite the growing body of literature on information asymmetry and investment efficiency, empirical evidence on the moderating role of major shareholders' portfolio diversification remains limited, especially in emerging markets. The Iranian capital market, characterized by relatively low transparency, concentrated ownership structures, and evolving corporate governance mechanisms, provides a unique setting to examine these relationships. This study aims to fill this gap by investigating the

effect of information asymmetry on investment efficiency and examining whether major shareholders' portfolio diversification moderates this relationship.

The primary objective of this study is to empirically examine the impact of information asymmetry on corporate investment efficiency in firms listed on the Tehran Stock Exchange. The study further aims to analyze the moderating role of major shareholders' portfolio diversification in shaping the relationship between information asymmetry and investment efficiency. In line with agency theory and prior empirical research, the study hypothesizes that higher information asymmetry negatively affects investment efficiency. Moreover, it is hypothesized that greater diversification among major shareholders intensifies the negative impact of information asymmetry by weakening effective monitoring.

In addition to testing the linear relationship, this study also explores the potential nonlinear effects of information asymmetry on investment efficiency. Prior theoretical arguments suggest that the consequences of information asymmetry may vary across different levels, implying that linear models may not fully capture the complexity of the relationship. Therefore, nonlinear specifications are employed as a robustness check to ensure the validity and stability of the findings.

Methodology

This study adopts an applied research approach and employs an ex post facto research design. The statistical population consists of all non-financial firms listed on the Tehran Stock Exchange during the period from 2015 to 2024. After applying standard screening criteria—such as data availability, fiscal year consistency, and exclusion of financial institutions—a final sample of 130 firms was selected, yielding 1,300 firm-year observations.

Data were collected from the CODAL database and firms audited financial statements. Investment efficiency, the dependent variable, was measured using a residual-based approach that captures deviations from expected investment levels, reflecting both overinvestment and underinvestment. Information asymmetry was proxied by the bid–ask spread, which is widely used in the literature as an indicator of informational opacity in capital markets. Major shareholders' portfolio diversification was measured using the Rhodas index, which captures the extent to which large shareholders diversify their investments across different firms.

To test the research hypotheses, panel data regression models were estimated using the EGLS method with robust standard errors to control

for heteroskedasticity and autocorrelation. Control variables commonly used in investment efficiency studies—such as firm size, operating cash flows, cash flow volatility, and growth opportunities—were included to isolate the effect of the main explanatory variables. Furthermore, interaction terms were introduced to examine the moderating role of major shareholders' portfolio diversification. Nonlinear effects were assessed by incorporating squared terms of information asymmetry and corresponding interaction terms.

Results

The empirical results provide strong evidence that information asymmetry has a negative and statistically significant effect on investment efficiency. Firms facing higher levels of information asymmetry exhibit greater deviations from optimal investment levels, indicating a higher likelihood of inefficient investment decisions. This finding is consistent with agency theory and prior studies suggesting that informational opacity increases financing frictions and managerial opportunism.

The moderating analysis reveals that major shareholders' portfolio diversification significantly strengthens the negative relationship between information asymmetry and investment efficiency. Specifically, the interaction term between information asymmetry and portfolio diversification is negative and statistically significant, indicating that in firms where major shareholders hold more diversified portfolios, the adverse effect of information asymmetry on investment efficiency is amplified. This result suggests that diversified major shareholders may have weaker incentives to engage in active monitoring, thereby allowing information asymmetry to exert a stronger negative influence on investment decisions.

The nonlinear analysis does not provide evidence of a significant nonlinear relationship between information asymmetry and investment efficiency. The coefficients of the squared information asymmetry terms and their interactions are statistically insignificant, indicating that the relationship is predominantly linear over the observed range. These results confirm the robustness of the linear model and suggest that the primary conclusions of the study are not sensitive to alternative functional specifications.

Discussion

The findings of this study contribute to the literature by highlighting the joint role of information asymmetry and ownership structure in shaping investment efficiency. While major shareholders are often viewed as

effective monitors, the results demonstrate that their monitoring role may be compromised when their ownership portfolios are highly diversified. In such cases, the benefits of diversification at the portfolio level may outweigh the incentives to closely monitor individual firms, leading to increased agency costs and inefficient investment outcomes.

The absence of a significant nonlinear relationship further implies that even incremental increases in information asymmetry can consistently deteriorate investment efficiency, underscoring the importance of transparency and disclosure quality. In the context of the Iranian capital market, where institutional monitoring mechanisms are still developing, these findings emphasize the need for stronger governance frameworks and enhanced information disclosure standards.

Conclusions

This study provides empirical evidence that information asymmetry is a key determinant of reduced investment efficiency in the Tehran Stock Exchange. Moreover, it demonstrates that major shareholders' portfolio diversification can exacerbate this negative effect by weakening effective monitoring. These findings have important implications for policymakers, regulators, and investors. Enhancing information transparency, strengthening disclosure requirements, and improving corporate governance mechanisms can play a vital role in mitigating investment inefficiencies.

From a practical perspective, investors and analysts should carefully consider ownership structure and shareholder diversification when evaluating firms' investment behavior. For regulators, the results highlight the importance of policies aimed at improving transparency and aligning the incentives of major shareholders with long-term firm performance. Overall, this study contributes to a deeper understanding of how informational and ownership-related factors interact to influence corporate investment decisions in emerging markets.

Author Contributions

All authors contributed equally to the conceptualization of the article and writing of the original and subsequent drafts.

Acknowledgements

The authors would like to thank anonymous reviewers for their valuable suggestions in manuscript revision.

Ethical Considerations

The authors avoided data fabrication, falsification, and plagiarism, and any form of misconduct .

Funding

This research did not receive any specific grant from funding agencies in the public, commercial, or not-for-profit sectors.

Conflict of Interest

The authors declare no conflict of interest.



سازمان بورس و اوراق بهادار، مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال نوزدهم، شماره ۷۵، پاییز ۱۴۰۵، صص ۲۰۴-۱۷۱

تأثیر عدم تقارن اطلاعات بر بهره‌وری سرمایه‌گذاری بر اساس نقش تنوع سبد سهامداران عمده[۱]

فاطمه رجبی[۲]، سید کاظم ابراهیمی[۳]، محمد امری اسرمی[۴]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت : ۱۴۰۴/۱۱/۰۷ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۴/۱۶

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۴/۱۷ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۵/۲۷

نکات برجسته

- عدم تقارن اطلاعاتی تأثیر منفی بر کارایی سرمایه‌گذاری در بورس تهران دارد.
- تنوع‌بخشی به پرتفوی سهامداران عمده، انگیزه‌های نظارتی را تضعیف می‌کند.
- تنوع‌بخشی، اثر مخرب عدم تقارن اطلاعاتی بر سرمایه‌گذاری را تشدید می‌نماید.
- رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و کارایی سرمایه‌گذاری خطی است.
- شفافیت بیشتر و حاکمیت شرکتی قوی‌تر برای بازارهای نوظهور مانند ایران حیاتی است.

چکیده

هدف این پژوهش بررسی تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها و تحلیل نقش تعدیل‌گر تنوع سهامداران عمده در این رابطه است. با توجه به اهمیت کارایی سرمایه‌گذاری در رشد و ارزش شرکت‌ها، این مطالعه به تبیین سازوکارهای اطلاعاتی و مالکیتی مؤثر بر تصمیمات سرمایه‌گذاری می‌پردازد. پژوهش حاضر از نوع کاربردی و با استفاده از روش داده‌های تابلویی انجام شده است. نمونه پژوهش شامل ۱۳۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۳ می‌باشد. برای آزمون فرضیه‌ها از مدل‌های رگرسیونی خطی و غیرخطی با روش EGLS استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد عدم تقارن اطلاعاتی تأثیر منفی و معناداری بر کارایی سرمایه‌گذاری دارد. همچنین تنوع سهامداران عمده این رابطه منفی را تشدید می‌کند. نتایج مدل غیرخطی نیز بیانگر نبود شواهد معنادار از وجود رابطه غیرخطی است. عدم تقارن اطلاعاتی یکی از عوامل کلیدی ناکارایی سرمایه‌گذاری است و در شرایط تنوع بالای سهامداران عمده، این اثر منفی تقویت می‌شود. این پژوهش با ترکیب هم‌زمان عدم تقارن اطلاعاتی و ویژگی‌های سهامداران عمده، شواهد جدیدی از سازوکارهای ناکارایی سرمایه‌گذاری در بازارهای نوظهور ارائه می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: عدم تقارن اطلاعاتی، بهره‌وری سرمایه‌گذاری، تنوع سبد سهامداران عمده، حاکمیت شرکتی، بورس اوراق بهادار تهران.

---

۱. doi: 10.22034/jse.2026.12668.2427

۲. دانشجوی دکتری مهندسی مالی، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. (frajabi420@semnan.ac.ir).

۳. دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران.(نویسنده مسئول) (kebrahimi@semnan.ac.ir).

۴ دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. (m.amriasrami@semnan.ac.ir).

حق انتشار این مستند، متعلق به نویسندگان آن است. ۱۴۰۵ ©. ناشر این مقاله، سازمان بورس و اوراق بهادار است.

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

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

استناد: رجبی، فاطمه؛ ابراهیمی، سید کاظم؛ و امری اسرمی، محمد (۱۴۰۴). نقش عدم تقارن اطلاعات در بهبود بهره‌وری سرمایه‌گذاری شرکت‌ها بر اساس شواهدی از تنوع سبد سهامداران عمده، *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱۹ (۷۵)، ۱۷۱-۲۰۴.

طبقه‌بندی موضوعی: G31، G32، G34، D82.

مقدمه

بازارهای نوظهور نقش مهمی در سبدهای سرمایه‌گذاری بین‌المللی ایفا می‌کنند و پتانسیل تغییر شکل اقتصاد جهانی را دارند (مؤسسه حسابداران خبره انگلستان و ولز[1]، ۲۰۲۲). با این حال، توزیع نامتوازن ثروت در این بازارها یکی از چالش‌های اصلی است که موجب کاهش دسترسی به اطلاعات و ایجاد تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری ناکارآمد می‌شود (اسعدی و لشکری، ۱۴۰۴). بهره وری سرمایه‌گذاری شرکت‌ها یکی از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی، افزایش ارزش شرکت و کارایی بازارهای سرمایه محسوب می‌شود. مطابق دیدگاه نظری مودیلیانی و میلر (مودیلیانی و میلر[2]، ۱۹۵۸)، در شرایط بازارهای کامل و نبود اصطکاک‌های اطلاعاتی، شرکت‌ها منابع مالی خود را به پروژه‌هایی با ارزش فعلی خالص مثبت تخصیص می‌دهند (تقی‌زاده خانقاه و همکاران، ۱۴۰۰). با این حال، شواهد تجربی نشان می‌دهد که در عمل، وجود عواملی نظیر عدم تقارن اطلاعات موجب انحراف تصمیمات سرمایه‌گذاری از سطح بهینه شده و زمینه بروز سرمایه‌گذاری‌های ناکارا را فراهم می‌کند (چن و همکاران[3]، ۲۰۱۷).

عدم تقارن اطلاعات به وضعیتی اطلاق می‌شود که در آن مدیران، سهامداران عمده و سرمایه‌گذاران به سطح یکسانی از اطلاعات مرتبط با وضعیت مالی، عملکرد عملیاتی و فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت دسترسی ندارند (مایرز[4]، ۱۹۸۴؛ مایرز و مجلوف[5]، ۱۹۸۴). این پدیده باعث شکل‌گیری مشکلات انتخاب نادرست و کژمنشی شده و می‌تواند منجر به کم‌سرمایه‌گذاری در پروژه‌های سودآور یا بیش‌سرمایه‌گذاری در پروژه‌های با بازده منفی شود (ریچاردسون[6]، ۲۰۰۶). از منظر نظریه نمایندگی، جدایی مالکیت از کنترل، به‌ویژه در شرایط عدم تقارن اطلاعات، هزینه‌های نمایندگی را افزایش داده و رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران را تشدید می‌کند (جنسن و مکلینگ[7]، ۱۹۷۶).

---

1. ICAEW
2. Modigliani & Miller
3. Chen et al.
4. Myers
5. Myers & Majluf
6. Richardson
7. Jensen & Meckling

در چنین شرایطی، سهامداران عمده به‌عنوان یکی از مهم‌ترین سازوکارهای حاکمیت شرکتی، می‌توانند نقش دوگانه‌ای در فرآیند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری ایفا کنند (خان و همکاران[1]، ۲۰۲۵). از یک سو، تمرکز مالکیت می‌تواند با افزایش نظارت و کاهش رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران، به کاهش عدم تقارن اطلاعات و بهبود بهره‌وری سرمایه‌گذاری منجر شود (لاپورتا و همکاران[2]، ۱۹۹۹). از سوی دیگر، در بازارهایی با ضعف نهادی و حمایت ناکافی از سرمایه‌گذاران خرد، سهامداران عمده ممکن است از مزیت اطلاعاتی خود برای استخراج منافع خصوصی و تضعیف کارایی سرمایه‌گذاری استفاده کنند (آتیگ و همکاران[3]، ۲۰۰۶؛ چن و همکاران، ۲۰۰۸).

بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان بخشی از یک اقتصاد نوظهور، با ویژگی‌هایی همچون شفافیت اطلاعاتی محدود، ساختار مالکیت متمرکز و حضور گسترده سهامداران عمده نهادی، دولتی و خانوادگی مواجه است. این ویژگی‌ها، احتمال بروز عدم تقارن اطلاعات و پیامدهای آن بر بهره‌وری سرمایه‌گذاری شرکت‌ها را افزایش می‌دهد (ابراهیمی و همکاران، ۱۴۰۱). در این میان، تنوع سبد سهامداران عمده به‌عنوان یکی از ابعاد نوین ساختار مالکیت، می‌تواند از طریق ایجاد توازن در قدرت نظارتی و کاهش تمرکز اطلاعات، نقش تعدیل‌کننده‌ای در رابطه بین عدم تقارن اطلاعات و بهره‌وری سرمایه‌گذاری ایفا کند. بر این اساس، هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تأثیر عدم تقارن اطلاعات بر بهره‌وری سرمایه‌گذاری شرکت‌ها و تحلیل نقش تعدیل‌گر تنوع سبد سهامداران عمده در این رابطه در بستر بورس اوراق بهادار تهران است. این پژوهش تلاش می‌کند شواهد تجربی جدیدی درباره نقش سازوکارهای مالکیتی در بهبود تصمیمات سرمایه‌گذاری ارائه دهد و خلأ موجود در ادبیات مالی ایران را پوشش دهد.

از منظر مفهومی، در این پژوهش عدم تقارن اطلاعات به اختلاف سطح دسترسی مدیران و سرمایه‌گذاران به اطلاعات مرتبط با وضعیت مالی و فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت اطلاق می‌شود (خان و همکاران، ۲۰۲۵). بهره‌وری سرمایه‌گذاری نیز به میزان انطباق سرمایه‌گذاری‌های انجام‌شده با فرصت‌های رشد واقعی شرکت و اجتناب از سرمایه‌گذاری‌های بیش‌ازحد یا کمتر از حد بهینه اشاره دارد (بیدل و همکاران[4]، ۲۰۰۹). چنین تنوع سبد سهامداران

1. Khan
2. La Porta et al.
3. Attig et al.
4. Biddle et al.

عمده به میزان پراکندگی و ترکیب متوازن انواع سهامداران عمده در ساختار مالکیت شرکت اطلاق می‌شود که می‌تواند بر فرآیند نظارت و افشای اطلاعات اثرگذار باشد.

اهمیت این پژوهش از آن جهت است که با تمرکز بر یک سازوکار مالکیتی کمتر بررسی‌شده در ادبیات داخلی، به غنای ادبیات مالی در حوزه کارایی سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه ایران می‌افزاید و می‌تواند برای سیاست‌گذاران، نهادهای ناظر و سرمایه‌گذاران در جهت بهبود شفافیت اطلاعاتی و ارتقای کیفیت تصمیمات سرمایه‌گذاری، پیامدهای کاربردی مهمی به همراه داشته باشد.

مبانی نظری و توسعه فرضیه‌ها

ادبیات مالی شرکتی نشان می‌دهد که عدم تقارن اطلاعات بر تصمیمات مالی و ارزش شرکت اثرگذار است (بهارات و همکاران[1]، ۲۰۰۹؛ مایرز، ۱۹۸۴). کیفیت اطلاعات به‌عنوان مکانیسمی مطرح است که از طریق آن استراتژی کسب‌وکار می‌تواند ارزش شرکت را تحت تأثیر قرار دهد (کواکیه[2]، ۲۰۲۵). نظریه‌های نمایندگی (جنسن و مکلینگ، ۱۹۷۶)، علامت‌دهی (اسپنس[3]، ۱۹۷۳) و سلسله‌مراتب مالی (مایرز و ماجلاف، ۱۹۸۴) مهم‌ترین چارچوب‌های تبیین‌کننده این پدیده هستند.

نظریه نمایندگی بر تضاد منافع بین مالکان و مدیران تأکید دارد و نشان می‌دهد که وقتی مدیران منافع شخصی را بر منافع سهامداران ترجیح دهند، تصمیمات سرمایه‌گذاری بهینه اتخاذ نمی‌شود. این امر می‌تواند به کم‌سرمایه‌گذاری در پروژه‌های سودآور یا بیش‌سرمایه‌گذاری در پروژه‌هایی که ارزش سهامداران را افزایش نمی‌دهند، منجر شود. هزینه‌ها و مشکلات ناشی از نمایندگی می‌تواند با نظارت مؤثر و تمرکز مالکیت کاهش یابد؛ سهامداران عمده با سهم قابل توجه خود قادرند شفافیت و پاسخگویی مدیران را تضمین کرده و تضاد منافع را کاهش دهند (بوزک و بوزک[4]، ۲۰۰۷؛ کومار و زاتونی[5]، ۲۰۱۵؛ بایون[6] و همکاران، ۲۰۱۱).

---

1. Bharath
2. Kwakye
3. Spence
4. Bozec and Bozec
5. Kumar and Zattoni
6. Byun

از منظر نظریه علامت‌دهی، سرمایه‌گذاری‌ها به‌عنوان ابزار کاهش عدم تقارن اطلاعات میان ذینفعان داخلی و خارجی عمل می‌کنند. با این حال، مدیرانی که اطلاعات داخلی بیشتری دارند، ممکن است آن را به نفع خود تغییر دهند و مشکلاتی مانند ریسک اخلاقی و انتخاب نامطلوب ایجاد کنند (واتس و زیمرمن[1]، ۱۹۹۰). ریسک اخلاقی موجب کم‌سرمایه‌گذاری در پروژه‌های سودآور و انتخاب نامطلوب منجر به بیش‌سرمایه‌گذاری در پروژه‌های با ارزش فعلی خالص منفی می‌شود (هارفورد[2]، ۱۹۹۹؛ ریچاردسون، ۲۰۰۶). نظریه سلسله‌مراتبی نیز نشان می‌دهد که شرکت‌هایی با عدم تقارن اطلاعات بالا، اغلب سهام خود را با قیمتی کمتر از ارزش واقعی منتشر می‌کنند، که ممکن است به رد پروژه‌های با ارزش فعلی خالص مثبت منجر شود و بهره‌وری سرمایه‌گذاری را کاهش دهد (چن و همکاران، ۲۰۱۷؛ یو[3] و همکاران، ۲۰۲۰).

در مجموع، عدم تقارن اطلاعات میان مدیران و سهامداران عمده و خرد می‌تواند باعث اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری ناکارآمد شود. در این میان، نقش سهامداران عمده در نظارت فعال و همسو کردن اقدامات مدیریتی با منافع کلی سهامداران بسیار حیاتی است. این نظارت، مشکلات انتخاب نامطلوب و ریسک اخلاقی را کاهش داده و بهره‌وری سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. همچنین، طبق نظریه علامت‌دهی، حضور فعال سهامداران عمده مدیران را تشویق می‌کند در پروژه‌هایی سرمایه‌گذاری کنند که ارزش ایجاد می‌کنند و از رفتار فرصت‌طلبانه پرهیز نمایند.

عدم تقارن اطلاعات و بهره‌وری سرمایه‌گذاری

عدم تقارن اطلاعات، بیانگر نابرابری آگاهی میان خریدار و فروشنده (به نفع فروشنده) در بازار است که در نهایت به بروز انتخاب نامطلوب دامن می‌زند (بیونس[4] و همکاران، ۲۰۲۶). وجود عدم تقارن اطلاعات موجب اتخاذ تصمیمات مالی غیرموثر توسط شرکت‌ها و سرمایه‌گذاران فردی شده و می‌تواند باعث زیان در سرمایه‌گذاری گردد.

در شرایط عدم تقارن اطلاعات، نظریه سلسله‌مراتب مالی (مایرز و ماجلاف، ۱۹۸۴) بیان می‌کند که شرکت‌ها برای کاهش ریسک اطلاعاتی، عمدتاً منابع مالی خود را از طریق بدهی

1. Watts and Zimmerman
2. Harford
3. Yu
4. Bjonnes

تأمین می‌کنند. این نظریه تصریح دارد که شرکت‌هایی که در موقعیت‌های مطلوب قرار دارند، ترجیح می‌دهند خودتأمین مالی انجام دهند، به‌ویژه زمانی که بازار قادر به تمایز فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور از نامطلوب نیست. همچنین، در شرکت‌هایی با عدم تقارن اطلاعات بالا، مدیران تمایل دارند سهام جدید را زیر ارزش واقعی منتشر کنند (فوسو[1] و همکاران، ۲۰۱۶) و بر سرمایه‌گذاری در پروژه‌هایی با احتمال ارزش فعلی خالص مثبت (NPV) تمرکز نمایند (مایرز، ۱۹۸۴). با این حال، به دلیل عدم تقارن اطلاعات، سهامداران ممکن است با تصمیمات مدیریت مخالفت کرده و پروژه‌های دارای NPV مثبت را رد کنند، زیرا انتشار سهام زیر ارزش واقعی، ثروت سرمایه‌گذاران را کاهش می‌دهد (چن و همکاران، ۲۰۱۷؛ سارنگ[2] و همکاران، ۲۰۲۲؛ یو و همکاران، ۲۰۲۰). در نتیجه، شرکت‌ها ممکن است فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور را از دست دهند و منابع به‌طور نادرست تخصیص یابند.

علاوه بر این، با تکیه بر نظریه‌های نمایندگی و علامت‌دهی، ارتباط علّی بین عدم تقارن اطلاعات و بهره‌وری سرمایه‌گذاری نیز روشن می‌شود. عدم تقارن اطلاعات میان مدیران و سهامداران محیطی ایجاد می‌کند که در آن تصمیمات سرمایه‌گذاری بهینه اتخاذ نمی‌شوند. مدیرانی که به دنبال منافع شخصی خود هستند، ممکن است به کم‌سرمایه‌گذاری یا بیش‌سرمایه‌گذاری روی آورند، به‌گونه‌ای که انتخاب پروژه‌ها بهینه نباشد. این ناسازگاری ناشی از برخورداری مدیران از اطلاعات برتر است و باعث تضاد در انتخاب پروژه‌ها و اثرات منفی بر بهره‌وری سرمایه‌گذاری می‌شود.

در نتیجه، انتظار می‌رود نتایج سرمایه‌گذاری ناکارآمد شامل کم‌سرمایه‌گذاری در پروژه‌های با NPV مثبت و بیش‌سرمایه‌گذاری در پروژه‌های با NPV منفی باشد. به این ترتیب، دینامیک‌های ناشی از عدم تقارن اطلاعات می‌تواند هم سناریوهای کم‌سرمایه‌گذاری و هم بیش‌سرمایه‌گذاری را ایجاد کرده و تخصیص منابع و بهره‌وری سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار دهد.

ادبیات تجربی پیشین نیز تأثیرات عدم تقارن اطلاعات بر بهره‌وری سرمایه‌گذاری را نشان داده است. البری و حسینی[3] (۲۰۲۰) رابطه مثبت بین سطح بالای افشای مرتبط با عملکرد و بهره‌وری سرمایه‌گذاری شرکت‌ها را مستند کرده‌اند. گائو[4] و همکاران (۲۰۱۷) اثر پوشش

1. Fosu
2. Sarang
3. Elberry and Hussainey
4. Gao

رسانه‌ای بر بهره‌وری سرمایه‌گذاری را بررسی کرده و نشان داده‌اند که این اثر منفی، به ویژه در شرکت‌هایی با عدم تقارن اطلاعات بالا و حاکمیت شرکتی ضعیف، شدیدتر است. الیلی[1] (۲۰۲۲) نیز نشان داده است که افشای ESG و کیفیت گزارشگری مالی با بهره‌وری سرمایه‌گذاری رابطه مثبت دارند.

شواهد تجربی داخلی نیز به‌طور گسترده از این چارچوب نظری حمایت می‌کنند. تقی‌زاده خانقاه و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی با هدف اعتبارسنجی مدل‌های کارایی سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران نشان دادند که عدم تقارن اطلاعاتی و محدودیت مالی نقش مهمی در بروز سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد و کم‌تر از حد ایفا می‌کنند. نتایج آن‌ها حاکی از آن است که جریان‌های نقد آزاد موجب افزایش سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد و محدودیت مالی موجب تشدید کم‌سرمایه‌گذاری می‌شود و در نهایت، کاهش کارایی سرمایه‌گذاری، ارزش شرکت را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین اسماعیل حسن و همکاران (۱۴۰۳) با تمرکز بر کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار نشان دادند که عدم تقارن اطلاعاتی یکی از کانال‌های کلیدی اثرگذاری متغیرهای حسابداری بر کارایی سرمایه‌گذاری است. یافته‌های این پژوهش بیانگر آن است که کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌تواند دسترسی شرکت‌ها به منابع مالی را تسهیل کرده و تصمیمات سرمایه‌گذاری کاراتری را رقم بزند.

مطالعاتی نظیر منصورفر و همکاران (۱۳۹۹) نیز رابطه منفی و معنادار بین عدم تقارن اطلاعاتی و کارایی سرمایه‌گذاری را تأیید کرده‌اند و نشان می‌دهند که ابهام اطلاعاتی، مدیران را به اتخاذ تصمیمات غیر بهینه سوق می‌دهد. افزون بر این، پژوهش‌های مرتبط با کیفیت گزارشگری مالی (محمدی، ۱۳۹۹؛ جمالی و دعایی، ۱۳۹۷) حاکی از آن است که افزایش شفافیت اطلاعاتی، از طریق کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، منجر به بهبود بهره‌وری سرمایه‌گذاری می‌شود.

نظریه علامت‌دهی نیز بیان می‌کند که سرمایه‌گذاری‌ها به‌عنوان ابزار کاهش شکاف اطلاعاتی میان ذینفعان داخلی و خارجی عمل می‌کنند. با این حال، در صورتی که مدیران اطلاعات را دستکاری کنند، سیگنال‌های سرمایه‌گذاری ممکن است نادرست تفسیر شوند و به

1. Ellili

تصمیمات سرمایه‌گذاری نامطلوب منجر شوند، که نتیجه آن کاهش بهره‌وری سرمایه‌گذاری است.

در مجموع، مبانی نظری و شواهد تجربی نشان می‌دهد که عدم تقارن اطلاعاتی یکی از عوامل اصلی کاهش بهره‌وری سرمایه‌گذاری شرکت‌هاست. این پدیده با تشدید مشکلات نمایندگی، زمینه بروز سرمایه‌گذاری‌های ناکارا را فراهم می‌کند. بر این اساس، انتظار می‌رود هرچه سطح عدم تقارن اطلاعاتی بالاتر باشد، بهره‌وری سرمایه‌گذاری کاهش یابد (فوسو و همکاران، ۲۰۱۶). این استدلال مبنای توسعه فرضیه اول پژوهش را شکل می‌دهد.

فرضیه ۱: در شرکت‌هایی با عدم تقارن اطلاعات بیشتر، بهره‌وری سرمایه‌گذاری پایین‌تر است.

عدم تقارن اطلاعات و بهره‌وری سرمایه‌گذاری: نقش تعدیلی سهامداران عمده

نظریه نمایندگی جنسن و مکلینگ (۱۹۷۶) مبنایی ارائه می‌دهد که توضیح می‌دهد چرا شرکت‌ها ممکن است از سرمایه‌گذاری بهینه انحراف پیدا کنند. به منظور درک دقیق‌تر این رابطه، از استدلال شرطی استفاده می‌کنیم تا تعامل بین عدم تقارن اطلاعات و بهره‌وری سرمایه‌گذاری را با در نظر گرفتن تمرکز سهامداران عمده بررسی کنیم.

طبق مطالعات کونیین و همکاران (۲۰۱۱)، در چارچوب حاکمیت شرکتی سنتی، سهامداران عمده از طریق اطمینان از سرمایه‌گذاری در پروژه‌های دارای NPV مثبت و نظارت بر ناکارآمدی‌های مدیریتی در تصمیمات شرکت دخالت می‌کنند. یافته‌های تجربی نیز جنبه‌های مثبت سهامداران عمده را مستند کرده‌اند. به‌طور مثال، مالکیت نهادی تأثیر مثبت بر کیفیت اطلاعات یکپارچه دارد (رایمو[1] و همکاران، ۲۰۲۰). اویار[2] و همکاران (۲۰۲۶) نشان دادند که سهامداران عمده می‌توانند جایگزینی مؤثر برای سایر مکانیسم‌های نظارتی، مانند اهرم مالی باشند از اینرو نقش نظارتی مهمی ایفا می‌کنند. همچنین، کائو و همکاران[3] (۲۰۲۰) دریافتند که مالکیت نهادی تمایل به افزایش بهره‌وری سرمایه‌گذاری دارد.

با این حال، در بازارهای نوظهور، به دلیل ضعف محیط نهادی، تضادهایی بین سهامداران خرد و عمده رخ می‌دهد، زیرا سهامداران عمده ممکن است با سوءاستفاده از ثروت، منافع شخصی خود را به هزینه سهامداران خرد افزایش دهند (بایون و همکاران، ۲۰۱۱). همچنین،

1. Raimo
2. Uyar
3. Cao

برخی مطالعات نشان داده‌اند که سهامداران عمده ممکن است مشکلات نمایندگی را با استخراج منافع به هزینه سهامداران خرد تشدید کنند (دمتز و ویلالونگا[1] ۲۰۰۱؛ تامسن[2] و همکاران، ۲۰۰۶). گه[3] و همکاران (۲۰۲۱) نیز مشاهده کرده‌اند که تمرکز مالکیت نهادی می‌تواند افشای داوطلبانه شرکت‌ها را کاهش دهد. از این منظر، اثر عدم تقارن اطلاعات ممکن است در حضور سهامداران عمده به شکل قابل‌توجهی متفاوت باشد.

ادبیات همچنین نشان می‌دهد که شفافیت شرکتی در شرکت‌هایی که سهامداران کنترل‌کننده دارند، تمایل به کاهش دارد (اندرسون[4] و همکاران، ۲۰۰۹) و عدم تقارن اطلاعات در شرکت‌هایی با مالکیت متمرکز بالاتر، بیشتر است (بایون و همکاران، ۲۰۱۱؛ جیانگ[5] و همکاران، ۲۰۱۱). سهامداران کنترل‌کننده همچنین فشار کاهشی بر نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام اعمال می‌کنند (حسینی و الجفری[6]، ۲۰۱۲). از آنجا که مالکیت متمرکز ویژگی برجسته شرکت‌ها است (تام و تان، ۲۰۰۷) و بسیاری از شرکت‌ها توسط دولت، مؤسسات مالی، خانواده‌ها و افراد کنترل می‌شوند، سهامداران کنترل‌کننده ممکن است تمایل داشته باشند اطلاعات شرکتی را دستکاری کنند، نه برای افزایش ثروت سهامداران، بلکه برای کسب قدرت (اتیگ و همکاران، ۲۰۰۶؛ چن و همکاران، ۲۰۰۸؛ بِی[7] و همکاران، ۲۰۱۲).

علاوه بر این، از آنجا که سهامداران عمده نه تنها به اطلاعات خصوصی دسترسی دارند، بلکه تصمیم می‌گیرند چه زمانی و چگونه این اطلاعات در بازارهای مالی افشا شود، ممکن است با سرمایه‌گذاری در پروژه‌های با بازده منفی به هزینه سهامداران خرد، منافع خصوصی کسب کنند (ادمانز[8]، ۲۰۱۴؛ موین[9] و همکاران، ۲۰۲۰؛ ژونگ[10] و همکاران، ۲۰۰۷). به‌طور ویژه، گه و همکاران (۲۰۲۱) نشان داده‌اند که افشای داوطلبانه شرکت‌ها با افزایش مالکیت نهادی متمرکز کاهش می‌یابد.

---

1. Demsetz and Villalonga
2. Thomsen
3. Ge
4. Anderson
5. Jiang
6. Hussainey and Aljifri
7. Bae
8. Edmans
9. Moin
10. Zhong

شواهد داخلی حاکی از نقش تعدیلی معنادار ساختار مالکیت و حاکمیت شرکتی در رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و کارایی سرمایه‌گذاری است. منصورفر و همکاران (۱۳۹۹) نشان دادند که حاکمیت شرکتی درونی و بیرونی می‌تواند اثر منفی عدم تقارن اطلاعاتی بر کارایی سرمایه‌گذاری را کاهش دهد. نتایج آن‌ها بیانگر آن است که در شرایط عدم تقارن اطلاعاتی بالا، وجود سازوکارهای نظارتی مؤثر، سرمایه‌گذاری‌های ناکارا را محدود می‌کند.

محمدی (۱۳۹۹) نیز در پژوهش‌های مرتبط با مالکیت خانوادگی نشان دادند که ساختار مالکیت می‌تواند رابطه بین کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری را به‌طور معناداری تعدیل کند. این یافته‌ها نشان می‌دهد که حضور سهامداران عمده، در صورت هم‌راستایی منافع، می‌تواند از طریق کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، به بهبود تصمیمات سرمایه‌گذاری منجر شود. همچنین جمالی و دعایی (۱۳۹۷) نشان دادند که عدم تقارن اطلاعاتی و ساختار مالکیت به‌صورت هم‌زمان بر رابطه کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری اثرگذارند و نقش تعدیلی این متغیرها در بورس اوراق بهادار تهران معنادار است. این نتایج مؤید آن است که ساختار مالکیت و حضور سهامداران عمده، یکی از کانال‌های کلیدی اثرگذاری عدم تقارن اطلاعاتی بر بهره‌وری سرمایه‌گذاری محسوب می‌شود.

بر اساس این شواهد، فرض می‌کنیم سهامداران عمده نقش تعدیلی در رابطه بین عدم تقارن اطلاعات و بهره‌وری سرمایه‌گذاری دارند. زمانی که سهامداران عمده به‌عنوان مکانیسم نظارتی عمل می‌کنند، احتمال کاهش مشکلات نمایندگی از طریق اعمال انضباط بر مدیران وجود دارد (لیائو[1]، ۲۰۱۵)، که می‌تواند به بهبود بهره‌وری سرمایه‌گذاری کمک کند. در مجموع، مبانی نظری و شواهد تجربی داخلی نشان می‌دهد که سهامداران عمده می‌توانند نقش دوگانه‌ای در رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و بهره‌وری سرمایه‌گذاری ایفا کنند. از یک سو، با افزایش نظارت و کاهش رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیریتی، اثر منفی عدم تقارن اطلاعاتی را تضعیف می‌کنند و از سوی دیگر، در صورت پیگیری منافع شخصی، ممکن است این اثر را تشدید نمایند. بر این اساس، انتظار می‌رود که حضور و ویژگی‌های سهامداران عمده، رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و بهره‌وری سرمایه‌گذاری را به‌طور معناداری تعدیل کند که این استدلال مبنای توسعه فرضیه دوم پژوهش را فراهم می‌سازد.

---

1. Liao

فرضیه ۲: سهامداران عمده رابطه بین عدم تقارن اطلاعات و بهره‌وری پایین سرمایه‌گذاری را تعدیل می‌کنند.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نوع کاربردی است که به بررسی نقش عدم تقارن اطلاعات در بهبود بهره‌وری سرمایه‌گذاری شرکت‌ها بر اساس شواهدی از تنوع سبد سهامداران عمده می‌پردازد. این پژوهش به‌صورت پس رویدادی انجام شده و داده‌های مورد نیاز از گزارش‌های شرکت‌ها که در سایت کدال منتشر شده، جمع‌آوری شده است. جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۳ است. پس از اعمال محدودیت‌ها، داده‌های ۱۳۰ شرکت (معادل ۱۳۰۰ سال-شرکت) مورد تحلیل قرار گرفت. برای تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها، از نرم‌افزارهای اکسل ۲۰۱۳ و ایویز ۹ استفاده شده است. روش تحقیق مبتنی بر داده‌های پنل و رگرسیون استاندارد مقاوم است. محدودیت های اعمال شده برای جامعه به شرح زیر است:

۱. این شرکت‌ها جزء شرکت‌های هلدینگ، بیمه، مؤسسات اعتباری و بانک‌ها نباشند.

۲. شرکت‌ها در دوره مورد بررسی، عضویت خود را در بورس اوراق بهادار تهران حفظ کرده باشند.

۳. بیش از سه ماه وقفه معاملاتی نداشته باشند.

۴. سال مالی منتهی به پایان اسفندماه باشد.

۵. داده‌های مورد نیاز این پژوهش برای شرکت‌های نمونه در دسترس باشند.

مدل‌ها و متغیرهای پژوهش

بر اساس مطالعات خان و همکاران (۲۰۲۵) برای آزمون فرضیه‌های پژوهش مدل ۱ و مدل ۲، برآورد می‌شود.

مدل ۱:

$$InvEff_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Asymetric_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 \mathrm{OCF}_{i,t} + \beta_4 \mathrm{SDOCF}_{i,t} + \beta_5 \mathrm{Q}_{i,t} + \varepsilon_{it}$$

مدل ۲:

$$InvEff_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Asymetric_{i,t} + \beta_2 IR_{i,t} + \beta_1 Asymetric_{i,t} * IR_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 \mathrm{OCF}_{i,t} + \beta_4 \mathrm{SDOCF}_{i,t} + \beta_5 \mathrm{Q}_{i,t} + \varepsilon_{it}$$

متغیرهای ارائه شده در مدل‌های پژوهش در ادامه شرح داده می‌شود:

متغیر وابسته کارایی سرمایه گذاری (InvEff): در پژوهش حاضر برای کمی سازی کارایی سرمایه‌گذاری از رابطه زیر استفاده شده است (آقایی و امری اسرمی، ۱۴۰۰).

مدل ۳:

$$Investit=\beta 0+\beta 1\ SaleGrowthit-1+\varepsilon\ it$$

که در آن Investit عبارت است کل سرمایه گذاری(خالص افزایش در دارایی های مشهود و نامشهود که با کل دارایی‌های سال قبل مقیاس زدایی شده است) شرکت i در سال t . SaleGrowth it−1 عبارت است از نرخ تغییرات فروش(تفاضل فروش سال قبل و دو سال قبل که با فروش دو سال قبل مقیاس زدایی شده است) شرکت i در سال t و ε it عبارت است از سرمایه گذاری بیش از حد و یا کمتر از حد شرکت. لازم به ذکر است که برای اندازه گیری کارایی سرمایه گذاری، از مقادیر باقی مانده مدل فوق (ε it) قدر مطلق گرفته شده و سپس در منفی یک ضرب می‌شوند. بر این اساس، مقادیر InvEff همواره منفی یا صفر هستند. هر چه این مقدار به صفر نزدیک‌تر باشد، نشان‌دهنده کارایی بالاتر در سرمایه‌گذاری است و هر چه منفی‌تر باشد، بیانگر ناکارایی بیشتر (سرمایه‌گذاری بیش از حد یا کمتر از حد) است. بنابراین در تفسیر نتایج، ضرایب منفی برای متغیرهای مستقل به معنای کاهش کارایی (افزایش ناکارایی) سرمایه‌گذاری تلقی می‌گردد.

