



Original Research Article

The Effect of OPEC Summit Announcements on the Formation of a Bubble in the Stock Market**

Maryam Poursalehi¹ , Mehrzad Ebrahimi^{*2} , Hashem Zare² ,
Khodaparast Shirazi³

1. Ph.D. Student in Economics, Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran.
2. Associate Professor, Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran.
3. Assistant Professor, Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran

Received: 12 June 2024

Accepted: 23 October 2024

Abstract

The present study aims to design an early warning model to investigate the effect of OPEC summit announcements on the formation of bubbles in the Iranian stock market. To identify bubbles between April 2012 and February 2023, the Generalized Supremum Augmented Dickey-Fuller (GSADF) test was applied. After detecting bubble periods, a predictive model was developed using probit regression. The results indicate that the early warning model achieves 94% accuracy in predicting bubble periods in the Iranian stock market. Moreover, OPEC summit announcements to reduce (maintain) production levels are associated with a lower (higher) probability of bubble formation. Announcements to maintain production levels create optimistic expectations that raise the future expected value of stocks beyond what fundamental economic factors suggest, thereby increasing the likelihood of a price bubble. Overall, the findings confirm that the Iranian stock market is significantly influenced by OPEC summit announcements.

Keywords: Stock market bubble, Generalized Supremum Augmented Dickey-Fuller unit root test, OPEC summit announcements, probit regression.

JEL Classification: C22, C15, G10.

* **Corresponding Author:** Mehrzad Ebrahimi

E-mail: ebrahimi45@iau.ac.ir

Tel: +989126200243

** This Article is Derived from The Doctoral Dissertation of [Maryam Poursalehi](#) in Economics at, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Iran.

How To Cite: Poursalehi, M., Ebrahimi, M., Zare, H. & Khodaparast Shirazi, J. (2025). The Effect of OPEC Summit Announcements on the Formation of a Bubble in the Stock Market. *Economic Policies and Research*, 4(3), 31-56. <https://doi.org/10.22034/jepr.2024.141517.1131>

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_63491.html?lang=en



Copyright © 2022 The Author (s). Published by Department of Economics, University of Kurdistan. This is an Open Access article distributed under the terms of the [Creative Commons Attribution 4.0 International License](#), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Introduction

Over the past two decades, economic crises, fluctuations in growth, political conflicts, regional disputes, labor strikes, supply and demand uncertainty, stock market activity, and OPEC policies have driven sharp changes in oil prices. OPEC members hold meetings periodically to set production goals and policies. These meetings—and the news, agreements, and statements surrounding them—shape oil prices through speculation. OPEC members account for 40% of global crude oil production, and their exports represent about 60% of internationally traded oil.

The effect of OPEC's decisions to increase, decrease, or maintain production levels on oil prices remains debated among policymakers, regulators, and academics. Some argue the effect is weak or declining, particularly as non-OPEC producers gain market share. Others contend the effect is strong, since OPEC's production adjustments push prices away from competitive levels. For example, Wang et al. (2008) found no significant daily impact of OPEC meeting announcements on oil markets but did observe weekly effects.

Iran, with 10.6% of global oil reserves, is OPEC's second-largest crude oil producer. Its economy heavily depends on crude exports, making it highly sensitive to global oil shocks (Shakeri et al., 2016). At the same time, decades of economic and political sanctions—such as UN restrictions that cut Iran's oil exports by 63% between 2011 and 2013 (Karimpour et al., 2020)—have amplified the importance of OPEC's production announcements. Accordingly, this study seeks to: (1) examine the effect of OPEC summit announcements on bubble formation in the Iranian stock market, and (2) design an early warning system using a probit regression model. To the best of the authors' knowledge, this area has not been previously studied.

Methodology

To identify bubble periods, the GSADF unit root test was applied to the monthly time series of the Iranian stock market's price-to-earnings (P/E) ratio from April 2012 to February 2023. To achieve the research objectives, three probit regressions were estimated:

- **Model 1:** included only economic variables.
- **Model 2:** added a dummy variable for OPEC production reduction announcements.
- **Model 3:** added a dummy variable for OPEC production maintenance announcements.

It should be noted that, within the study period, OPEC announced a production increase only once; therefore, this variable could not be included in the probit regressions.

Results and Discussion

The results show that, when viewed seasonally, the sample contains 37 normal seasons and 7 bubble seasons, confirming the existence of bubble periods in the Iranian stock market. These findings are consistent with those of Nowrozi et al. (2021) and Qolizadeh et al. (2020). At the 95% confidence level, OPEC summit announcements to reduce production are associated with a decreased probability of bubble formation, while announcements to maintain production are linked to an increased probability of bubbles in the subsequent period.

Conclusion

The study concludes that OPEC announcements shape market expectations, altering either the subjective discount rate applied to future cash flows or the value of expected future cash flows themselves. In particular, announcements to maintain production encourage expectations of favorable oil market conditions for exporters, creating a positive outlook for oil exports. Anticipating an improved economy and higher national income, investors raise stock valuations beyond what fundamentals justify, thereby increasing the probability of bubble formation. Additionally, the proposed early warning model demonstrates 94% accuracy in predicting bubble periods in the Iranian stock market.

Additional information

Acknowledgements

The authors of this article wish to express their sincere gratitude to the spiritual supporters of this research. In particular, they would like to acknowledge Islamic Azad University, Shiraz Branch, whose moral support and encouragement provided the necessary conditions for conducting this study.

Authors' Contributions

This research is derived from the doctoral dissertation of *Maryam Poursalehi* in the field of Economics, conducted under the supervision of Dr. **Mehrzad Ebrahimi** and the advisement of Dr. **Hashem Zare** and Dr. **Jalil Khodaparast Shirazi**, in the Department of Economics at Shiraz Branch, Islamic Azad University, Iran.

Conflict of interest

The authors declare that there are no conflicts of interest related to this research.

Financial Support

The authors received no financial support for the research or the publication of this article.



اثر اعلامیه‌های اجلاس اوپک بر شکل‌گیری حباب در بازار سهام**

مریم پورصالحی^۱، مهرزاد ابراهیمی^{۲*}، هاشم زارع^۳،
جلیل خداپرست شیرازی^۳

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.
۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.
۳. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۸/۰۲

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۴/۲۳

چکیده

انگیزه مطالعه حاضر طراحی یک الگوی هشدار زودهنگام باهدف بررسی اثر اعلامیه‌های اجلاس اوپک بر شکل‌گیری حباب در بازار سهام ایران است. در این راستا، جهت شناسایی حباب‌ها در بازار سهام طی دوره زمانی ۱۱-۱۴۰۱ تا ۱۳۹۰-۱، از آزمون قوی ریشه واحد سوپریم دیکی - فولر تعمیم‌یافته استفاده گردید. پس از شناسایی دوره‌های حبابی بازار سهام ایران، با استفاده از الگوی رگرسیون پروبیت یک الگوی پیش‌بینی‌کننده دوره‌های حبابی در این بازار طراحی شد. نتایج نشان داد که الگوی هشدار زودهنگام طراحی شده دقت ۹۴ درصدی در پیش‌بینی دوره‌های حبابی بازار سهام ایران را دارد. همچنین اعلامیه‌های اجلاس اوپک مبنی بر کاهش سطح تولید با کاهش احتمال شکل‌گیری حباب قیمتی و اعلامیه‌های حفظ تولید با افزایش احتمال شکل‌گیری حباب قیمتی همراه هستند. اعلامیه حفظ سطح تولید اوپک، با ایجاد انتظارات خوش‌بینانه، ارزش انتظاری آتی سهام را بیش از آنچه فاکتورهای بنیادی اقتصاد منعکس می‌کنند تعیین، و احتمال شکل‌گیری حباب قیمتی را افزایش می‌دهد. نظر به نتایج حاصل از اجرای آزمون، بازار سهام ایران به طور معناداری تحت‌تأثیر اعلامیه‌های اجلاس اوپک است.

واژگان کلیدی: حباب بازار سهام، آزمون قوی ریشه واحد سوپریم دیکی - فولر تعمیم‌یافته، اعلامیه‌های اجلاس اوپک، رگرسیون پروبیت.

طبقه‌بندی JEL: C22, C15, G10

* نویسنده مسئول: مهرزاد ابراهیمی آدرس رایانامه: ebrahimi45@iau.ac.ir تلفن تماس: ۰۹۱۲۶۲۰۰۲۴۳

** مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری مریم پورصالحی در رشته علوم اقتصادی در دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز است.

استناد به مقاله: پورصالحی، مریم، ابراهیمی، مهرزاد، زارع، هاشم و خداپرست شیرازی، جلیل. (۱۴۰۴). اثر اعلامیه‌های اجلاس اوپک بر شکل‌گیری حباب در بازار سهام. فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی، ۴(۳)، ۳۱-۵۶.

<https://doi.org/10.22034/jepr.2024.141517.1131>

https://jepr.uok.ac.ir/article_63491.html

صفحه اصلی مقاله در سامانه نشریه:

۱. مقدمه

بحران نفت سال ۱۹۷۳ و رویدادهای مهم اقتصادی و ژئوپلیتیکی پس از آن، اهمیت حیاتی اقتصادی قیمت نفت و نقش سازمان کشورهای صادرکننده نفت (اوپک)^۱ را روشن کرد (Bilal et al., 2024; Salameh, 2014). مطالعات بسیاری تغییرات در قیمت نفت را به‌عنوان یک منبع اساسی از نوسانات اقتصادی و الگوی یک شوک جهانی شناسایی کرده‌اند که احتمالاً بسیاری از اقتصادها را به طور همزمان تحت‌تأثیر قرار می‌دهد (Amin, 2015; Blanchard & Galí, 2008). در دو دهه گذشته، بحران‌های اقتصادی، نوسان در رشد اقتصادی کشورها، کشمکش‌های سیاسی، مناقشات منطقه‌ای، اعتصابات کارگری، نااطمینانی عرضه و تقاضا، معاملات بورس کاغذی و در نهایت، سیاست‌های اوپک موجب تغییرات شدید قیمت نفت شده‌اند (Miao et al., 2018).