متغیر های مستقل عدم تقارن اطلاعات (Asymetric): برای سنجش عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران، مدلی که ونکاتش و چیانگ[1] (۱۹۸۶) برای تعیین دامنهٔ قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام طراحی کرده‌اند، مورد استفاده قرار می‌گیرد. مدل یاد شده به شرح ذیل است:

رابطه ۱:

$$\text{Asymetric} = \frac{(\text{AP-BP}) * 100}{(AP + BP) \div 2}$$

1. Venkatesh & Chiang

SP: بیانگر دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام است.

Ask Price(AP): بیانگر میانگین قیمت پیشنهادی فروش سهام شرکت است.

Bid Price(BP): بیانگر میانگین قیمت پیشنهادی خرید سهام است.

بر اساس مدل، هرچه دامنهٔ تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام عدد بزرگتری باشد، حاکی از عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر است.

متغیر تعدیل‌گر تنوع سبد سهامداران عمده (IR): در این پژوهش، برای محاسبه تنوع سبد سهامداران عمده از روش روداس[1] (۱۹۹۳) استفاده شده است. ابتدا، تمام سهامداران عمده هر شرکت در هر سال شناسایی می‌شوند. سپس، برای هر یک از این سهامداران، به‌طور جداگانه، تمام شرکت‌هایی که در بازار سرمایه (بورس) شناسایی شده‌اند و بر اساس ارزش روز سرمایه‌گذاری در هر شرکت مشخص می‌گردد که چه درصدی از کل سبد آن سهامدار در هر سال موردنظر را تشکیل می‌دهد. در مرحله بعد، توان دوم درصدهای به‌دست‌آمده برای هر سهامدار در هر سال جمع زده می‌شود تا شاخص تنوع سبد سهامداران عمده محاسبه گردد.

متغیر های کنترلی:

متغیرهای کنترلی شامل اندازه شرکت (Size)، جریان نقدی ناشی از عملیات (OCF)، انحراف معیار جریان نقدی ناشی از عملیات (SDOCF) و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی ها (QTobin) است. این متغیرهای کنترلی با مطالعات پیشین در زمینه بهره‌وری سرمایه‌گذاری همخوانی دارند (چن و همکاران، ۲۰۱۷).

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

در جدول (۱) آماره‌های توصیفی مرتبط با متغیرها با استفاده از داده های مربوط به دوره ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۳ برای ۱۳۰ شرکت آورده شده است. لازم به ذکر است که متغیرهای پژوهش در سطح خطای ۵ درصد نرمال‌سازی شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

1. Rhoades

متغیر	نماد	میانگین	میانه	بیشترین	کمترین	انحراف معیار
کارایی سرمایه گذاری	INVEFF	-0.101	-0.062	0.000	-0.609	0.127
عدم تقارن اطلاعات	ASYMETRIC	3.842	3.992	5.238	1.914	0.946
تنوع سبد سهامداران عمده	IR	0.524	0.670	0.956	0.000	0.383
اندازه شرکت	SIZE	15.258	15.161	18.468	12.435	1.613
جریان نقدی عملیاتی	OCF	0.119	0.099	0.385	-0.060	0.119
انحراف جریان نقدی عملیاتی	SDOCF	0.070	0.057	0.187	0.011	0.049
ارزش بازاری به دفتری دارایی	QTOBIN	2.641	2.018	7.137	1.012	1.701

بر اساس آنچه در جدول (۱) مشاهده می‌شود، میانگین کارایی سرمایه‌گذاری (INVEFF) برابر با ۰/۱۰۱- است. از آنجا که این متغیر بر اساس قدر مطلق باقیمانده‌های مدل سرمایه‌گذاری و در منفی یک ضرب شده است، مقدار منفی میانگین نشان می‌دهد که به‌طور متوسط شرکت‌های نمونه با سطحی از ناکارایی سرمایه‌گذاری مواجه بوده‌اند؛ به بیان دیگر، شرکت‌ها در مجموع از وضعیت بهینه سرمایه‌گذاری فاصله داشته و یا دچار سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد و یا کم‌تر از حد شده‌اند. میانه این متغیر برابر با ۰/۰۶۲- است که بیانگر آن است که نیمی از مشاهدات دارای ناکارایی سرمایه‌گذاری کمتر و نیمی دیگر دارای ناکارایی بیش از این مقدار می‌باشند. بیشترین مقدار کارایی سرمایه‌گذاری برابر با صفر است که نشان‌دهنده وضعیت سرمایه‌گذاری بهینه در برخی شرکت‌ها می‌باشد، در حالی که کمترین مقدار آن ۰/۶۰۹- گزارش شده است که حاکی از ناکارایی شدید سرمایه‌گذاری در برخی شرکت‌ها است. انحراف معیار این متغیر برابر با ۰/۱۲۷ بوده که بیانگر پراکندگی نسبتاً متوسط مشاهدات پیرامون میانگین است و نشان می‌دهد میزان انحراف شرکت‌ها از سطح بهینه سرمایه‌گذاری در کل نمونه قابل توجه اما کنترل‌پذیر بوده است.

میانگین عدم تقارن اطلاعاتی (ASYMETRIC) برابر با ۳/۸۴۲ گزارش شده است. این مقدار نشان می‌دهد که به‌طور متوسط دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام در شرکت‌های نمونه نسبتاً بالا بوده و بازار سرمایه ایران در دوره مورد بررسی با سطح قابل توجهی از عدم تقارن اطلاعاتی میان سرمایه‌گذاران مواجه است. چنین وضعیتی می‌تواند ناشی از ضعف در شفافیت اطلاعاتی، افشای نامتقارن اطلاعات و یا محدودیت دسترسی یکسان سرمایه‌گذاران

به اطلاعات شرکت‌ها باشد. میانگین تنوع سبد سهامداران عمده (IR) برابر با ۰/۵۲۴ است. این مقدار بیانگر آن است که به‌طور متوسط، سهامداران عمده شرکت‌های نمونه از سطحی متوسط از تنوع در سبد سرمایه‌گذاری خود برخوردار بوده‌اند. به بیان دیگر، نه تمرکز کامل و نه تنوع کامل در سبد سرمایه‌گذاری سهامداران عمده مشاهده می‌شود که این موضوع می‌تواند بر رفتار نظارتی و تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها اثرگذار باشد.

بررسی متغیر اندازه شرکت (SIZE) نشان می‌دهد که میانگین لگاریتم فروش شرکت‌ها برابر با ۱۵/۲۵۸ است. همچنین میانگین جریان نقدی عملیاتی (OCF) برابر با ۰/۱۱۹ است که نشان می‌دهد شرکت‌های نمونه به‌طور متوسط حدود ۱۲ درصد از کل دارایی‌های خود را به صورت جریان نقدی ناشی از عملیات ایجاد کرده‌اند. این موضوع حاکی از وضعیت نسبتاً مناسب توان نقدزایی عملیاتی شرکت‌ها و قابلیت تأمین مالی داخلی سرمایه‌گذاری‌ها است. میانگین انحراف معیار جریان نقدی عملیاتی (SDOCF) برابر با ۰/۰۷۰ است. این مقدار بیانگر آن است که نوسانات جریان نقدی عملیاتی شرکت‌ها در سطحی نسبتاً محدود قرار دارد و جریان‌های نقدی شرکت‌ها از ثبات نسبی برخوردار هستند که می‌تواند ریسک سرمایه‌گذاری را کاهش دهد. در نهایت، میانگین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها (QTOBIN) برابر با ۲/۶۴۱ است. این مقدار نشان می‌دهد که ارزش‌گذاری بازار از دارایی‌های شرکت‌ها به‌طور متوسط بیش از دو و نیم برابر ارزش دفتری آن‌ها است که بیانگر وجود فرصت‌های رشد، انتظارات مثبت سرمایه‌گذاران نسبت به عملکرد آتی شرکت‌ها و جذابیت نسبی سهام آن‌ها در بازار سرمایه می‌باشد.

تشخیص نوع مدل‌ها و بررسی فروض کلاسیک رگرسیون

به‌منظور انتخاب الگوی مناسب برآورد و اطمینان از اعتبار نتایج حاصل از تخمین مدل‌های رگرسیونی، در این پژوهش ابتدا نوع داده‌ها و سپس فروض کلاسیک رگرسیون مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به ماهیت داده‌ها که شامل اطلاعات ترکیبی شرکت‌ها در طول دوره زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۳ می‌باشد، از روش داده‌های تابلویی استفاده شده است. نتایج آزمون های مورد نظر در جدول (۲) آورده شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های چاو و هاسمن و فروض کلاسیک

آزمون تشخیصی	مدل اول	مدل دوم
آزمون F لیمر (چاو)	3.624(0.000)	3.568(0.000)
آزمون هاسمن	23.195(0.000)	19.102(0.008)
آزمون وایت (F)	2.718(0.000)	2.051(0.001)
آزمون بروش–گادفری (F)	25.862(0.000)	25.506(0.000)
آماره دوربین–واتسون	2.135	2.144
حداکثر VIF (Centered)	1.359	1.365
نوع مدل منتخب	اثرات ثابت	اثرات ثابت
روش برآورد	EGLS (Robust White)	EGLS (Robust White)

بر اساس نتایج نگاره ۲، در گام نخست، برای تعیین مناسب‌بودن استفاده از مدل تلفیقی یا داده‌های تابلویی، آزمون چاو (F لیمر) به کار گرفته شد. نتایج این آزمون نشان داد که فرض صفر مبنی بر یکسان بودن عرض از مبدأها رد شده و استفاده از مدل داده‌های تابلویی نسبت به مدل تلفیقی مناسب‌تر است. در ادامه، به‌منظور انتخاب بین مدل‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی، آزمون هاسمن انجام شد. نتایج این آزمون بیانگر معناداری آماره آزمون و رد فرض صفر بود؛ بنابراین، مدل اثرات ثابت به‌عنوان الگوی نهایی برآورد انتخاب گردید.

پس از تعیین نوع مدل، فروض کلاسیک رگرسیون مورد بررسی قرار گرفت. به‌منظور بررسی هم‌خطی چندگانه بین متغیرهای مستقل، از شاخص تورم واریانس (VIF) استفاده شد. مقادیر VIF برای تمامی متغیرها کمتر از حد آستانه متعارف (۱۰) بوده که نشان‌دهنده عدم وجود هم‌خطی شدید بین متغیرهای توضیحی مدل است. البته در مدل دوم بین متغیر تنوع سبد سهامداران عمده و اثرات تعاملی آن با عدم تقارن اطلاعاتی همخطی وجود داشت که با میانگین زدایی این مشکل برطرف شد. در ادامه، برای بررسی خودهمبستگی آزمون دوربین واتسون انجام شد که نتایج بیانگر عدم وجود خودهمبستگی بود و مقادیر دوربین واتسون در دامنه ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد. برای بررسی خودهمبستگی سریالی از آزمون بروچ–گادفری استفاده گردید. نتایج این آزمون نشان داد که فرض صفر عدم وجود خودهمبستگی رد شده و مشکل خودهمبستگی در مدل‌ها وجود دارد. همچنین، به‌منظور بررسی ناهمسانی واریانس، آزمون وایت انجام شد که نتایج آن نیز حاکی از وجود ناهمسانی واریانس در داده‌ها بود. با توجه به

وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس، به‌منظور افزایش اعتبار نتایج و جلوگیری از برآوردهای تورش‌دار، مدل‌های پژوهش با استفاده از خطاهای استاندارد تعدیل‌شده مقاوم (Robust Standard Errors) برآورد شدند. این روش امکان دستیابی به ضرایب سازگار و قابل اتکا را فراهم می‌سازد. در مورد نرمال بودن جزء خطای مدل با توجه به اینکه تعداد مشاهدات زیاد است، طبق قضیه حد مرکزی داده ها به سمت نرمال بودن میل پیدا می کند و نیاز به انجام آزمون نیست.

در مجموع، نتایج آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهد که مدل‌های برآوردشده از لحاظ آماری معتبر بوده و فروض اساسی رگرسیون، با اعمال اصلاحات لازم، رعایت شده است؛ ازاین‌رو، می‌توان به نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش اعتماد نمود.

آزمون فرضیه‌ها

در راستای بررسی فرضیه‌های پژوهش در جدول (۳) نتایج برآورد مدل اول و دوم آورده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش (متغیر وابسته: کارایی سرمایه‌گذاری)

	مدل اول				مدل دوم			
متغیر	ضریب	آماره t	احتمال	VIF	ضریب	آماره t	احتمال	VIF
ASYMETRIC	-0.002	-3.282	0.001	1.085	-0.002	-2.276	0.023	1.103
IR					0.012	2.972	0.003	1.040
ASYMETRIC*IR					-0.005	-1.873	0.061	1.009
SIZE	-0.003	-3.704	0.000	1.037	-0.003	-3.755	0.000	1.047
OCF	0.009	2.263	0.024	1.359	0.011	1.914	0.056	1.365
SDOCF	0.028	2.140	0.033	1.336	0.032	2.374	0.018	1.338
QTOBIN	0.0001	0.337	0.736	1.138	0.0002	0.417	0.677	1.141
C	-0.047	-3.486	0.001		-0.057	-4.236	0.000	
آماره F	8.770				8.719			
احتمال آماره F	0.000				0.000			
ضریب تعیین	0.502				0.505			
ضریب تعیین تعدیل‌شده	0.445				0.447			

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در جدول (۳)، مقدار آماره F برای مدل اول (۸/۷۷۰) و مدل دوم (۸/۷۱۹) بوده و احتمال آماره F در هر دو مدل برابر با صفر گزارش شده است که بیانگر معناداری کلی مدل‌ها و مناسب بودن الگوی رگرسیونی برای تبیین تغییرات کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها می‌باشد. همچنین، ضریب تعیین در مدل اول برابر با ۰/۵۰۲ و در مدل دوم برابر با ۰/۵۰۵ است که نشان می‌دهد حدود ۵۰ درصد از تغییرات کارایی سرمایه‌گذاری توسط متغیرهای توضیحی مدل‌ها تبیین می‌شود. نزدیکی مقادیر ضریب تعیین تعدیل‌شده به ضریب تعیین نیز حاکی از برازش مناسب مدل‌ها و نبود متغیرهای زائد در الگوهای برآوردشده است.

در خصوص فرضیه اول پژوهش مبنی بر این‌که «در شرکت‌هایی با عدم تقارن اطلاعات بیشتر، بهره‌وری سرمایه‌گذاری پایین‌تر است»، نتایج مدل اول نشان می‌دهد که ضریب متغیر عدم تقارن اطلاعاتی (ASYMETRIC) برابر با ۰/۰۰۲- بوده و این ضریب با آماره t برابر با ۳/۲۸۲- در سطح خطای ۵ درصد معنادار است. این نتیجه بیانگر آن است که با افزایش یک واحد در عدم تقارن اطلاعاتی، کارایی سرمایه‌گذاری به‌طور متوسط ۰/۰۰۲ واحد کاهش می‌یابد. همچنین، در مدل دوم نیز ضریب این متغیر برابر با ۰/۰۰۲- و با آماره t برابر با ۲/۲۷۶- در سطح احتمال ۹۵ درصد معنادار باقی مانده است که نشان‌دهنده پایداری اثر منفی عدم تقارن اطلاعاتی بر کارایی سرمایه‌گذاری می‌باشد. بنابراین، فرضیه اول پژوهش به‌طور کامل مورد تأیید قرار می‌گیرد.

در ادامه، فرضیه دوم پژوهش مبنی بر این‌که «تنوع سهامداران عمده رابطه بین عدم تقارن اطلاعات و بهره‌وری پایین سرمایه‌گذاری را تعدیل می‌کند» مورد بررسی قرار گرفت. نتایج مدل دوم نشان می‌دهد که ضریب متغیر تعاملی عدم تقارن اطلاعات و تنوع سهامداران عمده (ASYMETRIC×IR) برابر با ۰/۰۰۵- و با آماره t برابر با ۱/۸۷۳- در سطح احتمال ۹۰ درصد معنادار است. با توجه به این‌که ضریب عدم تقارن اطلاعاتی نیز منفی است، منفی بودن ضریب تعاملی نشان می‌دهد که با افزایش تنوع سهامداران عمده، شدت اثر منفی عدم تقارن اطلاعاتی بر کارایی سرمایه‌گذاری تشدید می‌شود. به بیان دیگر، در شرکت‌هایی که از تنوع بیشتری در میان سهامداران عمده برخوردارند، رابطه منفی بین عدم تقارن اطلاعاتی و کارایی سرمایه‌گذاری قوی‌تر شده و ناکارایی سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد.

این نتیجه بیانگر آن است که تنوع بالای سهامداران عمده، به‌جای ایفای نقش نظارتی مؤثر، می‌تواند منجر به پراکندگی مالکیت، تضعیف نظارت بر مدیریت و افزایش رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیریتی شود و در نهایت، اثرات منفی عدم تقارن اطلاعاتی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها را تقویت نماید. بر این اساس، فرضیه دوم پژوهش نیز مورد تأیید قرار می‌گیرد؛ با این تفاوت که نقش تعدیلی تنوع سهامداران عمده در این پژوهش به‌صورت تقویت‌کننده اثر منفی عدم تقارن اطلاعاتی بر بهره‌وری سرمایه‌گذاری مشاهده شده است.

به‌طور کلی، نتایج پژوهش نشان می‌دهد که عدم تقارن اطلاعاتی عامل مهمی در کاهش کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها است و افزایش تنوع سهامداران عمده، در شرایط ضعف سازوکارهای حاکمیت شرکتی، می‌تواند این رابطه منفی را تشدید کرده و منجر به ناکارایی بیشتر سرمایه‌گذاری شود؛ نتیجه‌ای که با دیدگاه‌های مبتنی بر هزینه‌های نمایندگی و پراکندگی مالکیت همخوانی دارد.

آزمون حساسیت

با وجود آن‌که نتایج مدل‌های خطی نشان‌دهنده وجود رابطه منفی و معنادار بین عدم تقارن اطلاعاتی و کارایی سرمایه‌گذاری است، ادبیات نظری و شواهد تجربی پیشین حاکی از آن است که اثر عدم تقارن اطلاعاتی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری لزوماً خطی و یکنواخت نیست (جنسن و مکلینگ، ۱۹۷۶؛ مایرز، ۱۹۸۴). از منظر نظریه نمایندگی و نظریه جریان نقد آزاد، پیامدهای عدم تقارن اطلاعاتی می‌تواند در سطوح مختلف آن متفاوت باشد؛ به‌گونه‌ای که در سطوح پایین تا متوسط عدم تقارن اطلاعاتی، افزایش اندک عدم تقارن ممکن است منجر به احتیاط مدیریتی و کاهش سرمایه‌گذاری‌های پرریسک شود، در حالی که در سطوح بالاتر، تشدید عدم تقارن اطلاعاتی می‌تواند زمینه‌ساز افزایش رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران، تشدید مشکلات نمایندگی و در نتیجه بروز سرمایه‌گذاری‌های به‌شدت ناکارا گردد (جنسن، ۱۹۸۶؛ ریچاردسون، ۲۰۰۶).

علاوه بر این، برخی مطالعات نشان می‌دهند که واکنش بازار سرمایه و سازوکارهای حاکمیت شرکتی نسبت به عدم تقارن اطلاعاتی ممکن است به‌صورت آستانه‌ای یا غیرخطی عمل کند؛ به این معنا که اثرات منفی عدم تقارن اطلاعاتی پس از عبور از یک سطح مشخص

تشدید شود یا در برخی بازه‌ها تضعیف گردد (بیدل و همکاران، ۲۰۰۹؛ چن و همکاران، ۲۰۱۱). از این‌رو، اتکای صرف به مدل‌های خطی ممکن است منجر به ساده‌سازی بیش‌ازحد رابطه واقعی بین متغیرها و نادیده گرفتن الگوهای رفتاری پیچیده در تصمیمات سرمایه‌گذاری شود (بیدل و همکاران، ۲۰۰۹).

بر این اساس، به‌منظور افزایش اعتبار نتایج و اطمینان از پایداری یافته‌ها، در این پژوهش رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و کارایی سرمایه‌گذاری به‌صورت غیرخطی نیز مورد بررسی قرار گرفته است. در این راستا، با افزودن جمله درجه دوم عدم تقارن اطلاعاتی به مدل رگرسیونی، امکان شناسایی وجود یا عدم وجود الگوی غیرخطی در این رابطه فراهم شده و نتایج حاصل به‌عنوان آزمون حساسیت در جدول (۴) گزارش شده است (مایرز و ماجلوف، ۱۹۸۴؛ فوسو و همکاران، ۲۰۱۶).

جدول٤. نتایج آزمون رابطه غیرخطی عدم تقارن اطلاعاتی و کارایی سرمایه‌گذاری

	مدل اول				مدل دوم			
متغیر	ضریب	انحراف	آماره t	احتمال	ضریب	انحراف	آماره t	احتمال
ASYMETRIC	-0.002	0.001	-2.803	0.005	-0.002	0.001	-2.164	0.031
ASYMETRIC2	-0.0003	0.001	-0.298	0.766	-0.001	0.001	-0.607	0.544
IR					0.013	0.004	3.207	0.001
ASYMETRIC*IR					-0.005	0.003	-1.920	0.055
ASYMETRIC2*IR					-0.0005	0.002	-0.206	0.837
SIZE	-0.003	0.001	-3.675	0.000	-0.003	0.001	-3.726	0.000
OCF	0.010	0.004	2.281	0.023	0.011	0.005	2.031	0.043
SDOCF	0.028	0.013	2.158	0.031	0.031	0.014	2.322	0.020
QTOBIN	0.0002	0.000	0.434	0.665	0.0002	0.000	0.522	0.602
C	-0.046	0.014	-3.247	0.001	-0.056	0.014	-4.050	0.000
آماره F	8.720				8.592			
احتمال آماره F	0.000				0.000			
ضریب تعیین	0.503				0.505			
ضریب تعیین تعدیل‌شده	0.445				0.446			

نتایج کلی مدل‌ها نشان می‌دهد که مقدار آماره F در هر دو مدل در سطح خطای ۵ درصد معنادار بوده و احتمال آماره F برابر با صفر گزارش شده است؛ ازاین‌رو، مدل‌های غیرخطی نیز از معناداری کلی و برازش مناسب برخوردار هستند. همچنین، مقادیر ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل‌شده در هر دو مدل تقریباً مشابه مدل‌های خطی بوده و نشان می‌دهد که افزودن جمله غیرخطی، تغییر محسوسی در قدرت تبیین مدل‌ها ایجاد نکرده است.

در بررسی اثر مستقیم عدم تقارن اطلاعاتی، نتایج مدل غیرخطی اول نشان می‌دهد که ضریب متغیر ASYMETRIC منفی و در سطح خطای ۵ درصد معنادار است (ضریب برابر با ۰/۰۰۲- و آماره t برابر با ۲/۸۰۳-). این نتیجه تأیید می‌کند که افزایش عدم تقارن اطلاعاتی همچنان منجر به کاهش کارایی سرمایه‌گذاری می‌شود. با این حال، ضریب توان دوم عدم تقارن اطلاعاتی ($ASYMETRIC^2$) منفی اما فاقد معناداری آماری است (احتمال برابر با ۰/۷۶۶). این نتیجه نشان می‌دهد که شواهدی مبنی بر وجود رابطه غیرخطی یا آستانه‌ای بین عدم تقارن اطلاعاتی و کارایی سرمایه‌گذاری مشاهده نمی‌شود و رابطه میان این دو متغیر ماهیتی خطی دارد.

در مدل غیرخطی دوم که متغیر تنوع سهامداران عمده و اثرات تعاملی نیز به الگو افزوده شده‌اند، نتایج مشابهی به دست آمده است. ضریب متغیر ASYMETRIC منفی و در سطح خطای ۵ درصد معنادار است (ضریب برابر با ۰/۰۰۲- و آماره t برابر با ۲/۱۶۴-)، در حالی که ضریب $ASYMETRIC^2$ همچنان فاقد معناداری آماری می‌باشد. این یافته بیانگر آن است که حتی با لحاظ نقش تنوع سهامداران عمده، رابطه غیرخطی بین عدم تقارن اطلاعاتی و کارایی سرمایه‌گذاری تأیید نمی‌شود.

در ادامه، نتایج مربوط به نقش تعدیلی تنوع سهامداران عمده در چارچوب غیرخطی نیز مورد بررسی قرار گرفت. ضریب متغیر تنوع سهامداران عمده (IR) مثبت و در سطح خطای ۵ درصد معنادار است که نشان می‌دهد این متغیر به‌طور مستقیم با افزایش کارایی سرمایه‌گذاری همراه است. با این حال، ضریب متغیر تعاملی عدم تقارن اطلاعاتی و تنوع سهامداران عمده (ASYMETRIC×IR) منفی و در سطح خطای ۱۰ درصد معنادار است. این نتیجه بیانگر آن است که تنوع سهامداران عمده، مشابه مدل خطی، اثر منفی عدم تقارن اطلاعاتی بر کارایی سرمایه‌گذاری را تشدید می‌کند. در مقابل، ضریب متغیر تعاملی $ASYMETRIC^2 \times IR$ فاقد معناداری آماری است که نشان می‌دهد نقش تعدیلی تنوع سهامداران عمده صرفاً در قالب رابطه خطی عمل کرده و در سطح غیرخطی معنادار نیست.

به‌طور کلی، نتایج مدل‌های غیرخطی نشان می‌دهد که رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و کارایی سرمایه‌گذاری ماهیتی خطی و منفی دارد و شواهدی مبنی بر وجود الگوی غیرخطی، آستانه‌ای یا U شکل در این رابطه مشاهده نمی‌شود. همچنین، تنوع سهامداران عمده همانند نتایج مدل‌های خطی، نقش تقویت‌کننده اثر منفی عدم تقارن اطلاعاتی را ایفا می‌کند و افزودن جمله غیرخطی تغییری در جهت و ماهیت این رابطه ایجاد نمی‌کند. این یافته‌ها با نتایج اصلی پژوهش همخوانی داشته و اعتبار نتایج حاصل از مدل‌های خطی را تقویت می‌نماید.

بحث و نتیجه‌گیری

کارایی سرمایه‌گذاری یکی از ارکان اساسی خلق ارزش و رشد پایدار شرکت‌ها به شمار می‌رود و نقش تعیین‌کننده‌ای در تخصیص بهینه منابع و افزایش ثروت سهامداران ایفا می‌کند. در این میان، کیفیت اطلاعات و میزان تقارن اطلاعاتی میان مدیران و سرمایه‌گذاران، به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر تصمیمات سرمایه‌گذاری، همواره مورد توجه ادبیات مالی شرکتی بوده است. شرکت‌ها در محیطی فعالیت می‌کنند که عدم قطعیت اطلاعاتی، تضاد منافع و محدودیت‌های نظارتی می‌تواند تصمیمات سرمایه‌گذاری را از مسیر بهینه منحرف کرده و به بروز سرمایه‌گذاری‌های ناکارا منجر شود. ازاین‌رو، بررسی نقش عدم تقارن اطلاعاتی و سازوکارهای حاکمیت شرکتی در تبیین کارایی سرمایه‌گذاری، از اهمیت نظری و کاربردی بالایی برخوردار است.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول پژوهش نشان داد که عدم تقارن اطلاعاتی اثر منفی و معناداری بر کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها دارد. این یافته بیانگر آن است که با افزایش سطح عدم تقارن اطلاعاتی، تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها از وضعیت بهینه فاصله گرفته و بهره‌وری سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد. این نتیجه با پیش‌بینی‌های نظریه نمایندگی (جنسن و مکلینگ، ۱۹۷۶) و نظریه سلسله‌مراتب مالی (مایرز و ماجلاف، ۱۹۸۴) همخوانی دارد. بر اساس نظریه نمایندگی، برخورداری مدیران از اطلاعات برتر نسبت به سهامداران می‌تواند زمینه‌ساز رفتارهای فرصت‌طلبانه، بیش‌سرمایه‌گذاری در پروژه‌های با ارزش فعلی خالص منفی و یا کم‌سرمایه‌گذاری در پروژه‌های سودآور شود. همچنین، نظریه سلسله‌مراتب مالی تصریح می‌کند که در شرایط عدم تقارن اطلاعاتی بالا، هزینه تأمین مالی افزایش یافته و شرکت‌ها ممکن

است پروژه‌های دارای NPV مثبت را به دلیل نگرانی از انتشار سهام زیر ارزش واقعی کنار بگذارند که این امر به کاهش کارایی سرمایه‌گذاری می‌انجامد.

نتایج به‌دست‌آمده همچنین با شواهد تجربی پیشین همسو است که رابطه منفی بین عدم تقارن اطلاعاتی و بهره‌وری سرمایه‌گذاری را مستند کرده‌اند. این یافته‌ها نشان می‌دهد که ابهام اطلاعاتی، کارکرد صحیح بازار سرمایه را تضعیف کرده و تخصیص منابع را مختل می‌سازد. در چنین شرایطی، سرمایه‌گذاران قادر به ارزیابی دقیق فرصت‌های سرمایه‌گذاری نبوده و تصمیمات مدیریتی نیز با مقاومت یا سوءتفسیر مواجه می‌شود که نهایتاً به کاهش کارایی سرمایه‌گذاری منجر می‌گردد.

در ادامه، نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش نشان داد که تنوع سهامداران عمده نقش تعدیلی معناداری در رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و کارایی سرمایه‌گذاری ایفا می‌کند؛ با این تفاوت که این نقش تعدیلی به‌صورت تقویت‌کننده اثر منفی عدم تقارن اطلاعاتی مشاهده شده است. به بیان دیگر، در شرکت‌هایی که از تنوع بیشتری در میان سهامداران عمده برخوردارند، اثر منفی عدم تقارن اطلاعاتی بر کارایی سرمایه‌گذاری تشدید می‌شود. این نتیجه حاکی از آن است که تنوع بالای سهامداران عمده، لزوماً به معنای نظارت مؤثرتر بر مدیریت نیست و در برخی شرایط می‌تواند به پراکندگی نظارت، تضعیف سازوکارهای کنترلی و افزایش رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیریتی منجر شود.

این یافته را می‌توان در چارچوب دیدگاه‌های انتقادی نسبت به تمرکز و ساختار مالکیت در بازارهای نوظهور تفسیر کرد. در چنین بازارهایی، ضعف نهادهای نظارتی و حقوقی می‌تواند موجب شود که سهامداران عمده، به‌جای ایفای نقش نظارتی مؤثر، درگیر تضاد منافع درون‌گروهی شوند. تنوع بالای سهامداران عمده ممکن است به نبود هماهنگی در اعمال نظارت، کاهش شفافیت اطلاعاتی و حتی استخراج منافع خصوصی به زیان سهامداران خرد منجر گردد. در نتیجه، عدم تقارن اطلاعاتی در چنین ساختاری تشدید شده و اثرات منفی آن بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها تقویت می‌شود. این نتیجه با بخش‌هایی از ادبیات حاکمیت شرکتی که به نقش دوگانه سهامداران عمده اشاره دارد، همخوانی دارد.

از سوی دیگر، نتایج آزمون حساسیت نشان داد که رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و کارایی سرمایه‌گذاری ماهیتی خطی دارد و شواهدی دال بر وجود الگوی غیرخطی یا آستانه‌ای در این رابطه مشاهده نمی‌شود. عدم معناداری جمله درجه دوم عدم تقارن اطلاعاتی بیانگر آن است که

اثر منفی عدم تقارن اطلاعاتی بر کارایی سرمایه‌گذاری در سطوح مختلف آن تقریباً با شدت یکنواختی اعمال می‌شود. این یافته نشان می‌دهد که حتی افزایش‌های جزئی در عدم تقارن اطلاعاتی نیز می‌تواند به کاهش کارایی سرمایه‌گذاری منجر شود و این اثر محدود به سطوح خاصی از عدم تقارن اطلاعاتی نیست. همچنین، نتایج مدل‌های غیرخطی تأیید کرد که نقش تعدیلی تنوع سهامداران عمده نیز عمدتاً در قالب رابطه خطی عمل کرده و افزودن جمله غیرخطی تغییری در ماهیت این رابطه ایجاد نمی‌کند.

در مجموع، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که عدم تقارن اطلاعاتی یکی از عوامل کلیدی کاهش کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها است و ساختار مالکیت، به‌ویژه تنوع سهامداران عمده، می‌تواند این رابطه را به‌طور معناداری تحت تأثیر قرار دهد. برخلاف انتظار رایج مبنی بر نقش نظارتی مثبت سهامداران عمده، یافته‌های این پژوهش حاکی از آن است که در شرایط ضعف سازوکارهای حاکمیت شرکتی، افزایش تنوع سهامداران عمده می‌تواند اثرات منفی عدم تقارن اطلاعاتی را تشدید کرده و به ناکارایی بیشتر سرمایه‌گذاری منجر شود.

از منظر کاربردی، نتایج پژوهش حاکی از آن است که مدیران و سیاست‌گذاران بازار سرمایه باید توجه ویژه‌ای به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی از طریق ارتقای شفافیت، بهبود کیفیت گزارشگری مالی و تقویت سازوکارهای افشا داشته باشند. همچنین، سرمایه‌گذاران و تحلیلگران مالی باید در ارزیابی شرکت‌ها، صرفاً به وجود سهامداران عمده یا تنوع آن‌ها اکتفا نکرده و کیفیت نظارت و هم‌راستایی منافع سهامداران عمده با سهامداران خرد را نیز مدنظر قرار دهند. در نهایت، تقویت چارچوب‌های نهادی و حقوقی می‌تواند زمینه را برای ایفای نقش نظارتی مؤثرتر سهامداران عمده فراهم کرده و از تشدید آثار منفی عدم تقارن اطلاعاتی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری جلوگیری نماید.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق پژوهش

نویسندگان اصول اخلاقی را در انجام و انتشار این پژوهش علمی رعایت نموده‌اند و این موضوع مورد تأیید همه آنهاست.

مشارکت نویسندگان

مشارکت نویسندگان در مقاله مستخرج از پایان‌نامه کمابیش به شکل زیر است:

نویسنده اول: تهیه و آماده‌سازی نمونه‌ها، انجام آزمایش و گردآوری داده‌ها، انجام محاسبات، تجزیه و تحلیل آماری داده‌ها، تحلیل و تفسیر اطلاعات و نتایج، تهیه پیشنویس مقاله؛

نویسنده دوم: استاد راهنمای پایان‌نامه، طراحی پژوهش، نظارت بر مراحل انجام پژوهش، بررسی و کنترل نتایج، اصلاح، بازبینی و نهایی‌سازی مقاله؛

نویسنده سوم: استاد مشاور پایان‌نامه، مشارکت در طراحی پژوهش، نظارت بر پژوهش، مطالعه و بازبینی مقاله؛

تعارض منافع

بنا بر اظهار نویسندگان این مقاله تعارض منافع ندارد.

سپاسگزاری

از داوران محترم به خاطر ارائه نظرهای ساختاری و علمی سپاسگزاری می‌شود.

References

Aghaei, M. A. and Amri Asrami, M. (2021). The Impact of CEO's Overconfidence on the Relationship between Cash Holdings and Excess. Empirical Studies in Financial Accounting, 18(72), 57-77. (in Persian)
https://doi.org/10.22054/qjma.2021.51016.2139

Anderson, K., Woodhouse, K., Ramsay, A., & Faff, R. (2009). Testing for asymmetric effects in the accrual anomaly using piecewise linear regressions: Australian evidence. Pacific Accounting Review, 21(1), 5-25.
https://doi.org/10.1108/01140580910956830

Asadi, A and Lashkari, A. (2026). Contractionary Monetary Policy, Investment Inefficiency and the role of Financial Information Comparability in Tehran Stock Exchange. Quarterly Journal of Securities Exchange, 19(74), 215-252. (in Persian) doi: 10.22034/jse.2025.12402.2248

Attig, N., Fong, W.-M., Gadhoum, Y., & Lang, L. H. (2006). Effects of large shareholding on information asymmetry and stock liquidity. Journal of Banking & Finance, 30(10), 2875–2892.
https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2005.12.002

Bae, K.-H., Ozoguz, A., Tan, H., & Wirjanto, T. S. (2012). Do foreigners facilitate information transmission in emerging markets? Journal of Financial Economics, 105(1), 209–227. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.01.001

Bharath, S. T., Pasquariello, P., & Wu, G. (2009). Does asymmetric information drive capital structure decisions? Review of Financial Studies, 22(8), 3211–3243. https://doi.org/10.1093/rfs/hhn076

Biddle, G. C., Hilary, G., & Verdi, R. S. (2009). How does financial reporting quality relate to investment efficiency? Journal of accounting and economics, 48(2-3), 112-131. https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2009.09.001

Bjonnes, G. H., Kathitziotis, N., & Osler, C. L. (2026). Adverse Selection and Information Chasing in OTC Markets: Whose Information Matters and Why? Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=6082689 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.6082689

Bozec, Y., & Bozec, R. (2007). Ownership concentration and corporate governance practices: Substitution or expropriation effects? Canadian Journal of Administrative Sciences, 24(3), 182–195. https://doi.org/10.1002/cjas.23

Byun, H.-Y., Hwang, L.-S., & Lee, W.-J. (2011). How does ownership concentration exacerbate information asymmetry among equity investors? Pacific-Basin Finance Journal, 19(5), 511–534. https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2011.06.002

Cao, X., Cumming, D., & Zhou, S. (2020). State ownership and corporate innovative efficiency. Emerging Markets Review, 44, 100699. https://doi.org/10.1016/j.ememar.2020.100699

Chen, G., Firth, M., Xin, Y., & Xu, L. (2008). Control transfers, privatization, and corporate performance: Efficiency gains in China's listed companies. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 43(1), 161–190. https://doi.org/10.1017/S0022109000002787

Chen, R., El Ghoul, S., Guedhami, O., & Wang, H. (2017). Do state and foreign ownership affect investment efficiency? Evidence from privatizations. Journal of Corporate Finance, 42, 408–421. https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2014.09.001

Demsetz, H., & Villalonga, B. (2001). Ownership structure and corporate performance. Journal of Corporate Finance, 7(3), 209–233. https://doi.org/10.1016/S0929-1199(01)00020-7

Ebrahimi, S., Faraji, O., Arabzadeh, M., Izadpour, M., & Mohammadrezaei, F. (2022). State ownership and asymmetric cost behavior. Quarterly Journal of Securities Exchange, 15(57), 495-530. (in Persian) 10.22034/jse.2021.11824.1875

Edmans, A. (2014). Blockholders and corporate governance. Annual Review of Financial Economics, 6(1), 23–50. https://doi.org/10.1146/annurev-financial-110613-034455

Elberry, N., & Hussainey, K. (2020). Does corporate investment efficiency affect corporate disclosure practices? Journal of Applied Accounting Research, 21(2), 309-327. https://doi.org/10.1108/JAAR-03-2019-0045

Ellili, N. O. D. (2022). Impact of ESG disclosure and financial reporting quality on investment efficiency. Corporate Governance: The International Journal of Business in Society, 22(5), 1094-1111. https://doi.org/10.1108/CG-06-2021-0209

Fosu, S., Danso, A., Ahmad, W., & Coffie, W. (2016). Information asymmetry, leverage and firm value: Do crisis and growth matter? International Review of Financial Analysis, 46, 140–150. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2016.05.002

Gao, G. P., Moulton, P. C., & Ng, D. T. (2017). Institutional ownership and return predictability across economically unrelated stocks. Journal of Financial Intermediation, 31, 45–63. https://doi.org/10.1016/j.jfi.2016.07.004

Ge, X., Bilinski, P., & Kraft, A. (2021). Institutional blockholders and voluntary disclosure. European Accounting Review, 30(5), 1013–1042. https://doi.org/10.1080/09638180.2020.1834715

Harford, J. (1999). Corporate cash reserves and acquisitions. The Journal of Finance, 54(6), 1969–1997. https://doi.org/10.1111/0022-1082.00179

Hasan, B. S.., Heydari, M., & Didar, H. (2024). Real earnings management and labor investment efficiency: The mediating role of information asymmetry. Financial Research, 26(4), 734-757. (in Persian) https://doi:10.22059/frj.2024.364138.1007499

Hussainey, K., & Aljifri, K. (2012). Corporate governance mechanisms and capital structure in UAE. Journal of Applied Accounting Research, 13(2), 145–160. https://doi.org/10.1108/09675421211254849

ICAEW Insights. (2022, October). Emerging markets with potential to boost the economy. https://www.icaew.com/insights/viewpoints-on-the-news/2022/oct-2022/emerging-markets-with-potential-to-boost-the-economy

Jiang, H., Habib, A., & Hu, B. (2011). Ownership concentration, voluntary disclosures and information asymmetry in New Zealand. The British Accounting Review, 43(1), 39–53. https://doi.org/10.1016/j.bar.2010.10.005

Kumar, P., & Zattoni, A. (2015). Ownership structure, corporate governance and firm performance. Corporate Governance: An International Review, 23(6), 469–471. https://doi.org/10.1111/corg.12146

Kwakye, M. (2025). Sustainability Reporting and Firm Value: The Mediating Effect of Brand Equity in the Consumer Goods Industry. Project Management and Scientific Journal, 8(2), 102-121. https://doi.org/10.4314/pmsj.v8i2.5

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., & Shleifer, A. (1999). Corporate ownership around the world. The Journal of Finance, 54(2), 471–517. https://doi.org/10.1111/0022-1082.00115

Liao, S. (2015). Outside blockholders' monitoring of management and debt financing. Contemporary Accounting Research, 32(4), 1373–1404. https://doi.org/10.1111/1911-3846.12138

Mansourfar, G., Joudi, S., & Poursaliman, E. (2020). The moderating role of internal and external dimensions of corporate governance on the relationship between information asymmetry and investment efficiency. Financial Research, 22(2), 227-248. (in Persian) doi:10.22059/frj.2020.279145.1006855

Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. American Economic Review, 48(3), 261–297. https://www.aeaweb.org/journals/aer

Mohammadi, M. (2020). Financial reporting quality, family ownership, and investment efficiency in companies listed on the Tehran Stock Exchange. Accounting and Social Benefits, 10(3), 157-184. (in Persian) https://doi.org/10.22051/ijar.2020.27947.1539

Moin, A., Guney, Y., & El Kalak, I. (2020). The effects of ownership structure, sub-optimal cash holdings and investment inefficiency on dividend policy: Evidence from Indonesia. Review of Quantitative Finance and Accounting, 55(3), 857–900. https://doi.org/10.1007/s11156-019-00862-z

Myers, S. C. (1984). The capital structure puzzle. The Journal of Finance, 39(3), 575–592. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1984.tb03646.x

Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. Journal of Financial Economics, 13(2), 187–221.
https://doi.org/10.1016/0304-405X(84)90023-0

Raimo, N., Vitolla, F., Marrone, A., & Rubino, M. (2020). The role of ownership structure in integrated reporting policies. Business Strategy and the Environment, 29(6), 2238-2250.
https://doi.org/10.1108/01140580910956830

Rhoades, S.A. (1993). The herfindahl-hirschman index. Fed. Res. Bull. 79, 188.

Richardson, S. (2006). Over-investment of free cash flow. Review of Accounting Studies, 11(2–3), 159–189. https://doi.org/10.1007/s11142-006-9012-1

Sarang, A. A. A., Rind, A. A., Al-Faryan, M. A. S., & Saeed, A. (2022). Women on board and the cost of equity: The mediating role of information asymmetry. Journal of Financial Reporting and Accounting.
https://doi.org/10.1108/JFRA-02-2022-0048

SeyedJamali, Z. S., & Deyaei, M. (2018). The relationship between financial reporting quality and investment efficiency considering the moderating effect of information asymmetry and ownership structure in Tehran Stock Exchange listed companies. New Research Approaches in Management and Accounting Quarterly, 2(6), 110-126. (in Persian)
https://majournal.ir/index.php/ma/article/view/70

Spence, A. M. (1973). Time and communication in economic and social interaction. Quarterly Journal of Economics, 87(4), 651–660.
https://doi.org/10.2307/1882035

Tam, O. K., & Tan, M. G.-S. (2007). Ownership, governance and firm performance in Malaysia. Corporate Governance: An International Review, 15(2), 208–222. https://doi.org/10.1111/j.1467-8683.2007.00555.x

Taghizadeh Khanqah, V, badavar nahandi, Y, Mottagi, A and Taghizadeh, H. (2021). Validation of Investment Efficiency Models Based on Agency Theory, Information Asymmetry, Managerial Entrenchment and Firm value maximization. Journal of Investment Knowledge, 10(38), 287-318. (in Persian) https://www.jik-ifea.ir/article_17528.html

Thomsen, S., Pedersen, T., & Kvist, H. K. (2006). Blockholder ownership: Effects on firm value in market and control-based governance systems. Journal of Corporate Finance, 12(2), 246–269.
https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2005.03.001

Uyar, A., Ali, R., Rehman, R. U., Kuzey, C., & Karaman, A. S. (2026). Board Monitoring, Shareholders' Rights, and CSR Strategy: Firm Value and Risk Implications. International Journal of Finance & Economics, 31(1), 438-472. https://doi.org/10.1002/ijfe.3152.

Venkatesh, P. C., & Chiang, R. (1986). Information asymmetry and the dealer's bid-ask spread: A case study of earnings and dividend announcements. The journal of Finance, 41(5), 1089-1102.
https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1986.tb02532.x

Watts, R. L., & Zimmerman, J. L. (1990). Positive accounting theory: A ten-year perspective. The Accounting Review, 65(1), 131–156.
https://www.jstor.org/journal/accountingreview

Yu, H. F., Lin, T. J., Chang, H. Y., & Wang, Y. H. (2020). The impact of political connection and information asymmetry on investment efficiency: Evidence from China. Sustainability, 12(14), 5607.
https://doi.org/10.3390/su12145607

Zhong, K., Gribbin, D. W., & Zheng, X. (2007). The effect of monitoring by outside blockholders on earnings management. Quarterly Journal of Business and Economics, 46(1), 37–60.
https://www.jstor.org/journal/qtrlyjbusiecon

Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Quarterly Journal of Securities Exchange, Fall 2026, V. 19, No.75, pp. 205-228

Investigating the Role of Bitcoin in Portfolio Diversification Using MATLAB[1]

Hamid Jamshidi[2], Alimohammad Ghanbari[3], Amir Shahbazbegian[4]

Received: 02 February 2025 Revised: 05 December 2025
Accepted: 17 January 2026 Published Online: 18 August 2026

Research Paper

Highlights

- Adding Bitcoin generally increases portfolio returns and often improves risk-adjusted performance.
- Bitcoin has very low correlation with Iranian assets, so it can act as a useful diversifier.
- The study employs a time-varying parameter OLS (TVP-OLS) approach.
- Under Mean-Variance, Bitcoin looks more attractive.
- Under CVaR, tail-risk is captured better, showing Bitcoin can increase downside risk significantly.
- In the Iranian portfolio context, even a small Bitcoin allocation can boost performance, especially during high-return periods.

Abstract

This research evaluates the impact of Bitcoin allocation on investment portfolios using both Mean-Variance and Conditional Value-at-Risk (CVaR) optimization frameworks. In this study, by imposing a no-short selling constraint, the role of Bitcoin within a diversified portfolio of the Iranian capital market is analyzed. To rigorously assess performance, the Sortino and Omega ratios are compared across two scenarios: with and without Bitcoin inclusion. Empirical findings indicate that Bitcoin allocation significantly enhances portfolio performance, as the benefits derived from improved risk-adjusted returns outweigh the risks associated with the increased volatility. The results corroborate the strategic position of Bitcoin as an effective tool for the portfolio diversification. This study provides practical insights for the investors who are seeking to optimize their risk-return profile in emerging markets, demonstrating that despite its inherent volatility, Bitcoin serves as a robust asset class for enhancing overall portfolio efficiency and achieving superior performance under constrained market conditions.

Keywords: Bitcoin; Portfolio Diversification; Cryptocurrencies
JEL Classification: G11, G19, G32

---

1. doi:10.22034/jse.2021.11293.1491
2. MSc, Department of Accounting & Finance, Petroleum Faculty of Tehran, Petroleum University of Technology, Tehran, Iran. (Corresponding Author), (Jamshidi.hamid1373@gmail.com).
3. Assistant Prof., Department of Accounting & Finance, Petroleum Faculty of Tehran, Petroleum University of Technology, Tehran, Iran. (aganbari@put.ac.ir).
4. MSc, Department of Accounting & Finance, Petroleum Faculty of Tehran, Petroleum University of Technology, Tehran, Iran. (shahbazianamirr@gmail.com).

Copyright © 2026 The Authors. Published by Securities and Exchange Organization. This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Cite This Article: Jamshidi, Hamid; Ghanbari, Alimohammad; Shahbazbegian, Amir; (2026). Investigating the Role of Bitcoin in Portfolio Diversification Using MATLAB. ***Quarterly Journal of Securities Exchange***, 19 (75), 205-228.
https://doi.org/10.22034/jse.2021.11293.1491 Homepage: https://journal.seo.ir

Introduction

Markowitz's (1952) mean-variance framework remains a cornerstone of financial theory, providing the foundational mechanism for achieving an "efficient frontier" by optimizing the return-volatility trade-off. While historically developed for traditional assets, the maturation of modern markets has expanded this scope to include a diverse array of physical and emerging digital assets—a paradigm shift requiring a nuanced understanding of risk, liquidity, and returns (Hamao & Masulis, 1990; Pyun et al., 2000).

Nakamoto (2008) introduced Bitcoin as a decentralized, anti-inflationary store of value designed to address the inefficiencies and high transaction costs of traditional banking systems. As the most established cryptocurrency, Bitcoin serves as an ideal representative for this study. A critical question arises: can Bitcoin be effectively integrated into a traditional asset portfolio as a long-term store of value?

Existing literature validates Bitcoin as a legitimate financial asset, with value driven by supply-demand dynamics similar to commodities like gold (Corbet et al., 2018; Dyhrberg, 2016). Research consistently identifies Bitcoin's low correlation with traditional assets as a key characteristic, positioning it as an effective tool for diversification (Baumohl, 2018). While studies have explored various aspects of digital currencies—including volatility (Katsiampa, 2017), liquidity (Dyhrberg et al., 2018), and price formation (Brauneis & Mestel, 2018)—most remain anchored in U.S. or global market perspectives.

Given that market adoption and regulatory environments significantly influence asset behavior, there is a clear research gap regarding the impact of "portfolio localization." This study addresses this need by investigating the inclusion of Bitcoin within the context of the Iranian stock market, where specific transaction restrictions and unique economic conditions offer a distinct empirical environment.

Methodology

This study investigates the impact of Bitcoin on portfolio diversification using historical data from the Iranian market. We construct efficient frontiers—both with and without Bitcoin—adopting the optimization approach of Eisl et al. (2015) to evaluate shifts in asset allocation and risk-adjusted performance.

The portfolio comprises the top 50 companies index, Etemad-Afarin Parsian fixed-income fund, and the Lotus Gold Fund. Aligning with Brière et al. (2015), we apply a "long-only" constraint to reflect Iranian regulatory standards, while introducing a "semi-constrained" model that specifically prohibits short-selling for Bitcoin. Portfolio weights are determined via

Mean-Variance and Conditional Value at Risk (CVaR) optimization in MATLAB.

While Markowitz's (1952) Mean-Variance framework relies on symmetric variance, it fails to distinguish between upside potential and downside risk. To better protect against extreme losses, we employ CVaR at a 5% significance level. As a coherent risk measure (Artzner et al., 1999), CVaR quantifies expected losses beyond the VaR threshold. To address the non-normal distribution of Bitcoin returns, we use an empirical historical approach, applying 6-month rolling windows (120 observations) to derive CVaR without parametric assumptions.

To account for non-normal return distributions (Smetters & Zhang, 2014), we evaluate portfolio performance using:

- Sortino Ratio: Focuses exclusively on downside deviation to assess risk-adjusted returns.
- Omega Ratio: Measures the probability-weighted ratio of gains to losses relative to a zero-return threshold (Keating & Shadwick, 2002), providing a robust, distribution-independent metric for performance.

Results and Discussion

Our analysis demonstrates that incorporating Bitcoin consistently improves portfolio performance. However, the evaluation reveals a critical divergence between traditional and risk-focused frameworks.

Bitcoin's performance is primarily driven by its high price appreciation and low correlation (< 0.1) with Iranian assets. While rational investors would only allocate a small fraction to Bitcoin—prioritizing Gold and ETFs—the portfolio optimization models suggest aggressive positioning. In both Mean-Variance and CVaR frameworks, the RiskyFraction exceeds 1, indicating that the portfolio is fully invested with additional leverage utilized to maximize exposure to the risky asset bundle.

The most significant finding is the stark contrast in Sortino ratios when accounting for Bitcoin's non-normal, "fat-tailed" distribution:

- **Mean-Variance Framework:** Bitcoin artificially inflates the Sortino ratio (increasing it from 2.64 to 3.92). By relying on standard deviation, this model fails to account for extreme negative fluctuations, leading to an overestimation of risk-adjusted performance.
- **CVaR Framework:** By explicitly modeling tail risk, the CVaR approach provides a more realistic, albeit cautious, assessment. In this model, the Sortino ratio drops (from 12.94 to 6.69), exposing the significant potential for extreme losses that traditional metrics overlook.

Ultimately, while the Mean-Variance model suggests Bitcoin is an unqualified success, the CVaR framework reveals that Bitcoin's superior returns must be weighed against substantial downside risk. These results underscore that portfolio efficiency is highly sensitive to the chosen risk-modeling methodology when incorporating volatile digital assets.

Conclusions

This study evaluates the role of Bitcoin in portfolio diversification through a dual-optimization approach utilizing Mean-Variance and Conditional Value-at-Risk (CVaR) frameworks. Under strict 'long-only' constraints, we assessed portfolio performance via Sortino and Omega ratios. Our empirical results demonstrate that Bitcoin systematically enhances risk-adjusted returns, primarily by capturing significant price appreciation rather than through volatility reduction. Ultimately, this research validates Bitcoin's efficacy as a robust diversification instrument, even within the constrained regulatory environment of the Iranian market.

Author Contributions

All authors contributed equally to the conceptualization of the article and writing of the original and subsequent drafts.

Data Availability Statement

Data available on request from the authors.

Acknowledgements

The authors would like to thank all participants in the present study.

Ethical Considerations

The authors avoided data fabrication, falsification, plagiarism and misconduct.

Funding

This research didn't receive any specific grant from funding agencies in the public commercial, or not-for-profit sectors.

Conflict of Interest

The authors declare no conflict of interest.



سازمان بورس و اوراق بهادار، مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال نوزدهم، شماره ۷۵، پاییز ۱۴۰۵، صص ۲۲۸-۲۰۵

بررسی نقش بیت کوین در متنوع‌سازی پرتفوی با استفاده از نرم افزار متلب[۱]

حمید جمشیدی[۲]، علی محمد قنبری[۳]، امیر شهبازبگیان[۴]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت : ۱۴۰۳/۱۱/۱۴ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۹/۱۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۰/۲۷ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۵/۲۷

نکات برجسته

- افزودن بیت‌کوین به سبد دارایی، عموماً باعث افزایش بازدهی می‌شود و اغلب عملکرد تعدیل‌شده با ریسک (Risk-adjusted performance) را بهبود می‌بخشد.
- بیت‌کوین همبستگی بسیار پایینی با دارایی‌های بازار ایران دارد و به همین دلیل می‌تواند به عنوان ابزاری مفید برای تنوع‌بخشی (Diversification) عمل کند.
- در چارچوب مدل «میانگین–واریانس» (Mean-Variance)، بیت‌کوین جذاب‌تر به نظر می‌رسد.
- مدل «ارزش در معرض خطر شرطی» (CVaR) ریسک‌های دنباله (Tail-risk) را بهتر شناسایی می‌کند و نشان می‌دهد که بیت‌کوین می‌تواند ریسک کاهش ارزش (Downside risk) را به‌طور قابل‌توجهی افزایش دهد.
- در بافتار سبد دارایی‌های بازار ایران، حتی تخصیص مقدار کمی از سرمایه به بیت‌کوین می‌تواند عملکرد پرتفوی را تقویت کند، به‌ویژه در دوره‌هایی با بازدهی بالا.

چکیده

پژوهش حاضر به ارزیابی تأثیر تخصیص دارایی بیت‌کوین در پرتفوی‌های سرمایه‌گذاری با بهره‌گیری از دو چارچوب بهینه‌سازی میانگین–واریانس و ارزش در معرض ریسک شرطی می‌پردازد. در این مطالعه، با اعمال قید ممنوعیت فروش استقراضی، نقش بیت‌کوین در یک سبد سهام متنوع در بازار سرمایه ایران تحلیل شده است. جهت ارزیابی دقیق عملکرد، نسبت‌های سورتینو و امگا در دو سناریوی با و بدون حضور بیت‌کوین مورد مقایسه قرار گرفتند. یافته‌های تجربی حاکی از آن است که تخصیص دارایی به بیت‌کوین، منجر به بهبود معنادار عملکرد پرتفوی می‌گردد؛ به‌طوری‌که منافع حاصل از بازدهی تعدیل‌شده با ریسک، بر مخاطرات ناشی از نوسانات افزایش‌یافته غلبه می‌کند. نتایج این تحقیق بر جایگاه استراتژیک بیت‌کوین به‌عنوان ابزاری کارآمد در تنوع‌بخشی به دارایی‌ها صحه می‌گذارد. این پژوهش ضمن ارائه رهیافت‌های عملیاتی برای سرمایه‌گذاران جهت بهینه‌سازی توازن ریسک–بازده در بازارهای نوظهور، نشان می‌دهد که بیت‌کوین علیرغم نوسانات ذاتی، عاملی کلیدی در ارتقای کارایی سبد و دستیابی به عملکرد برتر در شرایط محدودیت‌های معاملاتی است.

واژه‌های کلیدی: بیت‌کوین، تنوع بخشی پرتفوی، رمز ارزها[۵].

طبقه‌بندی موضوعی: G32, G11, G19

---

۱. doi: 10.22034/jse.2021.11293.1491

۲. کارشناسی ارشد، گروه حسابداری و علوم مالی، دانشکده نفت تهران، دانشگاه صنعت نفت، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)، (Jamshidi.hamid1373@gmail.com).

۳. استادیار، گروه حسابداری و علوم مالی، دانشکده نفت تهران، دانشگاه صنعت نفت، تهران، ایران(aganbari@put.ac.ir) .

۴. کارشناسی ارشد، گروه حسابداری و علوم مالی، دانشکده نفت تهران، دانشگاه صنعت نفت، تهران، ایران (shahbazianamirn@gmail.com).

5. Cryptocurrencies

حق انتشار این مستند، متعلق به نویسندگان آن است. ۱۴۰۵ ©. ناشر این مقاله، سازمان بورس و اوراق بهادار است.

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

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

استناد: جمشیدی، حمید؛ قنبری، علی‌محمد؛ شهبازبگیان، امیر، (۱۴۰۵). بررسی نقش بیت کوین در متنوع‌سازی پرتفوی با استفاده از نرم‌افزار متلب. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱۹ (۷۵)، ۲۲۸-۲۰۵.

https://doi.org/10.22034/jse.2021.11293.1491 Homepage: https://journal.seo.ir

مقدمه

بنیان‌گذاری بهینه‌سازی پرتفوی توسط مارکوویتز در سال ۱۹۵۲، نقطه عطفی در تئوری‌های مالی بود که سازوکار دستیابی به «مرز کارا» را با هدف بیشینه‌سازی بازده و کمینه‌سازی نوسان تبیین نمود. اگرچه این چارچوب نظری به صورت تاریخی در تعامل با دارایی‌های استاندارد مالی شکل گرفت، اما ماهیت پویای بازارهای مدرن، دامنه این تئوری را به شدت بسط داده است. در حال حاضر، سبد دارایی‌های بهینه، ترکیبی پیچیده از طبقات مختلف دارایی- شامل دارایی‌های مالی سنتی، دارایی‌های فیزیکی و نوظهور دیجیتال- است؛ تغییر رویکردی که درک جدیدی از تعامل میان ریسک، نقدشوندگی و بازده را در ادبیات مدیریت پرتفوی الزامی ساخته است. (هامائو و ماسالیس[1]، ۱۹۹۰؛ پیون و همکاران[2]، ۲۰۰۰) .

ناکاموتو[3] (۲۰۰۸)، بنیانگذار ارزهای دیجیتال معتقد است که ارزهای سنتی به دلیل هزینه-های معاملاتی بالا و حذف بخش بزرگی از جمعیت جهان از سیستم بانکی، وسیله مناسبی برای مبادلات نیست. او همچنین استدلال می‌کند که ارزهای موجود به علت وجود تورم، وسیله خوبی برای حفظ ارزش نیستند. بنابراین بیت‌کوین را به عنوان ابزاری جدید و مستقل از هر نهاد مرکزی معرفی می‌کند که می‌تواند با عرضه از پیش تعیین شده، پایدار، کاهنده و در نهایت متناهی به عنوان یک ابزار ضد تورمی عمل کند. در این مقاله از بیت‌کوین چون قدیمی‌ترین و خوشنام-ترین ارز دیجیتال است به عنوان نماینده استفاده شده است. یکی از مهم‌ترین اهداف بیت‌کوین حفظ ارزش است. با توجه به این نکته یک سوال کلیدی مطرح می‌شود: آیا می‌توان بیت‌کوین را به عنوان یک وسیله حفظ ارزش در پرتفوی دارایی‌ها گنجاند؟

در پاسخ به این سوال باید مطرح کرد که تحقیقات نشان می‌دهد بیت‌کوین یک دارایی است (کربت و همکاران[4]، ۲۰۱۸) و ارزش آن متناسب با عرضه و تقاضا تغییر می‌کند (آرکاهارت[5]، ۲۰۱۸؛ وی[6]، ۲۰۱۸). بیت‌کوین مشابه کالاهایی نظیر طلا و نقره است (دیربرگ[7]، ۲۰۱۶) که حتی با وجود اینکه نمی‌توان نسبت به جریانات آتی آن ادعایی داشت، باز هم ارزش

1. Hamao & Masulis
2. Pyun, et al
3. Nakamoto
4. Corbet, et al
5. Urquhart
6. Wei
7. Dyhrberg

آن در گرو عرضه و تقاضا است و صرف نظر از تحولات اقتصادی، به عنوان دارایی در نظر گرفته می‌شود که در بلندمدت حفظ ارزش می‌کند. این موضوع به وسیله تعداد زیادی از سرمایه‌گذاران که به صورت بلندمدت در بیت‌کوین سرمایه‌گذاری می‌کنند ، تأیید می‌شود (کامینسکا[1]، ۲۰۱۷). بیت‌کوین متفاوت از یک قطعه هنری خاص یا یک تمبر نادر است. به این معنا که بیت‌کوین به وسیله یک بازار روان، آنلاین، الکترونیکی توصیف می‌شود که در آن عرضه و تقاضا به قیمت شکل می‌دهد (دیربرگ، ۲۰۱۸؛ برانیس و مستل[2]، ۲۰۱۸).

به تازگی تحقیقاتی در مورد ارتباط میان متنوع‌سازی پرتفوی و سایر جوانب مانند مالیات (استینتال[3]، ۲۰۰۰) و اهرم شرکت‌ها (رویان و ملاس[4]، ۲۰۱۱) صورت گرفته است. کارهایی نیز صورت گرفته که در آنها بر نقش ارزهای دیجیتال (پوژارلیو و لویچ[5]، ۲۰۱۱؛ ماکین[6]، ۲۰۱۱) و اثرات بالقوه مربوط به آنها (جاندان[7]، ۲۰۰۴) بر متنوع‌سازی پرتفوی تمرکز شده است. حضور فزاینده رمزارزهای دیجیتال منجر به آن شد تا برخی از دانشگاهیان به ارزیابی بیت‌کوین به عنوان یک دارایی در پرتفوی بپردازند. تعداد کمی از این تحقیقات بر روی اثرات بالقوه آنها (گازمی[8]، ۲۰۱۸)، همبستگی ارزهای دیجیتال با سایر ارزها (باموِل[9]، ۲۰۱۸) یا نوسانات آن‌ها (کاتزیامپا[10]، ۲۰۱۷) تمرکز کرده‌اند. علاوه بر این تعداد کمی از دانشگاهیان نقدینگی ارزهای دیجیتال و قابلیت سرمایه‌گذاری بر روی آنها (دیربرگ، ۲۰۱۸)، شکل‌گیری قیمت ارزهای دیجیتال (برانیس و مستل، ۲۰۱۸) و ارتباط میان آن‌ها و سایر دارایی‌های مالی (کربت و همکاران، ۲۰۱۸) را بررسی نموده‌اند. در مجموع، تاکنون تحقیقات بسیارکمی که اغلب هم بر مبنای پرتفوی دارایی ایالات متحده هستند، بر روی متنوع سازی پرتفوی با ارزهای دیجیتال صورت گرفته و لازم است تا تحقیقات بیشتری انجام شود. علت انجام تحقیقات بیشتر در این حوزه ضرورت رعایت اصل متنوع‌سازی سبد دارایی است که بر ریسک و بازده تأثیر بسزایی دارد. در علم مالی منظور از تنوع‌بخشی، مفهومی از سرمایه‌گذاری است که در آن با خرید دارایی‌هایی که

1. Kaminska
2. Brauneis & Mestel
3. Steinetal
4. Ruban & Melas
5. Pojarliev & Levich
6. Makin
7. Johndon
8. Guesmi
9. Baumohl
10. Katsiampa

همبستگی پایینی با یکدیگر دارند، ریسک کاهش می‌یابد (اسکندری و همکاران، ۱۳۹۸). محققانی که بر همبستگی بیت‌کوین با سایر دارایی‌ها تمرکز کرده‌اند دریافته‌اند که بیت‌کوین دارای همبستگی نسبتاً کمی با سایر دارایی ها هست که این ویژگی، می‌تواند بیت‌کوین را به عنوان یک دارایی سودمند در تنوع‌سازی معرفی کند (بامول، ۲۰۱۸).

از طرفی مطالعات تجربی نقل شده همگی از منظر سرمایه‌گذار ایالات متحده یا سرمایه گذار جهانی اقتباس شده است. بطور کلی در بازارهای مختلف، فعالیت معاملاتی بیت‌کوین و نرخ مقبولیت[1] آن بسیار متفاوت است. در واقع داده‌های تاریخی نشان می‌دهد که نسبت بیت‌کوین خریداری شده و فروخته شده به عنوان مثال در چین به طور مداوم در طول سال‌ها افزایش یافته به طوری که در سپتامبر ۲۰۱۷ شامل تقریباً ۹۹٪ از تمام مبادلات بورسی بیت‌کوین در سراسر جهان بوده است. در حالی که معاملات دلاری آن با روندی تقریباً راکد کمتر از ۱٪ حجم مبادلات جهانی را تشکیل می‌دهد. در نتیجه، رویدادهایی که در اقتصاد چین به وقوع می‌پیوندد مستقیماً بازار یوان[2] بیت کوین را تحت تأثیر قرار می دهد که این به نوبه خود تأثیر قابل توجهی بر بازار دلار آمریکا می‌گذارد (کریستوفک[3]، ۲۰۱۵). وضعیت مشابهی را می‌توان برای بازارها و دارایی‌های اروپایی نیز متصور بود. بنابراین بررسی گنجاندن بیت‌کوین تحت تأثیر بومی سازی[4] پرتفوی، بسیار با اهمیت است. با توجه به ممنوعیت معاملات بیت‌کوین در نهادهای پولی و مالی ایران، در پژوهش پیش‌رو به تأثیر گنجاندن بیت‌کوین در یک پرتفوی متشکل از دارایی‌های بورسی ایرانی پرداخته شده است.

در ادامه این پژوهش و در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه پژوهش ذکر گردیده است. بخش سوم شامل روش‌شناسی و شناسایی متغیرهای پژوهش بوده و در بخش چهارم به بیان یافته‌های تحقیق پرداخته و در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادهایی بر اساس یافته‌های پژوهش بیان گردیده است.

مبانی نظری و توسعه فرضیه‌ها

بیت‌کوین یکی از مهم‌ترین نوآوری‌های مالی در دهه گذشته است و نظر بسیاری از منتقدان و حامیان را به خود جلب کرده اما این افزایش از زمان آغاز آن در سال ۲۰۰۹ استثنایی بوده؛ زمانیکه قیمت

1. Adoption rate
2. CNY
3. Kristoufek
4. Localization

یک بیت‌کوین به کمتر از ۰.۰۱ دلار می‌رسید تا زمانیکه در سال ۲۰۲۴ به میانگین ۶۶۰۰۰ دلار رسید. محققان تلاش می‌کنند محرک اصلی این افزایش را تقاضای معاملاتی واقعی، سفته بازی و ویژگی ضدتورمی درون ساختاری معرفی نمایند. عده‌ای نیز به گسترش ادبیات برای تحلیل سایر ویژگی‌های بیت‌کوین مانند نوسانات بالای آن، همبستگی آن با سایر دارایی‌های سنتی و نقش بالقوه‌ای که می‌تواند در بازارهای مالی ایفا کند، پرداخته‌اند. با این حال پژوهش‌های کمی در این زمینه صورت گرفته است. بطور کلی نتایج به دست آمده از تمامی تحقیقات نشان می‌دهد که بیت‌کوین بازده را بهبود می‌بخشد؛ اما ریسک را نیز افزایش می‌دهد، با این حال عملکرد پرتفوی با توجه به نسبت ریسک- بازده، نسبت سورتینو و نسبت امگا تمایل به بهبود دارد و استفاده از بیت‌کوین بازده را به نحوی افزایش می‌دهد که افزایش ریسک پرتفوی را جبران می‌کند. در خصوص این مساله، که آیا بیت‌کوین یک دارایی مناسب برای سرمایه‌گذاری هست یا خیر نظرات مختلفی وجود دارد که به آن‌ها اشاره می‌شود. برخی معتقدند که بیت‌کوین فاقد ارزش ذاتی است، چون نمی توان در مورد جریان‌های نقدی آتی آن مانند اوراق قرضه یا حقوق صاحبان سهام پیش بینی و نسبت به منفعت آتی آن مانند سهام، ادعایی داشت. با این وجود، نکات فوق‌الذکر، توجیه مناسبی برای عدم سرمایه‌گذاری در بیت کوین نیست. تحقیقات اخیر دارای دو طیف متضاد هستند: در طیف مخالف ادعا می‌شود که بیت‌کوین به درجه‌ای از اتکا نرسیده است که بتوان در آن سرمایه‌گذاری نمود (آرکاهارت، ۲۰۱۸) و در طیف موافق ادعا می شود که بیت کوین در حال حاضر به مرحله بلوغ خود رسیده و می‌توان آن را به عنوان یک طبقه دارایی مناسب برای سرمایه گذاری درنظر گرفت (دیربرگ، ۲۰۱۶). بنابراین، اگر بتوان بیت‌کوین را به عنوان دارایی با تقاضای سفته بازی درنظرگرفت که از معاملات بورسی مشتق می‌شود، ممکن است بتواند مزایای تنوع بخشی را داشته باشد (کربت و همکاران، ۲۰۱۸؛ گازمی، ۲۰۱۸).

ارزهای دیجیتال دارای نوسانات زیادی هستند (کاتزیامپا، ۲۰۱۷) بطوریکه در گروه سرمایه گذاری‌های پرریسک درنظر گرفته می‌شوند. عمدتاً توسط سرمایه‌گذاران خصوصی معامله شده و در سال‌های اخیر، متخصصان مالی نیز به معامله این دارایی (ولی نه از طریق الگوریتم)، پرداخته اند (دیربرگ، ۲۰۱۶). این موضوع حاکی از آن است که به طور کلی رمزارزها و بیت‌کوین به طور خاص، دارایی‌هایی با قابلیت سرمایه‌گذاری هستند (چان و همکاران[1]، ۲۰۱۸). این واقعیت توسط بوری و همکاران (۲۰۱۷) بررسی شده، آن‌ها در مقاله خود دریافتند که بیت‌کوین یک پوشش‌دهنده مناسب برای نوسانات شاخص‌های کالایی است.

1. Chan, et al

در مجموع، تحقیقات گزارش شده نشان می‌دهند که بیت‌کوین یک طبقه دارایی است که می‌تواند در یک پرتفوی متنوع، گنجانده شود (گازمی، ۲۰۱۸).

با این حال ویژگی‌های مالی بیت‌کوین مانند نوسانات، از زمان سقوط ارزش آن در سال ۲۰۱۳، زمانیکه ویژگی‌های بیت کوین که آن را کاملاً امن جلوه می‌داد ناپدید شد، به طور قابل ملاحظه‌ای توسعه یافت (کریستوفک ، ۲۰۱۵). این بدان معناست که ویژگی‌های بیت‌کوین به عنوان یک ابزار متنوع سازی نیز تحت تأثیر قرار گرفت.

پیشینه پژوهش

پژوهش‌های بسیار کمی بر پایه متنوع سازی پرتفوی دارایی که شامل بیت کوین یا بطور کلی ارزهای دیجیتال است، صورت گرفته که در زیر به برخی از مهمترین‌های آن‌ها اشاره می‌شود:

یکی از این پژوهش‌ها توسط ایسل و همکاران[1] (۲۰۱۵) صورت گرفت، که نشان می‌داد گنجاندن بیت‌کوین در یک پرتفوی کاملاً متنوع از دارایی‌های ایالات متحده منجر به افزایش بازده مورد انتظار و ریسک پرتفوی می‌شود. آنها همچنین نشان دادند که تخصیص بیت‌کوین در چنین پرتفویی، نسبت شارپ را ماکزیمم می‌کند.

برایر و همکاران[2] (۲۰۱۵) نشان دادند که با افزودن بیت‌کوین به یک پرتفوی کاملاً متنوع از دارایی‌های ایالات متحده، نسبت شارپ برای آن پرتفوی بهبود می‌یابد. استفاده از نسبت‌هایی نظیر نسبت امگا یا نسبت شارپ تغییر یافته (که درآن برای اندازه گیری ریسک از CVaR و VaR به جای انحراف معیار استفاده می‌شود) نشان می‌دهد که بیت‌کوین کارایی پرتفوی را افزایش می‌دهد.

مارو و کالتازی[3] (۲۰۱۸) با استفاده از روش میانگین CVaR و با تعریف۴ سناریو بهینه سازی ساده، خرید محض، نیمه محدود و بدون امکان فروش استقراضی بیت‌کوین، به بررسی نقش بیت‌کوین در افزایش بازده سه پرتفوی متشکل از دارایی‌های ایالات متحده، اروپایی و چینی پرداختند و از روش back-test برای مقایسه عملکرد پرتفوی با بیت‌کوین و بدون بیت‌کوین برای هر سناریو استفاده کردند. آنها دریافتند که با افزودن بیت کوین به پرتفوی در مناطق

1. Eisl, et al
2. Brière, et al
3. Maru & Caltazi

جغرافیایی جداگانه، بازده بیشتر در ازای نوسان بیشتر ایجاد می‌شود و این افزایش بازده، ریسک بیشتر را جبران می‌کند.

آقامحمدی و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی با عنوان برآورد ریسک سرمایه‌گذاری در یک پرتفوی ارز دیجیتال و بهینه‌سازی آن با استفاده از روش ارزش در معرض خطر، از ارزهای دیجیتال با بالاترین حجم معامله و نقدینگی جهت ایجاد پرتفوی استفاده کردند. در این پژوهش، اطلاعات تاریخی روزانه مربوط به قیمت ارزهای دیجیتال منتخب در بازه زمانی ۳ ساله (۲۰۱۶-۲۰۱۸) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج تحقیقات نشان داده است که نقش ارزهای دیجیتال در تشکیل پرتفوی سرمایه‌گذاری از اهمیت بسزایی برخوردار است.

روش‌شناسی پژوهش

ماهیت این تحقیق عمدتاً اکتشافی است و با اعمال تغییراتی از تئوری مدرن پرتفوی مارکوویتز برای تضمین پارامترها و نتیجه‌گیری، از داده های تاریخی استفاده نموده است. این تحلیل بر روی اثرات افزودن بیت‌کوین به یک پرتفوی متنوع تمرکز می‌کند. به عبارت دقیق تر اثرات احتمالی افزودن بیت‌کوین را بر ریسک و بازده پرتفوی مورد بررسی قرار می‌دهد. این تحلیل به ساخت مرز کارا برای پرتفوی‌هایی می پردازد که بیت کوین در آنها وجود ندارد و این مرز را با مرز کارای پرتفویی که بیت‌کوین در آن وجود دارد مقایسه می‌کند. مرز کارا شامل همه پرتفوی‌های محتملی است که می توانند از مجموعه‌ای از دارایی‌ها ساخته شوند و در یک سطح معین از ریسک، بازده را به حداکثر برسانند. در این مقاله برای اشاره به این دسته از پرتفوی‌ها از اصطلاح « بهینه» استفاده می‌شود و برای ساخت پرتفوی هایی که در زمینه‌های گوناگون بهینه شده‌اند، از رویه ایسل و همکاران (۲۰۱۵) پیروی گردیده است که جزئیات آن در ادامه شرح داده شده است. این فرآیند با مجموعه‌ای از دارایی‌ها که شامل بیت‌کوین نیز می‌گردد، تکرار می‌شود. در نهایت این پرتفوی‌ها با یکدیگر مقایسه شده تا تاثیر افزودن بیت-کوین با توجه به روش بهینه‌سازی بر روی وزن دارایی‌ها در پرتفوی و نسبت ریسک_بازده مشخص گردد.

در مورد دارایی‌های پرتفوی، از شاخص قیمتی ۵۰ شرکت برتر، شاخص قیمت صندوق قابل معامله درآمد ثابت اعتماد آفرین پارسیان و صندوق طلای لوتوس استفاده شده است. به منظور انجام این کار رویکرد برایر و همکارانش را دنبال می‌کنیم. این رویکرد، مقاله حاضر را

از تحلیل‌های قبلی که بر پرتفوی‌های جهانی متمرکز بودند متمایز می‌سازد. در مقاله پیش رو، از پرتفویی‌هایی استفاده می‌شود که در آن امکان فروش استقراضی برای هیچ یک از دارایی‌ها، طبق قوانین بورسی ایران و همچنین طبق قوانین پرتفوی در دوره زمانی مورد بررسی وجود ندارد. وزن‌ها با استفاده از فرآیند بهینه‌سازی میانگین_واریانس و CVaR محاسبه می‌شوند. تمام مدلسازی‌های صورت گرفته در نرم‌افزار متلب انجام شده است.

رویکرد میانگین- واریانس و CVaR

طبق مدل اصلی مارکوویتز، بازده مورد انتظار پرتفوی برابر است با میانگین وزنی بازده دارایی‌های تشکیل‌دهنده پرتفوی و ریسک، به وسیله واریانس پرتفوی اندازه گیری می‌شود. ضریب همبستگی نیز میزان ارتباط دارایی‌های تشکیل‌دهنده پرتفوی را برای هر جفت از دارایی های i و j نشان می‌دهد (مارکوویتز[1]، ۱۹۵۲). از معایب اصلی رویکرد میانگین- واریانس آن است که به ترجیحات ریسکی سرمایه‌گذاران بیش از حد ساده می‌نگرد. واریانس یک معیار متقارن است که از ترکیب نوسانات مثبت و منفی حاصل می‌شود درحالیکه در دنیای واقعی فرض می‌شود سرمایه‌گذاران منطقی هستند و نوسان منفی برای آنها نامطلوب است. معیار ریسک جایگزین که در ادبیات تحقیق پیشنهاد شده، ارزش در معرض خطر (VaR) است. ارزش در معرض خطر یک معیار نامتقارن است که بیانگر حداقل مقدار زیان به ازای یک احتمال مشخص و در یک افق زمانی معین می‌باشد. محدودیت اصلی ارزش در معرض خطر این است که تنها تخمینی از حداقل زیان بالقوه ارائه می‌دهد و آستانه‌ای را که ریسک بالقوه می‌تواند از آن تجاوز کند را به صورت کمی بیان نمی‌کند. ارزش در معرض خطر مشروط (CVaR) این مشکل ارزش در معرض خطر را با محاسبه بازده مورد انتظار (میانگین زیان‌ها) فراتر از آستانه ارزش در معرض خطر برطرف می‌سازد (الکساندر و باپتیستا[2]، ۲۰۰۴).