اعضای اوپک هر چند سال یک‌بار به‌منظور هدف‌گذاری و توافق بر سیاست‌های تولید نفت، اجلاس سالانه برگزار می‌کنند. به‌تبع این اجلاس‌ها، انتشار اخبار، توافقات و غیره، قیمت نفت نیز به‌واسطه گمانه‌زنی‌ها و سفته‌بازی‌ها متأثر می‌شود (Loutia et al., 2016). اعضای اوپک، ۴۰ درصد نفت خام جهان را تولید می‌کنند و صادرات آن‌ها حدود ۶۰ درصد از نفت مبادله شده در سطح بین‌الملل را تشکیل می‌دهد (Matsumoto et al., 2012). تأثیر تصمیمات اوپک در مورد سطح تولید (افزایش، کاهش یا حفظ) بر قیمت نفت یک موضوع بحث‌برانگیز در میان سیاست‌گذاران، تنظیم‌کننده‌ها و دانشگاهیان است. برای برخی، این تأثیر ضعیف است یا در طول زمان رو به کاهش بوده است، به‌ویژه که اخیراً بیشتر و بیشتر کشورهای تولیدکننده غیر اوپک سهم بازار خود را افزایش داده‌اند (Wirl & Kujundzic, 2004). برای دیگران، این اثر قوی است؛ زیرا زمانی که اعضا، تولید نفت خود را اصلاح می‌کنند، قیمت‌ها از سطح رقابتی خود منحرف می‌شوند (Deaves & Krinsky, 1992; Lin & Tamvakis, 2010). علاوه بر این، وانگ و همکاران (۲۰۰۸)^۲ شواهدی مبنی بر اثر اخبار اجلاس اوپک بر بازار نفت به‌صورت روزانه نیافته‌اند اما معتقد هستند که این اخبار به‌صورت هفتگی بر بازار نفت اثرگذار است.

ایران با در اختیار داشتن حدود ۱۰/۶ درصد از ذخایر نفتی جهان، دومین تولیدکننده بزرگ نفت خام در اوپک است. براین‌اساس اقتصاد ایران به‌صورت گسترده به صادرات نفت خام وابسته بوده و تکانه‌های بازارهای جهانی نفت می‌توانند آثار قابل توجهی بر ساختار اقتصادی ایران داشته‌باشند (شاگری و همکاران، ۱۳۹۵). در این راستا، دولت در اثر تغییرات درآمدهای نفتی دچار بی‌انضباطی مالی می‌شود. بی‌انضباطی مالی دولت از طریق تحت‌تأثیر قرار دادن بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی، بازارهای مالی را متأثر می‌سازد. به‌عبارت‌دیگر، تغییرات قیمت نفت به طور قابل ملاحظه‌ای بر بازار سهام اثر منفی می‌گذارد. بنابراین، ارزیابی آثار احتمالی تغییرات قیمت نفت خام بر شاخص بازار سهام بسیار مهم است (سرگلزایی و همکاران، ۱۴۰۲). زیرا برای مثال، کاهش قیمت سهام به دلیل تغییرات قیمت نفت، ممکن است با کاهش درآمد خانوارها، اختلالات اقتصادی گسترده‌ای را در سراسر جهان ایجاد کند و سرمایه‌گذاران با از دست دادن پول در بازار سهام، در خرج کردن پول محتاط‌تر شوند که منجر به رکود می‌شود (Alamgir & Amin, 2021). از سوی دیگر، ایران برای دهه‌ها با تحریم‌های اقتصادی

1. The Organization of Petroleum Exporting Countries (OPEC)

2. Wang et al. (2008)

- سیاسی مواجهه بوده است. برای مثال، با تشدید تحریم‌های صادرات نفت از سمت سازمان ملل متحد، ارزش صادرات نفت ایران در سال ۲۰۱۳ نسبت به سال ۲۰۱۱ با کاهش ۶۳ درصدی مواجه شده است^۱ (کریم‌پور و همکاران، ۱۳۹۹). بنابراین به نظر می‌رسد باوجود تحریم‌ها، ارزیابی آثار اقتصادی اعلامیه‌های اوپک مبنی بر حفظ یا تغییر میزان تولید اعضا، از اهمیت مضاعف برخوردار است. در این راستا، انگیزه اصلی پژوهش حاضر طراحی یک الگوی هشدار زودهنگام باهدف بررسی اثر اعلامیه‌های اجلاس اوپک بر شکل‌گیری حباب در بازار سهام ایران با به کارگیری رویکرد رگرسیون پروبیت است.

یافته‌های این پژوهش، اطلاعات ارزشمندی را در اختیار سیاست‌گذاران داخلی در شناسایی نقاط قوت و ضعف ساختارهای اقتصادی و سیاسی قرار می‌دهد که ممکن است نیاز به اصلاح داشته باشد. بهبود کارایی و شفافیت بازار سهام نیز می‌تواند کارایی کلی این اقتصادها را افزایش دهد. ادامه مقاله بدین شرح ساماندهی شده است: بخش دوم به تشریح ادبیات موضوع و کانال‌های اثرگذاری قیمت نفت و متغیرهای اقتصاد کلان بر قیمت سهام اختصاص یافته است؛ در بخش‌های سوم و چهارم به ترتیب روش‌شناسی و یافته‌های پژوهش آمده است. جمع‌بندی و ارائه پیشنهادها بخش آخر مطالعه حاضر است.

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

از قرن بیستم، نفت به منبع اصلی انرژی در اقتصاد جهانی تبدیل شده است. از آن زمان، نوسانات قیمت آن افزایش یافته است و نگرانی‌هایی را عمدتاً برای کشورهای صادرکننده آن ایجاد کرده است. در حال حاضر، ایران، عراق، نیجریه، عمان، قطر، عربستان سعودی، امارات متحده عربی و ونزوئلا از جمله کشورهایی هستند که بیشترین وابستگی را به صادرات نفت دارند (Resende & Pedro, 2020). نوسانات قیمت نفت عمدتاً ناشی از بحران‌های سیاسی پی‌درپی است که محل اصلی خود کشورهای خاورمیانه است. شوک مثبت در عرضه نفت توسط اوپک با افزایش تولید مشخص می‌شود که با توجه به سهم این کارتل در بازار جهانی نفت، می‌تواند موجب کاهش قیمت نفت گردد. در مقابل، وقوع شوک منفی در عرضه نفت زمانی رخ می‌دهد که کاهش تولید آن رخ می‌دهد و این موضوع باعث افزایش قیمت نفت می‌شود (Sehgal & Kapur, 2012).

ارتباط بین نوسانات قیمت نفت و بازار سهام در دهه‌های اخیر توجه بسیاری از تحقیقات را به خود جلب کرده است. زیرا نفت همچنان منبع اصلی انرژی جهان است که حدود ۳۴ درصد از نیازهای انرژی جهان را به خود اختصاص می‌دهد (International Energy Agency, 2008). آژانس بین‌المللی انرژی پیش‌بینی کرده است که نفت، ۳۰ درصد از ترکیب انرژی جهان را در سال ۲۰۳۰ تأمین خواهد کرد (Jebran et al., 2017). قیمت نفت به دلیل شوک‌های عرضه، مستعد نوسانات بالا است؛ بنابراین، ریسک ناشی از نوسانات قیمت نفت معمولاً

۱. یک عامل مهم در ایجاد نوسان در فروش نفت هر کشور، تحریم‌هایی است که ناشی از روابط سیاسی آن در سطح بین‌الملل است. قیمت نفت نیز به صورت برون‌زا و متأثر از نوسانات عرضه و تقاضای جهانی تعیین می‌شود و بنابراین تحقق آن با عدم اطمینان مواجه است و با تأثیر بر حجم صادرات، درآمد نفتی را متأثر می‌سازد (کشاورز، حداد و همکاران، ۲۰۲۰).

بر پرتفوی سرمایه‌گذاران، به‌ویژه مدیران پرتفوی که به دنبال تخصیص بهینه پرتفوی هستند، اثر می‌گذارد. نفت می‌تواند مبانی اقتصاد کلان را متأثر سازد و این موضوع باید توسط سیاست‌گذاران مورد توجه قرار گیرد (El Hedi Arouri et al., 2011)؛ به‌عنوان مثال، افزایش قیمت نفت اغلب توسط سیاست‌گذاران، محرک تورم در نظر گرفته می‌شود (امین خرازیان، ۱۴۰۲) و بانک‌های مرکزی با افزایش نرخ‌های بهره که بر نرخ تنزیل استفاده شده در معادله قیمت‌گذاری سهام تأثیر می‌گذارد، به فشارهای تورمی پاسخ می‌دهند (Basher et al., 2012; Huang et al., 1996). همچنین افزایش قیمت نفت هم‌بر مصرف‌کنندگان و هم‌بر تولیدکنندگان اثر می‌گذارد. مصرف‌کنندگان به‌شکل قیمت‌های بالاتر کالاها و خدمات نهایی تحت تأثیر قرار می‌گیرند (Faff & Brailsford, 1999)؛ در حالی که تولیدکنندگان با تقاضای کمتر برای کالاها و خدمات نهایی و متعاقب آن کاهش سود مواجه می‌شوند؛ بنابراین مقیاس عملیات بنگاه‌های تحت تأثیر کاهش می‌یابد. افزون بر این، از آنجایی که تقاضا برای نفت همچنان در حال افزایش است و به‌کارگیری آن در سطوح تجاری و خانگی اجتناب‌ناپذیر تر می‌شود، درک روابط پیچیده بین نفت و بقیه اقتصاد به‌ویژه بازار سهام اهمیت بیشتری پیدا می‌کند (Salisu & Oloko, 2015). در ادبیات به‌طور گسترده مورد بحث قرار گرفته است که در کشورهای صنعتی واردکننده نفت، افزایش قیمت نفت با کاهش نرخ رشد احتمالی فعالیت‌های اقتصادی، افزایش قیمت نهاده، کاهش درآمد شرکت‌ها و افزایش سطح عمومی قیمت، اثر منفی بر شاخص‌های بورس دارد. علاوه بر این، عدم اطمینان، همراه با صرف ریسک بالاتر مرتبط با افزایش قیمت نفت، باعث کاهش قیمت سهام نیز می‌شود. بنابراین، بینش مرسوم این است که افزایش قیمت نفت، ذی‌نفعان مختلف اقتصادی را مجبور می‌کند که پول بیشتری را صرف مصرف انرژی کنند، حاشیه سود را کاهش دهد و بر بازار سهام تأثیر منفی بگذارند (Alamgir & Amin, 2021). از سوی دیگر، افزایش قیمت نفت در کشورهای صادرکننده نفت نظیر ایران به چند دلیل می‌تواند آثار مثبت بر بازار سهام داشته باشد. انتظار بر این است که افزایش قیمت نفت، از طریق آثار درآمدی و ثروت، آثار مثبتی بر بازارهای سهام را به‌همراه داشته باشد (Al-Fayoumi, 2009). این موضوع، نتیجه افزایش درآمدهای دولت و مخارج عمومی در زیرساخت‌ها است. علاوه بر این، افزایش قیمت نفت، موجب انتقال بلادرنگ ثروت از واردکنندگان نفت به صادرکنندگان آن است. چنان‌چه این افزایش درآمد، صرف خرید کالاها و خدمات داخلی شود، موجب رونق فعالیت‌های اقتصادی و بهبود بازده بازار سرمایه در کشورهای صادرکننده خواهد شد (قنبریان و سقفی، ۱۳۹۴).