آکربی و تاچه[3] (۲۰۰۲) نشان دادند که CVaR بدون آنکه از هیچ یک از جنبه‌های مثبت ارزش در معرض ریسک چشم پوشی کند، مزایای بیشتری نیز نسبت به آن فراهم می‌کند.

---

1. Markowitz
2. Alexander & Baptista
3. Acerbi & Tasche

CVaR به دلیل چهار ویژگی یکنواختی[1]، ثبات تفسیر[2]، همگنی[3] و زیرجمع پذیری[4] به عنوان یک معیار منسجم برای توصیف ریسک بکار می‌رود، درحالیکه واریانس و ارزش در معرض خطر چنین نیستند (آرزنر[5] و همکاران، ۱۹۹۹).

ما از CVaR به عنوان معیار ریسک پرتفوی استفاده می‌کنیم و آن را برای هر دارایی در سطح معنی‌داری ۵٪ از طریق فرمول زیر محاسبه خواهیم کرد:

$$CVaR_p^2 = \sum_i \sum_j w_i\, w_j\, CVaR_i\, CVaR_j\, \rho_{ij} \qquad \text{رابطه(1)}$$

و ریسک پرتفوی برابر است با:

$$CVaR_p = \sqrt{CVaR_p^2} \qquad \text{رابطه(2)}$$

محاسبه ریسک پرتفوی با استفاده از این رویکرد مستلزم آن است که CVaR هر دارایی محاسبه شود تا آن را در فرآیند بهینه‌سازی پرتفوی بکار گیریم. روش‌های مختلفی برای محاسبه CVaR وجود دارد که رایج‌ترین آنها عبارتند از روش‌های واریانس_کواریانس، روش‌های تصادفی و روش‌های تجربی. وجود توزیع‌های چوله‌دار باعث می‌شود که رویکرد تاریخی تجربی به عنوان رویکرد ترجیحی ما برای نیل به هدف تحقیق انتخاب شود. توجه داشته باشید که بیت‌کوین دارای یک چولگی مثبت است. مزیت اصلی این روش آن است که فرض نرمال بودن داده‌ها را در نظر نمی‌گیرد؛ چراکه با توجه به تاریخی بودن داده‌ها می‌توان به توزیع آنها پی برد. البته جنبه اصلی این استراتژی آن است که فرض می‌کند توزیع‌های آتی نیز در طول زمان به همان صورت چوله باقی می‌مانند. با استفاده از داده‌های روزانه درون نمونه‌ای ۶ ماهه برای هر دارایی میانگین متحرک بازده روزانه را محاسبه می‌کنیم. در نتیجه ۱۲۰ داده مورد استفاده قرار می‌گیرد. سپس CVaR به عنوان یک میانگین ساده از تمام مشاهدات و کمتر از آستانه ارزش در معرض خطر در سطح معنی داری ۵٪ از میانگین متحرک بازده ماهانه محاسبه می‌شود.

---

1. Monotonicity
2. Translation invariance
3. Homogeneity
4. Sub-additivity
5. Arzner

$$\mathrm{CVaR} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{\mathrm{N}} \mathrm{MA} \quad ; \quad \mathrm{MA} \le \mathrm{VaR}$$ رابطه(3)

ارزیابی عملکرد پرتفوی

به منظور محاسبه نسبت ریسک_بازده، بازده و CVaR را برای هر دو پرتفوی با و بدون بیت‌کوین محاسبه گردیده است. با استفاده از این داده‌ها، عملکرد ریسک_ بازده ماهانه به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$RR_m = \frac{R_p - R_f}{CVaR_m}$$ رابطه(4)

رویکردهای ذکر شده محدودیت‌های خود را دارند؛ چراکه به میانگین و واریانس پرتفوی بستگی دارند و این مسئله زمانیکه بازده‌ها به طور نرمال توزیع نشده باشند، نتایج درست و قوی ارائه نمی‌کنند (اسمترز و ژانگ[1]، ۲۰۱۴). بنابراین، ما از نسبت سورتینو که تنها انحراف معیار بازده‌های منفی را در نظر می گیرد استفاده می‌کنیم. این نسبت به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Sortino\ ratio = \frac{R_p - R_f}{DR_p}$$ رابطه(5)

که در آن DRP بیانگر انحراف معیار بازده‌های منفی است. همچنین نسبت امگا (کیتینگ و شادویک[2]، ۲۰۰۲) را که نشان دهنده نسبت میان میانگین عایدی و میانگین ضرر است را با هدف تنظیم بازده حول میانگین صفر تخمین می‌زنیم. این نسبت به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$Omega\ ratio = \frac{\sum_{t=1}^{T} max(0, R_t^+)}{\sum_{t=1}^{T} max(0, R_t^-)}$$ رابطه(6)

مزیت نسبت امگا این است که توزیع داده‌ها را نرمال در نظر نمی‌گیرد.

یافته‌های پژوهش

نتایج به دست آمده حاکی از آن است که افزودن بیت کوین به پرتفوی موجود در تمامی موارد منجر به بهبود بازدهی پرتفوی می‌شود. البته باید در نظر داشت که در این پرتفوی عدد

1. Smetters & Zhang
2. Keating & Shadwick

قابل توجه ریسک به علت لحاظ نمودن بخش مثبت ریسک نیز می‌باشد و تمامی این مقدار، لزوماً ریسک منفی نیست. با تعدیل این مشکل و بکارگیری CVaR، می‌توان با تحمل ریسک بیشتر، بازدهی بیشتر کسب نمود که این میزان، افزایش ریسک ناشی از گنجاندن بیت‌کوین را جبران می‌کند.

جدول ۱. پرتفوی‌های کارا میانگین- واریانس در حالت وجود بیت کوین

ریسک پرتفوی	بازده پرتفوی	اوزان تخصیص داده شده			
		صندوق درآمد ثابت	سهام	صندوق طلا	بیت کوین
0.3%	0.0%	52%	10%	38%	0%
0.5%	0.1%	22%	39%	35%	4%
0.9%	0.2%	0%	70%	23%	7%
1.4%	0.3%	0%	85%	0%	15%
2.2%	0.4%	0%	71%	0%	29%
3.2%	0.5%	0%	57%	0%	43%
4.3%	0.6%	0%	42%	0%	58%
5.3%	0.7%	0%	28%	0%	72%
6.4%	0.8%	0%	14%	0%	86%
7.4%	0.9%	0%	0%	0%	100%

جدول ۲. پرتفوی‌های کارا میانگین- واریانس در حالت عدم وجود بیت‌کوین

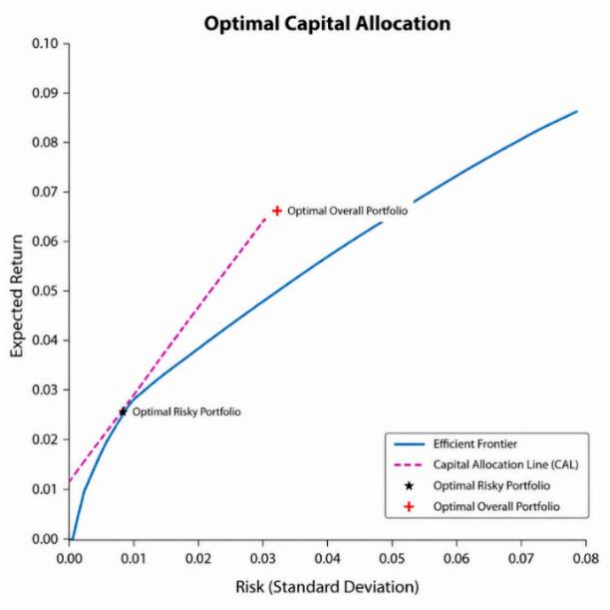
ریسک پرتفوی	بازده پرتفوی	اوزان تخصیص داده شده		
		صندوق درآمد ثابت	سهام	صندوق طلا
0.30%	0.00%	51.94%	10.04%	38.03%
0.32%	0.02%	43.12%	19.02%	37.86%
0.37%	0.04%	34.30%	28.01%	37.69%
0.45%	0.06%	25.49%	37.00%	37.51%
0.54%	0.08%	16.67%	45.99%	37.34%
0.64%	0.10%	7.85%	54.97%	37.17%
0.74%	0.13%	0.00%	64.28%	35.72%
0.85%	0.15%	0.00%	76.19%	23.81%
0.96%	0.17%	0.00%	88.09%	11.91%
1.08%	0.19%	0.00%	100.00%	0.00%

جدول ۳. پرتفوی‌های کارا میانگین- CVaR در حالت وجود بیت‌کوین

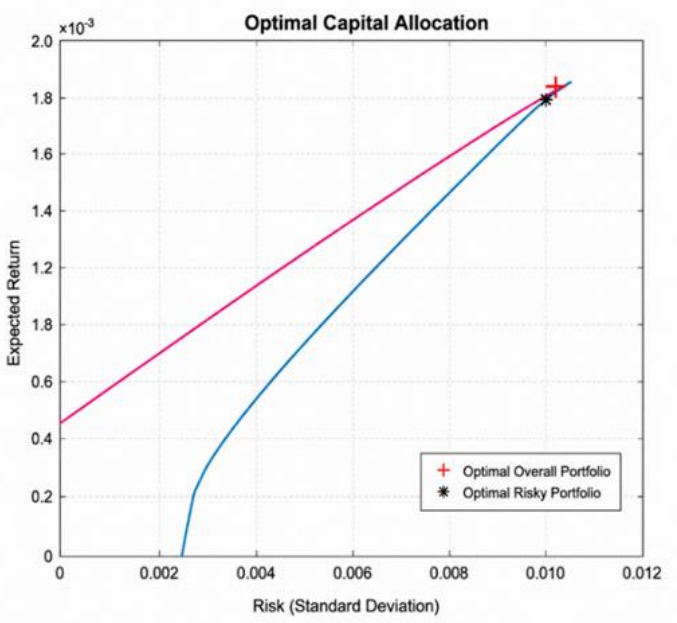
	اوزان تخصیص داده شده			بازده پرتفوی	ریسک پرتفوی
بیت کوین	صندوق طلا	سهام	صندوق درآمد ثابت		
0.00%	44.61%	12.79%	42.60%	0.03%	0.55%
4.65%	57.46%	37.89%	0.00%	0.22%	0.95%
11.11%	14.76%	74.11%	0.00%	0.41%	1.71%
21.86%	0.00%	78.14%	0.00%	0.61%	2.95%
34.89%	0.00%	65.11%	0.00%	0.80%	4.55%
47.91%	0.00%	52.09%	0.00%	0.99%	6.22%
60.93%	0.00%	39.07%	0.00%	1.18%	7.92%
73.95%	0.00%	26.05%	0.00%	1.37%	9.62%
86.98%	0.00%	13.02%	0.00%	1.56%	11.31%
100.00%	0.00%	0.00%	0.00%	1.75%	13.01%

جدول ٤. پرتفوی‌های کارا میانگین- CVaR در حالت عدم وجود بیت‌کوین

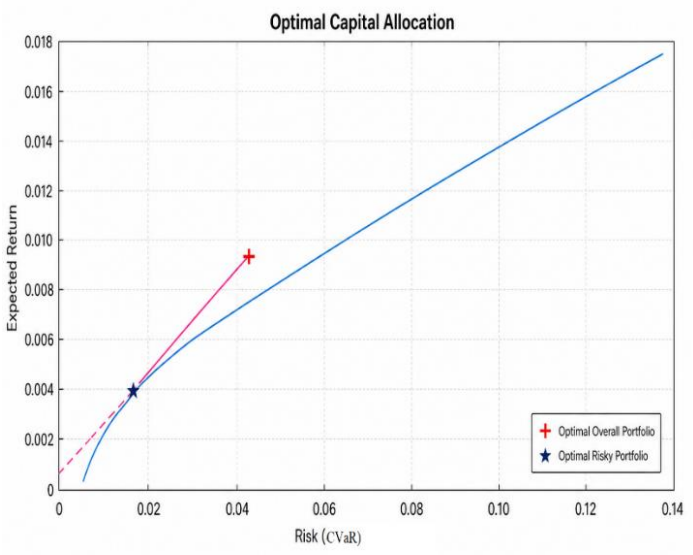
اوزان تخصیص داده شده			بازده پرتفوی	ریسک پرتفوی
صندوق طلا	سهام	صندوق درآمد ثابت		
39.03%	12.32%	48.65%	0.05%	0.48%
38.47%	20.30%	41.23%	0.08%	0.54%
38.48%	28.02%	33.50%	0.12%	0.64%
53.44%	28.78%	17.78%	0.15%	0.77%
52.65%	36.87%	10.48%	0.18%	0.91%
53.58%	44.16%	2.26%	0.22%	1.05%
43.36%	56.64%	0.00%	0.25%	1.20%
28.90%	71.10%	0.00%	0.29%	1.41%
14.45%	85.55%	0.00%	0.32%	1.65%
0.00%	100.00%	0.00%	0.36%	1.89%



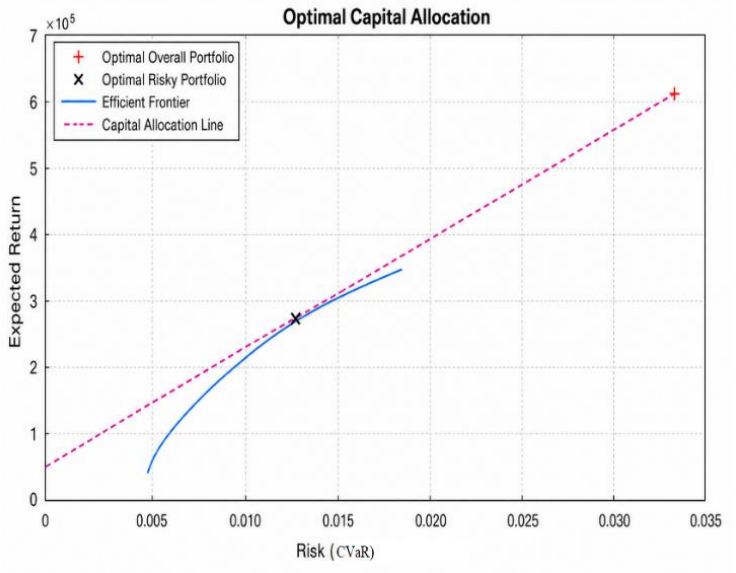
نگاره ۱. مرز کارا و پرتفوی بهینه میانگین- واریانس در حالت وجود بیت‌کوین



نگاره ۲. مرز کارا و پرتفوی بهینه میانگین- واریانس در حالت عدم وجود بیت کوین



نگاره ۳. مرز کارا و پرتفوی بهینه میانگین- CVaR در حالت وجود بیت‌کوین



نگاره ٤. مرز کارا و پرتفوی بهینه میانگین- CVaR در حالت عدم وجود بیت‌کوین

جدول ۵. ماتریس واریانس- کواریانس در حالت وجود بیت کوین

	سهام	صندوق طلا	صندوق درآمد ثابت	بیت کوین
سهام	۱.۹۵			
صندوق طلا	(۱.۱۷)	۰.۰۰		
صندوق درآمد ثابت	(۵.۲۲)	۸.۴۰	۲.۱۵	
بیت کوین	۱.۲۰	(۷.۹۹)	(۹.۰۴)	۰.۰۱

جدول۶. ماتریس واریانس- کواریانس در حالت عدم وجود بیت کوین

	سهام	صندوق طلا	صندوق درآمد ثابت
سهام	۰.۰۲		
صندوق طلا	(۰.۰۱)	۰.۱۲	
صندوق درآمد ثابت	(۰.۰۰)	۰.۰۱	۰.۰۲

با توجه به اینکه بخش قابل توجهی از دوره مورد بررسی در زمان حباب بیت‌کوین قرار دارد و همچنین همبستگی بسیار پایین بازده بیت کوین با دارایی‌های ایرانی (چیزی در حدود کمتر از ۰.۱)، می‌توان این افزایش بازده و بهبود عملکرد کلی پرتفوی را توجیه نمود. از طرفی با درنظر گرفتن ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران، می‌توان مشاهده کرد که یک سرمایه‌گذار حقیقی بخش اندکی از پرتفوی خود را به این دارایی بین‌المللی اختصاص می‌دهد و بیشتر سرمایه خود را به سمت بازار طلا و صندوق‌های قابل معامله در بورس اختصاص می‌دهد.

مقدار خروجی RiskyFraction که معرف درصد سرمایه‌گذاری در سبد ریسکی بهینه است، برای پرتفوی شامل بیت‌کوین بیشتر از ۱ است، بدین معنا که علاوه بر تخصیص تمامی وجوه، از استقراض نیز برای سرمایه‌گذاری در سبد ریسکی بهینه استفاده می‌شود. بنابراین در سه حالت شامل میانگین- واریانس با بیت‌کوین و دو حالت CVaR، هیچ وجهی به دارایی بدون ریسک تخصیص نمی‌یابد.

جدول ۵. ارزیابی عملکرد

	Mean-Var 1	Mean-Var 0	CVaR 1	CVaR 0
ریسک سبد ریسکی	۱.۲۴٪	۱.۰۸٪	۱.۵۴٪	۱.۲۹٪
بازده سبد ریسکی	۰.۲۷٪	۰.۱۹٪	۰.۳۸٪	۰.۲۷٪
Risky Fraction	۲۷۵.۲۸٪	۹۶.۵۴٪	۲۷۳.۶۸٪	۲۵۷.۱۸٪
ریسک کل سبد	۳.۴۰٪	۱.۰۴٪	۴.۲۲٪	۳.۳۳٪
بازده کل سبد	۰.۶۳٪	۰.۱۸٪	۰.۹۴٪	۰.۶۱٪

در مدل Mean-Var برخلاف مدل CVaR، حضور بیت‌کوین (Mean-Var 1) باعث افزایش نسبت سورتینو از ۲.۶۴ به ۳.۹۲ شده است. این یعنی در چارچوب مدل میانگین-واریانس، اضافه شدن بیت‌کوین باعث شده بازدهی به ازای هر واحد ریسکِ منفی، بهبود یابد. در مدل CVaR (مبتنی بر ریسک دنباله) دقیقاً اتفاق معکوسی افتاده است. حضور بیت‌کوین (CVaR 1) باعث کاهش شدید نسبت سورتینو از ۱۲.۹۴ به ۶.۶۹ شده است. این تضاد به ماهیت توزیع غیرنرمال بیت‌کوین برمی‌گردد:

- مدل Mean-Var فرض می‌کند توزیع بازدهی نرمال است و ریسک را با انحراف معیار می‌سنجد. چون این مدل "دم‌های سنگین" را در نظر نمیگیرد، اثر نوسانات شدید منفی بیت‌کوین در محاسبات سورتینو به خوبی لحاظ نمی‌شود و صرفا بازدهی بالا این نسبت را افزایش می‌دهد.
- مدل CVaR دقیقاً برای "ریسک‌های دم" طراحی شده است. وقتی بیت‌کوین وارد پرتفوی می‌شود، ریسک وقوع وقایع بسیار منفی به شدت بالا می‌رود. مدل CVaR این نوسانات شدید منفی را شناسایی کرده و در مخرج کسر سورتینو قرار می‌دهد، که باعث می‌شود نسبت سورتینو به شدت سقوط کند.

بنابراین، بیت‌کوین در مدل کلاسیک (Mean-Var) به دلیل بازدهی بالا، بهتر به نظر می‌رسد، اما در مدل واقع‌بینانه‌تر (CVaR)، حضور آن نشان‌دهنده افزایش چشمگیر ریسک‌های زیان‌بار است که باعث کاهش کیفیت پرتفوی از منظر سورتینو می‌شود.

جدول ٦. ارزیابی عملکرد

نسبت عملکرد	Mean-Var 1	Mean-Var 0	CVaR 1	CVaR 0
سورتینو	۳/۹۲	۲/۶۴	۶/۶۹	۱۲/۹۴
امگا	۱/۲۷	۰/۰۷	۹/۹۵	۳/۶

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش با هدف واکاوی آثار افزودن بیت‌کوین به پرتفوی سرمایه‌گذاری، مدل‌سازی بهینه‌سازی سبد دارایی را با استفاده از دو رویکرد «میانگین-واریانس» و «ارزش در معرض خطر شرطی» مورد بررسی قرار داد. مدل‌سازی انجام‌شده با فرض وزن‌های مساوی برای

دارایی‌ها و اعمال محدودیت عدم فروش استقراضی، در نهایت با بهره‌گیری از معیارهای ارزیابی نسبت سورتینو و شاخص امگا، به مقایسه عملکرد پرتفوی در دو حالت با و بدون بیت‌کوین پرداخت. یافته‌های پژوهش بیانگر آن است که افزودن بیت‌کوین منجر به ارتقای عملکرد پرتفوی می‌گردد. تحلیل نتایج نشان می‌دهد که این بهبود، بیش از آنکه متأثر از کاهش نوسانات باشد، ناشی از جهش بازدهی سبد دارایی است؛ موضوعی که تا حد زیادی با عملکرد درخشان بیت‌کوین در سال ۲۰۱۷ همخوانی دارد. در مجموع، شواهد به‌دست‌آمده بر نقش کلیدی بیت‌کوین در فرآیند تنوع‌سازی پرتفوی صحه می‌گذارد. با عنایت به ماهیت بیت‌کوین و پتانسیل‌های دارایی‌های جایگزین، پیشنهادات پژوهشی آتی به شرح زیر تدوین می‌گردد:

۱. توسعه مدل‌های بهینه‌سازی و ریسک:

به‌کارگیری توابع توزیع چگالی جایگزین: از آنجا که بازدهی بیت‌کوین دارای «دم‌های سنگین» و «کشیدگی» غیرطبیعی است، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی از مدل‌های ترکیبی یا توابع توزیع پارِتو برای مدل‌سازی بهتر ریسک دنباله استفاده شود.

استفاده از مدل‌های یادگیری ماشین: می‌توان به جای مدل‌های پارامتریک کلاسیک، از شبکه‌های عصبی عمیق یا مدل‌های تقویتی برای پیش‌بینی بازده و مدیریت پویای وزن‌های پرتفوی استفاده کرد.

۲. تحلیل ساختار دارایی‌ها و بازارهای موازی:

بررسی تعاملات بین‌بازاری: مطالعه اثر همبستگی دینامیک بیت‌کوین با سایر طبقات دارایی (مانند طلا، شاخص‌های سهام جهانی و کامودیتی‌ها) در دوره‌های بحران‌های مالی و ژئوپلیتیک.

تحلیل نقش «آلت‌کوین‌ها»: بررسی تأثیر زنجیره ارزش سایر رمزارزها و پروتکل‌های دیفای بر نوسانات قیمت بیت‌کوین و تغییرات ساختاری در الگوهای معاملاتی بازار.

۳. رویکرد سیاستی و اقتصادی (ویژه بازار ایران):

طراحی الگوی رگولاتوری پیشنهادی: به جای تمرکز بر ممنوعیت یا آزادی مطلق، پژوهش در زمینه ارائه یک «چارچوب نظارتی منعطف» جهت استفاده از رمزارزها در ترازنامه بانک‌ها و نهادهای مالی داخلی، با هدف تسهیل مبادلات ارزی بین‌المللی.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق پژوهش

نویسندگان اصول اخلاقی را در انجام و انتشار این پژوهش علمی رعایت نموده‌اند و این موضوع مورد تأیید همه آنهاست.

مشارکت نویسندگان

همه نویسندگان به طور مساوی در مفهوم سازی مقاله و نگارش پیشنویس های اولیه و بعدی و اصلاح نسخه ها بر اساس نظر داوران مشارکت داشتند.

تعارض منافع

بنا بر اظهار نویسندگان این مقاله تعارض منافع ندارد.

حامی مالی

این پژوهش هیچ کمک مالی خاصی از منابع تأمین مالی در بخش های دولتی، خصوصی و غیر انتفاعی دریافت نکرده است.

سپاسگزاری

نویسندگان از تمام کسانی که با ارائه داده در این پژوهش همکاری داشته اند؛ تشکر و قدردانی میکنند.

References

Acerbi, C., & Tasche, D. (2002). Expected shortfall: A natural coherent alternative to value at risk. *Economic Notes*, *31*(2), 379–388. https://doi.org/10.1016/S0167-6687(02)00283-2

Aghamohammadi, S., et al. (2019). Estimation of investment risk in a cryptocurrency portfolio and its optimization using Value-at-Risk method. *Journal of Financial Analysis of Securities (Financial Studies)*, 13, 17–31. (In Persian)

Alexander, G. J., & Baptista, A. M. (2004). A comparison of VaR and CVaR constraints on portfolio selection with the mean-variance model. *Management Science*, *50*(9), 1261–1273. https://doi.org/10.1287/mnsc.1040.0262

Baumöhl, E. (2019). Are cryptocurrencies connected to forex? A quantile cross-spectral approach. *Finance Research Letters*, *29*, 216–221. https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.07.008

Bouri, E., et al. (2017). On the hedge and safe haven properties of Bitcoin. *Finance Research Letters*, *20*, 192–198. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.12.012

Brière, M., Oosterlinck, K., & Szafarz, A. (2015). Virtual currency, tangible return: Portfolio diversification with Bitcoin. *Journal of Asset Management*, *16*(6), 365–373. https://doi.org/10.1057/jam.2015.5

Cheah, E., & Fry, J. (2015). Speculative bubbles in Bitcoin markets? *Economics Letters*, *130*, 32–36. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2015.02.029

Corbet, S., et al. (2018). Cryptocurrencies as a financial asset: A systematic analysis. *International Review of Financial Analysis*, *62*, 182–199. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2018.09.003

Dyhrberg, A. H. (2016). Bitcoin, gold and dollar - A GARCH volatility analysis. *Finance Research Letters*, *16*, 85–92. https://doi.org/10.1016/j.frl.2015.10.008

Eisl, A., Gasser, S. M., & Weinmayer, K. (2015). Caveat emptor: Does Bitcoin improve portfolio diversification?

Fallah-Talab, H. (2018). *Financial modeling and investment with MATLAB*. Chalesh Publication. (In Persian)

Guesmi, K., et al. (2018). Portfolio diversification with virtual currency: Evidence from Bitcoin. *Research in International Business and Finance*, *59*, 238–250. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2018.03.004

Katsiampa, P. (2017). Volatility estimation for Bitcoin: A comparison of GARCH models. *Economics Letters*, *158*, 3–6. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2017.06.023

Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest, and money*. Palgrave Macmillan.

Markowitz, H. M. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, *7*(1), 77–91. https://doi.org/10.2307/2975974

Nakamoto, S. (2008). *Bitcoin: A peer-to-peer electronic cash system*.

Platanakis, E., & Urquhart, A. (2018). Should investors include Bitcoin in their portfolios? A portfolio theory approach. In *Cambridge Cryptocurrency Research Conference*.

Sortino, F. A., & van der Meer, R. (1991). Downside risk. *Journal of Portfolio Management*, *17*(4), 27–31.
https://doi.org/10.3905/jpm.1991.409343

Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Quarterly Journal of Securities Exchange, Fall 2026, V. 19, No.75, pp. 229-264

Do Futures Contracts Have Predictive Power for Future Spot Prices? Evidence from Gold Coin Futures Contracts in Iran[1]

Ahmad Mohammadi[2], Asrin Nazari[3], Bakhtiar Javaheri[4]

Received Date: 01 April 2025 Revised Date: 31 May 2026
Accepted Date: 03 August 2026 Published Date: 18 August 2026

Research Paper

Highlights

- Gold coin futures do not reliably predict future spot price changes.
- Their forecast accuracy is similar to that of a random walk model.
- Futures prices perform poorly in predicting declines in spot prices.
- The basis explains only a small part of subsequent spot price changes.
- Low test power limits conclusions about futures market efficiency.

Abstract

This study examines the ability of gold coin futures contracts to predict future spot prices. The results indicate that futures contracts do not provide reliable information for predicting future price changes. In other words, the information reflected in futures prices has limited ability to explain future spot price movements, and the predictive performance of futures contracts is not statistically different from that of the random walk model. In particular, futures contracts perform poorly in predicting declines in gold coin prices and explain only a small proportion of subsequent changes in spot prices. In addition, the results suggest that no reliable conclusion can be drawn regarding the efficiency of the gold coin futures market because of the low statistical power of the efficiency test. A robustness analysis based on the 2012 exchange rate shock also indicates that the relationship between the basis component and subsequent spot price changes remained stable over the sample period. Overall, the findings suggest that market participants and policymakers should avoid placing excessive reliance on futures prices when predicting future gold coin price movements and should interpret such information with greater caution.

Keywords: gold coin futures contract, spot price, market efficiency.
JEL Classification: C12, C22, G13, G14, G17

1. doi: 10.22034/jse.2026.12482.2301
2. Assistant Professor, Economics Department, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran. (Corresponding author). (ah.mohammadi@uok.ac.ir).
3. M.Sc. Economics Department, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran. (asrinnazari70@gmail.com).
4. Associate Professor, Economics Department, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran. (b.javaheri@uok.ac.ir).

Copyright © 2026 The Authors. Published by Securities and Exchange Organization. This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Cite This Article: Mohammadi, Ahmad; Nazari, Asrin; Javaheri, Bakhtiar; (2026). Do Futures Contracts Have Predictive Power for Future Spot Prices? Evidence from Gold Coin Futures Contracts in Iran. ***Quarterly Journal of Securities Exchange***, 19 (75), 229-264. http:// 10.22034/jse.2026.12482.2301.

https:// 10.22034/jse.2026.12482.2301 Homepage: https://journal.seo.ir

Introduction

Gold coin futures prices attracted considerable attention from market participants and policymakers during the sharp economic fluctuations of 2018 in Iran. The substantial increase in futures prices raised concerns that the futures market might influence market expectations and contribute to volatility in the spot gold coin and foreign exchange markets. These concerns eventually led to the suspension of gold coin futures trading in 2018. At the same time, many market participants regarded futures prices as signals of future price movements.

Using futures contracts to predict future prices has a long history in financial markets. Futures prices are generally expected to reflect available information and market expectations through the interaction of supply and demand. Therefore, if futures prices provide unbiased forecasts of subsequent spot prices, the futures market can be regarded as informationally efficient.

However, empirical evidence on the predictive ability of futures prices has been mixed. While some studies report that futures prices contain useful information about future spot prices, others suggest that their predictive performance varies across markets and time periods, particularly in developing economies characterized by greater volatility, policy interventions, and economic uncertainty.

Despite the importance of the Iranian gold coin futures market, it remains unclear whether futures prices contained useful information for predicting subsequent spot prices. This issue is particularly important because gold coin prices in Iran are influenced not only by world gold prices but also by expectations regarding future exchange rate movements. Accordingly, this study examines whether gold coin futures contracts contain useful information for predicting future spot prices. To answer this question, the study simultaneously evaluates forecasting accuracy, the informational content of the basis, directional forecasting ability, and the reliability of market efficiency tests using bootstrap power analysis.

Methodology

This study employs several complementary approaches to evaluate the predictive ability of gold coin futures contracts. First, the forecasting performance of futures prices is compared with that of the random walk model without drift using the root mean squared error (RMSE). The statistical significance of the difference in forecasting performance is examined by the Diebold–Mariano test.

Second, the unbiasedness and market efficiency hypotheses are examined using the regression models presented in the study. In addition to testing these hypotheses, the estimated models provide quantitative

measures of the predictive content of futures prices, including the proportion of spot price changes explained by the futures market.

Because the sample consists of only 56 observations, the statistical power of the joint hypothesis test is evaluated through a bootstrap simulation with 5,000 replications.

Finally, the directional forecasting ability of futures prices is examined using the Pesaran and Timmermann (1992) test.

Results

The empirical results indicate that gold coin futures contracts do not provide reliable information for predicting future spot price changes. The forecasting performance of futures prices is not statistically different from that of the random walk model.

The estimation results further show that the basis explains only a small proportion of subsequent spot price changes. Although the estimated coefficients generally have the expected signs, the explanatory power of the regressions is limited.

The directional forecasting analysis also shows that futures contracts perform poorly in predicting declines in gold coin prices. While the forecasting performance is relatively better for upward price movements, the overall ability of futures prices to correctly predict the direction of future spot price changes remains limited.

The results of the market efficiency tests do not provide sufficient evidence for drawing a reliable conclusion regarding the efficiency of the Iranian gold coin futures market. The bootstrap power analysis indicates that the statistical power of the efficiency test is low. Therefore, failure to reject the null hypothesis cannot be interpreted as conclusive evidence in support of market efficiency.

Finally, the robustness analysis based on the 2012 exchange rate shock shows that the relationship between the basis and subsequent spot price changes remains broadly unchanged after the shock.

Discussion and Conclusions

Gold coin price fluctuations have always attracted considerable attention from investors, market participants, and policymakers in Iran. The expansion of gold coin futures trading and the subsequent debates regarding its impact on the spot market raised an important question as to whether futures prices provide useful information for predicting future spot prices.

The empirical findings indicate that gold coin futures contracts have limited ability to predict future price changes. No statistically significant difference is found between forecasts based on futures prices and those generated by the random walk model. Moreover, the futures market

explains only a small proportion of subsequent changes in spot prices. The results also show that no conclusive evidence can be provided either to reject or to support the market efficiency hypothesis or the unbiasedness hypothesis. In addition, futures contracts have limited ability to correctly predict the direction of future price changes, particularly during periods of declining prices. These findings are consistent with those reported by Fama and French (1987).

Given the limited predictive ability of gold coin futures contracts, policymakers should avoid placing excessive reliance on futures prices when forecasting future price movements and should interpret such information with greater caution. Market participants should also take into account the relatively weak performance of the futures market in predicting price declines. These recommendations are, however, conditional upon the reintroduction of gold coin futures trading.

Future research may examine the predictive ability of futures contracts over longer forecasting horizons and compare their performance with alternative forecasting models, such as the random walk model with drift and ARIMA models. Further studies may also investigate the effects of policy and economic shocks, transaction costs, investment constraints, market depth, and liquidity on the predictive ability and price discovery function of the futures market.

Author Contributions

All authors contributed equally to the conceptualization of the article and writing of the original and subsequent drafts.

Acknowledgements

The authors would like to thank anonymous reviewers for their valuable suggestions in manuscript revision.

Ethical Considerations

The authors avoided data fabrication, falsification, and plagiarism, and any form of misconduct.

Funding

This research did not receive any specific grant from funding agencies in the public, commercial, or not-for-profit sectors.

Conflict of Interest

The authors declare no conflict of interest.



سازمان بورس و اوراق بهادار، مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال نوزدهم، شماره ۷۵، پاییز ۱۴۰۵، صص ۲۶۴-۲۲۹

آیا قراردادهای آتی قابلیت پیش بینی قیمت در آینده را دارد؟ شواهدی از قراردادهای آتی سکه در ایران[۱]

احمد محمدی[۲]، اسرین نظری[۳]، بختیار جواهری[۴]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت : ۱۴۰۴/۰۱/۱۲ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۳/۱۰

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۵/۱۲ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۵/۲۷

نکات برجسته

- قراردادهای آتی سکه توانایی لازم برای پیش‌بینی تغییرات قیمت نقد سکه در آینده را ندارد.
- توانایی پیش‌بینی آن‌ها شبیه یک فرایند گام تصادفی است.
- قراردادهای آتی توانایی ضعیفی در پیش‌بینی کاهش قیمت نقد دارد.
- جزء مبنا فقط بخشی از تغییرات قیمت نقد در آینده را توضیح می‌دهد.
- قدرت پایین آزمون‌های آماری امکان اظهارنظر در خصوص کارایی بازار را نمی‌دهد.

چکیده

در این مطالعه توانایی قراردادهای آتی سکه در پیش‌بینی قیمت‌های نقدی آینده مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد قراردادهای آتی اطلاعات مفید و قابل اتکایی برای پیش‌بینی تغییرات قیمت در آینده ارائه نمی‌دهند. به عبارت دیگر، این بازار از توانایی مناسبی برای توضیح تغییرات قیمت‌های آتی برخوردار نبوده و قدرت پیش‌بینی قراردادهای آتی تفاوت قابل‌ملاحظه‌ای با مدل گام تصادفی ندارد. همچنین قراردادهای آتی عملکرد ضعیفی در پیش‌بینی کاهش قیمت سکه از خود نشان داده‌اند و تنها بخش اندکی از تغییرات قیمت نقدی در دوره‌های آتی را توضیح می‌دهند. از سوی دیگر، نتایج نشان می‌دهد که به دلیل پایین بودن توان آزمون، نمی‌توان درباره کارایی بازار معاملات آتی سکه با اطمینان اظهار نظر کرد. همچنین بررسی پایداری نتایج در برابر شوک ارزی سال ۱۳۹۱ نشان داد که رابطه بین جزء مبنا و تغییرات قیمت پس از این شوک تغییر معناداری نداشته و نتایج اصلی پژوهش از این منظر از پایداری مناسبی برخوردار هستند. بر این اساس، فعالان بازار و سیاست‌گذاران باید از اتکای بیش از حد به قیمت‌های آتی برای پیش‌بینی تغییرات قیمت سکه خودداری کرده و از این اطلاعات با احتیاط بیشتری استفاده کنند.

واژه‌های کلیدی: قرارداد آتی سکه طلا، قیمت نقد، کارایی بازار.

طبقه‌بندی موضوعی: C12، C22، G13، G14، G17

---

۱. doi: 10.22034/jse.2026.12482.2301

۲. نویسنده مسئول، استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران. (ah.mohammadi@uok.ac.ir)

۳. کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران. (asrinnazari70@gmail.com)

۴. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران. (b.javaheri@uok.ac.ir)

حق انتشار این مستند متعلق به نویسندگان آن است. ۱۴۰۵ ©. ناشر این مقاله، سازمان بورس و اوراق بهادار است.
این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license
(https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

استناد: محمدی، احمد؛ نظری، اسرین؛ جواهری، بختیار؛ (۱۴۰۵). آیا قراردادهای آتی قابلیت پیش بینی قیمت در آینده را دارد؟ شواهدی از قراردادهای آتی سکه در ایران. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱۹ (۷۵)، ۲۶۴-۲۲۹.
https:// 10.22034/jse.2026.12482.2301 Homepage: https://journal.seo.ir

مقدمه

در سال ۱۳۹۷ و همزمان با افزایش نوسانات در کل اقتصاد، قیمت‌های سکه طلا در بازار آتی[1] بورس کالای ایران توجه فعالان بازار، سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران را به خود جلب کرد. به طور مثال، در تاریخ دوم تیرماه آن سال، در حالی‌که سکه تمام بهار آزادی طرح جدید در بازار نقد[2] آن روز به قیمت حدود ۲/۵ میلیون تومان در حال داد و ستد بود، در بازار آتی، قیمت سکه تحویل شهریور به بیش از ۳/۱ میلیون تومان رسیده بود[3]. این موضوع در حالی رخ می‌داد که یک ماه پیش از آن قیمت سکه در بازار نقد حدود ۲ میلیون تومان و در بازار آتی تحویل شهریور حدود ۲/۱ میلیون تومان بود.