نارایان و نارایان^۱ (۲۰۱۰) از الگوی بازده سهام تحقق‌یافته زیر برای نشان دادن ارتباط نظری بین نفت و قیمت سهام استفاده کردند.

$$R = \frac{d(E(c))}{E(c)} - \frac{d(E(r))}{E(r)} \quad (1)$$

این الگو، قیمت سهام را مقادیر تنزیل شده جریان‌های نقدی مورد انتظار آتی فرض می‌کند. R نشان‌دهنده بازده سهام، c جریان نقدی، r نرخ تنزیل، $d(.)$ عملگر تفاضل و $E(.)$ عملگر انتظارات را نشان می‌دهد. در این دیدگاه، حرکت در جریان‌های نقدی موردانتظار و نرخ تنزیل ممکن است بر بازده سهام تأثیر بگذارد. آن‌ها استدلال کردند که قیمت نفت می‌تواند از طریق دو کانال بر قیمت سهام تأثیر بگذارد. در کانال اول، افزایش قیمت نفت باتوجه‌به

اهمیت آن در فرایند تولید هزینه تولید را افزایش می‌دهد که متعاقباً منجر به کاهش قیمت سهام می‌شود. در کانال دوم، اعتقاد بر این است که قیمت انتظاری نفت از طریق نرخ تنزیل که شامل نرخ تورم موردانتظار و نرخ بهره واقعی موردانتظار است، بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارد. به اعتقاد سادورسکی (۲۰۰۴)^۱ قیمت نفت ممکن است به طرق مختلف بر قیمت سهام تأثیر بگذارد. افزایش قیمت نفت ممکن است یک مالیات تورمی بر مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان باشد که در نتیجه هزینه تولید را افزایش می‌دهد. چنانچه انتقال کامل افزایش هزینه به مصرف‌کنندگان امکان‌پذیر نباشد، حاشیه سود و سود سهام کاهش می‌یابد. از آنجایی که درآمد ملی شامل سود سهام نیز است، تولید ناخالص داخلی نیز کاهش خواهد یافت.

بر اساس نظریه مالی، تأثیر اخبار باید به طور منطقی در قیمت‌های بازار سهام منعکس شود. افزایش قیمت نفت در قیمت سهام منعکس می‌شود؛ زیرا افزایش قیمت نفت هزینه مدیریت یک کسب‌وکار را افزایش می‌دهد و سود و حاشیه جریان‌های نقدی را کاهش می‌دهد که محرک‌های اصلی قیمت سهام هستند (Ramos & Veiga, 2011).

۲-۲. پیشینه پژوهش

۲-۲-۱. مطالعات داخلی

پازوکی و همکاران (۱۳۹۹) رابطه بین بازارهای مالی (شامل بازار فلزات گران‌بها، قیمت طلا، قیمت نقره و قیمت پلاتین، نرخ ارز و شاخص بازار سهام) و بازار نفت خام را بررسی کرده‌اند. به این منظور محققان از داده‌های روزانه طی دوره زمانی ۲۰۰۹ تا ۲۰۲۰ و روش خود رگرسیون با وقفه‌های گسترده^۲ استفاده کردند. نتایج نشان داد قیمت نفت خام با تمام دارایی‌ها به جز شاخص کل بازار سهام دارای رابطه منفی و معناداری دارد.

قلی‌زاده و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی با رویکرد درخت تصمیم به طراحی سیستم هشدار سریع برای پیشگیری از وقوع یا کاهش اثرات بحران پرداختند. آن‌ها جهت اندازه‌گیری شوک‌های ناشی از شاخص قیمت سهام، نرخ ارز، قیمت طلا و نفت از پسماند مدل خودرگرسیون میانگین متحرک انباشت^۳ استفاده نمودند و به این نتیجه دست یافتند که مهم‌ترین متغیر برای پیش‌بینی بحران در بورس اوراق بهادار تهران در داده‌های هفتگی، وقوع بحران مالی در دوره گذشته بوده است.

نوروزی و همکاران (۱۴۰۱) یک سیستم هشداردهنده حباب قیمتی و بحران مالی در بازار سهام ایران طراحی کردند. در این پژوهش از داده‌های فصلی طی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۹۹ و روش خود همبسته واریانس ناهمسان شرطی چند متغیره^۴ جهت استخراج و شناسایی متغیر بحران مالی و حباب قیمتی در بازار سرمایه استفاده شده است. نتایج نشان داد که متغیرهایی همچون تولید، نرخ تورم، نرخ ارز، شاخص کل بازار سهام و... تأثیر معنی‌داری بر وقوع بحران مالی و احتمال رخداد حباب قیمتی در بازارهای مالی دارد.

1. Sadorsky (2004)

2. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

3. Autoregressive integrated moving average (ARIMA)

4. MGARCH

آسیابی اقدام و همکاران (۱۴۰۱) با به کارگیری الگوی خود بازگشت آستانه‌ای^۱ به بررسی اثر متغیرهای اقتصادی بر رفتار قیمت سهام شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸ پرداختند. یافته‌های محققان نشان داد بین متغیرهای اقتصادی و شاخص قیمت سهام رابطه معناداری وجود دارد.

۲-۲-۲. مطالعات خارجی

جونز و کال (۱۹۹۶)^۲ به بررسی منطقی بودن واکنش بازار سهام به شوک‌های قیمت نفت پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که بازارهای سهام ایالات متحده و کانادا به طور منطقی واکنش نشان می‌دهند، اما واکنش ژاپن و بریتانیا به شوک‌های قیمت نفت بیش از حد است.

مغیره (۲۰۰۴)^۳ رابطه بین شوک‌های قیمت نفت و بازده بازار سهام را برای ۲۲ اقتصاد نوظهور با استفاده از رویکرد تعمیم‌یافته تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی^۴ و توابع عکس‌العمل آنی مورد مطالعه قرار داد. نتایج شواهد بسیار ضعیفی از شوک‌های قیمت نفت را نشان داد که بر بازده بازار سهام در اقتصادهای نوظهور تأثیر می‌گذارد. علاوه بر این، کشورهایی که واکنش بالایی نشان می‌دهند، مصرف انرژی بیشتری نسبت به سایر کشورها دارند. الشریف (۲۰۰۵)^۵ از داده‌های روزانه برای انگلستان (بزرگ‌ترین تولیدکننده نفت اتحادیه اروپا) باهدف بررسی تعامل بین بازده سهام و قیمت نفت خام، از یک مدل چندعاملی استفاده کردند. نتایج نشان داد که بین بازده سهام و قیمت نفت خام رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

آستریو و باشماکووا^۶ (۲۰۱۳) از یک الگوی چندعاملی بین‌المللی به‌منظور بررسی رابطه بین ریسک قیمت نفت و بازده بازار سهام برای بازارهای سرمایه درحال ظهور کشورهای اروپای مرکزی و شرقی^۷ استفاده کرده است. نتایج نشان می‌دهد که واکنش بازده سهام به حرکات صعودی و نزولی بازار نفت نیز منفی است؛ اما در زمانی که قیمت نفت پایین است، معنادارتر است.

کونادو و پرز د گراسیا (۲۰۱۴)^۸ تأثیر شوک قیمت نفت بر بازده سهام ۱۲ کشور واردکننده نفت در اروپا را بررسی کردند. آن‌ها استدلال می‌کنند که وقتی یک شوک سمت عرضه باعث تغییر قیمت نفت می‌شود، آن‌گاه تأثیر آن بر بازده سهام منفی است؛ زیرا به معنای هزینه بالاتر تولید برای کشورهای واردکننده نفت است. زمانی که تغییر قیمت نفت به دلیل شوک تقاضا رخ می‌دهد، تأثیر آن بر بازده سهام می‌تواند مثبت یا منفی باشد.

فریرا (۲۰۲۰)^۹ با استفاده از تحلیل هم‌بستگی متقابل به بررسی اثر شوک‌های قیمت نفت بر اقتصاد برزیل پرداخت. نتایج حاکی از هم‌بستگی معنی‌دار بین شوک‌های قیمت نفت و بازده بخش مالی است که نشان‌دهنده مواجهه این بخش خاص با نفت است.

1. The Threshold Auto Regression (TAR)

2. Jones & Kaul (1996)

3. Maghyereh (2004)

4. The Generalized Approach to Forecast Error Variance Decomposition

5. El-Sharif et al. (2005)

6. Asteriou & Bashmakova (2013)

7. The Central and Eastern European Countries

8. Cuñado & Pérez de Gracia (2014)

9. Ferreira et al. (2020)

دباز و همکاران (۲۰۱۶)^۱ رابطه بین نوسانات قیمت نفت و بازده سهام در کشورهای گروه هفت^۲ (کانادا، فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن، بریتانیا و ایالات متحده) را بررسی کردند. آن‌ها نشان می‌دهند که افزایش نوسان قیمت نفت منجر به پاسخ منفی بازار سهام این کشورها می‌شود؛ همچنین قیمت جهانی نفت برای بازار سهام بسیار مهم‌تر از قیمت ملی نفت است.

بای و همکاران (۲۰۲۱)^۳ به تحلیل و مقایسه داده‌های تاریخی قیمت نفت و بازده بازار سهام ایالات متحده پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که قیمت نفت خام مستقیماً بر بازار سهام تأثیر نمی‌گذارد، اما از طریق انتقال غیرمستقیم بر سهام ایالات متحده تأثیر می‌گذارد. به عبارت دیگر، زمانی که قیمت نفت باثبات است تأثیر کمی بر بازار سهام دارد، اما زمانی که نوسان قیمت نفت بالاست، تأثیر بیشتری دارد.

مگزینو و همکاران^۴ (۲۰۲۳) رابطه پویا بین بازار نفت و بازده بازار سهام اروپا را با استفاده از داده‌های ماهانه از می ۲۰۰۷ تا آپریل ۲۰۲۲ برای ۲۷ کشور عضو اتحادیه اروپا بررسی کردند. در این مطالعه، از آزمون علیت گرنجر متغیر با زمان^۵ و الگوی رگرسیون خود توضیح برداری ساختاری^۶ برای بررسی پیوندهای علی استفاده شده است. نتایج، علیت متغیر با زمان بین متغیرها را با در نظر گرفتن بازار نفت از هر دو دیدگاه طرف عرضه و تقاضا نشان می‌دهد.

۲-۳. نوآوری پژوهش

با وجود گستره و عمق پژوهش‌ها درباره رابطه بین قیمت نفت و بازار سهام در کشورهای مختلف، سهم اصلی این مطالعه در ادبیات موجود دو جنبه اساسی دارد:

- (۱) ارزیابی تأثیر اعلامیه‌های اجلاس اوپک بر شکل‌گیری حباب‌های قیمتی در بازار سهام ایران؛
- (۲) طراحی یک سیستم هشدار زودهنگام با استفاده از الگوی رگرسیون پروبیت^۷ برای شناسایی احتمال وقوع حباب‌های قیمتی.

تا آنجا که بر دانش نویسندگان متکی است، تاکنون پژوهشی جامع با تمرکز هم‌زمان بر این دو محور در ایران انجام نشده است. از این رو، این مطالعه می‌کوشد شکاف موجود در ادبیات را پر کرده و شواهدی تجربی در زمینه اثرپذیری بازار سهام ایران از تحولات نفتی و نقش آن در بروز عدم تعادل‌های قیمتی ارائه دهد. بر این اساس، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین شده‌اند:

- (۱) بازار سهام ایران در دوره‌های زمانی مختلف حباب قیمتی داشته است؛
- (۲) اعلامیه‌های اجلاس اوپک باعث افزایش احتمال شکل‌گیری حباب قیمتی در بازار سهام ایران می‌شوند؛
- (۳) امکان طراحی سیستم هشدار سریع برای شناسایی حباب بازار سهام وجود دارد.

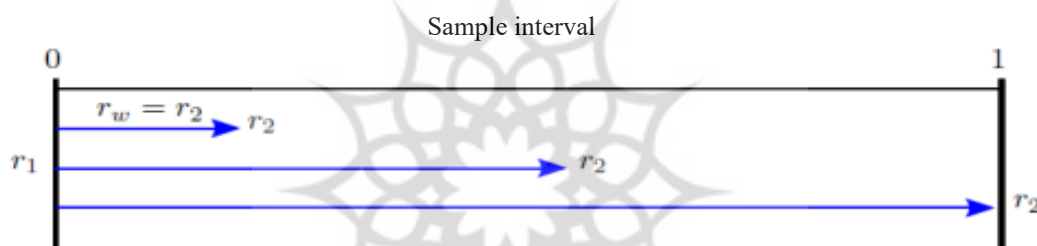
1. Diaz et al. (2016)
 2. The Group of Seven (G7)
 3. Bai et al. (2021)
 4. Magazzino et al. (2023)
 5. Time-Varying Granger causality
 6. Structural Vector Autoregression (SVAR)
 7. The Probit Regression

۳. روش‌شناسی پژوهش

در مطالعه حاضر، برای شناسایی و تعیین زمان حباب‌ها در بازار سهام طی دوره زمانی ۱۱-۱۴۰۱-۱۳۹۰، از روش فیلیپس و همکاران^۱ (۲۰۱۴) بهره گرفته شده است، همچنین، جهت طراحی یک سیستم هشدار زودهنگام از الگوی پروبیت استفاده شده است.

۳-۱. شناسایی حباب‌های چندگانه

آزمون‌های ریشه واحد، به‌تنهایی توانایی لازم را برای شناسایی حباب‌های انفجاری که به‌صورت متناوب فرومی‌پاشند ندارند (Evans, 1991). فیلیپس و یو (۲۰۱۱)^۲ آزمون ریشه واحد راست دنباله تکراری با نام آزمون ریشه واحد سوپریمم دیکی فولر تعمیم‌یافته^۳ را معرفی کردند که مبتنی بر محاسبات بازگشتی از آماره‌های دیکی - فولر تعمیم‌یافته^۴ بوده و در آن نقطه شروع ثابت است؛ همچنین یک پنجره با طول در حال افزایش دارد که اندازه اولیه آن توسط محقق تنظیم می‌گردد (توحیدی، ۱۴۰۰). شکل (۱) فرایند برآورد را نشان می‌دهد.



[r_0 , 1] Set $r_1=0$, $r_2 \in$

Used fixed initialization window $[r_1, r_2]$

شکل ۱: فرایند آزمون سوپریمم دیکی - فولر تعمیم‌یافته

منبع: فیلیپس و همکاران (۲۰۱۱)

در این رویکرد، مشاهده اول در نمونه به‌عنوان نقطه آغاز پنجره برآورد ($r_1 = 0$) تعیین شده است. نقطه انتهایی پنجره برآورد اولیه (r_2)، بر اساس حداقل اندازه پنجره (r_0) تنظیم و بنابراین اندازه پنجره اولیه ($r_w = r_2$) است. پس از آن، رگرسیون به‌صورت بازگشتی برآورد می‌شود؛ در شرایطی که اندازه پنجره در هر زمان، یک مشاهده در حال افزایش می‌باشد. هر برآورد، یک آماره ADF ارائه می‌دهد (ADF_{r_2}). در نهایت، برآورد بر اساس کل نمونه انجام خواهد شد ($r_2=1$ و آماره آن ADF_{r_1} است). آماره SADF به‌صورت ذیل تعریف می‌گردد:

$$SADF(r_0) = \sup \{ADF_{r_2}\} \quad r_2 \in [r_0, 1] \quad (2)$$

چنانچه دوره نمونه شامل دوره‌های متعدد رکود و رونق باشد، آزمون SADF از کارایی لازم جهت شناسایی حباب‌ها برخوردار نیست. در این راستا، فیلیپس و همکاران (۲۰۱۴) یک آزمون ریشه واحد راست دنباله تکراری

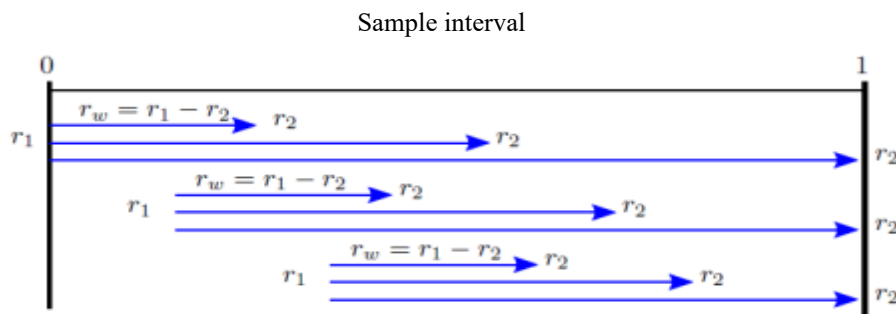
1. Phillips et al. (2014)

2. Yu (2011)

3. Supremum Augmented Dickey-Fuller (SADF)

4. Augmented Dickey-Fuller (ADF)

با نام آزمون قوی ریشه واحد سوپریمم دیکی فولر تعمیم‌یافته^۱ معرفی کردند که علاوه بر شناسایی حباب‌های قیمتی در بازارهای مالی، امکان تعیین زمان دقیق شروع و پایان آن را فراهم می‌کند. این رویکرد تکراری، شکل توسعه‌یافته رویکرد فیلیپس و یو (۲۰۱۱) است که در آن پنجره داده‌های انتخاب شده بزرگ‌تر می‌شود؛ همچنین نقطه شروع پنجره یک مشاهده به جلو انتقال می‌یابد (شکل ۲).



شکل ۲: فرآیند آزمون قوی سوپریمم دیکی - فولر تعمیم‌یافته

منبع: فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵)

$$GSADF(r_0) = \sup \{ADF_{r_1}^{r_2}\} \quad \begin{matrix} r_2 \in [r_0, 1] \\ r_1 \in [0, r_2 - r_0] \end{matrix} \quad (3)$$

برای شناسایی دوره‌های شروع و پایان هر حباب، فیلیپس و همکاران (۲۰۱۴) از توالی‌های نمونه‌ای تعمیم‌یافته بازگشتی استفاده کرده‌اند. در این رویکرد، نقطه شروع (r_1) بین متحرک $[0, r_2 - r_0]$ و نقطه پایان در (r_2) ثابت است:

$$BSADF_{r_1}^{r_2} \quad 0 \leq r_1 \leq r_2 - r_0 \quad (4)$$

بنابراین، آماره GSADF بازگشتی مقدار سوپریمم توالی آماره دیکی - فولر تعمیم‌یافته عبارت است از:

$$GSADF(r_0) = \sup \{BSADF_{r_2}(r_0)\} \quad r_2 \in [r_0, 1] \quad (5)$$

محاسبه دنباله آماره آزمون سوپریمم دیکی فولر تعمیم‌یافته بازگشتی (عقب‌گرد)^۲ با به کارگیری آزمون ADF راست دنباله بازگشتی نمونه و مقایسه آن با مقادیر بحرانی محاسبه شده به روش مونت کارلو قابل انجام است. یک پنجره حداقلی برای برآورد مدل با اندازه $r_{w0} = r_2 - r_1 + 1$ تعریف می‌شود؛ با آغاز از اولین مشاهده $r_2 - r_{w0} + 1$ و نشان دادن $BSADF_{r_2}$ به عنوان مقدار سوپریمم آماره‌های ADF حاصل از رگرسیون بازگشتی قبلی نسبت به $r_1 \in [1, r_2 - r_{w0} + 1]$ و نقطه پایانی ثابت r_2 داریم:

$$BSADF_{r_2} = \sup \{ADF_{r_1, r_2}\} \quad r_1 \in [1, r_2 - r_{w0} + 1] \quad (6)$$