افزایش قیمت ۵۰ درصدی چیزی نبود که بتوان به راحتی از کنار آن گذشت. از یک طرف، برخی از سیاست‌گذاران نگران آن بودند که بازار آتی به عنوان مرجع تعیین قیمت عمل کرده و با جهت‌دهی به انتظارات بازار، به افزایش نوسانات بازار نقدی سکه و مهم‌تر از آن بازار ارز دامن زند. این نگرانی‌ها که پیشینه‌ای به قدمت خود قراردادهای آتی دارد (کاکس[4]، ۱۹۷۶)، در آن برهه زمانی موضوع تازه‌ای نبود و در جریان نوسانات بازار در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ نیز نقدهایی از این بابت به بازار آتی سکه وارد شده بود (محمدی و سواری، ۱۳۹۷). با این تفاوت که این بار نگرانی‌ها در نهایت به بسته شدن بازار قراردادهای آتی سکه در سال ۱۳۹۷ منجر گردید. البته رخدادهای بازار پس از بسته شدن قراردادهای آتی نشان می‌دهد که قیمت سکه نیز همانند بسیاری از کالاهای دیگر، حتی در غیاب قراردادهای آتی نیز افزایش یافته است؛ هرچند ممکن است عنوان شود که بسته شدن قراردادهای آتی دست‌کم زمان بیشتری در اختیار سیاست‌گذار قرار داد تا از این طریق شدت افزایش قیمت‌ها را در طول زمان مدیریت نماید. این موضوع خود نیازمند بررسی مستقلی بوده و هدف پژوهش حاضر نمی‌باشد.

از طرف دیگر، اگر از منظر فعالان بازار که از هرگونه اطلاعاتی برای پیش‌بینی قیمت‌ها در آینده استفاده می‌کنند به موضوع افزایش قیمت‌ها در بازار آتی سکه در آن سال نگاه کنیم، منطقی است انتظار داشته باشیم فعالان بازار افزایش قیمت‌ها در این بازار را به عنوان سیگنالی در خصوص جهت‌گیری کلی بازار و قیمت سکه در آینده تلقی نمایند. این موضوع با مرور تیتر

---

1. Futures market
2. Spot market
۳. منبع قیمت نقد، بانک مرکزی و منبع قیمت آتی، بورس کالای ایران می‌باشد.
4. Cox

اخباری که در آن زمان در جراید و رسانه‌های عمومی منتشر می‌شد به خوبی قابل مشاهده است. به عنوان مثال، تیتر روزنامه دنیای اقتصاد با عنوان «قیمت سکه آتی به بیش از ۳ میلیون تومان رسید[1]» به خوبی بازتاب‌دهنده توجه فعالان اقتصادی به قیمت‌های بازار آتی بود.

در واقع، استفاده از قراردادهای آتی[2] برای پیش‌بینی قیمت‌ها سابقه‌ای طولانی دارد و این ابزار مالی از دیرباز یکی از منابع اطلاعاتی سیاست‌گذاران و فعالان بازار برای پیش‌بینی قیمت‌ها در آینده بوده است (فرنچ[3]، ۱۹۸۶). این مطلب به بهترین شکل ممکن در اظهارنظر بن برنانکی، رئیس اسبق فدرال رزرو، بیان شده است: «سیاست‌گذاران و دیگر تحلیل‌گران بازار اغلب اوقات بر قیمت‌های کشف‌شده در بازار قراردادهای آتی برای پیش‌بینی قیمت کالاهای کلیدی تکیه کرده‌اند» (چینن و کوییون[4]، ۲۰۱۴). این ویژگی قراردادهای آتی، یعنی استفاده از آن‌ها برای پیش‌بینی قیمت‌ها در آینده، از این حقیقت ناشی می‌شود که قراردادهای آتی با فراهم نمودن زمینه لازم برای تعامل نیروهای عرضه و تقاضای بازار، امکان چانه‌زنی این نیروها بر روی قیمت یک کالا در آینده را فراهم می‌آورند. به بیان دیگر، در بازارهای آزاد، قیمت‌های نقدی[5] یک کالا از طریق معاملات نقد و قیمت‌های آتی همان کالا نیز از طریق قراردادهای آتی کشف می‌شود. به همین دلیل انتظار می‌رود قیمت‌های آتی نمایانگر اطلاعات موجود درباره وضعیت عرضه و تقاضا و انتظارات فعالان بازار نسبت به آینده باشند. در صورتی که قراردادهای آتی بهترین پیش‌بینی‌کننده بدون تورش از قیمت‌های نقدی آینده باشند، بازار آتی اصطلاحاً بازاری کارا تلقی می‌شود.

با این حال، شواهد تجربی درباره میزان توانایی قراردادهای آتی در پیش‌بینی قیمت‌های نقدی آینده همواره یکسان نبوده است. در حالی‌که برخی پژوهش‌ها نشان می‌دهند قیمت‌های آتی از محتوای اطلاعاتی مناسبی برای پیش‌بینی قیمت‌ها برخوردار هستند، برخی دیگر از مطالعات حاکی از آن‌اند که قدرت پیش‌بینی قراردادهای آتی در بازارها و دوره‌های زمانی مختلف متفاوت بوده و لزوماً نمی‌توان در همه بازارها به قیمت‌های آتی به عنوان پیش‌بینی‌کننده‌ای بدون تورش اتکا نمود. این موضوع به ویژه در بازارهای در حال توسعه که

1. https://donya-e-eqtesad.com/fa/tiny/news-3403946
2. Futures contracts
3. French
4. Chinn and Coibion
5. Spot

معمولاً با نوسانات شدید، محدودیت‌های نهادی، مداخلات سیاستی و نااطمینانی اقتصادی بیشتری مواجه هستند، از اهمیت بیشتری برخوردار است.

در خصوص بازار آتی سکه در ایران نیز، با وجود اهمیت بالای این بازار در سال‌های گذشته و نقش آن در مباحث سیاستی و اقتصادی، هنوز مشخص نیست که آیا قیمت‌های کشف‌شده در این بازار واقعاً از محتوای اطلاعاتی مفیدی برای پیش‌بینی قیمت‌های نقدی آینده برخوردار بوده‌اند یا خیر. اهمیت این موضوع از آن جهت بیشتر می‌شود که قیمت سکه در اقتصاد ایران علاوه بر قیمت جهانی طلا، به شدت تحت تأثیر انتظارات مربوط به نرخ ارز نیز قرار دارد. بنابراین، اگر قراردادهای آتی سکه از توان مناسبی برای پیش‌بینی قیمت‌های آینده برخوردار باشند، اطلاعات موجود در این بازار می‌تواند به طور غیرمستقیم حاوی اطلاعات مفیدی درباره انتظارات فعالان اقتصادی نسبت به روند آتی نرخ ارز نیز باشد.

بر این اساس، پژوهش حاضر تلاش می‌کند به این پرسش پاسخ دهد که آیا قراردادهای آتی سکه در ایران واقعاً دارای محتوای اطلاعاتی مفید و مناسبی برای پیش‌بینی قیمت‌های نقدی در آینده هستند یا خیر. نوآوری پژوهش حاضر در ارائه یک چارچوب چندبعدی برای ارزیابی محتوای اطلاعاتی قراردادهای آتی است که به طور هم‌زمان دقت پیش‌بینی، محتوای اطلاعاتی جزء مبنا، توان پیش‌بینی جهت تغییرات قیمت و قابلیت اتکای آزمون‌های کارایی را از طریق تحلیل توان بوت‌استرپ بررسی می‌کند. از این منظر، نتایج پژوهش حاضر می‌تواند علاوه بر ارزیابی کارایی بازار آتی سکه، از دیدگاه سیاست‌گذاری و تحلیل انتظارات بازار نیز حائز اهمیت باشد.

مبانی نظری و توسعه فرضیه‌ها

همان‌طور که فاما و فرنچ[1] (۱۹۸۷) اشاره می‌کنند دو تئوری در خصوص قیمت‌گذاری قراردادهای آتی کالاهای قابل ذخیره وجود دارد. این دو تئوری که الزاماً رقیب و بدیل همدیگر نیستند و درواقع به‌نوعی همگرا هم می‌باشند تئوری قیمت مورد انتظار[2] و تئوری هزینه حمل[3] نامیده می‌شوند.

1. Fama and French
2. expected price theory
3. Cost-of-carry

طبق تئوری قیمت مورد انتظار، قیمت آتی برابر با قیمت نقد مورد انتظار و یک جزء تحت عنوان صرف ریسک است (فاما و فرنچ، ۱۹۸۷). به عبارتی این تئوری تفاوتی که در حال حاضر میان قیمت نقد و آتی دارایی وجود دارد (مبنا[1]) را به دو بخش تقسیم می‌نماید: بخشی از آن را به تغییراتی که به‌صورت عقلایی انتظار می‌رود در آینده در قیمت نقد رخ دهد نسبت داده و بخش دیگر را صرف ریسکی می‌داند که سفته‌بازان در عوض تقبل ریسک در بازار و در نتیجه تأمین نقدینگی لازم به بازار، مطالبه می‌کنند (ریو و ویگفوسون[2]، ۲۰۱۱).

بر اساس تئوری هزینه حمل، قیمت قراردادهای آتی یک کالای قابل ذخیره نظیر سکه طلا توسط قیمت نقد و هزینه نگهداری آن تا زمان تحویل در آینده مشخص می‌گردد. به عبارتی تفاوت میان قیمت آتی و قیمت نقد که به آن مبنا اطلاق می‌گردد منعکس‌کننده هزینه حمل و نگهداری کالا تا زمان سررسید می‌باشد. هزینه نگهداری کالا تا زمان تحویل در آینده هزینه حمل نامیده می‌شود. هزینه حمل برابر هزینه ذخیره سکه در یک جای امن (نظیر صندوق امانات) و هزینه فرصت پول صرف شده و یا هزینه تأمین مالی خرید سکه و درعین‌حال یک جزء احتمالی صرف ریسک می‌باشد.

بر این اساس، با استفاده از مفهوم آربیتراژ به‌راحتی می‌توان رابطه میان قیمت‌های نقد و آتی یک دارایی قابل ذخیره را به دست آورد. این رابطه در شرایطی که هیچ گونه فرصت آربیتراژی در بازار وجود نداشته باشد و یا به عبارتی در شرایطی که در آن صاحبان کالا بین فروش آن در بازار نقد و یا نگهداری آن در انبار و فروش آن در سررسید باقیمت مشخص‌شده در قرارداد آتی بی‌تفاوت باشند، قابل استخراج است. البته پیش‌فرض این مدل آن است که امکان حضور همزمان معامله‌گران در بازار نقد و آتی وجود داشته باشد. بر این اساس رابطه میان قیمت‌های آتی و نقدی را می‌توان به‌صورت زیر بیان نمود (چینن و کوییون، ۲۰۱۴):

$$f_{t+k,t} - s_t = d_{t+k,t} + Q_{t+k,t} \qquad (۱)$$

که در آن $f_{t+k,t}$ لگاریتم قیمت‌های مشاهده‌شده قراردادهای آتی در زمان t است که قرار است در زمان t+k سررسید گردد؛ s_t لگاریتم قیمت نقد دارایی موردنظر در زمان t؛ $d_{t+k,t}$ لگاریتم هزینه حمل و $Q_{t+k,t}$ جزئی است که ماهیت تسویه روزانه بازارهای آتی را نشان می‌دهد.

1. Basis
2. Reeve and Vigfusson

به بیانی دیگر با فرض آنکه لگاریتم قیمت‌های نقد از یک فرآیند گام تصادفی با جمله رانش پیروی نموده و انتظارات نیز عقلایی باشد، آنگاه انتظارات مربوط به تغییرات در قیمت نقد در زمان t+k برابر جزء مبنا و جزء نشان‌دهنده تسویه روزانه بازارهای آتی خواهد بود (چینن و کوییبون، ۲۰۱۴).

برای نشان دادن این موضوع می‌توان از رگرسیون زیر که تحت عنوان رگرسیون کارایی (ریو و ویگفوسون، ۲۰۱۱) شناخته می‌شود استفاده کرد. فرض کنید که تغییرات قیمت نقد طی دوره t و t+k را بر جزء مبنا رگرس نماییم. داریم:

$$s_{t+k} - s_t = \alpha + \beta\left(f_{t+k,t} - s_t\right) + \varepsilon_{t+k} \qquad (۲)$$

در معادله بالا α برابر مجموع اجزاء سمت راست معادله (۱) و همچنین پارامترهای فرایند سری زمانی مربوط به قیمت نقد خواهد بود (چین و کوییبون، ۲۰۱۴). جزء سمت چپ معادله بالا درواقع همان خطای پیش‌بینی مدل گام تصادفی است. جزء سمت راست نیز اختلاف میان پیش‌بینی مدل قراردادهای آتی $f_{t+k,t}$ و پیش‌بینی مدل گام تصادفی s_t را نشان می‌دهد (فرناندز[1]، ۲۰۱۷). همان‌طور که ریو و ویگفوسون (۲۰۱۱) اشاره می‌کنند در رابطه با رگرسیون بالا چهار فرضیه را می‌توان طرح نمود. فرضیه اول که چینن و کوییبون (۲۰۱۴) آن را فرضیه بازار کارا می‌خوانند عبارت است از $\alpha = 0$ و $\beta = 1$. اگر این شرایط به‌طور همزمان برقرار باشد آنگاه عنوان می‌گردد که جزء مبنا پیش‌بینی‌کننده بهینه[2] قیمت نقد است. لازم به ذکر است که فرضیه صفر در اینجا یک فرضیه مرکب شامل فرضیه $\alpha = 0$ و فرضیه $\beta = 1$ می‌باشد. فرضیه $\alpha = 0$ به مفهوم نبود جزء صرف ریسک ثابت است. فرضیه $\beta = 1$ بیانگر آن است که قیمت‌های آتی پیش‌بینی‌کننده بدون تورش[3] از قیمت‌های نقد هستند. فرضیه $\beta = 0$ نیز بدان مفهوم است که جزء مبنا اطلاعات مفیدی در خصوص تغییرات قیمت نقد در آینده ارائه نمی‌دهد و یا از اطلاعات خاصی برای پیش‌بینی تغییرات قیمت‌های نقد در آینده برخوردار نمی‌باشد.

برای تخمین معادله (۲) به‌طورکلی می‌توان به دو شکل عمل کرد. در حالت اول از همان داده‌های قیمت نقد برای ساخت متغیرهای قیمت نقد استفاده کرده و معادله تخمین

1. Fernandez
2. Optimal predictor
3. Unbiasedness hypothesis

زده می‌شود. در حالت دوم به‌جای قیمت‌های نقد از قیمت‌های آتی برای تخمین قیمت‌های نقد و ازاین‌رو ساخت متغیرهای قیمت نقد و تخمین معادله بهره گرفته می‌شود ((چینن و کوییبیون، ۲۰۱۴). به‌طور مثال به‌جای قیمت‌های نقد می‌توان از قیمت‌های دوره گذشته قراردادهای آتی یک‌ماهه استفاده نمود. دلایل استفاده از قیمت‌های آتی به‌جای قیمت‌های نقد در بخش معرفی داده‌های پژوهش شرح داده خواهد شد؛ اما به‌طورکلی در این حالت می‌توان به معادله زیر رسید:

$$f_{t+k,t+k-1} - f_{t+1,t} = \alpha + \beta\left(f_{t+k,t} - f_{t+1,t}\right) + \varepsilon_{t+k} \qquad (۳)$$

در این حالت نیز می‌توان فرضیات کارایی بازار، بدون تورش بودن قیمت‌های آتی، وجود صرف ریسک در بازار آتی و وجود اطلاعات مفید در قیمت‌های آتی برای پیش‌بینی قیمت‌های نقد را مجدداً مورد آزمون قرارداد.

مطالعات فراوانی در مورد ارتباط قراردادهای آتی و بازار نقد صورت گرفته است. این مطالعات در حوزه‌های مختلف ازجمله بازار سهام، بازار ارز، بازار فلزات گران‌بها و بازار محصولات کشاورزی و ... انجام‌شده است. مرور پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد که مطالعات انجام‌شده در ایران عمدتاً هر یک تنها بر یکی از ابعاد بازار قراردادهای آتی تمرکز داشته‌اند. به‌طور مشخص، برکچیان و باقرنژاد (۱۴۰۱) محتوای اطلاعاتی قیمت‌های آتی را از منظر مقایسه قدرت پیش‌بینی با مدل‌های مرجع مورد بررسی قرار داده‌اند، در حالی که ترکی و همکاران (۱۴۰۰) صرفاً کارایی بازار قراردادهای آتی را ارزیابی کرده‌اند.

پژوهش حاضر با اتخاذ چارچوبی جامع‌تر، این دو رویکرد را در کنار یکدیگر قرار داده و محتوای اطلاعاتی قراردادهای آتی را از چهار منظر مکمل شامل (۱) دقت پیش‌بینی، (۲) محتوای اطلاعاتی جزء مبنا، (۳) توان پیش‌بینی جهت تغییرات قیمت با استفاده از آزمون پسران-تیمرمن[1] و (۴) قابلیت اتکای آزمون‌های کارایی از طریق تحلیل توان مبتنی بر بوت‌استرپ مورد ارزیابی قرار می‌دهد. از این رو، هدف پژوهش حاضر صرفاً مقایسه عملکرد پیش‌بینی قراردادهای آتی با سایر مدل‌ها نیست، بلکه بررسی این موضوع است که آیا اطلاعات منعکس‌شده در قیمت‌های آتی واقعاً می‌تواند مبنای قابل اتکایی برای پیش‌بینی قیمت‌های آینده و ارزیابی کارایی بازار باشد.

1. Pesaran–Timmermann

در مطالعات خارجی بنتز[1] (۲۰۱۵) پژوهشی با موضوع پیش‌بینی نوسانات در بازده‌های طلا تحت مدل‌های GARCH،EGARCH،FIGARCH انجام داده است. این پژوهش برای بررسی رفتار نوسانی بازده‌های طلا سه مدل نوسانی خانواده گارچ را طی سالهای ۱۹۷۶ تا ۲۰۱۵ بکار می‌گیرد. نتایج نشان داد مدل فی گارچ مدل بهتری با توجه به معیارهای اطلاعاتی و همچنین بهترین مدل برای پیش‌بینی نوسانات بازده طلا است.

جوزف و همکاران[2] (۲۰۱۴) در مقاله خود تحت عنوان بررسی علیت بین قیمت‌های آتی و نقد در بازار کالای هند در بازه زمانی ۳ ژانویه ۲۰۰۸ تا ۳۱ دسامبر ۲۰۱۲ و روش حوزه فرکانس به این نتیجه رسیدند که ارتباط یک‌سویه قوی از بازارهای آتی به سمت بازارهای نقد در تمام کالاهای انتخاب‌شده وجود دارد که حاکی از قدرت کشف قیمت بازارهای آتی در تمام کالاهای انتخاب‌شده است و همچنین نشان‌دهنده کارایی بازارهای آتی هند است.

رایچسفلد و روچ[3] (۲۰۱۱) در پژوهش خود با عنوان " آیا قیمت‌های آتی به پیش‌بینی قیمت‌های نقد کمک می‌کنند؟" طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۱ با استفاده از مدل‌های آریما، گام تصادفی و مدل تصحیح خطا به این نتیجه رسیدند که کارایی پیش‌بینی بازارهای آتی به انحراف بازارهای آتی بستگی ندارد؛ و همچنین کارایی پیش‌بینی‌کننده قیمت‌های آتی ثابت هستند، چه قیمت‌ها به سمت بالا نوسان داشته باشند چه به سمت پایین. آن‌ها همچنین دریافتند که سرمایه‌گذاران فاقد تخصص، مانع از فرآیند کشف قیمت می‌شوند.

علی‌رغم اهمیت این مسئله یعنی توان پیش‌بینی‌کنندگی قراردادهای آتی تاکنون مطالعه‌ای در این زمینه در ایران انجام‌نشده است. برخی از مطالعات به بررسی کشف قیمت در بازار آتی و نقدی سکه، تأثیر راه‌اندازی قراردادهای آتی بر بازار نقدی، سرریز نوسانات میان این دو بازار، قیمت‌گذاری قراردادهای آتی با استفاده از پویایی‌های قیمت نقد و رابطه‌ی بین قیمت نقد دارایی پایه قرارداد آتی و خالص هزینه نگهداری پرداخته‌اند که از آن جمله می‌توان به مطالعه محمدی و همکارانش (۱۳۹۵)، مطالعه نادعلی (۱۳۹۲)، فکاری سردهایی و همکارانش (۱۳۹۳) و شریعت پناهی و همکارانش (۱۳۹۳) اشاره نمود. برخی نیز به بررسی قیمت‌گذاری قراردادهای آتی با استفاده از قیمت‌های نقد، تأثیر تغییرات وجه تضمین بر بازار آتی و پیش‌بینی قیمت قراردادهای

1. Bentes
2. Joseph et.al
3. Reichsfeld and Roach

آتی سکه طلا پرداخته‌اند که از این جمله می‌توان به مطالعه اسماعیلی رزی و همکاران (۱۳۹۴)، فلاح و غفاری (۱۳۹۴) و علی احمدی و احمدلو (۱۳۹۰) اشاره نمود. همان‌طور که مشاهده می‌گردد درزمینه کارایی بازار قراردادهای آتی و قدرت پیش‌بینی‌کنندگی این قراردادها پژوهشی انجام‌نشده است.

روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش از چند روش برای بررسی توانایی اطلاعات موجود در قراردادها برای پیش‌بینی قیمت‌های نقد استفاده می‌گردد. در گام نخست خطای پیش‌بینی قراردادهای آتی با استفاده از معیار ریشه میانگین مربعات خطا یا همان RMSE با خطای مدل گام تصادفی بدون جمله رانش مقایسه می‌گردد. معناداری تفاوت خطای پیش‌بینی این مدل‌ها با استفاده از آماره دایبولد- ماریانو[1] آزمون می‌گردد. فرضیه صفر این آماره آن است که تفاوت معناداری میان توان پیش‌بینی دو مدل مورد مقایسه وجود ندارد. در ادبیات قراردادهای آتی معمولاً از فرآیند گام تصادفی برای مقایسه و ارزیابی قدرت پیش‌بینی‌کنندگی قراردادهای آتی استفاده می‌گردد که در اینجا نیز از آن بهره گرفته‌شده است. در گام بعدی فرضیات چهارگانه تشریح شده در بخش قبلی با استفاده از معادلات (۲) و یا (۳) آزمون می‌گردد. این معادلات نه‌تنها برای ارزیابی فرضیاتی همچون بدون تورش بودن و کارایی بازار مفید است بلکه ابزارهای مفیدی برای کمی کردن قدرت پیش‌بینی‌کنندگی بازار آتی در اختیار محقق قرار می‌دهد. به‌طور مثال ضریب تعیین معادله مذکور یعنی R^2 آن بخش از تغییرات قیمت نقد که توسط بازار آتی قابل توضیح است را نشان می‌دهد و این خود اطلاعات دیگری در اختیار محقق قرار می‌دهد.

با توجه به محدود بودن تعداد مشاهدات (۵۶ مشاهده)، توان آزمون فرضیه مرکب یعنی $\alpha = 0$ و $\beta = 1$ نیز با استفاده از شبیه‌سازی بوت‌استرپ بررسی می‌گردد. برای این منظور، ابتدا مدل اصلی تخمین زده شده و باقیمانده‌های مرکززدایی‌شده آن با جایگذاری بازنمونه‌گیری خواهند گردید. سپس، با ثابت نگه‌داشتن مقادیر متغیر توضیحی، نمونه‌های مصنوعی تحت ترکیب‌های مختلف مقادیر واقعی آلفا و بتا تولید و در هر نمونه همان رگرسیون و آزمون مشترک با استفاده از خطاهای استاندارد نیوی—وست اجرا می‌گردد. توزیع تجربی آماره آزمون

1. Deibold-Mariano

تحت فرض صفر بر اساس ۵۰۰۰ تکرار تشکیل و صدک ۹۵ آن به‌عنوان مقدار بحرانی تجربی استفاده می‌گردد. نرخ رد در حالت صحیح بودن فرض صفر، اندازه تجربی آزمون و نرخ رد در سایر ترکیب‌های پارامتری، توان آزمون را نشان می‌دهد.

در گام سوم به پیروی از پسران و تیمرمن (۱۹۹۲) تعداد دفعاتی که علامت جزء مبنا به‌درستی علامت تغییرات در قیمت نقد را پیش‌بینی می‌نماید، محاسبه و موردبررسی قرار خواهد گرفت. این آزمون هم یکی دیگر از روش‌هایی است که در آن توان پیش‌بینی قراردادهای آتی را می‌توان بررسی نمود. در ادامه به طور خلاصه مبانی آزمون پسران و تیمرمن ارائه می‌شود.

آزمون پسران و تیمرمن

فرض صفر آزمون پسران و تیمرمن آن است که قراردادهای آتی توان پیش‌بینی خاصی ندارد و یا به‌عبارت‌دیگر تغییرات در مبنا و قیمت نقد به‌طور مستقل توزیع شده‌اند. برای این منظور دو متغیر صفر و یک زیر را تعریف می‌کنیم:

$$v_t = 1 \quad if \quad s_{t+h} - s_t > 0 \,;\, 0 \quad otherwise \tag{۵}$$

$$u_t = 1 \quad if \quad f_{t,t+h} - s_t > 0 \,;\, 0 \quad otherwise$$

برای بررسی این موضوع که آیا u_t می‌توانند علامت v_t را پیش‌بینی نماید آماره پسران و تیمرمن که از توزیع نرمال پیروی می‌کند به‌صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$PT_n = \frac{\hat{P} - \hat{P}_*}{\hat{Var}(\hat{P}) - \hat{Var}(\hat{P}_*)} \approx N(0;1) \tag{۶}$$

که در آن P نسبت تعداد دفعاتی است که علامت $\boldsymbol{v_t}$ به‌درستی توسط $\boldsymbol{u_t}$ پیش‌بینی گردیده است. به‌عبارتی‌دیگر:

$$P = Pr(\Delta s_{t+h,t} \times B_t > 0) = Pr(\Delta s_{t+h,t} > 0\,, B_t > 0) + \tag{۷}$$
$$Pr\,(\Delta s_{t+h,t} < 0\,, B_t < 0)$$

که در آن $\Delta s_{t+h,t} = s_{t+h} - s_t$ و $B_t = f_{t,t+h} - s_t$ است. اگر فرضیه صفر را این‌طور تعریف کنیم که قراردادهای آتی توان پیش‌بینی خاصی ندارد آنگاه احتمال مذکور به‌صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$P_* = P_v P_u - (1 - P_v)(1 - P_u) \quad (۸)$$

که در آن P_v نسبت تعداد دفعاتی است $(s_{t+h} - s_t)$ مثبت است. به همین ترتیب P_u نیز نسبت تعداد دفعاتی است که $(f_{t,t+h} - s_t)$ مثبت است. برای تخمین $\hat{P}_v$ و $\hat{P}_u$ می‌توان از میانگین آن‌ها یعنی $\hat{P}_v = \bar{V}$ و $\hat{P}_u = U$ استفاده نمود. با جایگذاری متغیر جدید در عبارت مربوط به P می‌توان مقدار آن را $(\hat{P}_*)$ تخمین زد. به همین ترتیب واریانس $\hat{P}$ و $\hat{P}_*$ به‌صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$\hat{Var}(\hat{P}) = n^{-1}\hat{P}_*(1 - \hat{P}_*) \quad (۹)$$

$$\hat{Var}(\hat{P}_*) = n^{-1}(2\hat{P}_v - 1)^2\hat{P}_u(1 - \hat{P}_u) + n^{-1}(2\hat{P}_u - 1)^2\hat{P}_v(1 - \hat{P}_v) + 4n^{-2}\hat{P}_v\hat{P}_u(1 - \hat{P}_v)(1 - \hat{P}_u)$$

با به دست آوردن مقادیر بالا امکان محاسبه آماره پسران و تیمرمن که در بالا فرمول آن توضیح داده شد میسر می‌گردد.

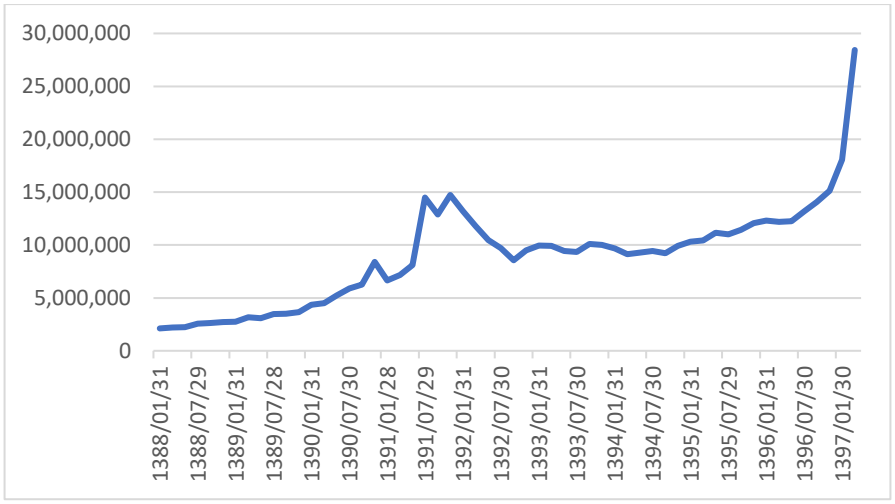
یافته‌های پژوهش

اولین معامله قرارداد آتی سکه طلا در بورس کالای ایران در تاریخ ۵ آذر سال ۱۳۸۷ انجام‌شده است. قیمت تسویه این قرارداد با سررسید دی‌ماه همان سال بالغ بر ۲,۰۰۲,۵۰۰ ریال بوده است. به‌طورکلی تاریخ سررسید قراردادهای آتی سکه طلا در بورس کالای ایران برای ماه‌های زوج سال بوده است. در نوسانات سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ برای پاسخگویی به تقاضای شدید فعالان بازار تعداد قراردادهای آتی بیشتری ارائه گردید به‌نحوی‌که برای تمام ماه‌های سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ قراردادهای آتی با سررسید مربوطه وجود دارد. بعد از فروکش کردن نوسانات، مجدداً قراردادهای آتی با سررسید ماه‌های زوج سال توسط بورس کالای ایران روانه بازار گردید. اما به دنبال نوسانات بازار در سال ۱۳۹۷ و با توجه به انتقاداتی که به تأثیر قراردادهای آتی بر نوسانات بازار نقد انجام می‌گرفت معاملات مربوط به این قراردادها توسط بورس کالای ایران متوقف گردید. آخرین معامله در تاریخ ۱۱ شهریور سال ۱۳۹۷ و با قیمت تسویه ۵۰,۵۹۵,۰۰ ریال برای سررسید دی‌ماه همان سال منعقد گردیده است.

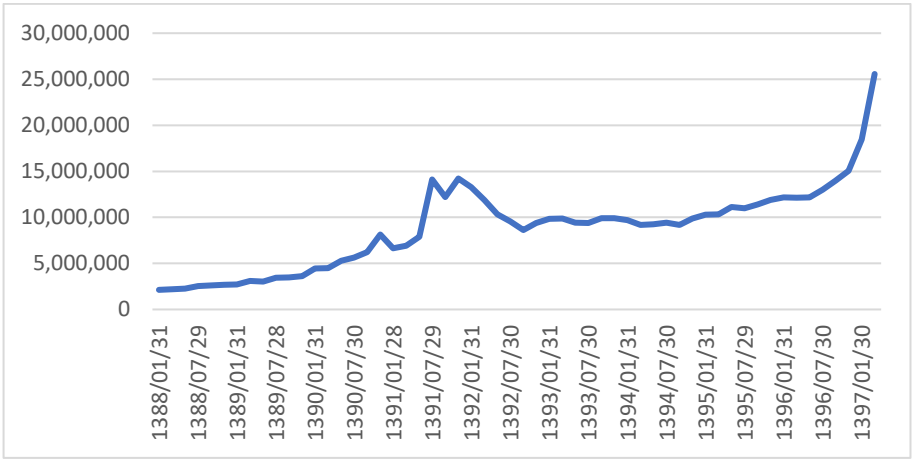
دوره معاملاتی اولین قرارداد آتی حدود ۲ ماه بوده است که به‌تدریج این رقم در قراردادهای بعدی افزایش یافته به‌نحوی که در طول دوره فعالیت‌های بازار آتی قراردادهایی با دوره‌های معاملاتی ۲، ۳، ۴، ۵، ۶، ۸، ۹ و ۱۰ ماهه مشاهده می‌گردد. در نوسانات سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ قراردادهای با دوره زمانی کمتر نیز راه‌اندازی گردیده است؛ اما به‌تدریج دوره معاملاتی این قراردادها به حدود ۱۰ ماه افزایش یافته و از یک‌روند منظمی برخوردار گردیده است.

در نمودار (۱) قیمت قراردادهای آتی یک‌ماهه سکه (یعنی قراردادی که یک ماه به سررسید آن باقیمانده است) طی دوره زمانی ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۷ (اواسط این سال) را نشان می‌دهد. همان‌طور که فاما و فرنچ (۱۹۸۷) اشاره می‌کنند یکی از چالش‌هایی که در خصوص استفاده از قیمت‌های آتی در پژوهش‌های علمی و به‌خصوص محاسبه جزء مبنا (که در ادامه بدان اشاره می‌شود) وجود دارد آن است که این قراردادها تاریخ تحویل مشخصی ندارند. در عوض تاریخ تحویل، چند روز آخر ماه تحویل می‌باشد. در بورس کالای ایران دوره تحویل، ۵ روز کاری پایانی ماه تحویل می‌باشد. برای حل این مشکل از آخرین قیمت معاملاتی یک ماه قبل از ماه تحویل استفاده می‌نماییم. به‌طور مثال برای قراردادهای تحویل اردیبهشت سال ۱۳۸۸ از قیمت‌های آتی روز معاملاتی ۳۱ فروردین این سال استفاده می‌گردد. در این پژوهش مشاهداتی که بدین شکل ساخته می‌شود قراردادهای آتی یک‌ماهه (با یک وقفه) نامیده می‌شود. بدین ترتیب با توجه به اینکه سررسید قراردادهای آتی عموماً ماه‌های زوج سال بوده است؛ برای هرسال ۶ مشاهده وجود دارد. در سال ۱۳۹۷ نیز به دلیل توقف معاملات قراردادهای آتی در نیمه اول این سال، سه مشاهده داریم. بدین ترتیب ۵۷ مشاهده برای کل دوره زمانی قابل‌محاسبه است. اطلاعات خام این نمودار از بورس کالای ایران گرفته‌شده است. در نمودار (۲) نیز قیمت‌های ماهیانه نقد متناسب با مشاهدات آتی رسم گردیده است (قیمت‌های نقد و آتی یک تاریخ مشابه). قیمت‌های نقد نیز اطلاعات منتشرشده بانک مرکزی می‌باشد. علت آنکه این دو نمودار را جدا از هم رسم کرده‌ایم آن است که کاملاً بر همدیگر منطبق هستند و درنتیجه تشخیص آن‌ها به‌راحتی در یک نمودار امکان‌پذیر نیست. همان‌طور که مشاهده می‌گردد قیمت‌های آتی سکه از اواسط سال ۱۳۹۰ شروع به افزایش کرده و بعد از ثبت رکوردهای جدید طی سال‌های ۱۳۹۱ و اوایل سال ۱۳۹۲ با روی کار آمدن دولت جدید و حصول توافق هسته‌ای میان ایران و کشورهای ۵+۱ مجدداً رو به کاهش نهاده و سپس

وارد یک دوره ثبات تقریباً سه‌ساله گردیده است. در این دوره با حکم‌فرما شدن آرامش بر بازارهای کشور و تثبیت قیمت ارز، قیمت سکه نیز به‌نوعی تثبیت گردیده است. قیمت‌ها مجدداً از اواسط سال ۱۳۹۶ و شروع زمزمه‌های خروج آمریکا از توافق هسته‌ای رو به فزونی نهاده و به‌یک‌باره طی سال ۱۳۹۷ به‌صورت انفجاری رشد نمود.



نمودار ۱. روند زمانی قیمت‌های آتی قراردادهایی که یک ماه به سررسید آن‌ها باقی‌مانده است (ریال، منبع: بورس کالای ایران)



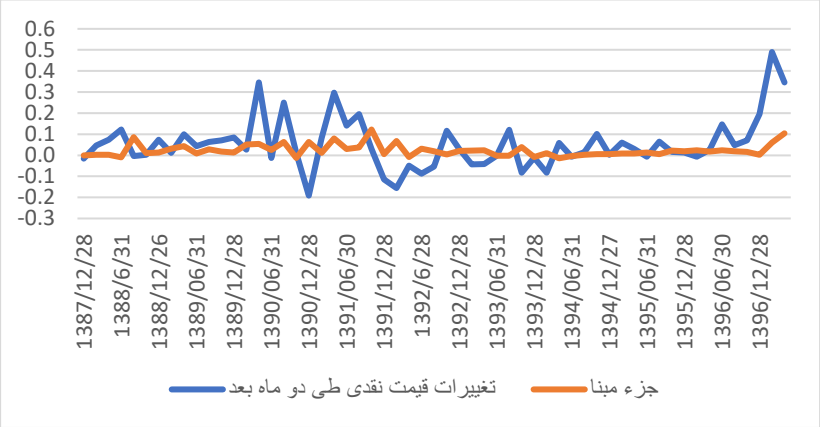
نمودار ۲. قیمت‌های ماهانه نقدی سکه (ریال، منبع: بانک مرکزی)

بنابراین با توجه به محدودیت‌هایی که در خصوص دوره معاملاتی قراردادهای آتی وجود دارد معادله (۲) برای دوره زمانی دوماهه تخمین زده می‌شود. به عبارتی اگر از خود قیمت‌های نقد برای ساخت متغیرهای مربوطه استفاده گردد، آنگاه با توجه به محدودیت‌های موجود، قدرت پیش‌بینی‌کنندگی قراردادهای آتی برای یک دوره دوماهه محک خورده خواهد شد. این موضوع بدان معنی است که از قراردادهای آتی برای پیش‌بینی قیمت‌های نقد دو ماه بعد استفاده می‌گردد. ازاین‌رو معادله (۲) به‌صورت زیر خواهد بود:

$$s_{t+2} - s_t = \alpha + \beta\left(f_{t+2,t} - s_t\right) + \varepsilon_{t+2} \qquad (۱۰)$$

بنابراین در اینجا تغییرات قیمت نقد طی دو ماه پیش‌رو بر جزء مبنا برای دو ماه بعد رگرس می‌گردد و بدین ترتیب خصوصیات جزء مبنا با تغییرات قیمت نقد طی دو ماه بعد مقایسه می‌شود. قیمت‌های مورداستفاده برای قراردادهای آتی دو ماه بعد نیز قیمت‌های انتهای ماه با توجه به دوره‌های زمانی موردنظر خواهد بود. به‌طور مثال برای قرارداد آتی با تحویل اردیبهشت سال ۱۳۸۸ از قیمت‌های آخرین روز معاملاتی اسفند ۱۳۸۸ (به‌طور دقیق ۲۸ اسفند) استفاده می‌گردد.

در نمودار شماره (۳)، معادله بالا به تصویر کشیده شده است. در این نمودار رابطه میان جزء مبنا دوماهه $(f_{t+2,t} - s_t)$ و تغییرات در قیمت‌های نقد طی دو ماه بعد $(s_{t+s} - s_t)$ نشان داده‌شده است. همان‌طور که مشاهده می‌گردد تغییرات جزء مبنا در مقایسه با تغییرات قیمت بسیار کمتر می‌باشد. به نظر می‌رسد که رابطه ضعیفی میان جزء مبنا و تغییرات در قیمت‌های آتی طی دو ماه بعد وجود دارد. به‌خصوص طی سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۲ و همچنین از اواخر سال ۱۳۹۶ به بعد این ارتباط به‌طورکلی بسیار ضعیف‌تر است. به‌طورکلی برخلاف نوسانات قابل‌ملاحظه‌ای که در تغییرات قیمت نقد طی دو ماه بعد مشاهده می‌گردد، نوسان کمتری در جزء مبنا به چشم می‌خورد. باتوجه به اینکه نوسانات فصلی چندانی در سکه طلا وجود ندارد و درعین‌حال هزینه نگهداری سکه پایین است ازاین‌رو نوسان در جزء مبنا نیز قابل‌توجه نمی‌باشد. در بخش بعدی مشاهدات ارائه‌شده را به‌صورت دقیق‌تر با به‌کارگیری تکنیک‌های اقتصادسنجی موردبررسی قرار می‌دهیم.