با تغییر نقطه پایانی از r_{w0} تا آخرین مشاهده، دنباله‌ای از آماره‌های BSADF حاصل می‌شود. در این چارچوب، تاریخ‌های شروع و پایان حباب به صورت ذیل استخراج می‌گردد:

$$\tilde{r}_{1e} = \inf_{r_2 \in [r_{w0}, T]} \{r_2 : BSADF_{r_2} > cv_{r_2}^\beta\} \quad (7)$$

1. Generalized Supremum Augmented Dickey-Fuller (GSADF)

2. Backward Sup ADF Test (BSADF)

$$\widetilde{r}_{1f} = \inf_{r_2 \in [\widetilde{r}_{1e} + h, T]} \{r_2 : BSADF_{r_2} < cv_{r_2}^\beta\} \quad (8)$$

که در آن $cv_{r_2}^\beta$ مقدار بحرانی در سطح اطمینان β درصد آماره BSADF است. بر اساس این آزمون، یک متغیر y_t تعریف می‌شود:

$$y_t = \begin{cases} 0, & BSADF_{r_2,t} < cv_{r_2,t}^\beta \\ 1, & BSADF_{r_2,t} > cv_{r_2,t}^\beta \end{cases} \quad (9)$$

براین اساس متغیر y_t در دوره t مقدار ۱ می‌گیرد اگر در زمان t حباب شناسایی شود و در غیر این صورت y_t برابر صفر است؛ بنابراین متغیر y_t نشان‌دهنده دوره‌هایی خواهد بود که در بازار سهام ایران حباب قیمتی وجود داشته است. به عبارت دیگر، تاریخ شروع (پایان) هر حباب متناظر با اولین تاریخی است که آماره BSADF بزرگ‌تر (کوچک‌تر) از مقدار بحرانی گردد.

۳-۲. عوامل مؤثر بر تشکیل حباب قیمتی و اثر اعلامیه‌های اجلاس اوپک

برای برآورد اثر اعلامیه‌های اجلاس اوپک بر احتمال شکل‌گیری حباب در بازار سهام ایران از مدل رگرسیون زیر استفاده می‌شود:

$$P\{y_t = 1 | x_t, z_t\} = \alpha_1 + \beta_1 x_t^{opac} + \beta_2 z_t^{macro} + \varepsilon_t \quad (10)$$

که z_t^{macro} متغیرهای مستقل اقتصاد کلان و x_t^{opac} متغیرهای اعلامیه‌های اجلاس اوپک است. جدول (۱) تاریخیچه اعلامیه‌های اوپک را در جهت تغییرات تولید نشان می‌دهد. نمودار سری زمانی متغیرهای الگو در شکل (۳) ارائه شده است.

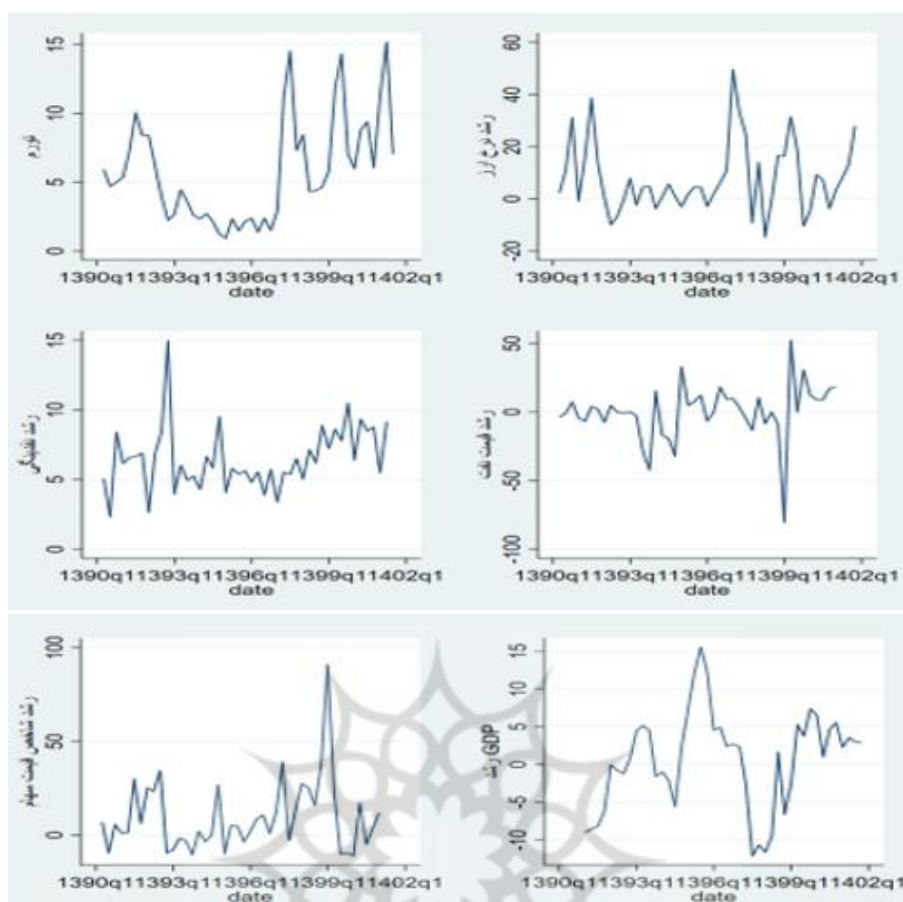
جدول ۱: تاریخیچه اعلامیه‌های اوپک

تاریخیچه اعلامیه افزایش تولید اوپک	تاریخیچه اعلامیه کاهش تولید اوپک
2018Q2	2016Q3 2016Q3 2018Q4 2019Q4 2020Q1 2020Q2

نکته: در سایر تاریخ‌ها بیانیه حفظ سطح تولید اعلان شده است.

منبع: یافته‌های پژوهش

برای نشان‌دادن اعلامیه‌های اجلاس اوپک نیز ۳ متغیر مجازی تعریف می‌شود. متغیر اول اعلامیه‌های مبتنی بر افزایش تولید اوپک، متغیر دوم، اعلامیه‌های مبتنی بر ثبات سطح تولید اوپک و متغیر سوم، اعلامیه‌های مبتنی بر کاهش سطح تولید اوپک است که در صورت داشتن اعلامیه این متغیر مقدار یک در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد. قابل‌ذکر است در پژوهش حاضر جهت برآورد الگوی پربویت از اطلاعات و داده‌های با تواتر ماهانه طی فروردین ۱۳۹۰ تا بهمن ۱۴۰۱ استفاده شده است. کلیه اطلاعات و ارقام پژوهش، از سایت‌های دبیرخانه اوپک، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بورس اوراق بهادار تهران اخذ شده است.



شکل ۳: سری زمانی متغیرهای الگو به صورت فصلی

منبع: یافته‌های پژوهش

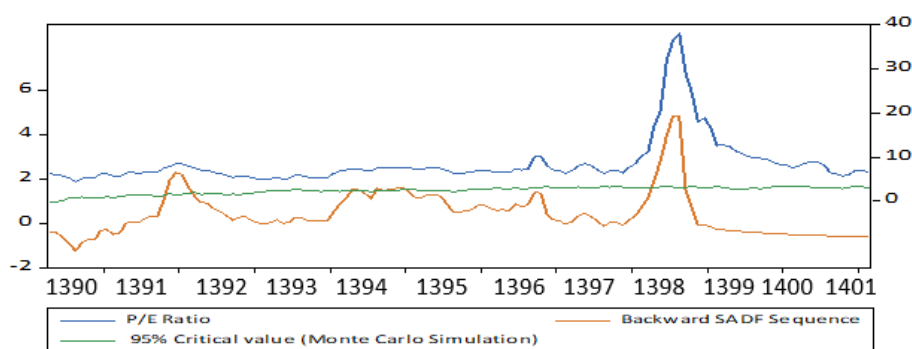
۴. یافته‌های پژوهش

در این بخش، ابتدا دوره‌های حبابی توسط آزمون قوی ریشه واحد سوپریمم دیکی فولر تعمیم‌یافته (GSADF) شناسایی، و پس از آن، از رگرسیون پروبیت برای تحلیل عوامل اقتصادی مؤثر بر بروز حباب در بازار سهام ایران استفاده می‌شود. به عبارت دیگر، هدف آن است که یک سامانه هشدار زود هنگام برای پیش‌بینی وقوع حباب در بازار سهام طراحی و برآورد گردد. در نهایت، برای ارزیابی اثرات اعلامیه‌های اوپک بر احتمال بروز حباب در بازار سهام، با افزودن متغیرهای مربوطه اثرات اعلامیه‌های اوپک برآورد خواهند شد.

۴-۱. شناسایی و زمان‌بندی حباب‌های بازار سهام

به منظور شناسایی دوره‌های حبابی، آزمون ریشه واحد سوپریمم دیکی فولر تعمیم‌یافته (GSADF) بر روی سری زمانی ماهانه متغیر نسبت قیمت به درآمد (P/E) بازار سهام ایران در فاصله زمانی فروردین ۱۳۹۰ الی بهمن ۱۴۰۱ اجرا شده است. بر اساس روش GSADF پس از اجرای آزمون، برای تشخیص دوره‌های حبابی باید دنباله آماره BSADF را با دنباله مقادیر بحرانی آزمون که از طریق شبیه‌سازی حاصل می‌شوند مقایسه کرد (لازم به

ذکر است در این پژوهش شبیه‌سازی مونت‌کارلو با ۱۰۰۰ مرتبه تکرار برای محاسبه مقادیر بحرانی انجام شده است). هرگاه مقدار آماره BSADF از مقدار بحرانی در یک دوره موردنظر بیشتر شده باشد، حباب ایجاد شده است و متعاقباً هرگاه در دوره‌های بعد مقدار آماره از مقدار بحرانی کمتر شود، حباب از بین رفته است. در شکل (۴) نتیجه اجرای آزمون GSADF در دوره زمانی نمونه پژوهش گزارش شده است.



شکل ۴: آزمون GSADF و شناسایی دوره‌های حبابی بازار سهام ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در دوره‌های زمانی مختلفی مقادیر آماره از مقادیر بحرانی (در سطح اطمینان ۹۵ درصدی) بیشتر بوده و بعضاً تا چند دوره نیز زمان بوده تا حباب شکل گرفته از بین برود. جدول (۲) نشان‌دهنده دوره‌های زمانی است که این وضعیت را داشته‌اند؛ بنابراین بازار سهام ایران در ماه‌های شناسایی شده مطابق آزمون GSADF دارای حباب قیمتی بوده و قیمت‌گذاری سهام (P) منطبق با ارزش بنیادی (E) آن‌ها نبوده است.

جدول ۲: دوره‌های زمانی همراه با حباب در بازار سهام ایران

ردیف	تاریخ	ردیف	تاریخ	ردیف	تاریخ	ردیف	تاریخ
۱	آذر ۱۳۹۲	۵	اردیبهشت ۱۳۹۵	۹	آبان ۱۳۹۵	۱۳	خرداد ۱۳۹۹
۲	دی ۱۳۹۲	۶	خرداد ۱۳۹۵	۱۰	آذر ۱۳۹۵	۱۴	تیر ۱۳۹۹
۳	بهمن ۱۳۹۲	۷	شهریور ۱۳۹۵	۱۱	دی ۱۳۹۵	۱۵	مرداد ۱۳۹۹
۴	اسفند ۱۳۹۲	۸	مهر ۱۳۹۵	۱۲	اردیبهشت ۱۳۹۹	۱۶	شهریور ۱۳۹۹

منبع: یافته‌های پژوهش

فراوانی دوره‌های حبابی در دوره زمانی پژوهش نیز در جدول (۳) ارائه شده است. از ۱۳۱ ماه که مقدار آماره آزمون و مقادیر بحرانی برای آن‌ها محاسبه شده است (به دلیل عقب‌گرد و خود رگرسیون بودن آزمون برای ۱۲ ماه ابتدای نمونه آماره آزمون را نمی‌توان محاسبه کرد) ۱۱۵ ماه عادی و ۱۶ ماه دارای حباب شناسایی شده‌اند که به ترتیب ۸۷/۸ درصد و ۱۲/۲ درصد نمونه (با داده‌های ماهانه) را تشکیل می‌دهند.

جدول ۳: فراوانی دوره‌های حسابی در دوره زمانی پژوهش

وضعیت	تعداد دوره (ماه)	درصد	تعداد دوره (فصل)	درصد
عادی	۱۱۵	۸۷/۷۹	۳۷	۸۴/۰۹
حسابی	۱۶	۱۲/۲۱	۷	۱۵/۹۱
جمع	۱۳۱	۱۰۰	۴۴	۱۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از شناسایی دوره‌های حسابی بازار سهام ایران، متغیر حساب را می‌توان تعریف نمود که یک متغیر مجازی (صفر و یک) است. باتوجه‌به اینکه برخی از متغیرهای اقتصاد کلان با تواتر فصلی در دسترس هستند (نظیر رشد نقدینگی)، رگرسیون‌های پروبیت با استفاده از داده‌های فصلی برآورد خواهند شد. ازاین‌رو لازم است متغیر حساب نیز به‌صورت فصلی ساخته شود. به این منظور در صورتی‌که هر کدام از ۳ ماه یک فصل طبق آزمون GSADF حسابی تشخیص داده شوند، برای آن فصل مقدار یک لحاظ خواهد شد و در غیر این صورت (هیچ‌کدام از ۳ ماه حسابی نباشند) متغیر حساب مقدار صفر خواهد گرفت؛ بنابراین در صورتی‌که به طور فصلی به داده‌ها نگاه شود، ۳۷ فصل عادی و ۷ فصل حسابی در دوره نمونه وجود دارند (جدول ۳).

۲-۴. برآورد الگوی پژوهش

در این پژوهش، باهدف شناسایی عوامل اقتصادی پیش‌بینی‌کننده احتمال وقوع حساب در بازار سهام ایران، و همچنین بررسی اثر اعلامیه‌های اجلاس اوپک بر احتمال شکل‌گیری حساب قیمتی در بازار سهام از یک الگوی پروبیت استفاده شده است. جدول (۴) متغیرهای مورد استفاده در الگو را معرفی کرده است.

جدول ۴: معرفی متغیرهای مورد استفاده در پژوهش

نام متغیر	تعریف عملیاتی
قیمت نفت	قیمت تک محموله‌ای نفت خام سبک ایران را نشان می‌دهد.
شاخص قیمت سهام	شاخص قیمت سهام (TEPIX) میانگین وزنی نسبت‌های قیمتی سهام با وزنی برابر ارزش سهام در زمان پایه که باتوجه‌به شاخص قیمتی لاسپیرز به دست می‌آید.
نرخ ارز	نرخ برابری دلار با ریال در بازار غیررسمی (آزاد) ارز.
نرخ تورم	درصد تغییرات شاخص کل بهای کالا و خدمات مصرفی در یک سال نسبت به سال قبل.
رشد نقدینگی	منظور از نقدینگی مجموع حجم پول و شبه‌پول است.
رشد تولید ناخالص داخلی	درصد تغییرات تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه (۱۳۹۵) و قیمت ثابت در یکسال نسبت به سال قبل.

منبع: دبیرخانه اوپک، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بورس اوراق بهادار تهران.

تحلیل آمار توصیفی متغیرهای بالقوه، دارای قدرت پیش‌بینی در دوره‌های حسابی و دوره‌های عادی است. در جدول (۵) این آمار توصیفی گزارش شده است. همان‌طور که از جدول مشخص است در دوره‌های حسابی میانگین رشد تورم و انحراف معیار آن نسبت به دوره‌های عادی کمتر است. همچنین مقدار حداکثر و حداقل تورم وقوع یافته در دوره‌های عادی بزرگ‌تر از مقدار حداکثر و حداقل تورمی است که در دوره‌های حسابی تحقق یافته است.

همین وضعیت برای متغیر رشد نرخ ارز نیز برقرار است. به عبارت دیگر مطابق آمار توصیفی می‌توان چنین استنباط کرد که در دوره‌های حبابی، رشد نرخ ارز و تورم کمتر از وضعیت‌های عادی بوده است. در مقابل، وضعیت دیگر متغیرها، شامل رشد شاخص سهام، رشد نقدینگی، رشد قیمت نفت و رشد تولید ناخالص داخلی، متفاوت است. به گونه‌ای که در دوره‌های حبابی متوسط رشد این متغیرها و دامنه تغییرات آن‌ها بیشتر از دوره‌های عادی بازار سهام بوده است. به عبارت دیگر در خصوص متغیرهای مذکور می‌توان این فرضیه را در نظر داشت که به طور متوسط در دوره‌های حبابی بازار سهام، رشد این متغیرها بیشتر از دوره‌های عادی بوده است.

جدول ۵: آمار توصیفی متغیرهای الگو

متغیر	میانگین		انحراف معیار		حداکثر		حداقل	
	دوره‌های عادی	دوره‌های حبابی	دوره‌های عادی	دوره‌های حبابی	دوره‌های عادی	دوره‌های حبابی	دوره‌های عادی	دوره‌های حبابی
نرخ تورم	۶/۱۰	۴/۰۸	۳/۸۹	۳/۷۹	۱۵/۱۶	۱۱/۸۴	۱/۲۳	۰/۹۳
رشد نرخ ارز	۷/۵۲	۶/۲۵	۱۳/۸۱	۱۳/۳۱	۴۹/۵۴	۳۱/۴۴	-۱۴/۷۱	-۶/۸۳
رشد شاخص قیمت سهام	۷/۹۵	۱۹/۷۲	۱۴/۱۲۷	۳۵/۲۱	۳۸/۸۳	۹۰/۷۰	-۱۱/۲۴	-۹/۹۵
رشد نقدینگی	۶/۳۲	۷/۷۷	۱/۸۳	۳/۵۶	۱۰/۴۸	۱۴/۹۴	۲/۶۲	۴/۰۶
رشد قیمت نفت	-۰/۵۳	۲/۲۲	۱۵/۳۵	۴۱/۵۱	۳۰/۷۷	۵۲/۳۰	-۴۲/۳۰	-۸۰/۵۵
رشد GDP	-۰/۲۳	۵/۳۲	۶/۰۵	۶/۸۳	۱۲/۱۵	۱۵/۵۵	-۱۲/۱۱	-۲/۵۲

* نکته: رشد متغیرها به صورت فصلی محاسبه شده است.

منبع: یافته‌های پژوهش

به منظور اطمینان از عدم رگرسیون کاذب، آزمون ریشه واحد فصلی هگی^۱ برای ۶ سری زمانی متغیرهای پژوهش انجام، و نتایج آن در جدول (۶) ارائه شده است. مقدار آماره آزمون برای همه متغیرها از مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۹ درصد بزرگ‌تر بوده که حاکی از فقدان ریشه واحد در فرایند آن‌هاست.