نمودار ۳. تغییرات قیمت نقد طی دو ماه پیش‌رو و جزء مبنای مربوطه (منبع: محاسبات تحقیق)

همان‌طور که در بخش قبل نیز اشاره گردید برای تخمین معادله (۲) می‌توان از قیمت‌های آتی به‌عنوان یک پراکسی برای قیمت‌های نقد استفاده نمود. یکی از دلایل موضوع یادشده این است که انطباق زمانی دقیقی میان قیمت‌های نقد و آتی وجود ندارد؛ زیرا قیمت‌های نقد بانک مرکزی برای ساعت ۱۱ صبح است درحالی‌که قیمت‌های بازار آتی، قیمت تسویه روزانه بعدازظهر است که قاعدتاً ازنظر زمانی بر همدیگر منطبق نیستند. به‌خصوص در دوره‌هایی که نوسانات بازار بالا است، احتمالاً تفاوت قابل‌ملاحظه‌ای میان قیمت‌های اول صبح و قیمت‌های پایانی بازار یا همان بعدازظهر وجود دارد. اگر بدین صورت عمل شود آنگاه در محاسبه جزء مبنا $f_{t+k,t} - s_t$ از قیمت‌های نقد اول صبح و قیمت‌های آتی پایان روز استفاده خواهد گردید. به همین ترتیب انطباق زمانی دقیقی میان قیمت‌های آتی دوره‌های بعد f_{t+k} و قیمت نقد k دوره بعد وجود نخواهد داشت. زیرا قیمت آتی بسته به اینکه ماه تحویل کدام است برای چند روز پایانی آن ماه خواهد بود درحالی‌که قیمت نقد مربوط به چند ماه بعد یعنی s_{t+k} قیمت آخرین روز معاملاتی k ماه بعد می‌باشد.

برای رفع این مسئله می‌توان از قیمت‌های آتی قراردادهای آتی یک‌ماهه با یک وقفه به‌جای قیمت‌های نقد استفاده نمود. لازم به ذکر است که ازلحاظ تئوریک قیمت‌های نقد و آتی در زمان سررسید همگرا خواهند گردید زیرا بخش عمده قراردادهای آتی منجر به تحویل فیزیکی می‌گردند.

در این حالت با توجه به محدودیت‌هایی که وجود دارد لازم است که فقط بر اولین ماه‌های قبل از تاریخ سررسید قراردادهای آتی تمرکز نمود. به‌طور مثال برای سررسید اردیبهشت بر قیمت‌های قراردادهای آتی آخرین روز معاملاتی فروردین تمرکز می‌گردد. برای سایر سررسیدها نیز به همین ترتیب عمل می‌گردد. درعین‌حال در این حالت دوره پیش‌بینی به سه ماه افزایش می‌یابد. با توجه به این موضوع معادله (۳) به‌صورت زیر تغییر خواهد یافت:

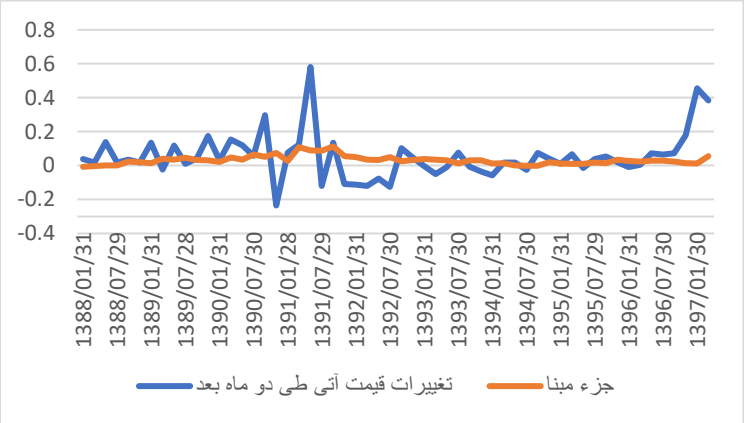
$$f_{t+3,t+2} - f_{t+1,t} = \alpha + \beta\left(f_{t+3,t} - f_{t+1,t}\right) + \varepsilon_{t+3} \qquad (۱۱)$$

برای توضیح بهتر این موضوع، نحوه محاسبه اجزای معادله (۱۱) را شرح می‌دهیم. با توجه به اینکه عمق معاملات بازار قراردادهای آتی سکه در اوایل راه‌اندازی این قراردادها احتمالاً چندان زیاد نبوده است و درعین‌حال قراردادهای آتی در بورس کالای ایران عموماً با سررسید ماه‌های زوج روانه بازار گردیده‌اند، ازاین‌رو شروع دوره زمانی موردنظر را آخر فروردین ۱۳۸۸ در نظر گرفته‌ایم. با توجه به این موضوع جزء $f_{t+1,t}$ برابر قیمت قراردادهای آتی تحویل اردیبهشت در انتهای فروردین (۳۱ فروردین) ۱۳۸۸خواهد بود. به همین ترتیب جزء $f_{t+3,t}$ برابر قیمت قراردادهای آتی تحویل تیرماه در انتهای فروردین ۱۳۸۸ است. جز مربوط به $f_{t+3,t+2}$ نیز برابر قیمت قراردادهای آتی تحویل تیرماه در انتهای خرداد همان سال می‌باشد.

در این حالت برای هرسال شش داده به دست خواهد آمد (به جز سال ۱۳۸۸). در سال ۱۳۹۷ نیز به دلیل توقف معاملات قراردادهای آتی در نیمه اول این سال، سه مشاهده داریم. بدین ترتیب ۵۶ مشاهده برای کل دوره زمانی قابل‌محاسبه است.

در نمودار (۴) رابطه (۱۱) به تصویر کشیده شده است. در این نمودار رابطه میان جزء پایه سه‌ماهه $(f_{t+3,t} - f_{t+1,t})$ و تغییرات در قیمت‌های آتی طی دو ماه بعد $(f_{t+3,t+2} - f_{t+1,t})$ نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌گردد برخلاف حالت اول که از قیمت‌های نقد استفاده گردید به نظر می‌رسد که رابطه خاصی میان جزء مبنا و تغییرات در قیمت‌های آتی طی دو ماه بعد وجود ندارد. این رابطه طی سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۲ و همچنین از اواخر سال ۱۳۹۶ بسیار ضعیف‌تر است. نوسانات جزئی مبنا نیز نسبت به حالت اول کاهش‌یافته است. ازاین‌رو به نظر می‌رسد که جزء مبنا از قدرت و محتوای اطلاعاتی خاصی برای پیش‌بینی تغییرات قیمت

برخوردار نمی‌باشد. الگوی مشابهی در مطالعه چین و کوییبون (۲۰۱۴) برای بازار آتی طلا مشاهده می‌گردد. این موضوع در بخش بعدی به‌طور دقیق‌تر بررسی می‌گردد.



نمودار ٤. تغییرات قیمت آتی طی دو ماه پیش‌رو و جزء مبنای مربوطه (منبع: محاسبات تحقیق)

مقایسه خطای پیش‌بینی قراردادهای آتی با گام تصادفی بدون جمله رانش

در این بخش خطای پیش‌بینی قراردادهای آتی با دو مدل گام تصادفی بدون جمله رانش و مدل صرف ریسک مقایسه می‌گردد. تفاوت عملکرد مدل‌ها نیز با استفاده از آماره دایبلود-مارایانو آزمون می‌گردد.

حالت اول: استفاده از قیمت‌های نقدی برای ساخت متغیرهای قیمت نقدی

منظور از پیش‌بینی قیمت نقد توسط قراردادهای آتی قیمت کنونی این قراردادها برای سررسید دو ماه بعد می‌باشد؛ بنابراین خطای پیش‌بینی این مدل برابر $s_{t+2} - f_{t+2,t}$ می‌باشد. پیش‌بینی حاصل از گام تصادفی همان قیمت نقدی حاضر بوده و خطای این مدل نیز برابر $s_{t+2} - s_t$ است. خطای پیش‌بینی مدل صرف ریسک نیز همان‌طور که از معادله (۲) مشخص است برابر عبارت $\hat{\alpha} + \hat{\beta}\left(f_{t+k,t} - s_t\right)$ است. آماره RMSE به‌دست‌آمده برای این سه مدل در جدول (۱) نشان داده‌شده است. مقادیر موردنظر برای کل دوره موردبررسی یعنی اوایل ۱۳۸۸ تا اواسط ۱۳۹۷ به‌دست‌آمده است.

همان‌طور که مشاهده می‌گردد آماره RMSE مدل قراردادهای آتی و گام تصادفی نزدیک به هم بوده و ازنظر آماره دایبلود- ماریانو تفاوت معناداری میان آن‌ها مشاهده نمی‌گردد. از طرفی دیگر خطای پیش‌بینی مدل صرف ریسک از دو مدل دیگر کمتر بوده و آماره دایبولد- ماریانو نیز نشان می‌دهد که تفاوت عملکرد مدل صرف ریسک و مدل قراردادهای آتی معنادار می‌باشد.

جدول ۱. مقایسه خطای پیش‌بینی قراردادهای آتی با گام تصادفی بدون رانش

مدل	آماره RMSE	مقدار احتمال مربوط به آماره دایبولد- ماریانو	
		قراردادهای آتی در مقایسه با گام تصادفی	قراردادهای آتی در مقایسه با مدل صرف ریسک
قراردادهای آتی	۰/۱۱۸۶	۰/۱۹	۰/۰۳
گام تصادفی بدون جمله رانش	۰/۱۳۰۹		
مدل صرف ریسک	۰/۰۶۳۲		

منبع: یافته‌های پژوهش

حالت دوم: استفاده از قیمت‌های آتی برای ساخت متغیرهای قیمت نقدی

در جدول (۲) آماره RMSE سه مدل قراردادهای آتی، مدل گام تصادفی و مدل صرف ریسک و همچنین مقادیر احتمال مربوط به آماره دایبلود- ماریانو نشان داده‌شده است. در اینجا نیز یک‌بار دیگر مشاهده می‌گردد که توان پیش‌بینی مدل صرف ریسک از دو مدل دیگر بهتر است. درعین‌حال تفاوت معناداری میان توان پیش‌بینی مدل قراردادهای آتی و گام تصادفی وجود ندارد.

جدول ۲. مقایسه خطای پیش‌بینی قراردادهای آتی با گام تصادفی بدون رانش

مدل	آماره RMSE	مقدار احتمال مربوط به آماره دایبولد- ماریانو	
		قراردادهای آتی در مقایسه با گام تصادفی	قراردادهای آتی در مقایسه با مدل صرف ریسک
قراردادهای آتی	۰/۱۳۵۸	۰/۱۹	۰/۰۶
گام تصادفی بدون جمله رانش	۰/۱۴۴۴		
مدل صرف ریسک	۰/۰۵۵۰		

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج تخمین معادلات

در بخش قبل با استفاده از نمودارهای (۳) و (۴) شواهدی در خصوص اطلاعاتی که می‌توان از دل قراردادهای آتی برای پیش‌بینی قیمت‌های نقد استخراج نمود، ارائه گردید. در این بخش برای بررسی بهتر ویژگی‌های قیمت‌های آتی سکه طلا در بورس کالای ایران رابطه میان جزء مبنا و تغییرات قیمت مورد بررسی قرار می‌گیرد. درواقع رابطه (۱۰) و (۱۱) با استفاده از روش OLS برای دوره زمانی ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۷ و برای دوره زمانی دوماهه و سه‌ماهه تخمین زده می‌شود. تخمین رگرسیون فوق درواقع به‌نوعی دیگر پیش‌بینی حاصل از گام تصادفی و قراردادهای آتی را با همدیگر مقایسه می‌نماید. لازم به ذکر است که انحراف معیار ضرایب تخمین زده‌شده با استفاده از روش نیوی و وست[1] (۱۹۸۷) محاسبه و برآورد گردیده و نسبت به خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی مقاوم است.

حالت اول: استفاده از قیمت‌های نقدی برای ساخت متغیرهای قیمت نقدی

نتایج حاصل از تخمین رابطه (۱۰) در جدول (۳) نشان داده‌شده است.[2] همان‌طور که مشخص است ضریب α در سطح ۱۰ درصد معنادار است. این موضوع نشان می‌دهد که به‌نوعی شواهدی در خصوص صرف ریسک ثابت در معاملات قراردادهای آتی وجود دارد. این در حالی است که ضریب β ازلحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. به عبارتی بهتر به نظر می‌رسد که جزء مبنا اطلاعات خاصی در خصوص تغییرات قیمت طی ماه‌های آتی نداشته و به‌طورکلی همبستگی چندانی با تغییرات بعدی قیمت نقد ندارد؛ بنابراین قدرت پیش‌بینی‌کنندگی چندانی نسبت به فرآیند گام تصادفی ندارد. این موضوع در حالی است که فرضیه بدون تورش یعنی $\beta = 1$ را نیز نمی‌توان رد نمود. اما با توجه به اینکه ضریب مربوطه از لحاظ آماری تفاوت معناداری با صفر ندارد از این‌رو فرضیه صفر $\beta = 1$ قابل اتکا نبوده و در نتیجه نمی‌توان در خصوص بدون تورش بودن اظهار نظر نمود.

از طرفی دیگر، فرضیه مرکب کارایی بازار یعنی $\alpha = 0$ و $\beta = 1$ رد می‌گردد. این نتیجه می‌تواند بیانگر وجود آثاری از تورش و یا صرف ریسک در بازار آتی باشد. یافته اخیر با نتایج

---

1. Newey and West

۲. با توجه به اینکه برای تخمین این معادلات از تفاضل میان متغیرهای مدل استفاده شده است از این‌رو نیازی به گزارش آماره آزمون مانایی متغیرها وجود ندارد و به دلیل طولانی شدن مقاله از ارائه آن خودداری شده است.

مطالعات چین و کویبیون (۲۰۱۴) و فرناندز (۲۰۱۷) همخوانی دارد در در عین حال با یافته‌های ترکی و همکاران (۱۴۰۰) در خصوص کارایی بازار آتی سکه در تضاد است. با این حال، با توجه به محدود بودن حجم نمونه، میزان اتکاپذیری این نتیجه نیازمند بررسی اندازه و توان آزمون نیز می‌باشد که نتایج آن با استفاده از شبیه‌سازی بوت‌استرپ در جدول (۵) ارائه شده است. علاوه بر این همان‌طور که در نمودار (۳) نیز مشاهده گردید، جزء مبنا درصد بسیار کمی از تغییرات قیمت طی دو ماه بعد را توضیح می‌دهد چراکه مقدار آماره ضریب تعیین فقط ۶/۳ درصد می‌باشد. پایین بودن ضریب تعیین از نوسانات قابل‌ملاحظه در قیمت‌های نقدی حکایت دارد که بازار آتی انتظار آن را نداشته و درنتیجه نتوانسته آن را پیش‌بینی نماید.

بخشی از نتایج به‌دست‌آمده در این تحقیق با یافته‌های دیگر محققین همخوانی دارد. در مطالعه فاما و فرنچ (۱۹۸۷) جزء مبنا توانایی خاصی برای پیش‌بینی تغییرات قیمت طلا نشان نمی‌دهد. فرناندز (۲۰۱۷) به یافته‌های مشابهی در خصوص معناداری α و β دست‌یافته است. در مطالعه این محقق نیز فرضیه کارایی بازار برای قراردادهای آتی طلا رد گردیده است. در مطالعه چین و کویبیون (۲۰۱۴) نیز کارایی بازار قراردادهای آتی طلا رد می‌گردد. افزون بر این، در مطالعه این پژوهشگران نیز شواهد بسیار ضعیفی در خصوص سودمند بودن قراردادهای آتی برای پیش‌بینی تغییرات قیمت نقد در آینده به‌دست‌آمده است.

جدول ۳. نتایج حاصل از رگرسیون تغییرات قیمت بر جزء مبنا (با استفاده از قیمت‌های نقدی)

	ضریب	انحراف معیار	احتمال مربوطه
α	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۵۳
β	۱/۱۹	۰/۷۷	۰/۱۲۵
	آماره کای دو		احتمال مربوطه
فرضیه بدون تورش بودن: $\beta = 1$	۰/۰۵۷		۰/۸۱۱
آزمون فرضیه مرکب: $\alpha = 0$ و $\beta = 1$	۳/۳۶۶		۰/۰۴۱
آماره ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۰۶۳		
تعداد مشاهدات	۵۷		

منبع: یافته‌های پژوهش

حالت دوم: استفاده از قیمت‌های آتی برای ساخت متغیرهای قیمت نقدی

اگر از قیمت‌های قراردادهای آتی یک‌ماهه برای محاسبه تغییرات قیمت استفاده گردد، نتایج تا حدی دستخوش تغییر می‌شود. همان‌گونه که نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد، ضریب مربوط به جزء مبنا از نظر آماری معنادار نیست (ضریب بتا برابر ۰/۵۴ و احتمال مربوطه برابر ۰/۵۸۷) و بنابراین شواهدی مبنی بر وجود محتوای اطلاعاتی جزء مبنا برای پیش‌بینی تغییرات قیمت در دوره‌های آتی مشاهده نمی‌شود. همچنین فرضیه بدون تورش بودن ($\beta = 1$) نیز رد نمی‌شود. در آزمون فرضیه مرکب کارایی بازار نیز مقدار احتمال برابر ۰/۱۶۴ به دست آمده است؛ ازاین‌رو فرضیه صفر رد نمی‌شود. همانطور که بالاتر نیز توضیح داده شد با توجه به محدود بودن حجم نمونه، میزان اتکاپذیری این نتیجه نیازمند بررسی اندازه و توان آزمون نیز می‌باشد که نتایج آن با استفاده از شبیه‌سازی بوت‌استرپ در جدول (۵) ارائه شده است. علاوه بر این، مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده برابر با ۰/۰۰۷- است. منفی بودن این شاخص نشان می‌دهد که مدل برآوردشده نه تنها توان مناسبی برای توضیح تغییرات متغیر وابسته ندارد، بلکه عملکرد آن حتی نسبت به یک مدل بسیار ساده که صرفاً از میانگین متغیر وابسته برای پیش‌بینی استفاده می‌کند نیز ضعیف‌تر است. این نتیجه در کنار غیرمعنادار بودن ضریب β (با مقدار احتمال ۰/۵۸۷)، بیانگر آن است که جزء مبنا تقریباً هیچ محتوای اطلاعاتی قابل اتکایی برای توضیح یا پیش‌بینی تغییرات آتی قیمت در این مشخصه ارائه نمی‌دهد. بنابراین، ضعف مدل صرفاً یک ویژگی آماری نیست، بلکه خود یک یافته تجربی مهم پژوهش محسوب می‌شود که نشان می‌دهد اطلاعات منعکس‌شده در قیمت‌های آتی، در این مشخصه، توان توضیحی و پیش‌بینی بسیار محدودی دارند. این نتیجه همچنین با یافته‌های حاصل از مقایسه RMSE، آزمون دایبولد–ماریانو و آزمون پسران–تیمرمن نیز همسو بوده و همگی بر ضعف محتوای اطلاعاتی قراردادهای آتی در پیش‌بینی تغییرات قیمت دلالت دارند.

علاوه بر این، مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده برابر با ۰/۰۰۷- است. منفی بودن این آماره نشان می‌دهد مدل برآوردشده توان مناسبی برای توضیح تغییرات متغیر وابسته ندارد و در این مشخصه، عملکرد آن حتی در مقایسه با یک مدل ساده مبتنی بر میانگین متغیر وابسته نیز ضعیف است. همراه شدن این نتیجه با عدم معناداری ضریب بتا، بیانگر ضعف شدید توان توضیحی و پیش‌بینی مدل در این حالت است.

جدول ٤. نتایج حاصل از رگرسیون تغییرات قیمت بر جزء مبنا

	ضریب	انحراف معیار	احتمال مربوطه
α	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۱۵۳
β	۰/۵۴	۰/۹۹	۰/۵۸۷
	آماره کای دو		احتمال مربوطه
فرضیه بدون تورش بودن: $\beta = 1$	۰/۲۱۵		۰/۶۴۳
فرضیه کارایی بازار: $\alpha = 0$ و $\beta = 1$	۳/۶۱۱		۰/۱۶۴
آماره ضریب تعیین تعدیل شده	-۰/۰۰۷		
تعداد مشاهدات	۵۶		

منبع: یافته‌های پژوهش

توجه: در رگرسیون مربوطه برای محاسبه تغییرات قیمت نقدی طی سه ماه آینده (متغیر وابسته) از قیمت‌های قراردادهای آتی یک ماهه استفاده‌شده است.

به‌منظور بررسی اثر محدود بودن حجم نمونه بر نتایج آزمون فرضیه مرکب، اندازه و توان آزمون با استفاده از شبیه‌سازی بوت‌استرپ ارزیابی شد که نتایج آن در جدول (۵) ارائه شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، اندازه تجربی آزمون در دو حالت استفاده از قیمت‌های نقدی و قیمت‌های آتی به‌ترتیب برابر با ۴/۸۴ و ۵/۲۸ درصد است که اختلاف ناچیزی با سطح اسمی ۵ درصد دارد. این موضوع نشان می‌دهد که آزمون از نظر اندازه، عملکرد قابل قبولی دارد.

در مقابل، نتایج مربوط به توان آزمون تصویر متفاوتی را نشان می‌دهد. حتی در شرایطی که انحراف نسبتاً قابل توجهی از فرضیه کارایی در نظر گرفته شده است، احتمال رد فرضیه مشترک همچنان پایین باقی می‌ماند. برای مثال، زمانی که مقدار واقعی ضریب β برابر با ۰/۸۰ فرض شده است، نرخ رد فرضیه در دو مشخصه تنها ۸/۵۶ و ۹/۴۴ درصد است و با کاهش مقدار واقعی β به ۰/۵۰ نیز این مقادیر به ۱۷/۶۰ و ۱۶/۴۴ درصد محدود می‌شود. سایر سناریوهای بررسی‌شده نیز الگوی مشابهی را نشان می‌دهند و بیانگر آن هستند که توان آزمون در حجم نمونه موجود پایین است.

با در نظر گرفتن این نتایج، تفسیر آزمون فرضیه مرکب در جداول (۳) و (۴) باید با احتیاط بیشتری انجام شود. بنابراین، رد فرضیه مشترک در جدول (۳) را نمی‌توان به‌تنهایی دلیلی قطعی بر وجود تورش یا صرف ریسک در بازار آتی دانست. به همین ترتیب، عدم رد این فرضیه در

جدول (۴) نیز به معنای تأیید کارایی بازار یا بدون تورش بودن قیمت‌های آتی نیست. در واقع، نتایج تحلیل بوت‌استرپ نشان می‌دهد که حجم نمونه مورد استفاده، توان کافی برای آشکار ساختن انحراف از فرضیه کارایی را در اختیار آزمون قرار نمی‌دهد؛ ازاین‌رو، نتایج حاصل از آزمون فرضیه مرکب بیش از آنکه مؤید کارایی یا ناکارایی بازار باشد، نشان‌دهنده محدودیت قدرت تشخیص آزمون در نمونه مورد بررسی است.

جدول ۵. نتایج تحلیل بوت‌استرپ اندازه و توان آزمون فرضیه مرکب کارایی بازار ($\alpha = 0, \beta = 1.00$) با استفاده از شبیه سازی بوت استرپ

مقادیر واقعی پارامترها	درصد رد فرضیه (قیمت نقدی)	درصد رد فرضیه (قیمت آتی)
اندازه تجربی آزمون $\alpha = 0, \beta = 1.00$	۴/۸۴	۵/۲۸
$\alpha = 0, \beta = 0.95$	۵/۱۰	۵/۳۲
$\alpha = 0, \beta = 0.90$	۶/۸۴	۶/۷۸
$\alpha = 0, \beta = 0.80$	۸/۵۶	۹/۴۴
$\alpha = 0, \beta = 0.70$	۱۱/۶۲	۱۱/۰۰
$\alpha = 0, \beta = 0.50$	۱۷/۶۰	۱۶/۴۴
$\alpha = 0.02\bar{y}, \beta = 1.00$	۴/۵۲	۴/۴۲
$\alpha = 0.05\bar{y}, \beta = 1.00$	۳/۰۸	۳/۹۰
$\alpha = -0.02\bar{y}, \beta = 1.00$	۵/۳۰	۵/۲۰
$\alpha = -0.05\bar{y}, \beta = 1.00$	۶/۲۴	۵/۵۴
$\alpha = 0.02\bar{y}, \beta = 0.90$	۶/۱۴	۵/۹۸
$\alpha = 0.05\bar{y}, \beta = 0.80$	۶/۷۶	۷/۰۴

منبع: یافته‌های پژوهش

توضیح: $\bar{y}$ میانگین متغیر وابسته است. تحلیل بر اساس ۵۰۰۰ تکرار بوت‌استرپ و سطح معناداری ۵ درصد انجام شده است. تعداد مشاهدات در هر دو حالت ۵۶ مشاهده است. در ردیف اول، درصد رد بیانگر اندازه تجربی آزمون است و در سایر ردیف‌ها بیانگر توان آزمون در برابر مقادیر مختلف پارامترها است.

آزمون استحکام[1] نتایج

با توجه به وقوع جهش ارزی سال ۱۳۹۱ در دوره مورد مطالعه و به‌منظور بررسی پایداری نتایج، مدل پژوهش با استفاده از یک متغیر مجازی برای دوره پس از این شوک و همچنین جمله برهم‌کنش یا جمله

1. Robustness

تعاملی[1] بین متغیر مجازی و جزء مبنا مجدداً برآورد شد. هدف از این بررسی، آزمون این فرض بود که آیا رابطه بین جزء مبنا و تغییرات قیمت پس از وقوع این شوک دستخوش تغییر شده است یا خیر.

نتایج بدست آمده که در جدول ۶ نمایش داده شده است نشان می‌دهد که نه ضریب متغیر مجازی و نه ضریب جمله برهم‌کنش در هیچ‌یک از مدل‌های مربوط به قیمت‌های نقدی و قیمت‌های آتی از نظر آماری معنادار نیستند. بنابراین، شواهد آماری مؤیدی مبنی بر تغییر ساختاری رابطه بین جزء مبنا و تغییرات قیمت پس از جهش ارزی سال ۱۳۹۱ مشاهده نشد. این یافته نشان می‌دهد که نتایج اصلی پژوهش نسبت به این شوک از پایداری مناسبی برخوردار بوده و به تغییرات ساختاری ناشی از این رخداد حساس نیستند.

جدول ٦. آزمون استحکام نتایج

	ضریب	
متغیر	قیمتهای نقدی	قیمتهای آتی
β	۰/۲۸۷(۰/۸۰۳)	۱/۱۱۰(۰/۲۴۲)
متغیر مجازی پس از سال ۱۳۹۱	-۰/۰۳۴(۰/۱۵۳)	-۰/۰۲۸(۰/۴۷۹)
ضریب تعاملی (متغیر مجازی *β)	۱/۲۶۸(۰/۴۰۱)	-/۴۵۸(۰/۷۰۳)

منبع: یافته‌های پژوهش

توضیح: اعداد داخل پرانتز احتمال مربوطه هستند

نتایج این بخش را به‌طور خلاصه می‌توان به‌صورت زیر بیان نمود. فرضیه برتری قراردادهای آتی نسبت به گام تصادفی در پیش‌بینی تغییرات قیمت رد می‌گردد. این یافته با نتایج برکچیان و باقرنژاد (۱۴۰۱) که حاکی از پایین‌تر بودن خطای پیش‌بینی قراردادهای آتی در افق‌های کمتر از ۱۰۰ روز در مقایسه با مدل‌های مرجع است، همخوانی ندارد.

در خصوص کارایی بازار نیز نتایج دو مشخصه مورد بررسی یکسان نیست. در حالت استفاده از قیمت‌های نقدی، فرضیه مرکب کارایی بازار رد می‌شود، در حالی که در حالت استفاده از قیمت‌های آتی، این فرضیه رد نمی‌گردد. با این حال، نتایج تحلیل توان ارائه‌شده در جدول (۵) نشان می‌دهد که آزمون مشترک در هر دو حالت از توان پایینی برای تشخیص انحراف از فرضیه

1. Interaction

کارایی برخوردار است. ازاین‌رو، رد فرضیه در حالت نخست باید با احتیاط تفسیر شود و عدم رد آن در حالت دوم نیز به معنای تأیید کارایی بازار یا بدون تورش بودن قیمت‌های آتی نیست. بنابراین، بر اساس شواهد موجود نمی‌توان در خصوص کارایی یا ناکارایی بازار آتی سکه به نتیجه قطعی دست یافت.

قدرت پیش‌بینی‌کنندگی علامت جزء مبنا

یکی دیگر از روش‌هایی که می‌توان محتوای اطلاعاتی قراردادهای آتی در خصوص پیش‌بینی قیمت‌های نقد را مورد واکاوی قرار داد آن است که علامت جزء مبنا (مثبت یا منفی) $f_{t+k,t} - s_t$ با علامت تغییرات قیمت یعنی $s_{t+k} - s_t$ مقایسه گردد (مجتهدی و موثق[1]، ۲۰۰۵). به‌عبارتی‌دیگر سؤال آن است آیا علامت جزء مبنا می‌تواند علامت تغییرات قیمت در آینده را به‌درستی پیش‌بینی نماید. به‌طور مثال اگر علامت جزء مبنا مثبت (منفی) باشد، چقدر احتمال می‌رود که تغییرات قیمت در آینده نیز مثبت (منفی) باشد؟ این سؤال را طور دیگری نیز می‌توان طرح نمود. فرض کنید که قیمت سکه در بازار دو ماه آینده نسبت به الآن کاهش یابد. سؤال این است که آیا قیمت‌هایی که در حال حاضر در بازار آتی رقم خورده‌اند نسبت به قیمت نقد کنونی کمتر بوده (یعنی علامت جزء مبنا منفی باشد) که این کاهش قیمت را پیش‌بینی کرده باشد؟ این رویکرد درک ساده‌تر و مفیدتری از توان پیش‌بینی قراردادهای آتی ارائه می‌کند.

برای این منظور نسبت تعداد دفعاتی که علامت جزء مبنا به‌درستی علامت تغییرات قیمت را پیش‌بینی می‌نماید محاسبه گردیده و سپس معناداری نتایج به‌دست‌آمده باب استفاده از آماره ناپارامتریک پسران و تیمرمن (۱۹۹۲) که در بخش قبل معرفی گردید مورد آزمون قرار می‌گیرد.

نتایج مربوط به آماره پسران و تیمرمن در جدول (۵) نشان داده‌شده است. این جدول حاوی اطلاعات مفید و جالبی در خصوص قراردادهای آتی است. اولین نکته‌ای که در این خصوص مشاهده می‌گردد آن است که علامت مبنا در بسیاری از ماه‌هایی که محاسبه گردیده عمدتاً مثبت بوده است. به‌طور مثال هنگامی‌که از قیمت‌های نقدی برای محاسبه تغییرات قیمت استفاده می‌گردد از ۵۷ مشاهده موجود، علامت مبنا در ۴۸ مورد مثبت بوده است. این رقم برای حالت دیگر ۵۱ از ۵۶ مورد یعنی حدود ۹۰ درصد موارد است. درعین‌حال عدد به‌دست‌آمده بر اساس آماره پسران و تیمرمن از لحاظ آماری معنادار است. با توجه به فضای تورمی که در کشور حاکم بوده است به نظر می‌رسد که این موضوع چندان تعجب ندارد. در مطالعات چین و کوییون

1. Modjtahedi and Movassagh

(۲۰۱۴) و فرناندز (۲۰۱۷) نیز نتایج مشابهی به‌دست‌آمده به‌طوری‌که علامت جزء مبنا تقریباً صددرصد موارد مثبت بوده است. به‌خصوص چین و کوییبون از این موضوع به‌عنوان یک مورد غیرمعمول و خاص قراردادهای آتی طلا نام می‌برند.

اما نکته مهم‌تر امکان پیش‌بینی درست کاهش قیمت توسط قراردادهای آتی است زیرا با توجه به اینکه قیمت سکه به علت تورم و افزایش نرخ ارز همواره افزایشی بوده است قاعدتاً پیش‌بینی قراردادهای آتی نیز افزایش قیمت را نسبت به نرخ‌های حاضر اعلام می‌کند. به عبارتی بهتر، پیش‌بینی افزایش قیمت توسط قراردادهای آتی در این موارد اطلاعات مفیدی که قابلیت استفاده برای امور سرمایه‌گذاری و سیاست‌گذاری داشته باشد، ندارد. بلکه مهم این است که این افزایش قیمت چقدر دقیق بوده است؛ بنابراین به نظر می‌رسد که توان قراردادهای آتی در پیش‌بینی درست قیمت‌ها، در بازارهای نزولی بهتر محک خورده شود.

در دوره مورد مطالعه قیمت‌های نقد دو ماه بعد، ۱۸ بار کاهش نسبت به نرخ‌های کنونی نشان داده است. از این میان قراردادهای آتی ۵ بار این کاهش قیمت را به‌درستی پیش‌بینی کرده است؛ اما درصورتی‌که از قراردادهای آتی برای برآورد قیمت‌های نقد استفاده گردد، قیمت‌های آتی فقط یک‌بار از ۱۷ بار کاهش قیمت قیمت‌های نقد طی سه ماه بعد را به‌درستی پیش‌بینی کرده است.

جدول ۷. پیش‌بینی علامت تغییرات قیمت نقد با استفاده از علامت مبنا

	نسبت تعداد دفعاتی که علامت جزء مبنا به‌درستی کاهش قیمت را پیش‌بینی می‌نماید	نسبت تعداد دفعاتی که علامت جزء مبنا به‌درستی علامت افزایش قیمت را پیش‌بینی می‌نماید	نسبت تعداد دفعاتی که علامت جزء مبنا به‌درستی علامت تغییرات قیمت را پیش‌بینی می‌نماید	آماره پسران- تیمرمن (۱۹۹۲)	احتمال
حالت اول: محاسبه متغیرهای قیمت نقدی با اطلاعات قیمت نقدی	۵ بار از ۱۸ بار کاهش قیمت	۳۵ بار از ۳۹ بار افزایش قیمت	۰/۷۰	۳/۷۰۱	۰/۰۰۰
حالت دوم: محاسبه متغیرهای قیمت نقدی با استفاده از قیمت‌های آتی	یک‌بار از ۱۷ بار کاهش قیمت	۳۵ بار از ۳۸ بار افزایش قیمت	۰/۶۴	۰/۹۳۲	۰/۳۵۱

منبع: یافته‌های پژوهش

بحث و نتیجه‌گیری

تغییرات قیمت سکه و طلا در ایران همواره موردتوجه بسیاری از شهروندان، فعالان بازار و سیاست‌گذاران بوده است. سکه و طلا از دیرباز به‌عنوان گزینه مناسبی برای مدیریت‌کردن ریسک تورم و کاهش ارزش پول مطرح بوده و به‌اصطلاح محل امنی برای در امان ماندن از تورم تلقی گردیده است؛ بنابراین اطلاع از تغییرات قیمت این دارایی در آینده از اهمیت بالایی برای تمام گروه‌های جامعه برخوردار است.

با گسترش هرچه بیشتر معاملات قراردادهای آتی سکه در ایران و در کنار بحث‌هایی که همواره در خصوص تأثیر آن بر نوسانات بازار نقدی مطرح گردیده، و در نهایت به توقف معاملات این ابزار مالی در اوج نوسانات سال ۱۳۹۷ منجر گردید، این سؤال موردتوجه فعالان این بازار قرارگرفته است که قیمت‌های آتی قراردادهای سکه چه میزان اطلاعات مفید در خصوص تغییرات قیمت سکه در آینده می‌تواند در اختیار معامله‌گران و سیاست‌گذاران قرار دهد. نتایج به‌دست‌آمده در این تحقیق نشان می‌دهد که به‌طورکلی قراردادهای آتی سکه توانایی چندانی برای پیش‌بینی تغییرات قیمت در آینده ندارد. بطوریکه تفاوت معناداری میان پیش‌بینی‌های حاصل از قراردادهای آتی و فرآیند گام تصادفی در خصوص تغییرات قیمت در آینده وجود ندارد. به همین دلیل این بازار درصد بسیار کمی از تغییرات قیمت نقد در دوره‌های آتی را توضیح می‌دهد که چندان قابل‌ملاحظه نمی‌باشد. درعین‌حال بر اساس نتایج بدست آمده نمی‌توان در خصوص رد عدم و یا رد فرضیه کارایی بازار آتی سکه اظهار نظر نمود. این موضوع در خصوص آمده فرضیه بدون تورش بودن قراردادهای آتی در در خصوص پیش‌بینی تغییرات قیمت نیز صحیح می‌باشد. نکته آخر آنکه مقایسه علامت سیگنال‌هایی که در بازار آتی در خصوص مسیر قیمت‌ها در آینده صادر می‌گردد با علامت تغییرات واقعی قیمت در آینده و طی دوره‌های زمانی مشخص نشان می‌دهد که بازار آتی توانایی‌های چندانی در پیش‌بینی درست علامت تغییرات قیمت که دوره‌هایی که با بازار با کاهش قیمت همراه بوده است، ندارد. این نتایج با نتایج فاما و فرنچ (۱۹۸۷) همخوانی دارد: قیمت قراردادهای آتی برای کالاها و دارایی‌هایی که نوسانات فصلی خاصی در آنها وجود ندارد، در عمل بازتابی از قیمت نقد کنونی و تعدیل آن بر اساس هزینه حمل و نگهداری است. با توجه به توانایی پایین قراردادهای آتی درخصوص تغییرات قیمت سکه در آینده، سیاست‌گذاران باید از تأکید بیش‌ازحد بر قیمت‌های آتی برای پیش‌بینی تغییرات قیمت پرهیز نموده و با احتیاط بیشتری در این خصوص برخورد

نمایند. از طرفی دیگر نظر به عملکرد هرچند نامحسوس بازار آتی در پیش‌بینی کاهش قیمت طی دوره موردبررسی لازم است ذینفعان این بازار بدان توجه نمایند. البته این پیشنهادات منوط به راه‌اندازی قراردادهای آتی سکه در آینده می‌باشد.

برای بررسی بهتر ماهیت بازار آتی از منظر پیش‌بینی قیمت‌ها، می‌توان پژوهش‌های دیگری در آینده انجام داد. یکی از دستور کارها در این خصوص می‌تواند بررسی توان پیش‌بینی قراردادهای آتی برای دوره‌های زمانی طولانی‌تر مثلاً چهارماهه، شش‌ماهه و هشت‌ماهه باشد. این موضوع می‌تواند اطلاعات بهتری در این زمینه ارائه دهد. مقایسه عملکرد پیش‌بینی قراردادهای آتی با مدل‌های متنوع‌تری شامل گام تصادفی با جمله رانش و مدل‌های ARIMA، یکی دیگر از پژوهش‌هایی است که می‌توان در این زمینه انجام داد. با توجه به شرایط خاص بازار سرمایه ایران و وجود نوسانات ساختاری، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی نقش شوک‌های سیاستی و اقتصادی با استفاده از مدل‌هایی نظیر Vector Autoregressionمورد بررسی قرار گیرد. همچنین، تحلیل کارایی بازار با در نظر گرفتن هزینه‌های معاملاتی، محدودیت‌های سرمایه‌گذاری و مداخلات سیاستی می‌تواند به درک دقیق‌تر سازوکار کشف قیمت در بازار قراردادهای آتی کمک نماید. افزون بر این، بررسی اثر عمق بازار و میزان نقدشوندگی بر قدرت پیش‌بینی قراردادهای آتی نیز می‌تواند مسیر مناسبی برای توسعه ادبیات پژوهش در این حوزه باشد.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق پژوهش

نویسندگان اصول اخلاقی را در انجام و انتشار این پژوهش علمی رعایت نموده‌اند و این موضوع مورد تأیید همه آنهاست.