جدول ۶: آزمون ریشه واحد فصلی هگی

متغیر	فرکانس‌های فصلی		تمام فرکانس‌ها	
	آماره آزمون	مقدار بحرانی ۵ درصدی	آماره آزمون	مقدار بحرانی ۵ درصدی
رشد سطح عمومی قیمت‌ها (تورم)	۷/۳۳	۵/۷۵	۵/۶۳	۴/۸۸
رشد نرخ ارز	۱۲/۱۸		۱۲/۷۰	
رشد شاخص قیمت سهام	۱۱/۵۷		۹/۵۰	
رشد نقدینگی	۶/۷۷		۵/۱۲	
رشد قیمت نفت	۸/۶۲		۸/۵۱	
رشد تولید ناخالص داخلی	۲۱/۶۶		۲۲/۸۶	

منبع: یافته‌های پژوهش

1. HEGY Seasonal Unit Root Test (Hylleberg, Engle, Granger & Yoo (1990)).

در جدول (۷) برآورد سه رگرسیون با استفاده از الگوی پروبیت گزارش شده است. رگرسیون ۱ تنها شامل متغیرهای اقتصادی بوده، درحالی‌که در رگرسیون ۲ متغیر مجازی بیانیه کاهش تولید اوپک و در رگرسیون ۳ متغیر مجازی بیانیه حفظ تولید اوپک به رگرسیون ۱ افزوده شده‌اند. لازم به ذکر است، به دلیل اینکه در دوره زمانی نمونه تحقیق تنها یک‌مرتبه بیانیه اجلاس اوپک مبتنی بر افزایش تولید بوده است، از این رو افزودن این متغیر به رگرسیون‌های پروبیت امکان‌پذیر نخواهد بود. زیرا به دلیل اینکه این متغیر تنها در یکی از دوره‌های حبابی با عادی مقدار یک می‌گیرد، مشکل تفکیک شبه-کامل^۱ بروز می‌یابد. بنابراین تنها ارزیابی اثر اعلامیه‌های کاهش تولید و حفظ تولید مقدور بوده است. از آنجا که هدف پژوهش حاضر، طراحی یک الگوی هشدار زودهنگام و پیش‌بینی‌کننده احتمال بروز حباب قیمتی است، شاخص‌های اقتصادی با وقفه در رگرسیون تعریف شده‌اند تا به این ترتیب با اطلاعات موجود تا دوره فعلی بتوان احتمال بروز حباب قیمتی در دوره بعدی را برآورد و پیش‌بینی کرد. لازم به ذکر است که وقفه‌های مختلف متغیرها نیز در رگرسیون‌ها افزوده و حذف شده تا نهایتاً بر مبنای بهترین نتایج حاصل (بیشترین معنی‌داری) وقفه‌هایی که در جدول (۷) گزارش شده، انتخاب شده‌اند.

جدول ۷: نتایج برآورد رگرسیون پروبیت

متغیرهای مستقل				رگرسیون ۲	رگرسیون ۳
تورم (وقفه ۱)	ضریب	-۲/۰۹	-۱/۹۳	-۱/۹۱	-۱/۹۱
	ارزش احتمال	۰/۰۱۵	۰/۰۰۷	۰/۰۰۶	۰/۰۰۶
رشد نرخ ارز (وقفه ۱)	ضریب	-۰/۲۵	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۶	۰/۰۰۶
	ارزش احتمال	۰/۰۰۸	۰/۹۰۲	۰/۳۶۲	۰/۳۶۲
رشد نرخ ارز (وقفه ۲)	ضریب	-۰/۰۸	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۸
	ارزش احتمال	۰/۱۲۵	۰/۱۱۸	۰/۱۲۵	۰/۱۲۵
رشد شاخص قیمت سهام (وقفه ۱)	ضریب	۰/۵۵	۰/۴۸	۰/۴۶	۰/۴۶
	ارزش احتمال	۰/۰۱۹	۰/۰۰۷	۰/۰۰۶	۰/۰۰۶
رشد نقدینگی (وقفه ۱)	ضریب	۱/۳۱	۰/۷۷	۰/۶۵	۰/۶۵
	ارزش احتمال	۰/۰۲۳	۰/۰۱۵	۰/۰۰۹	۰/۰۰۹
رشد قیمت نفت (وقفه ۱)	ضریب	۰/۳۲	۰/۰۵	-۰/۰۱۹	-۰/۰۱۹
	ارزش احتمال	۰/۰۳۵	۰/۱۳۵	۰/۵۷۳	۰/۵۷۳
رشد تولید ناخالص داخلی (وقفه ۱)	ضریب	۰/۴۸	۰/۹۰۴	۱/۰۲	۱/۰۲
	ارزش احتمال	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱
رشد تولید ناخالص داخلی (وقفه ۳)	ضریب	-۰/۲۳	-۰/۵۴	-۰/۶۴	-۰/۶۴
	ارزش احتمال	۰/۰۵	۰/۰۰۱	۰/۰۰۵	۰/۰۰۵
بیانیه کاهش تولید اوپک (وقفه ۱)	ضریب	-	-۷/۲۹	-	-
	ارزش احتمال	-	۰/۰۲۲	-	-
بیانیه حفظ تولید اوپک (وقفه ۱)	ضریب	-	-	۹/۰۰	۹/۰۰
	ارزش احتمال	-	-	۰/۰۳۷	۰/۰۳۷
عرض از مبدأ	ضریب	-۱۳/۰۳	-۶/۲۵	-۱۳/۸۴	-۱۳/۸۴
	ارزش احتمال	۰/۰۲۲	۰/۰۰۴	۰/۰۱۲	۰/۰۱۲

منبع: یافته‌های پژوهش

پیش از تفسیر ضرایب و نتایج به‌دست‌آمده، صحت تصریح رگرسیون‌ها با استفاده از آزمون‌های مربوطه قابل بررسی است. در جدول (۸) نتایج آزمون‌های تشخیصی خوبی برازش رگرسیون‌های پروبیت ارائه‌شده‌اند. آزمون والد معناداری کلی رگرسیون را آزمون می‌کند که مشابه آماره F در رگرسیون‌های معمولی است. آماره آزمون، توزیع کای-دو دارد و اگر ارزش احتمال متناظر آن کمتر از ۰/۰۵ باشد، رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵ درصدی معنادار است. شبه ضریب تعیین مقدار لگاریتم راست‌نمایی رگرسیون برآورد شده را با لگاریتم راست‌نمایی یک رگرسیون بدون متغیرهای توضیحی و تنها دارای عرض از مبدأ مقایسه می‌کند و هرچه این مقدار بزرگ‌تر باشد خوبی برازش الگو بیشتر است. آزمون هاسمر-لمشو^۱ نیز آزمون دیگر خوبی برازش است که از طریق مقایسه مقادیر پیش‌بینی شده و مقادیر واقعی متغیر وابسته در الگوهای گسسته، خوبی برازش الگوها را ارزیابی می‌کند. ارزش احتمال متناظر آماره این آزمون اگر بزرگ‌تر از ۰/۰۵ شود برازش الگو در سطح اطمینان ۹۵ درصدی قابل قبول است. بنابراین، معیارهای ارائه‌شده، خوبی برازش هر سه رگرسیون پروبیت برآورد شده را تأیید می‌کنند.

جدول ۸: آزمون‌های تشخیص خوبی برازش

معیارهای برازش	رگرسیون ۱	رگرسیون ۲	رگرسیون ۳
آماره والد (کای - دو) [ارزش احتمال]	[۰/۰۰۰] ۳۴/۷۰	[۰/۰۰۰] ۴۷/۲۴	[۰/۰۰۰] ۳۶/۱۶
آماره آزمون هاسمر - لمشو [ارزش احتمال]	[۱/۰۰۰] ۰/۳۱	[۰/۹۹۹] ۰/۴۰	[۰/۹۹۹] ۰/۴۱
شبه ضریب تعیین	۰/۷۸	۰/۸۰	۰/۸۰

منبع: یافته‌های پژوهش

یکی دیگر از روش‌های ارزیابی الگوی پروبیت محاسبه معیارهای دقت طبقه‌بندی است. به این صورت که با محاسبه معیارهای حساسیت، تشخیص و دقت، عملکرد الگوی برآورد شده در تشخیص دوره‌های حبابی ارزیابی شود. معیار حساسیت نشان می‌دهد چند درصد از دوره‌هایی که الگو به‌عنوان دوره‌های حبابی شناسایی نموده، در واقعیت نیز حبابی بوده‌اند. در مقابل، معیار تشخیص نشان می‌دهد چند درصد از دوره‌هایی که الگو به‌عنوان دوره‌های عادی شناسایی نموده در واقعیت حبابی نبوده‌اند، یعنی الگو به درست تشخیص داده است. نهایتاً معیار دقت نیز همان‌طور که مشخص است درصد پیش‌بینی صحیح الگو را نشان می‌دهد. جدول ۹ نشان می‌دهد که هر سه رگرسیون عملکرد مناسبی در طبقه‌بندی دوره‌های حبابی و عادی دارند.

جدول ۹: معیارهای طبقه‌بندی

معیارها	رگرسیون ۱	رگرسیون ۲	رگرسیون ۳
نقطه برش (cutoff)	۵۰ درصد		
حساسیت	۸۵/۷۱	۸۵/۷۱	۸۵/۷۱
تشخیص	۹۶/۸۸	۹۶/۸۸	۹۶/۸۸
دقت	۹۴/۸۷	۹۴/۸۷	۹۴/۸۷

* نقطه برش مقداری است که اگر احتمال برآوردی در یک دوره بیشتر از آن شود، آن دوره متناظر به‌عنوان دوره حبابی تشخیص داده می‌شود.

منبع: یافته‌های پژوهش

رگرسیون پروبیت بر مبنای یک شاخص Z-score تعریف می‌شود که ضرایب رگرسیون پروبیت (جدول ۷) نیز نشان‌دهنده تغییر در Z-score به ازای یک واحد تغییر در متغیرهای توضیحی هستند؛ بنابراین برای تفسیر بهتر و مقداری نمودن اثرات متغیرهای مستقل بر احتمال شکل‌گیری حباب قیمتی لازم است اثرات نهایی متغیرها محاسبه شوند. از این رو در جدول (۱۰)، اثرات نهایی در رگرسیون پروبیت ارائه شده است.

یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که با افزایش یک درصدی نرخ تورم و با فرض ثبات سایر شرایط، احتمال شکل‌گیری حباب قیمتی در دوره بعدی به میزان ۱۱ درصد کاهش می‌یابد. همچنین، یک درصد افزایش در رشد نرخ ارز موجب کاهش ۱/۳ درصدی احتمال بروز حباب می‌شود. در مقابل، نتایج مربوط به شاخص قیمت سهام حاکی از آن است که رشد یک درصدی این شاخص احتمال شکل‌گیری حباب را ۲/۹ درصد افزایش می‌دهد. در خصوص نقدینگی، شواهد بیانگر آن است که افزایش یک درصدی رشد نقدینگی به ۶/۹ درصد افزایش احتمال بروز حباب قیمتی منجر می‌شود. علاوه بر این، رشد یک درصدی قیمت جهانی نفت و تولید ناخالص داخلی به ترتیب احتمال شکل‌گیری حباب را ۱/۷ درصد و ۲/۶ درصد افزایش می‌دهد. در میان متغیرهای مذکور، رشد نقدینگی بیشترین اثر مثبت و تورم بیشترین اثر منفی را بر بروز حباب‌های قیمتی دارند. از منظر متغیرهای مرتبط با تصمیمات اوپک، نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد که ضرایب مربوط به بیانیه‌های کاهش تولید در الگوی پروبیت منفی، و ضرایب مربوط به بیانیه‌های حفظ تولید مثبت و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند. این امر نشان می‌دهد که تغییرات در سیاست‌های تولید اوپک می‌تواند به‌طور مستقیم بر شکل‌گیری یا مهار حباب‌های قیمتی در بازار سهام ایران اثرگذار باشد. در نهایت، نتایج حاصل از سیستم هشدار زودهنگام طراحی شده نشان می‌دهد که این الگو توانایی تشخیص ۹۴ درصدی دوره‌های حبابی بازار سهام ایران را داراست (جدول ۹). این میزان دقت حاکی از کارایی و قابلیت اطمینان بالای الگوی پیشنهادی در پیش‌بینی شرایط بحرانی بازار است.