مشارکت نویسندگان

نویسنده اول: استاد راهنمای پایان‌نامه، طراحی پژوهش، نظارت بر مراحل انجام پژوهش، بررسی و کنترل نتایج، اصلاح، بازبینی و نهایی‌سازی مقاله.

نویسنده دوم: تهیه و آماده‌سازی نمونه‌ها، انجام آزمایش و گردآوری داده‌ها، انجام محاسبات، تجزیه و تحلیل آماری داده‌ها، تحلیل و تفسیر اطلاعات و نتایج، تهیه پیش‌نویس مقاله

نویسنده سوم: استاد مشاور پایان‌نامه، مشارکت در طراحی پژوهش، نظارت بر پژوهش، مطالعه و بازبینی مقاله

تعارض منافع

بنا بر اظهار نویسندگان این مقاله تعارض منافع ندارد.

حامی مالی

مقاله حاضر با حمایت مالی معاونت پژوهشی دانشگاه کردستان انجام شد.

حمایت مالی از این پژوهش از طرف دانشگاه کردستان، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، و در قالب پژوهانهٔ پایان‌نامه دانشجویی نویسنده دوم و همچنین پژوهانه برای سایر نویسندگان انجام شده است.

سپاسگزاری

از معاونت محترم پژوهشی دانشگاه کردستان به خاطر حمایت مالی و همکاری در اجرای پژوهش حاضر سپاسگزاری می‌شود.

از داوران محترم جهت ارائه نظرهای ساختاری و علمی سپاسگزاری می‌شود.

References

Ali Ahmadi, S. (2011). Forecast the Gold Coin Future Contracts prices by ARIMA models in Iran Mercantile Exchange (IME). *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 4(1), 61-74. (In Persian).
https://sanad.iau.ir/fa/Article/803225

Barakchian, S. M, & Baghernejad, A. (2023). Can the Gold Coin Futures Prices Forecast the Gold Coin Spot Prices at the Maturity Date? *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*. 30 (104), 147-182. (In Persian).
https://doi.org/10.52547/qjerp.30.104.147

Bentes, S. R. (2015). Forecasting volatility in gold returns under the GARCH, IGARCH and FIGARCH frameworks: new evidence. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 438, 355-364.
https://doi.org/10.1016/j.physa.2015.07.011

Boulter, T. (2006). The efficiency of currency markets: studies of volatility and speed of adjustment (Doctoral dissertation, Queensland University of Technology). https://eprints.qut.edu.au/16472/

Chinn, M. D., & Coibion, O. (2014). The predictive content of commodity futures. *Journal of Futures Markets*, 34(7), 607-636.
https://doi.org/10.1002/fut.21615

Cox, C. C. (1976). Futures trading and market information. *Journal of political economy*, *84*(6), 1215-1237. https://doi.org/10.1086/260509

Fakari Sardhaei, B., Mirzapour, A., Siami, A., & Kajouri, M. (2014). The relationship between futures and cash market price of gold coins. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 2(22), 93-107. (In Persian). https://sanad.iau.ir/Journal/jfksa/Article/803347

Fallah, J., & Ghaffari, F. (2015). The Effects of Margin Changes on the Futures Prices, Trading Volume and Price Volatility in Iran Mercantile Exchange Gold Coin Futures Contracts. *Journal of Economic Research and Policies*, 23, 25-52. (In Persian). http://qjerp.ir/article-1-1060-fa.html

Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance*, 25(2), 383-417.
https://doi.org/10.2307/2325486

Fama, E. F., & French, K. R. (2015). Commodity futures prices: Some evidence on forecast power, premiums, and the theory of storage. *In The World Scientific Handbook of Futures Markets* (pp. 79-102).
https://doi.org/10.1142/8984

Fernandez, V. (2017). A historical perspective of the informational content of commodity futures. *Resources Policy*, 51, 135-150.

https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2016.12.002

French, K. R. (1986). Detecting spot price forecasts in futures prices. *Journal of Business*, S39-S54. https://www.jstor.org/stable/2352781

Ignaccolo M., M. Latka and B. J. West, (2010), "Detrended Fluctuation Analysis of Scaling Crossover Effects", *EPL (Europhysics Letters)*, 90:1-6. https://doi.org/10.1209/0295-5075/90/10009

Joseph, A., Sisodia, G., & Tiwari, A. K. (2014). A frequency domain causality investigation between futures and spot prices of Indian commodity markets. *Economic Modelling*, 40, 250-258.

https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.04.019

Ko, K. S., & Lee, S. B. (1991). A comparative analysis of the daily behavior of stock returns: Japan, the US and the Asian NICs. *Journal of Business Finance & Accounting*, 18(2), 219-234.

https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.1991.tb00590.x

Kuruppuarachchi, D., Lin, H., & Premachandra, I. M. (2019). Testing commodity futures market efficiency under time-varying risk premiums and heteroscedastic prices. *Economic Modelling*, 77, 92-112.

https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.12.005

Modjtahedi, B., & Movassagh, N. (2005). Natural-gas futures: Bias, predictive performance, and the theory of storage. *Energy Economics*, 27(4), 617-637. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2005.04.005

Mohammadi, A., & Savari, Z. (2018). The Effect of Gold Coin Futures on the Spot Market Volatility in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 23(74), 59-95. (In Persian).

https://doi.org/10.22054/ijer.2018.8826

Nadali, Mohammad. (2014). The Establishment of Gold Coin Futures Market and Its Effects on Iranian Economy. *Trend (Trend of Economic Research)*, 20(63-64), 141-168. (In Persian). https://cbi.ir/simplelist/12526.aspx

Reeve, T. A., & Vigfusson, R. J. (2011). Evaluating the forecasting performance of commodity futures prices. *FRB International Finance Discussion Paper*, (1025). https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1912969

Reichsfeld, D. A., & Roache, S. K. (2011). Do commodity futures help forecast spot prices? (No. 11/254). International Monetary Fund.

https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2011/wp11254.pdf

Shariatpanahi, M., Mohammadzadegan, H., & Shahini, S. (2014). Examining the Relationship Between Spot Price of an Underlying Asset and Cost of Carry of Gold Coin Futures in Iran Mercantile Exchange (IME). *Journal of Investment Knowledge*, 3(10), 187-198. (In Persian).

https://www.jik-ifea.ir/article_7612.html

Torki, L., Fathi, S., & Mahmodi, F. (2021). Evaluating the Efficiency of Future Coin Contracts in Iran. *Financial Accounting Research*, *13*(3), 65-88. (In Persian). https://doi.org/10.22108/far.2021.128301.1750

Reichsfeld, D. A., & Roache, S. K. (2011). Do commodity futures help forecast spot prices? (No. 11/254). *International Monetary Fund*. https://doi.org/10.5089/9781463923891.001

Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Quarterly Journal of Securities Exchange, Fall 2026, V. 19, No.75, pp. 265-286

Stock Price Trend Prediction Using LSTM Neural Network and Technical Analysis [1]

Narges Norouzi [2*], Mohammad Hossein Esmaeili[3]

Received: 18 October 2025 Revised: 05 August 2026
Accepted: 12 August 2026 Published Online: 18 August 2026

Research Paper

Highlights

• Proposed a hybrid model combining Elliott Wave Theory, Fibonacci analysis, and LSTM neural network.
• Superior accuracy: 77.3% Directional Accuracy (DA) vs. SVM (68.2%) and Decision Tree (64.5%)
• Lower error rate: 9.45% Mean Absolute Error (MAE) vs. SVM (12.35%) and Decision Tree (13.89%)

Abstract

Financial markets play a crucial role in capital allocation and economic growth; therefore, accurate prediction of stock price trends is of particular importance. This study presents an innovative approach for predicting stock price trends in the Tehran Stock Exchange by combining Elliott Wave Theory, Fibonacci retracement analysis, and a Long Short-Term Memory (LSTM) neural network. The proposed method utilizes historical stock price data to identify recurring patterns in market price movements, enabling more accurate predictions compared to traditional models. The results indicate that the LSTM model achieved an MAE of 9.45 and a DA of 77.3%, outperforming traditional models. Furthermore, integrating Elliott Waves and Fibonacci analysis enhances the model's ability to detect reversal points and forecast market trends.

Keywords: Stock price prediction, Tehran Stock Exchange, technical analysis, Long Short-Term Memory (LSTM) neural network.

JEL Classification: C45-C53-G12-G17.

---

1. 10.22034/jse.2025.12602.2383
2. Assistant Professor, Department of Industrial Engineering, NT.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran, Corresponding author, (nargesnorouzi@iau.ac.ir)
3. Master of Science, Department of Industrial Engineering, NT.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran, (mohamadhosssein1376@gmail.com)

Copyright © 2026 The Authors. Published by Securities and Exchange Organization. This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Cite This Article: Norouzi, Narges; Esmaeili, Mohammad Hossein; (2026). Stock Price Trend Prediction Using LSTM Neural Network and Technical Analysis. ***Quarterly Journal of Securities Exchange***, 19 (75), 265-286.
https://doi.org/10.22034/jse.2025.12602.2383 Homepage: https://journal.seo.ir

Introduction

Financial markets play a fundamental role in capital allocation and economic growth, making accurate stock price trend prediction critically important for investors, policymakers, and analysts. Traditional approaches to stock price prediction can be broadly categorized into fundamental analysis, which examines economic factors and company financials, and technical analysis, which studies historical price patterns and market behavior. Technical analysis operates on the premise that history repeats itself and that future price changes can be determined based on past price movements, as market trends are shaped by investor sentiment reflected in price and volume data. Unlike simpler machine learning algorithms such as Support Vector Machines (SVM) or Decision Trees, LSTM networks can automatically extract relevant features and learn intricate relationships without requiring manual feature engineering. Previous research has explored various combinations of technical analysis and machine learning for stock market prediction. Khan et al. (2022) incorporated social media and financial news data to enhance prediction accuracy. Liu et al. (2023) introduced a hybrid deep learning model for stock price prediction using technical indicators and news sentiment. Kim et al. (2022) integrated chart pattern recognition with convolutional neural networks (CNNs).

This study extends previous work by Seif et al. (2021) through the integration of deep learning techniques, specifically LSTM neural networks, with Elliott Wave Theory and Fibonacci retracement analysis. The primary objective is to develop a novel approach for stock price trend prediction that leverages the strengths of both traditional technical analysis tools and modern machine learning methods.

Methodology

The proposed methodology consists of four main stages:

Stage 1: Elliott Wave Identification

The Elliott Wave Theory is applied to historical price data to identify market structure and classify price movements into impulsive or corrective waves.

Stage 2: Fibonacci Analysis

Fibonacci retracement and extension levels are applied to enhance prediction of turning points or continuation zones in price trends. Key Fibonacci levels including 0.236, 0.382, 0.5, 0.618, and 0.786 serve as critical points for identifying potential support and resistance levels where price reversals or trend continuations are likely to occur.

Stage 3: LSTM Neural Network Architecture

The LSTM model is constructed with input layers, LSTM layers, and output layers configured to process historical stock price data alongside identified wave patterns and Fibonacci levels.

Stage 4: Prediction and Evaluation

The trained LSTM model generates predictions for future stock price trends. Model performance is evaluated using two primary metrics:

- Mean Absolute Error (MAE): Measures the average magnitude of prediction errors
- Directional Accuracy (DA): Assesses the model's ability to correctly predict the direction of price movements

To validate the effectiveness of the proposed hybrid approach, its performance is compared against two traditional machine learning methods:

- Support Vector Machine (SVM)
- Decision Tree algorithm

These models are trained and tested on the same dataset using identical data partitioning and evaluation criteria.

Results

The experimental results demonstrate significant improvements achieved by the proposed hybrid LSTM model incorporating Elliott Wave and Fibonacci analysis. Both traditional models exhibit moderate performance in stock price trend prediction, with directional accuracy ranging between 64-68%. The SVM model outperforms the Decision Tree algorithm, achieving lower MAE and higher DA values.

The proposed hybrid approach demonstrates superior performance across both evaluation metrics. The MAE is reduced to 9.45%, representing a 23.5% improvement over SVM and a 32% improvement over Decision Tree. Directional accuracy increases to 77.3%, substantially outperforming both traditional methods.

Discussion

This study presents a novel approach for stock price trend prediction through the integration of Elliott Wave Theory, Fibonacci retracement analysis, and LSTM neural networks. The experimental results demonstrate that the proposed hybrid method significantly outperforms traditional machine learning approaches, achieving directional accuracy of 77.3% and reducing prediction error to 9.45%.

The superior performance can be attributed to several factors. First, LSTM networks excel at capturing long-term dependencies and complex temporal patterns in financial time series data. Second, Elliott Wave analysis provides a structured framework for identifying recurring market patterns and wave structures. Third, Fibonacci levels offer objective

reference points for potential support, resistance, and price targets. The combination enables the model to leverage the strengths of each approach: Fibonacci for identifying support/resistance levels, Elliott Waves for overall market movement analysis, and LSTM for learning complex nonlinear relationships.

Conclusion

This research makes several contributions to the field of financial time series prediction. The findings support the hypothesis that market behavior exhibits recurring patterns that can be systematically identified and leveraged for prediction. From a practical standpoint, the proposed method provides investors and analysts with an enhanced tool for decision-making in financial markets. The improved directional accuracy enables better identification of entry and exit points, potentially leading to more profitable trading strategies. For policymakers, the ability to anticipate market trends supports more informed economic policy decisions. Despite its promising results, the proposed approach has certain limitations. The hybrid model requires greater computational resources and longer training times compared to simpler methods. Additionally, if not carefully tuned, the model may be susceptible to overfitting, particularly when applied to smaller datasets.

Author Cntributions

All authors contributed equally to the conceptualization of the article and writing of the original and subsequent drafts.

Data Availability Statement

Data available on request from the authors.

Acknowledgements

The authors would like to thank all participants in the present study.

Ethical Considerations

The authors avoided data fabrication, falsification, plagiarism and misconduct.

Funding

This research didn’t receive any specific grant from funding agencies in the public commercial, or not-for-profit secors.

Conflict of Interest

The authors declare no conflict of interest.



سازمان بورس و اوراق بهادار، مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال نوزدهم، شماره ۷۵، پاییز ۱۴۰۵، صص ۲۸۶-۲۶۵

پیش بینی روند قیمتی سهام با استفاده از شبکه عصبی LSTM و تحلیل تکنیکال[۱]

نرگس نوروزی[۲]، محمدحسین اسمعیلی[۳]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت : ۱۴۰۴/۰۷/۲۶ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۵/۱۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۵/۲۱ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۵/۲۷

نکات برجسته

- ارائه یک مدل ترکیبی با ترکیب نظریه موج الیوت، تحلیل فیبوناچی و شبکه عصبی LSTM
- دقت برتر: ۷۷.۳٪ دقت جهت‌دار (DA) در مقایسه با SVM (۶۸.۲٪) و درخت تصمیم (۶۴.۵٪)
- نرخ خطای کمتر: ۹.۴۵٪ (MAE) در مقایسه با SVM (۱۲.۳۵٪) و درخت تصمیم (۱۳.۸۹٪)

چکیده

بازارهای مالی نقش مهمی در تخصیص سرمایه و رشد اقتصادی ایفا می کنند؛ از این رو پیش بینی دقیق روند قیمت سهام به منظور بهبود تصمیم گیری در بازارهای مالی از اهمیت ویژه ای برخوردار است. این پژوهش رویکردی نوآورانه برای پیش بینی روند قیمت سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران ارائه می دهد که ترکیبی از روش های امواج الیوت، تحلیل اصلاح فیبوناچی و یک شبکه عصبی حافظه کوتاه مدت طولانی (LSTM) است. روش پیشنهادی با استفاده از داده های تاریخی قیمت سهام برای شناسایی الگوهای تکرارشونده در حرکات قیمت بازار، قابلیت پیش بینی های دقیق تری را نسبت به مدل های سنتی ارائه می دهد. نتایج نشان می دهند که مدل LSTMبا MAE برابر با ۹.۴۵٪ و DA برابر با ۷۷.۳ ٪عملکرد بهتری نسبت به مدل های سنتی دارد. همچنین ادغام امواج الیوت و تحلیل فیبوناچی، توانایی مدل را در شناسایی نقاط برگشت و پیش بینی روندهای بازار تقویت می کند.

واژه‌های کلیدی: پایداری سود، ضریب واکنش سود آتی، روش پارامترهای متغیر زمانی، همبستگی درون صنعتی.

طبقه‌بندی موضوعی: M41

---

۱. doi: 10.22034/jse.2025.12602.2383

۲. استادیار،گروه مهندسی صنایع، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (nargesnorouzi@iau.ac.ir)

۳. کارشناس ارشد، گروه مهندسی صنایع، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (mohamadhosssein1376@gmail.com)

حق انتشار این مستند، متعلق به نویسندگان آن است. ۱۴۰۵ ©. ناشر این مقاله، سازمان بورس و اوراق بهادار است.
این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license
(https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

استناد: نوروزی، نرگس؛ اسمعیلی حوری، محمدحسین؛ (۱۴۰۵). پیش بینی روند قیمتی سهام با استفاده از شبکه عصبی LSTM و تحلیل تکنیکال. فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۱۹ (۷۵)، ۲۸۶-۲۶۵.
https:// 10.22034/jse.2025.12602.2383 Homepage: https://journal.seo.ir

مقدمه

امروزه بازارهای مالی نقشی مهمی در تخصیص سرمایه و رشد اقتصادی ایفا می کنند. در این بازارها، بورس‌ها به‌عنوان پلتفرم‌های اساسی عمل می‌کنند که در آن سرمایه‌گذاران اوراق بهادار را معامله می‌کنند و بر توسعه اقتصادی و ثبات مالی تأثیر می‌گذارند. بازار سهام ایران که در سال ۱۹۶۲ (۱۳۴۱ بر اساس تقویم ایران) تأسیس شد، زمینه منحصر به فردی را برای مطالعه فراهم می‌کند. به عنوان بازار سرمایه، وظیفه اصلی آن تخصیص کارآمد منابع از طریق تسهیل خرید و فروش سهام از شرکت های دولتی و خصوصی است. با جذب و هدایت منابع مالی به سمت سرمایه گذاری های مولد، بازار سهام به رشد اقتصادی کمک می‌کند، مداخله دولت را کاهش می‌دهد و نقدینگی کلی بازار را افزایش می‌دهد. از این رو توانایی پیش‌بینی حرکات قیمت سهام برای سرمایه‌گذاران، سیاست‌گذاران و تحلیل‌گران به طور یکسان بسیار مهم است، زیرا تصمیم‌گیری در مورد استراتژی‌های سرمایه‌گذاری، مدیریت ریسک و سیاست‌های اقتصادی را تعیین می‌کند.

یکی از روش های پیش بینی روند سهام یادگیری عمیق[1] است که زیرمجموعه ای از یادگیری ماشین است و از شبکه های عصبی مصنوعی[2] برای مدل سازی و حل مسائل پیچیده استفاده می‌کند. این شامل آموزش این شبکه های عصبی بر روی مقادیر زیادی از داده ها به منظور پیش بینی، طبقه بندی داده ها و تشخیص الگوها است. یادگیری عمیق با توانایی آن در یادگیری خودکار از داده‌ها بدون نیاز به برنامه‌نویسی صریح مشخص می‌شود و راه‌حل‌های دقیق‌تر و کارآمدتری را برای طیف وسیعی از وظایف فراهم می‌کند. یکی از الگوریتم های کارا در این حوزه LSTM[3] است. یکی از مزیت‌های LSTM در پیش‌بینی روند قیمتی، توانایی آن‌ها در گرفتن وابستگی‌ها و الگوهای بلندمدت در داده‌ها است. مدل‌های LSTM می‌توانند اطلاعات مهم را از نقاط داده گذشته به خاطر بسپارند و آن‌ها را در پیش‌بینی بگنجانند و برای داده‌های سری زمانی مانند قیمت سهام مناسب باشند. علاوه بر این، الگوریتم‌های یادگیری عمیق توانایی استخراج خودکار ویژگی‌ها و یادگیری روابط پیچیده در داده‌ها، بدون نیاز به مهندسی ویژگی‌های دست‌ساز را دارند. این می‌تواند آنها را نسبت به الگوریتم‌های یادگیری ماشینی

1. Deep learning
2. Artificial Neural Network
3. Long Short Term Memory

ساده‌تر مانند ماشین‌های بردار پشتیبان[1] (SVM) انعطاف‌پذیرتر و سازگارتر با شرایط متغیر بازار کند. از طرفی دیگر تجزیه و تحلیل تکنیکال یکی دیگر از روشهای پیش بینی روند قیمتی سهام است که شامل تکنیک های پیش بینی است که با اندازه گیری الگوهای تاریخی رفتار قیمت سهام به دست آمده است. تحلیل گر پس از بررسی عملکرد رفتار ،گذشته اطلاعات جاری مربوط به قیمت سهام را مورد بررسی قرار می‌دهد تا دریابد که آیا هیچ گونه الگوی برقرار شده ای قابل اعمال است یا خیر؟ اگر چنین باشد پیش بینی هایی می توان انجام داد. ایده اصلی تجزیه و تحلیل تکنیکی این است که روند تغییرات سهام به وسیله تغییرات نگرش سرمایه گذاران که خود متاثر از عوامل متعددی است شکل می گیرد با استفاده از قیمت و حجم معاملات تحلیل گران تکنیکی به پیش بینی تغییرات آینده قیمت ها اقدام می‌کنند تحلیل گران تکنیکی بر این عقیده‌اند که تاریخ خود را تکرار می‌کند و تغییرات آتی قیمت سهام میتواند با توجه به قیمتهای پیشین سهام تعیین شوند. تکنیکال‌ها فرض را بر آن می گذارند که عوامل بنیادی تاثیر خود را بر روی قیمت ها گذاشته اند و لذا تحلیل نمودار قیمت می تواند راهگشای پیش بینی آینده است. از این رو سینگ[2] و همکاران (۲۰۲۲)، یک شبکه عصبی سخت‌گیرانه‌تر را برای پیش‌بینی بازار سهام ایجاد کردند. این مقاله یک تحلیل فنی از پیش‌آگهی بازار سهام از طریق شبکه‌های عصبی را به تصویر می‌کشد. پیش‌آگهی بازار سهام را می‌توان با استفاده از انواع مختلفی از مکانیسم‌های رویه‌های یادگیری ماشین تحلیل کرد. کان[3] و همکاران (۲۰۲۲)، از الگوریتم‌هایی در رسانه‌های اجتماعی و داده‌های اخبار مالی استفاده کردند تا تأثیر این داده‌ها بر دقت پیش‌بینی بازار سهام را برای ده روز بعد کشف کنند. برای بهبود عملکرد و کیفیت پیش‌بینی‌ها، انتخاب ویژگی و کاهش توییت‌های هرزنامه بر روی مجموعه داده‌ها انجام می‌شود. نتایج تجربی نشان می‌دهد که بالاترین دقت پیش بینی ۸۰.۵۳٪ و ۷۵.۱۶٪ به ترتیب با استفاده از رسانه های اجتماعی و اخبار مالی به دست می آید.

در مطالعه‌ای دیگر توسط لی[4] و همکاران (۲۰۲۱) به بررسی میزان اثربخشی شبکه‌های عصبی عمیق، از جمله LSTM، در ترکیب با شاخص‌های تکنیکال پرداختند. آن‌ها با مقایسه این مدل با سایر معماری‌های یادگیری عمیق دریافتند که LSTM در شناسایی الگوهای زمانی

1. Support Vector Machine
2. Singh
3. Khan
4. Lee

پیچیده بازار برتری دارد و می‌تواند به‌عنوان ابزاری کارآمد برای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران بازار به‌کار رود. در پژوهشی دیگر، توسط کو و چانگ[1] (۲۰۲۱) از مدل LSTM در ترکیب با تحلیل احساسات و شاخص‌های تکنیکال برای پیش‌بینی قیمت سهام استفاده کردند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که افزودن داده‌های احساسی بازار به ورودی مدل، باعث بهبود دقت پیش‌بینی در مقایسه با استفاده صرف از داده‌های تکنیکال می‌شود و می‌تواند ابزار مناسبی برای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران باشد. همچنین لیو[2] و همکاران (۲۰۲۳) یک مدل ترکیبی یادگیری عمیق جدید را برای پیش‌بینی قیمت سهام با استفاده از شاخص‌های تکنیکال و احساسات خبری معرفی کردند. این پژوهش، بر قدرت رویکردهای ترکیبی تأکید دارد و نشان می‌دهد که ادغام منابع اطلاعاتی مختلف می‌تواند به پیش‌بینی‌های قوی‌تر منجر شود.

کیانی زاده[3] و همکاران (۱۴۰۲) در مطالعه ای به مقایسه دقت مدل های متخب یادگیری ماشین جهت پیش بینی قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج آنان نشان داد از بین الگوریتمهای یادگیری ماشین، الگوریتم ماشین بردار پشتیبان بیشترین قدرت پیش بینی کنندگی در قیمت سهام را به خود اختصاص داده است. سیف[4] و همکاران (۱۴۰۰) ابتدا داده‌های شاخص کل، از تاریخ ۱۳۸۷/۰۲/۲۵ تا ۱۳۹۹/۰۹/۰۵ به‌طور روزانه بررسی کردند و سپس با استفاده از نوسان‌نمای موج الیوت[5] و شاخص قدرت حرکت، حرکات جنبشی و اصلاحی شناسایی و به سه دسته خرید، فروش و نگهداری برچسب‌گذاری شدند. سپس، خروجی این مرحله به سه الگوریتم یادگیری ماشین شامل درخت تصمیم، بیز ساده و ماشین بردار پشتیبان داده شد تا برای یادگیری و پس از آن، پیش‌بینی روند روی داده‌های آزمون، آزمایش شوند. نتایج نشان داد که در شاخص بورس اوراق بهادار تهران، شناسایی امواج الیوت امکان‌پذیر است و الگوریتم‌های ماشین بردار پشتیبان و درخت تصمیم، قادرند روند شاخص کل را برای آینده با دقت بالایی پیش‌بینی کنند. دهقان خلیلی[6] و همکاران (۱۴۰۰)، بیان کردند که تصمیم گیری در بازار سرمایه مسئله ای که مدت ها است توجه محققان را به خود جلب کرده است. تشخیص درست تغییرات قیمت سهام در بازارهای مالی که محیطی پویا دارند و عدم اطمینان در آن موج

1. Ko & Chang
2. Liu
3. Kianizadeh
4. Seif
5. Elliott Wave
6. Dehghan Khalili

می زند؛ باعث شده تا افرادی که بدون دانش مالی کافی و استفاده از ابزارهای مناسب پا به این عرصه گذاشته اند با شکست سختی روبرو شوند. در این مطالعه، برای پیش‌بینی قیمت سهام از مدل شبکه عصبی بازگشتی استفاده شد. پژوهشگران با بهره‌گیری از داده‌های سری زمانی مربوط به قیمت سهام در بورس تهران، مدلی توسعه دادند که قابلیت شناسایی الگوهای پیچیده و وابستگی‌های بلندمدت در داده‌های تاریخی بازار را داشته باشد. مدل پیشنهادی عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های سنتی نظیر رگرسیون خطی و ماشین بردار پشتیبان از خود نشان داد. دولو و صفری[1] (۱۳۹۵) به پیش بینی شاخص قیمت سهام با استفاده از مدل های هموارسازی نمایی، میانگین متحرک خودرگرسیون انباشته[2] (آریما) و شبکه عصبی خودرگرسیون غیرخطی پرداختند. به منظور استفاده از مزیت های هریک از این مدل ها و کاهش خطای پیش بینی روشی هیبریدی ارائه شد. نتایج بدست آمده نشان دهنده کاهش خطای پیش بینی توسط مدل هیبریدی نسبت به مدل های تشکیل دهنده آن است.

در جدول ۱ خلاصه ای از تحقیقات در این حوزه آمده است.

جدول ۱. خلاصه‌ای از تحقیقات پیشین

نیکو اقبال و همکارانش (۱۳۹۳)	شبکه عصبی ایستای فازی نسبت به سایر شبکه‌های عصبی ایستا و پویا دارای دقت عمل بیشتری در پیش بینی بازدهی شاخص قیمت است.
فتحی و پرویزی (۱۳۹۵)	همه استراتژی‌ها اکثر سیگنال‌هایی که برای خرید پیشنهاد شده است، بازدهی بیش از بازده بدون ریسک ایجاد کرده است. همچنین در همه استراتژی‌ها ضمن سودآور بودن سیگنال‌های خرید و نگهداری سهام برای هر یک از بازه های مذکور تفاوت معناداری در میزان بازده سالانه ایجاد نمی‌کند.
غلامیان و داودی (۱۳۹۶)	دقت روش پیشنهادی در برآورد روند بازار ۶۴ درصد می باشد و نسبت به دو روش مقایسه شده رگرسیون لجستیک و روش کاملا تصادفی از دقت بالاتری برخوردار است.
باساک و همکارانش (۲۰۱۸)	الگوریتم جنگل تصادفی در مقایسه با الگوریتم درخت تصمیم‌گیری گرادیان تقویت شده از دقت بالاتری برخوردار است.
حجاز و همکاران (۲۰۱۷)	استفاده از میانگین متحرک همگرایی واگرایی در فرآیند تصمیم گیری برای سرمایه گذاری در بازار سهام لبنان به طور چشم گیری به حداکثر رساندن سودآوری در سرمایه گذاری ها کمک نمی‌کند.

1. Dolou & Safari
2. Auto Regressive Integrated Moving Average (ARIMA)

مصری (۲۰۱۷)	معیار میانگین متحرک در مقایسه با راهبرد خرید و نگهداری کارایی بیشتری دارد.
(سیف و همکاران،۱۴۰۰)	شاخص بورس اوراق بهادار تهران با شناسایی امواج الیوت ممکن است و الگوریتم‌های ماشین بردار پشتیبان و درخت تصمیم قادر
سین و همکاران (۲۰۲۳)	یک تحلیل فنی از پیش‌آگهی بازار سهام از طریق شبکه‌های عصبی را به تصویر می‌کشد.
خان و همکاران (۲۰۲۲)	از الگوریتم‌هایی در رسانه‌های اجتماعی و داده‌های اخبار مالی استفاده کردند تا تأثیر این داده‌ها بر دقت پیش‌بینی بازار سهام را برای ده روز بعد کشف کنند.
سان کاود و همکاران (۲۰۲۳)	به بررسی الگوریتم‌هایی مانند الگوریتم‌های یادگیری ماشینی تحت نظارت و بدون نظارت برای پیش‌بینی قیمت سهام و حل مسائل طبقه‌بندی پرداختند.

در سال های اخیر تحقیقات فراوانی برای پیش بینی روند بازار سهام در بازه های زمانی مختلف صورت گرفته است. این تحقیقات دسته بندی های متفاوتی دارد که تحلیل تکنیکال یکی از آنها است. همانطور که از مرور ادبیات مشخص می‌شود سیف و همکاران (۱۴۰۰) به منظور پیش‌بینی اهداف قیمتی در بازار بورس تهران از تحلیل تکنیکال مبتنی بر امواج الیوت استفاده کرده اند که در این مقاله از تکنیک های یادگیری ماشین مانند ماشین بردار پشتیبان و درخت تصمیم جهت پیش بینی استفاده شده است. در این تحقیق ما جهت بهبود کار (سیف و همکاران،۱۴۰۰)، از الگوریتم های یادگیری عمیق مانند شبکه عصبی حافظه کوتاه مدت طولانی (LSTM) برای انجام پیش بینی استفاده می کنیم. هدف از این تحقیق ارائه یک رویکرد جدید برای پیش‌بینی روند قیمتی سهام با استفاده از ترکیبی از امواج الیوت، تحلیل اصلاح فیبوناچی و یک شبکه عصبی حافظه کوتاه مدت طولانی (LSTM) است. این مطالعه به دنبال افزایش درک این موضوع است که با استفاده از روش‌هایی مانند نظریه موج الیوت و فیبوناچی[1]، چگونه داده‌های تاریخی قیمت می‌توانند پیش‌بینی‌های بازار آینده را ارائه دهند.

روش‌شناسی پژوهش

در این بخش روشی برای پیش بینی روند قیمتی سهام معرفی می‌شود. مجموعه داده مورد استفاده شامل مقادیر هفتگی شاخص بازار سهام است سال ۱۴۰۳ را شامل می‌شود که از طریق Tse Client معرفی شده توسط شرکت مدیریت فناوری بورس ایران جمع‌آوری شده است.

1. Fibonacci

ورودی شامل یک پنجره زمانی (Lookback) به طول ۲۰ روز از داده‌ها است. پارامترهای آموزش مدل شامل بهینه‌سازAdam، نرخ یادگیری = ۰.۰۰۱، تابع زیان Mean Squared Error، تعداد دوره = ۱۰۰ .تقسیم داده به صورت ۸۰٪ برای آموزش، ۱۰٪ برای اعتبارسنجی، ۱۰٪ برای آزمون است. همچنین معیارهای ارزیابی شامل DA و MAE می باشد. روش پیشنهادی شامل چهار مرحله اصلی است:

مرحله ۱: نظریه موج الیوت را برای تشخیص ساختار بازار و طبقه بندی حرکات قیمت به امواج ضربه ای یا اصلاحی اعمال می‌کنیم.

مرحله ۲: از فیبوناچی اصلاح و سطوح توسعه برای افزایش پیش بینی نقاط برگشتی یا مناطق ادامه در روند قیمت استفاده می‌کنیم.

مرحله ۳: مدل LSTM را با استفاده از داده های تاریخی قیمت سهام، از جمله الگوهای موج شناسایی شده و سطوح فیبوناچی، آموزش می دهیم تا جهت آینده قیمت سهام را پیش بینی می‌کنیم.

مرحله ۴: از پیش بینی های مدل LSTM برای پیش بینی ادامه روند قیمت سهام استفاده می‌کنیم.

این روش پیشنهادی از نقاط قوت هر دو ابزار تحلیل بازار سنتی و تکنیک‌های یادگیری ماشین مدرن برای افزایش دقت و قابلیت اطمینان پیش‌بینی روند قیمت سهام استفاده می‌کند.

امواج الیوت

ما امواج الیوت را در داده های تاریخی قیمت سهام برای شناسایی الگوهای موج تکرارشونده که می تواند به پیش بینی حرکات قیمت در آینده کمک کند، اعمال می‌کنیم. نظریه امواج الیوت روشی برای تحلیل تکنیکال است که الگوهای حرکت قیمت سهام در بازارهای مالی را شناسایی می‌کند(مارانون و کومرال[1]، ۲۰۲۰). این تئوری مبتنی بر این ایده است که قیمت سهام در چرخه ها یا امواج تکراری حرکت می‌کند، که می تواند به الگوهای فرکتالی کوچکتر تقسیم شود. این امواج را می توان برای پیش بینی حرکات آتی قیمت بر اساس این اصل که بازار در یک سری امواج تکانشی و اصلاحی حرکت می‌کند، استفاده کرد.

برای اعمال نظریه موج الیوت در داده های تاریخی قیمت سهام، مراحل زیر را دنبال می‌کنیم:

1. Maranon & Kumral

۱. شناسایی شروع یک روند جدید: اولین قدم در به کارگیری نظریه موج الیوت، شناسایی شروع یک روند جدید است. این را می توان با تجزیه و تحلیل داده های تاریخی قیمت برای یافتن نقطه روشنی که در آن یک روند صعودی یا نزولی جدید شروع می‌شود، انجام داد.

۲. برچسب زدن به امواج: پس از شناسایی شروع یک روند جدید، امواج را به عنوان امواج ضربه ای (با شماره ۱-۵) و امواج اصلاحی (با برچسب A، B، C) برچسب گذاری می کنیم. امواج ضربه ای در جهت روند حرکت می کنند، در حالی که امواج اصلاحی بر خلاف روند حرکت می کنند.

۳. اندازه گیری طول موج: برای پیش بینی حرکات قیمت در آینده، طول امواج ضربه ای را با استفاده از نسبت فیبوناچی (۰.۶۱۸ یا ۱.۶۱۸) اندازه گیری می کنیم تا اهداف قیمتی بالقوه برای موج بعدی در دنباله را تعیین می کنیم.

۴. شناسایی الگوهای موج: به دنبال الگوهای موجی تکراری در داده های تاریخی قیمت سهام، مانند زیگزاگ ها، تخت ها یا مثلث ها باشید. این الگوها می توانند بینشی در مورد تغییرات احتمالی قیمت در آینده ارائه دهند.

۵. تایید با سایر اندیکاتورهای فنی: در نهایت، تجزیه و تحلیل موج الیوت خود را با سایر اندیکاتورهای فنی مانند EMA تایید می کنیم تا دقت پیش بینی ها افزایش یابد.

شبکه‌های عصبی حافظه کوتاه‌مدت طولانی (LSTM)

LSTM، برای آموزش یک مدل پیش‌بینی کننده بر روی داده‌های تاریخی قیمت سهام، استفاده از تحلیل تکنیکال و الگوهای موج الیوت به عنوان ویژگی‌ها استفاده می کنیم. یک مدل LSTM با لایه های ورودی، لایه های LSTM و لایه های خروجی ایجاد می کنیم. تعداد لایه ها و واحدهای LSTM در هر لایه را می توان بر اساس پیچیدگی داده ها و میزان دقت پیش بینی مورد نظر تنظیم کرد.

شبکه LSTM یا شبکه‌های حافظه طولانی کوتاه مدت، یک نسخه بهبود یافته از شبکه‌های عصبی بازگشتی هستند که باعث می‌شوند به خاطر سپردن داده‌های گذشته در حافظه، آسان تر شود. مشکل محوشوندگی تدریجی شبکه‌های عصبی بازگشتی در اینجا برطرف شده است. LSTM برای طبقه بندی، پردازش و پیش بینی سری‌های زمانی در حضور تأخیرهای زمانی با مدت نامشخص مناسب است. این شبکه، مدل را با استفاده از پس انتشار (back-propagation)

آموزش می‌دهد. یک شبکه عصبی بازگشتی ساده از نظر وزن دارای حافظه طولانی مدت است. به تدریج، در طول زمان آموزش تغییر می‌کند و دانش عمومی در مورد داده را رمزگذاری می‌کند. همچنین، با توجه به ایجاد توابع زودگذر که از هر گره منفرد به گره‌های متوالی منتقل می‌شوند از حافظه کوتاه‌مدت تشکیل شده است. در اینجا، روش LSTM، نوع میانی سلول حافظه را نشان می‌دهد. سلول حافظه به عنوان یک عنصر ترکیبی در نظر گرفته می‌شود که از گره‌های معمولی در یک روش اتصال خاص، با گنجاندن گره‌های ضربی ایجاد شده است. (هرباوی و عمار الحجامور[1]، ۲۰۲۴)

پیچیدگی شبکه با پارامترهای قابل آموزش شبکه مشخص می‌شود که به آنها وزن قابل آموزش می‌گویند. آنها از طریق اتصالات بین لایه ورودی، لایه پنهان و لایه خروجی و همچنین اتصالات داخلی در مدل پیشنهادی نشان داده شده اند. برای یک شبکه عصبی از n ورودی، m خروجی و p سلول مدل پیشنهادی ترکیبی در لایه پنهان، تعداد وزن‌های قابل آموزش (NTW) به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$NTW=4np\ ۲+\ 4pp\ +\ 4p\ +\ mp\ +\ m. \qquad (۱)$$

انتخاب پارامترهای بهینه برای معماری شبکه عصبی اغلب می تواند به معنای تفاوت بین عملکرد ضعیف و اوج باشد. با این حال، اطلاعات کمی در ادبیات در مورد انتخاب پارامترهای مختلف، n، m و p، شبکه عصبی وجود دارد. (جدول ۲) هر پارامتر مورد استفاده در معادله قبلی را توضیح می‌دهد.

جدول ۲. وزن های قابل آموزش در مدل پیشنهادی

4np	4pp	4p	Mp	M
وزن بین لایه ورودی و لایه پنهان	وزن های بازگشتی در لایه پنهان	بایاس لایه پنهان	وزن بین لایه پنهان و لایه خروجی	بایاس لایه خروجی

مدل LSTM را با داده های آموزشی، با استفاده از پس انتشار برای تنظیم وزن ها و بایاس ها در شبکه عصبی بر اساس خطای بین قیمت های پیش بینی شده و واقعی سهام، مطابقت می دهیم. این مرحله شامل تکرار در چندین دوره است تا زمانی که مدل در سطح رضایت بخشی از دقت همگرا شود.

1. Harbaoui & Ammar Elhadjamor

یافته‌های پژوهش

در این بخش، نتایج به‌دست‌آمده از روش پیشنهادی برای پیش‌بینی روند قیمت سهام را تحلیل می‌کنیم. مجموعه داده مورد استفاده شامل مقادیر هفتگی شاخص بازار سهام است سال ۱۴۰۳ را شامل می‌شود که از طریق Tse Client معرفی شده توسط شرکت مدیریت فناوری بورس ایران جمع‌آوری شده است. رویکرد مبتنی بر LSTM پیشنهادی همراه با امواج الیوت و تحلیل فیبوناچی برای پیش بینی روند قیمت سهام اعمال می شود. سپس مدل پیشنهادی با نتایج روش SVM و Decision Tree مورد مقایسه قرار می گیرد. عملکرد هر دو روش بر اساس معیارهای ارزیابی کلیدی مانند میانگین خطای مطلق (MAE)[1]، و جهت صحت (DA)[2] مقایسه شد.

(جدول ۳) معیارهای عملکرد به دست آمده با استفاده از روش SVM و مدل درخت تصمیم را نشان می دهد. همانطور که در (جدول ۴) نشان داده شده است، هر دو مدل در پیش بینی روند قیمت سهام، با صحت جهت گیری متوسط حدود ۶۵-۶۸٪، عملکرد متوسطی دارند.

جدول ۳. ارزیابی روش SVM و مدل درخت تصمیم

Method	MAE%	(DA)%
SVM	12.35%	68.2%
Decision Tree	13.89%	64.5%

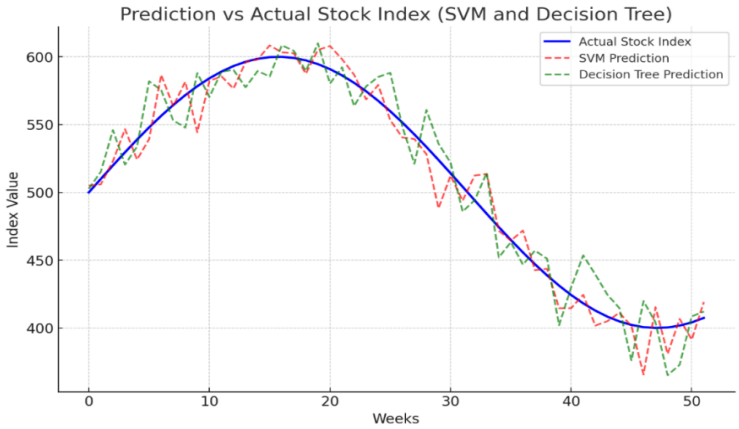
اکنون عملکرد روش پیشنهادی را ارزیابی می‌کنیم که امواج الیوت و سطوح فیبوناچی را به عنوان ویژگی‌ها در کنار شبکه عصبی LSTM ترکیب می‌کند. (جدول ۴) معیارهای عملکرد را برای روش پیشنهادی ارائه می‌دهد. همانطور که در (جدول ۴) مشاهده می‌شود، روش پیشنهادی از هر دو مدل SVM و Decision Tree از نظر MAE، و صحت جهت عملکرد بهتری دارد. صحت جهت‌گیری به ۷۷.۳ درصد بهبود یافت که نشان می‌دهد مدل پیشنهادی با امواج الیوت و تحلیل فیبوناچی بهبود یافته است، رفتار چرخه‌ای بازار سهام را بهتر نشان می‌دهد و پیش‌بینی‌های دقیق‌تری ارائه می‌دهد.

جدول ٤. روش پیشنهادی

Method	MAE%	(DA)%
روش پیشنهادی	9.45%	77.3%

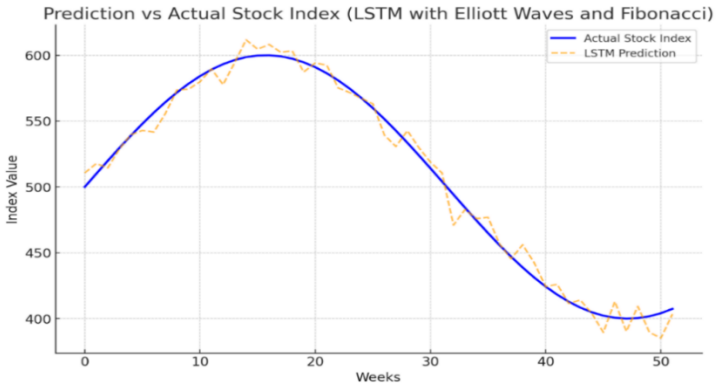
1. Mean Absolute Error
2. Directional Accuracy

شکل های زیر نمایش های بصری پیش بینی های انجام شده توسط SVM و Decision Tree و روش پیشنهادی.را ارائه می دهند. شکل ۱ نشان می‌دهد که در حالی که مدل‌های SVM و درخت تصمیم می‌توانند روندهای کلی را دنبال کنند، اما تمایل دارند از تغییرات واقعی بازار عقب بمانند و در گرفتن معکوس‌های شدید شکست بخورند.



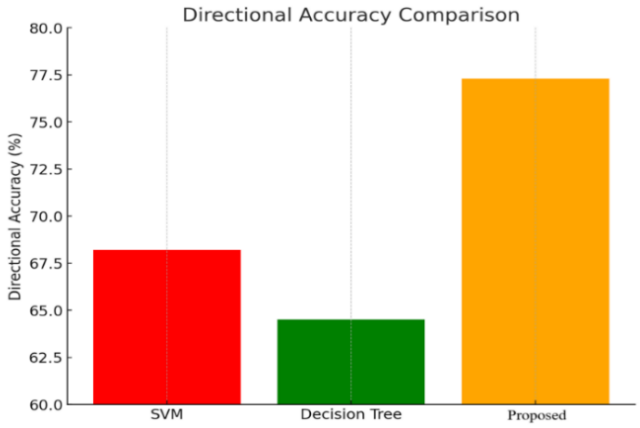
شکل ۱. پیش بینی در مقابل شاخص سهام واقعی با استفاده از SVM و درخت تصمیم.

طبق شکل ۲ روش پیشنهادی همراستایی نزدیک تری با شاخص واقعی بازار سهام، به ویژه در دوره های تحرک شدید بازار، نشان می‌دهد. این امر تأیید می کند که مدل پیشنهادی، همراه با ابزارهای تحلیل تکنیکال، می‌تواند روندهای آتی قیمت سهام را بهتر پیش‌بینی کند.



شکل ۲. پیش بینی در مقابل شاخص واقعی سهام با استفاده از روش پیشنهادی

شکل ۳ صحت جهت سه روش (SVM، Decision Tree، پیشنهادی) را مقایسه می‌کند. همانطور که مشاهده شد، روش پیشنهادی دارای صحت جهت گیری بالاتری است که نشان دهنده توانایی برتر آن در پیش بینی حرکت صحیح قیمت سهام است.

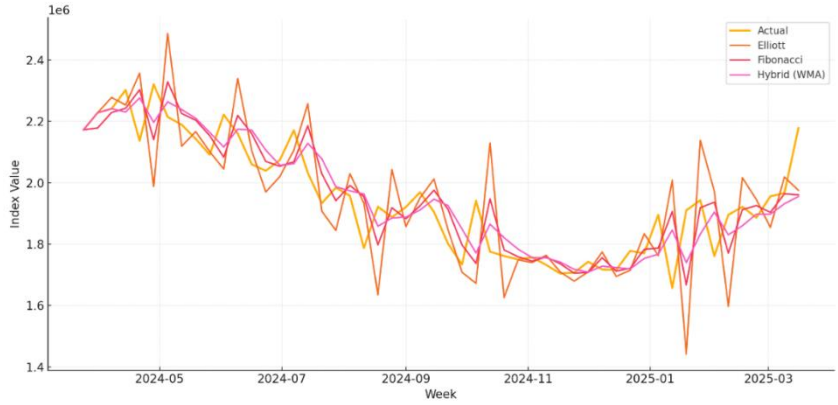


شکل ۳. مقایسه صحت جهت

برای ارزیابی سه روش مختلف (الیوت، فیبوناچی و پیشنهادی) برای مجموعه داده شاخص بازار سهام، می‌توانیم از نمودارهای گرافیکی مختلفی استفاده کنیم. هر روش تحلیل بر اساس ویژگی‌های خاص خود شاخص بازار سهام را بررسی می‌کند. سطوح فیبوناچی (۰.۲۳۶، ۰.۳۸۲، ۰.۵، ۰.۶۱۸، ۰.۷۸۶) به عنوان نقاط کلیدی برای برگشت یا ادامه روند بازار عمل می‌کنند. به عنوان مثال، اگر قیمت‌ها به سطح ۰.۶۱۸ نزدیک شده و سپس تغییر جهت دهند، این سطح به عنوان یک حمایت قوی عمل کرده است. تحلیل فیبوناچی به سرمایه‌گذاران کمک می‌کند تا نقاط ورود و خروج محتمل را براساس سطوح حمایت و مقاومت شناسایی کنند. این ابزار به پیش‌بینی نقاطی که در آن بازار ممکن است تغییر جهت دهد، کمک می‌کند. از طرفی سطوح فیبوناچی و موج‌های الیوت می‌توانند مکمل یکدیگر باشند. به‌طور خاص، موج‌های الیوت به همراه سطوح فیبوناچی می‌توانند نقاط کلیدی بازگشت بازار را با دقت بیشتری پیش‌بینی کنند. زمانی که موج‌های الیوت به سطوح فیبوناچی برخورد می‌کنند، این نقاط می‌توانند به‌عنوان نقاط احتمالی تغییر روند عمل کنند. ترکیب این دو روش می‌تواند به تحلیل‌گران کمک کند تا نقاط

حساس بازار را بهتر شناسایی کنند و از هر دو ابزار برای بهبود استراتژی‌های معاملاتی خود استفاده کنند.

نتایج نشان دهنده بهبود قابل توجهی در صحت پیش‌بینی در هنگام استفاده از مدل پیشنهادی است. استفاده از یادگیری عمیق، همراه با امواج الیوت و سطوح اصلاحی فیبوناچی، مدل را قادر می‌سازد تا نوسانات کوتاه‌مدت و روندهای بلندمدت را ثبت کند. شکل ۴ مقایسه هفتگی پیش‌بینی قیمت سهام با روش‌های الیوت، فیبوناچی و مدل ترکیبی در سال ۱۴۰۳را نشان می دهد.



شکل ٤. مقایسه هفتگی پیش‌بینی قیمت سهام با روش‌های الیوت، فیبوناچی و مدل ترکیبی در سال ١٤٠٣

شکل ۵ مقایسه‌ای بین قیمت واقعی شاخص در سال ۱۴۰۳ و خروجی سه مدل پیش‌بینی را نشان می‌دهند:

۱. **Actual vs. Fibonacci:**

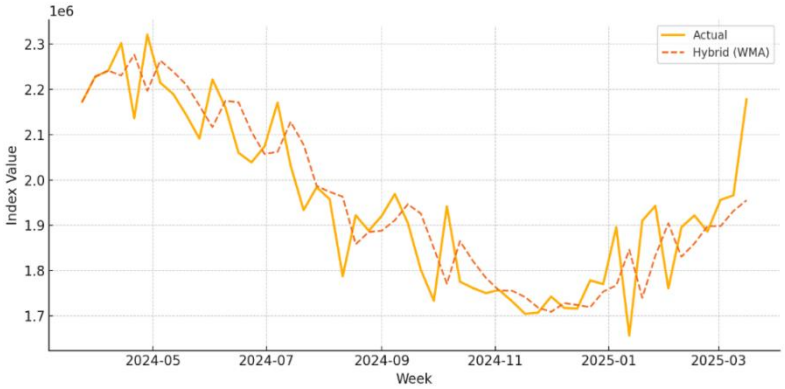
مدل فیبوناچی در بیشتر هفته‌ها روند کلی را دنبال کرده ولی در هفته‌هایی با نوسان شدید (شکست یا رشد شدید) دچار واگرایی شده است.

۲. **Actual vs. Elliott:**

مدل الیوت معمولاً نوسانات را بیش‌برآورد می‌کند. در برخی موارد موج صعودی یا نزولی را شدیدتر از مقدار واقعی تخمین می‌زند.

۳. **Actual vs. Hybrid (WMA):**

مدل ترکیبی با میانگین‌گیری وزن‌دار، بهترین نزدیکی را به شاخص واقعی داشته و انحراف آن کمتر است.



شکل ۵. قیمت واقعی در مقایسه با روش ترکیبی برای بهمن و اسفند ۱۴۰۳ و فروردین ۱۴۰۴

بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله، یک رویکرد جدید برای پیش‌بینی روند قیمت سهام با استفاده از ترکیبی از امواج الیوت، تحلیل اصلاح فیبوناچی و یک شبکه عصبی حافظه کوتاه مدت طولانی (LSTM) ارائه کردیم. روش پیشنهادی به طور قابل توجهی پیش بینی روند قیمت سهام را در مقایسه با روش های یادگیری ماشین سنتی مانند SVM و درخت تصمیم با صحت جهت‌گیری به ۷۷.۳ ٪ و کاهش خطا به ۹.۴۵ درصد بهبود می دهد که نشان دهنده عملکرد قابل قبول مدل پیشنهادی است. هرچند مدل پیشنهادی به منابع محاسباتی و زمان بیشتری برای آموزش نیاز دارد. بعلاوه، اگر مدل به دقت تنظیم نشود، به ویژه در هنگام استفاده از مجموعه داده های کوچک، ممکن است به برازش بیش از حد حساس باشد. روش ترکیبی امواج الیوت و فیبوناچی مزیت اصلی خود را از ترکیب هر دو تکنیک می‌گیرد. در این روش، سطوح فیبوناچی می‌توانند به عنوان نقاط تأیید برای امواج الیوت عمل کنند. این نقاط تأیید می‌توانند دقت پیش‌بینی‌ها را افزایش دهند، به ویژه زمانی که بازار نزدیک به سطوح کلیدی فیبوناچی و موج‌های اصلی الیوت است. بنابراین، روش ترکیبی عملکرد بهتری دارد زیرا از نقاط قوت هر دو روش بهره می‌برد: فیبوناچی برای شناسایی نقاط حمایت و مقاومت و امواج الیوت برای تحلیل کلی حرکت بازار. با استفاده از این روش ترکیبی، سرمایه‌گذاران می‌توانند نقاط ورود و خروج بهتری را شناسایی کنند و احتمال اشتباهات در تحلیل بازار کاهش می‌یابد. همچنین می توان به مقایسه مدل با دیگر مدل ها مانند میانگین‌های متحرک یا مدل‌های پیچیده‌تر مانند Transformer و اضافه کردن

داده‌های بنیادی مانند P/E ، حجم معاملات یا داده‌های احساسی (تحلیل احساسات خبرها) به مدل به عنوان پیشنهاداتی برای تحقیقات آتی اشاره کرد.

مشارکت نویسندگان

همه نویسندگان به طور مساوی در نگارش مقاله مشارکت داشته اند.

تشکر و قدردانی

نویسندگان از داوران برای پیشنهادهای ارزشمندشان در ویرایش مقاله تشکر می کنند.

ملاحظات اخلاقی

نویسندگان اصول اخلاقی را در انجام و انتشار این پژوهش علمی رعایت نموده اند و این موضوع مورد تأیید همه آنها است.

حامی مالی

این پژوهش هیچ کمک مالی دریافت نکرده است.

تضاد منافع

بنا بر اظهار نویسندگان این مقاله تعارض منافع ندارد.

References

Basak, S., Kar, S., Saha, S., Khaidem, L., & Dey, S. R. (2019). Predicting the direction of stock market prices using tree-based classifiers. The *North American Journal of Economics and Finance*, 47, 552–567. https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.06.013

Dehghan Khalili, Y., & Mohammadi, A. (2017). Evaluation of selected industries in stock exchange using linear programming and multi-criteria decision-making approach. *Journal of New Research in Decision Making*, 2(2), 133-153. https://journal.saim.ir/ (In Persian)

Dolou, M., & Safari, A. (2016). Stock price index forecasting using hybrid model. *Bourse Oraq-e Bahadar (Journal of Securities Exchange)*, 9(35), 81-101. https://doi.org/ 10.22034/jse.2016.11089. (In Persian)

Fathi, S., & Parvizi, N. (2016). Technical analysis profitability: Combining oscillators with moving average rules. *Financial Engineering and Securities Management (Portfolio Management)*, 7(28), 41-53.

https:/ fej.iauctb.ac.ir. (In Persian)

Gholamian, E., & Davoodi, S. M. R. (2018). Forecasting Price Trends in the Stock Market Using Random Forest Algorithm. *Financial Engineering and Securities Management*, 9(35), 301-322. https://fej.iauctb.ac.ir (in persian)

Harbaoui, H., Ammar Elhadjamor, E. (2024). Enhancing Stock Price Prediction: LSTM-RNN Fusion Model, *Procedia Computer Science*, 246, 920-929. https://doi.org/10.1016/j.procs.2024.09.511

Hejase, A. J., Srour, R. M., Hejase, H. J., & Younis, J. (2017). Technical Analysis: Exploring MACD in the Lebanese Stock Market. Journal of Research in Business, *Economics and Management*, 8(2), 1423-1436. https://doi.org/10.5281/ZENODO.3958582

Khan, W., Ghazanfar, M. A., Azam, M. A., Karami, A., Alyoubi, K. H., & Alfakeeh, A. S. (2022). Stock market prediction using machine learning classifiers and social media, news. *Journal of Ambient Intelligence and Humanized Computing*, 13(7), 3433–3456. https://doi.org/10.1007/s12652-020-01839-w.

Kianizadeh, H., Baghbani, A., & Hamidian, M. (2023). Comparing the accuracy of selected machine learning models for stock price prediction in the stock exchange. *Quarterly Journal of Securities Exchange (Bourse Oraq-e Bahadar)*, 16(62), 75-102. https://doi.org/ 10.22034/jse.2021.11636.1733. (In Persian)

Ko, C. R., & Chang, H. T. (2021). LSTM-based sentiment analysis for stock price forecast. PeerJ Computer Science, 7, e408.
https://doi.org/10.7717/peerj-cs.408.

Lee, M. C., Chang, J. W., & Hung, J. C. (2021). Exploring the effectiveness of deep neural networks with technical analysis applied to stock market prediction. *Computer Science and Information Systems*, 18(2):401-418. https://doi.org/10.2298/CSIS200301002L.

Liu, Y., Zhang, W., & Li, Q. (2023). A Novel Hybrid Deep Learning Model for Stock Price Prediction Using Technical Indicators and News Sentiment, Expert Systems with Applications, 211, 118589.
https://doi.org/10.1016/j.eswa.2022.118589.

Marañon, M., Kumral, M. (2018). Exploring the Elliott Wave Principle to interpret metal commodity price cycles, Resources Policy, 59, 125-138.
https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2018.06.010

Masry, M. (2017). The Impact of Technical Analysis on Stock Returns in an Emerging Capital Markets (ECM's) Country: Theoretical and Empirical Study. *International Journal of Economics and Finance*, 9(3), 91-107. https://doi.org/10.5539/ijef. v9n3p91.

Nikoogbal, A. A., Gondali Alikhani, N., & Naderi, E. (2014). Evaluation of static and dynamic artificial neural network models in stock price prediction. *Financial Knowledge of Securities Analysis* (Financial Studies), 7(22), 77-91. https://fej.iauctb.ac.ir. (In Persian)

Seif, S., Jamshidi, N., Ghanbari, M., & Esmaeilpour, M. (2021). Forecasting the Trend of Iran's Stock Market Using Elliott Wave Oscillator and Relative Strength Index. *Financial Research*, 23(1), 134-157.
https://doi.org/10.22059/frj.2021.320503.1007218. (in persian)

Singh, A., Bhardwaj, G., & Srivastava, A. P. (2022). Application of neural network to technical analysis of stock market prediction. IEEE Xplore. *3rd International Conference on Intelligent Engineering and Management (ICIEM)*. https://doi.org/10.1109/ICIEM54221.2022.9853162.

Sonkavde, G., Dharrao, D. S., Bongale, A. M., Deokate, S. T., Doreswamy, D., & Bhat, S. K. (2023). Forecasting Stock Market Prices Using Machine Learning and Deep Learning Models: A Systematic Review, Performance Analysis and Discussion of Implications. *International Journal of Financial Studies*, 11(3), 94. https://doi.org/10.3390/ijfs11030094.


فصلنامه بورس اوراق بهادار
سازمان بورس و اوراق بهادار
مدیریت پژوهش، توسعه و
مطالعات اسلامی

Table Content

Hierarchical structure of corporate sustainability reporting with emphasis on Islamic principles and values components and dimensions..... 1

Fatemeh Babaei, Seyed Ali Hosseini, Mohammad Tohidi, Saeed Homayoun

Examining the Impact of Dividend Policy and Financing Strategy on Capital Structure Adjustment Speed Using GMM 37

Maryam Sadat Tabatabaeian, Zahra Masoumi Bilondi

The effect of Earnings Quality and Audit Quality on avoid of Initial Public Offerings (IPOs) Underpricing..... 67

Mohammad Namazi, Pedram Azizi, Fatemeh Moghimi

Multi-Scale Analysis of Geopolitical Risk and Its Transmission Mechanisms to the Iranian Capital Market: A Wavelet Approach and the Role of Intermediary Markets 97

Seyed Jalal Tabatabaei

Forecasting Tehran Stock Market Return Using Quantum Artificial Intelligence Algorithms 135

Reza Maaboud, Younes Nademi, Soheila Aghaei

The Impact of Information Asymmetry on Investment Efficiency: The Role of Diversification in Major Shareholders' Portfolios..... 171

Fatemeh Rajabi, Seyed Kazem Ebrahimi, Mohammad Amri Asrami

Investigating the Role of Bitcoin in Portfolio Diversification Using MATLAB..... 205

Hamid Jamshidi, Alimohammad Ghanbari, Amir Shahbazbegian

Do Futures Contracts Have Predictive Power for Future Spot Prices? Evidence from Gold Coin Futures Contracts in Iran..... 229

Ahmad Mohammadi, Asrin Nazari, Bakhtiar Javaheri

Stock Price Trend Prediction Using LSTM Neural Network and Technical Analysis 265

Narges Norouzi, Mohammad Hossein Esmaeili

1. c) Avoid references that by implication identify the author (e.g., delete "This work is part of a larger grant project (Garfield, 2018, 2019) ").
2. d) Avoid excessive self-citation—typically, articles citing "Wilson (2015, 2016, 2017, 2018, 2019) …" are by Wilson!
3. e) More generally, use common sense. Consider whether your writing has the potential to identify you to a reader who is an expert in the field; if it does, think about sensible ways to reduce that possibility.

13) Illustrations: Tables and Figures

Illustrations (tables and figures) should be embedded within the text. All illustrations should be cited in the text as Table 1, Table 2, etc. or Figure 1, Figure 2, etc.

Tables

They must be numbered consecutively with Arabic numerals in the order in which they are cited in the text. They should have a brief descriptive title placed at the top and with essential footnotes below. Prepare tables in a consistent form, and each appropriately titled. Provide them at approximately the correct size they are to be published.

Figures

The figures must be numbered consecutively with Arabic numerals and have a brief descriptive title. They should have a brief descriptive title placed at the top and with essential footnotes below. Lettering on drawings should be professional quality or generated by high-resolution computer graphics and must be large enough. Diagrams should be converted to .jpg or .gif files.

14) Footnotes

Footnotes can be used and are usually listed at the bottom of each page in your manuscript. Times New Roman 9 is the default font for the footnotes. WORD, however, puts the footnotes in 10pt. WORD also sometimes changes the font. Any endnotes should be converted to footnotes.

15) Symbols and Variables

All variables or applied symbols should be defined and explained at the point of first use in the text.

16) Copyright and permissions

The copyright of manuscripts accepted for publication in the journal rests with the author(s) under the **Creative Commons** (CC BY NC). All opinions stated are exclusively that of the author(s).

Figures that reproduce copyrighted or trademarked visual images or that show objects whose design is copyrighted or trademarked can be published only with the permission of the owner of the copyright or trademark. It is the responsibility of the author of the article in which the figure appears to obtain this permission or to determine that the image or design is in the public domain.

17) Plagiarism

We accept all terms and conditions of ***COPE*** about plagiarism and in case, any attempt of plagiarism is brought to our attention accompanied with convincing evidence, we act based on flowcharts and workflows determined in COPE.

9) Conclusion

The *Conclusion* is the final section of a scientific paper and it should wrap everything up. The *Conclusion* section should summarize the findings of the research and explain the implications of the experiment (What does this new information mean? How can this information be used in the future?)

The *Conclusion* section restates the primary goal of the study, the hypothesis and whether the data and results collected confirm or refute that hypothesis (Why? How? If refuted, was there some sort of error or bias that affected the outcome?). This is the primary principle for a scientific paper to convince readers of the experiment's validity. The author should never claim that a hypothesis is *correct*, *true* or *proven*; it is only confirmed or refuted.

The author should restate the objective(s) of the study and point out how s/he has achieved these goals. The author should make a general statement about the success of the experiment as a whole, generalizing the conclusions. The final paragraph should return to the initial subject matter of the paper. The author should make suggestions for improvement in the future or propose further studies in the *Conclusion* section. Science progresses through attempts to extend explanations to new areas.

10) Conflict of interest

The corresponding author must inform the editor of any potential conflicts of interest that could influence the authors' interpretation of the data.

11) Acknowledgements (optional)

The acknowledgments should be as brief as possible. The *Acknowledgements* section should be a few sentences at the end, but it is important to recognize those people (organizations and individuals) who made a considerable impact on the research, provided *significant* help to the author to formulate and complete the experiment, and improved the research at any stage (from providing access to equipment or field sites to editing the manuscript). However, this is an optional section.

12) References

The Journal uses the style of the **APA** to conform to international styles. The references section should be located following the acknowledgments at the end of the text. Complete information should be given for each reference. The accuracy and completeness of the references is the responsibility of the author(s). References to personal letters (e-mail communications), papers presented at meetings, and other unpublished works (papers in preparation) may be cited. If such work may be of help in the evaluation of the manuscript, copies should be made available to the editor(s). Author(s) must submit a letter of permission from the cited persons to cite e-mail communications. The corresponding authors and references should be set out as the style of the **APA**, and only the first word of a cited title should be written in initial capital letters. Journal names should not be abbreviated and should be given in italics. When referring to your own work within the manuscript, consider the likelihood of someone being able to identify you from the citation. Reduce that possibility by:

1. a) Avoiding the first-person in association with any citation (e.g., replace "As we have shown (Jackson, 2019) …" with "As Jackson (2019) has shown…").
2. b) Remove references to your own unpublished / in press work except where essential; where such work is cited, delete the author's name (i.e., cite as "Author, in press") and remove from the reference list.

The materials and methods should present essential details, experimental design and statistical analysis. A clear description or original reference is required for all biological, analytical, and statistical procedures used in the study. All modifications of procedures must be explained. Treatments and measurements should be described clearly. Statistical models and methods to analysis should be described clearly and fully.

7) Results

The results should present the findings of the study. The results of the study should be presented in table and data means (numbers) should not be repeated broadly in the text. The results should be separate from the discussion and written in the past tense.

The *Result*s section is often referred to as the "*core*" of the scientific paper. The purpose of this section is to present the data and observations clearly. It describes the results obtained, but generally should not interpret the results, discuss their significance, or present conclusions. The *Result*s section should be in paragraph format concisely report the exact results of the experiment. The data must be described in words and may be accompanied by representative data in tables and figures. "A picture is worth a thousand words." However, the *Results* section is not merely a collection of tables and figures without explanatory text. If tables and figures are used, the author should provide the reader with an interpretation of what a table or figure illustrates.

All tables and figures must be referred to in the text of the results in this way (Table 1) or (Figure 1). All tables and figures must: (a) have a brief description, preferably one or two sentences; (b) be numbered consecutively and in the same sequence as they will be used in the text; (c) be appropriately labeled; (d) be formatted properly to stand alone; and (e) be headed by a caption or a title describing its contents. Tables and figures should include titles, legends (if necessary), axis and column labels, units and numbered figureheadings. Figures and tables are numbered separately.

Clarity in the Results section is paramount. Statistical methods used to analyze and treat data should be pertinent and meaningful, and problems with data collection can be presented. The *Results* section should only deal with results, but briefly describe experimental approaches when necessary to understand the experiment.

8) Discussion

The *Discussion* section is the most important component of a scientific paper. The *Discussion* section serves to interpret the results and place them in a broader context by citing and discussing related studies. The purpose of the *Discussion* section is to make conclusions and evaluate the results within the general context of the research, rather than to summarize the results, although it can start with this.

The *Discussion* section is a return to the original objectives and hypotheses. It is the section of the paper in which the author should interpret his/her data and draw conclusions regarding his/her hypotheses. The author should describe in detail what s/he observed and explain why, demonstrating how the results support, or refute, his/her original hypotheses and how the results lead to the conclusions.

The author can refer to the data, citing tables and figures, if necessary, as evidence for his/her argument. The author should not repeat the *Results* section, but rather place his/her data in a broader context (i.e. why should anyone care about what s/he found?). While the other sections of the paper are mostly technical, in the *Discussion* the author gets a chance to express his/her scientific point of view

and the significance of his/her work. In some respects, the *Discussion* section is the most difficult section of the paper to write and define.

3) Keywords

At the end of the abstract, up to six keywords that best describe the content of the research should be listed. The term "Keywords" should appear in bold followed by a colon. The first letter of each keyword is capitalized and keywords are separated by a comma. It is suggested to use the **UNESCO Thesaurus** and other religious thesauri.

4) Document types:

- **Article**: Original research or opinion.
- **Editorial**: Summary of several articles or provides editorial opinions or news.
- **Erratum**: Report of an error, correction or retraction of a previously published paper.
- **Letter**: Letter to or correspondence with the editor.
- **Note**: Note, discussion or commentary.
- **Review**: Significant review of original research, also includes conference papers.
- **Short survey**: Short or mini-review of original research.

The document type should follow the below structure:

Document type: Article
Document type: Review

5) Introduction

The *Introduction*, the beginning of the paper, provides a context or sufficient background information for the study (i.e., the significance and nature of the problem) and previous experimental results, to enable a reader who is not an expert in the topic to understand the question that is being addressed in the paper, and why it is significant. The *Introduction* should attract the reader to the rest of the paper. When presented properly, this section ensures that the reader will be able to understand the details of the experiment as well as its relevance to the scientific community. The *Introduction* should (a) present the nature and the scope of the problem investigated; (b) provide enough background to orient the reader and justify the study, reviewing the pertinent literature to the problem; (c) state the reason for the study, and how it differs or is related to previous studies; and (d) state the goal/objectives and method of the investigation.

The introduction should put forth the related background to the study, explain why the study was done, and specify the hypotheses to be tested. Extensive discussion of relevant literature should be included in the discussion of results, not in the introduction.

6) Materials and Methods

In the *Materials and Methods* section, all materials used and methods followed throughout the experiment should be reported. This section should be sufficiently clear and include a detailed procedure of how the experiment was performed, both methodologically and statistically, so that another competent researcher can follow and duplicate the experiment. In the Materials and Methods section, the reader must understand the author's experimental design and how data will be analyzed. The *Materials and Methods* section allows the reader to put the work into its environmental context. Scientific reports must be reproducible; consequently, the *Materials and Methods* section is extremely important to the credibility of the work.

1) Title page

The title page should include the following items (please do not include any text other the ones described below):

- The title of the manuscript. The title of the manuscript should be typed in bold-faced print using both upper and lower-case letters and set in the center of the page. Abbreviations are not permitted in the title. Capitalize all "major" words (nouns, verbs, adjectives, adverbs, and pronouns) in the title and subtitle. The title should reflect exactly, efficiently and succinctly what the study is about. The title of a scientific paper is the most important part of the paper, because it is the first introduction the reader has to the content of the paper. Many readers skim titles and abstracts looking for suitable articles to read. So the title should give a terse description of the main content and should help readers decide whether to read the abstract or the paper itself. Therefore, it should be attractive and meaningful.
- Author or authors list. Full names of all authors should be provided with the family name.
- Each author's institution, and institutional e-mail address. The address of the institution was conducted should include the name of the institution, city, zip code, and country
- The FIRST NAMEs, Initials (if any) and LAST NAMEs, as well as the e-mail addresses and the ORCID code of all authors must be provided.
- The corresponding author should be marked with "Corresponding author" at the beginning of his/her affiliation address.

The title page should include the title and the authorship in the following structure:

Title of the manuscript

Author Name

Corresponding author, Associate Professor, Department of Accounting, Faculty of Management, Tehran University, Tehran, Iran. E-mail: abcdef@ut.ac.ir

Author Name

Associate Professor, Department of Accounting, Faculty of Management, Tehran University, Tehran, Iran. E-mail: abcdef@pnu.ac.ir

Notes*:*

- **Professional titles:** Professional titles (e.g., Doctor or Engineer) should not be included.
- **Affiliation:** The affiliation(s) and address(es) of the author(s) should follow the below structure: Academic ranking, department, faculty, university, city, country. E-mail: abcd@abcdf.edu For example Associate Professor, Faculty of Religion, Tehran University, Tehran, Iran.

2) Abstract

An abstract is required for all article types. The abstract should be one paragraph without sections and should not exceed 250 words, following the title page. The abstract should be free of references and abbreviations. The abstract should summarize pertinent results in a brief but understandable form.

Submission Guidelines

SUBMISSION:

1) Online Submissions

Our selection of articles depends on the quality, breadth, and originality of the theme(s) covered and their bearing on the focus of the journal. We do not accept manuscripts published elsewhere.

Only two files should be submitted. Submit the manuscript without the authors' names, affiliation, and biographies. Along with it, submit a cover page that includes the manuscript title, authors' names and affiliation, and the corresponding author's name and contact information (full postal and e-mail institutional addresses, phone and fax numbers). *The maximum number of pages should not exceed 20 including footnotes.* Only one submission by an author will be considered at a time.

Learn about the publication process and how to submit your manuscript. If you have not registered yet, please **Register.** After successfully registering, you should have a username and password. If you already have a username and password, please **Login**.

2) Font

All spellings must be rendered in American English. To change British or Commonwealth spellings to their American equivalents, please see the *Merriam-Webster Unabridged Dictionary*. To distinguish the different part of the manuscript, use the following fonts for each part:

- **Title**: The title of the manuscript should be typed in 16-point **Times New Roman**, Bold-face, heading 1, centered.
- **Author Name:** Author names should be typed in 12-point Times New Roman.
- **Corresponding author:** It should be typed in 12-point Times New Roman.
- **Abstract:** Times New Roman is the "default" font. The abstract should be justified. The font is Times New Roman 12. The indention of BEFORE TEXT and AFTER TEXT are 0. The special indention should be in NONE. The spacing of BEFORE paragraph is 0 and the space AFTER a paragraph is 10 pt. LINE spacing is multiple 1.2.
- **Introduction:** The entire manuscript should be typed in 12-point Times New Roman and single-spaced. The paragraph should be justified. The indention of BEFORE TEXT and AFTER TEXT are 0. The special indention should be in NONE. The spacing of BEFORE paragraph is 0 and the space AFTER a paragraph is 10 pt. LINE spacing is multiple 1.2. The body of the paper should be written in a single-column format.
- **Table**: Times New Roman 10 is the default font of tables, numbered from 1.

SECTIONING AND STRUCTURE:

The manuscript should be organized in the following sequence: title page, abstract, keywords, introduction, materials and methods, results, discussion, conflict of interest, acknowledgments (optional), references, tables and figures.

Editorial Board

Editorial Board	University	Scientific Degree	Course
Reza Raei	Tehran University	Professor	Financial Management
Iraj Noravesh	Tehran University	Professor	Accounting
Mohammad Namazi	Shiraz University	Professor	Accounting
Shapoor Mohammadi	Tehran University	Professor	Economic Associate
Seyed Mostafa Razavi	Tehran University	Associate Professor	Industrial Management
Reza Tehrani	Tehran University	Professor	Financial Engineering
Ali Saeedi	Islamic Azad University	Associate Professor	Financial Management
Mohammad Hossein Ghaemi	Imam Khomeini International University	Professor	Accounting
Seyed Hossein Mir Jalili	Economics	Professor	Economic Associate

International Editorial Board

Editorial Board	University	Scientific Degree	Course
Mohammad S. Bazaz	Oakland University	Professor	Accounting
Abolhasan Jalilvand	Loyola University	Professor	Financial Research
Zabiholah Rezaee	Memphis Univerisyty	Professor	Accounting
Hassan Yazdifar	Derby University	Professor	Accounting
Saeed Homayoun	Gävle University	Associate Professor	Accounting
Jamal Aldin Nazari	Beedie School of Business, Simon Fraser University, Canada	Professor	Accounting
Gholamreza Zandi	University Kuala Lumpur, Malaysia	Associate Professor	Financial Accounting

Quarterly Journal of Securities Exchange

Publisher: Securities and Exchange Organization

Vol. 19, No.75, Fall 2026

Chief Editor: Ali Saeedi

Managing Director: Mehrdad Asi

Persian Editor and Layout: Marziyeh Hasanzade Aliabadi

Publish Period: Quarterly

ISSN: 2228-5431

Email: Journal@seo.ir

Web: journal.seo.ir

Tel: 021-88679555

In The Name of God

Quarterly Journal of Securities Exchange

Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)

Vol. 19, No.75

Fall 2026

Securities & Exchange Organization
Reasearch ,Development & Islamic Studies (RDIS)

Journal of Securities Exchange

Vol. 19, No. 75, Fall 2026

Hierarchical structure of corporate sustainability reporting with emphasis on Islamic principles and values components and dimensions (1-36)

Fatemeh Babaei, Seyed Ali Hosseini, Mohammad Tohidi, Saeed Homayoun

Examining the Impact of Dividend Policy and Financing Strategy on Capital Structure Adjustment Speed Using GMM (37-66)

Maryam Sadat Tabatabaeian, Zahra Masoumi Bilondi

The effect of Earnings Quality and Audit Quality on avoid of Initial Public Offerings (IPOs) Underpricing (67-96)

Mohammad Namazi, Pedram Azizi, Fatemeh Moghimi

Multi-Scale Analysis of Geopolitical Risk and Its Transmission Mechanisms to the Iranian Capital Market: A Wavelet Approach and the Role of Intermediary Markets (97-134)

Seyed Jalal Tabatabaei

Forecasting Tehran Stock Market Return Using Quantum Artificial Intelligence Algorithms (135-170)

Reza Maaboud, Younes Nademi, Soheila Aghaei

The Impact of Information Asymmetry on Investment Efficiency: The Role of Diversification in Major Shareholders' Portfolios (171-204)

Fatemeh Rajabi, Seyed Kazem Ebrahimi, Mohammad Amri Asrami

Investigating the Role of Bitcoin in Portfolio Diversification Using MATLAB (205-228)

Hamid Jamshidi, Alimohammad Ghanbari, Amir Shahbazbegian

Do Futures Contracts Have Predictive Power for Future Spot Prices? Evidence from Gold Coin Futures Contracts in Iran (229-264)

Ahmad Mohammadi, Asrin Nazari, Bakhtiar Javaheri

Stock Price Trend Prediction Using LSTM Neural Network and Technical Analysis (265-286)

Narges Norouzi, Mohammad Hossein Esmaeili