جدول ۱۰: اثرات نهایی متغیرهای مستقل بر احتمال شکل‌گیری حباب قیمتی

متغیر مستقل	رگرسیون پروبیت ۱	رگرسیون پروبیت ۲	رگرسیون پروبیت ۳
تورم (وقفه ۱)	-۰/۱۱	-۰/۰۹۵	-۰/۰۹۳
رشد نرخ ارز (وقفه ۱)	-۰/۰۱۳	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۲
رشد نرخ ارز (وقفه ۲)	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۴
رشد شاخص قیمت سهام (وقفه ۱)	۰/۰۲۹	۰/۰۲۳	۰/۰۲۳
رشد نقدینگی (وقفه ۱)	۰/۰۶۹	۰/۰۳۸	۰/۰۳۲
رشد قیمت نفت (وقفه ۱)	۰/۰۱۷	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۰۹
رشد تولید ناخالص داخلی (وقفه ۱)	۰/۰۲۶	۰/۰۴۴	۰/۰۵۰
رشد تولید ناخالص داخلی (وقفه ۳)	-۰/۰۱۳	-۰/۰۲۷	-۰/۰۳۱
بیانیه کاهش تولید اوپک (وقفه ۱)	-	-۰/۳۵۹	-
بیانیه حفظ تولید اوپک (وقفه ۱)	-	-	۰/۴۴

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف مطالعه حاضر، ابتدا ارزیابی اثر اعلامیه‌های اجلاس اوپک بر شکل‌گیری حباب در بازار سهام ایران؛ و سپس طراحی یک سیستم هشدار زودهنگام با استفاده از الگوی رگرسیون پروبیت است؛ که بر اساس دانش نویسندگان، تاکنون مطالعه‌ای در رابطه با موضوع نشده است. در این راستا، به‌منظور شناسایی دوره‌های حبابی، روش آزمون ریشه واحد سوپریمم دیکی فولر تعمیم‌یافته (GSADF) بر روی سری زمانی ماهانه متغیر نسبت قیمت به درآمد (P/E) بازار سهام ایران در فاصله زمانی فروردین ۱۳۹۰ الی بهمن ۱۴۰۱ اجرا شد. نتایج این مطالعه نشان داد که در صورتی که به طور فصلی به داده‌ها نگاه شود، ۳۷ فصل عادی و ۷ فصل حبابی در دوره نمونه وجود دارند (جدول ۳). مطابق این نتیجه می‌توان استنباط کرد که بازار سهام ایران دوره‌های حبابی داشته است و فرضیه اول پژوهش پذیرفته می‌شود. یافته‌های این بخش با نتایج مطالعات نوروزی و همکاران (۱۴۰۱) و قلی‌زاده و همکاران (۱۴۰۰) سازگار است.

جهت نیل به اهداف الگو، سه رگرسیون با استفاده از الگوی پروبیت برآورد و نتایج آن در جدول (۷) گزارش شده است. رگرسیون ۱ تنها شامل متغیرهای اقتصادی بوده، درحالی که در رگرسیون ۲ متغیر مجازی بیانیه کاهش تولید اوپک و در رگرسیون ۳ متغیر مجازی بیانیه حفظ تولید اوپک به رگرسیون ۱ افزوده شده‌اند. لازم به ذکر است، به دلیل اینکه در دوره زمانی نمونه تحقیق تنها یک‌مرتبه بیانیه اجلاس اوپک مبتنی بر افزایش تولید بوده است، از این رو افزودن این متغیر به رگرسیون‌های پروبیت امکان‌پذیر نخواهد بود. نتایج نشان داد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، اعلامیه‌های کاهش و حفظ سطح تولید توسط اجلاس اوپک، به ترتیب کاهش و افزایش احتمال شکل‌گیری حباب قیمتی را به دنبال دارد؛ و فرضیه دوم پژوهش پذیرفته نمی‌شود؛ بنابراین می‌توان چنین استدلال کرد با اعلامیه‌های اوپک، انتظاراتی در فعالان بازار شکل می‌گیرد که این انتظارات نیز به تغییر در نرخ تنزیل ذهنی برای تنزیل جریان وجوه نقد آتی سهام و یا خود ارزش جریان وجوه نقد آتی انتظاری منجر می‌شود. از دیگر سوء، اعلامیه حفظ سطح تولید اوپک می‌تواند این انتظارات را در فعالان بازار تحریک کند که وضعیت بازار نفت و صادرات آن مطلوب کشورهای صادرکننده نفت است و چشم‌انداز مثبتی از صادرات نفتی وجود دارد که اوپک قصد حفظ سطح تولید خود را دارد. در این حالت با انتظار بهبود وضعیت اقتصادی و درآمد ملی، ارزش انتظاری آتی سهام بیش از آنچه فاکتورهای بنیادی اقتصاد منعکس می‌کنند افزایش و احتمال شکل‌گیری حباب قیمتی رشد کند. در نهایت، الگوی پروبیت طراحی شده در این پژوهش، از دقت ۹۴ درصدی در پیش‌بینی دوره‌های حبابی بازار سهام ایران برخوردار است (جدول ۹).

برآزش مناسب الگوی پروبیت برآوردی با استفاده از آزمون‌های والد، شبه ضریب تعیین و آزمون هاسمر - لمشو مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج این آزمون‌ها نشان می‌دهد که الگوی مذکور از توان بالایی در تفکیک و تشخیص دوره‌های حبابی و عادی در بازار سرمایه ایران برخوردار است (جدول ۸). با توجه به به‌کارگیری متغیرهای با وقفه در مدل، در عمل یک سامانه هشدار سریع و زودهنگام برای شناسایی حباب‌های قیمتی در بازار سهام طراحی و ارائه شده است. بدین ترتیب، فرضیه سوم پژوهش مبنی بر امکان طراحی یک سیستم هشدار زودهنگام جهت شناسایی حباب‌های بازار سهام تأیید می‌شود.

در پژوهش حاضر، برای پیش‌بینی و الگوسازی حساب‌های بازار سهام صرفاً از متغیرهای کلان اقتصادی استفاده شده است. با این حال، بدیهی است که شکل‌گیری و تداوم حساب‌های قیمتی در بازار سرمایه علاوه بر متغیرهای کلان اقتصادی، تحت‌تأثیر مجموعه‌ای از عوامل ساختاری بازار سرمایه از جمله سطح سودآوری شرکت‌ها، حجم و ترکیب معاملات و سایر ویژگی‌های درون‌زای بازار نیز قرار دارد. از این رو، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی، علاوه بر متغیرهای کلان اقتصادی، متغیرهای ساختاری بازار نیز به منظور بهبود دقت مدل‌سازی حساب‌های قیمتی مورد استفاده قرار گیرند. همچنین، بهره‌گیری از رویکردهای پیشرفته اقتصادسنجی که قادر به لحاظ کردن تغییر رژیم‌ها یا تغییر پارامترها در طول زمان هستند، می‌تواند تصویر جامع‌تری از پویایی حساب‌های بازار ارائه دهد. در این راستا، استفاده از الگوهای مارکوف سوئیچینگ^۱ به‌عنوان یکی از روش‌های کارآمد و جذاب برای الگوسازی و شناسایی حساب‌های بازار سهام توصیه می‌شود.

توضیحات تکمیلی

سپاس‌گزاری

نویسندگان این مقاله بر خود لازم می‌دانند تا از حامیان معنوی پژوهش خود قدردانی کنند. بدین‌وسیله از دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز که با حمایت‌های معنوی خود، شرایط لازم برای انجام این تحقیق را فراهم کردند، صمیمانه سپاس‌گزاری می‌نمایند.

مشارکت نویسندگان

این پژوهش برگرفته از رساله دکتری **مریم پورصالحی** در رشته علوم اقتصادی به راهنمایی دکتر مهرزاد ابراهیمی و مشاوره دکتر هاشم زارع و دکتر جلیل خداپرست شیرازی در گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز است.

تضاد منافع

نویسندگان اعلام می‌کنند که هیچ‌گونه تضاد منافع در این پژوهش وجود ندارد.

حامی مالی

نویسندگان هیچ‌گونه حمایت مالی برای پژوهش و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

کد ارکید (ORCID)

Maryam Poursalehi  <https://orcid.org/0009-0006-6433-2188>

Mehrzad Ebrahimi  <https://orcid.org/0000-0002-0986-509x>

Hashem Zare  <https://orcid.org/0000-0002-4141-0589>

Khodaparast Shirazi  <https://orcid.org/0000-0002-9147-4441>

منابع و مأخذ

- آسیابی اقدم، لیلا، رحیم‌زاده، اشکان و رجائی، یداله. (۱۴۰۱). اثر متغیرهای اقتصادی بر رفتار قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار. *نشریه اقتصاد مالی*، ۵۹(۱۶)، ۱۰۵-۱۲۶. <https://doi.org/10.30495/fed.2022.694715>
- امین خرازیان، نسیم، آل‌عمران، رؤیا، برادران حسن‌زاده، رسول و فرهنگ، امیرعلی. (۱۴۰۲). بررسی هم‌بستگی بین قیمت نفت خام و بازار سهام در ایران: رویکرد گارچ چندمتغیره و موجک. *نشریه اقتصاد مالی*، ۱۷(۶۴)، ۱۵۸-۱۴۱. <https://doi.org/10.30495/fed.2023.705595>
- پازوکی، پیمان، سیم‌خواه، مسعود، جمالی، علی و پازوکی، نیما. (۱۴۰۰). نقش پویایی رابطه بین بازارهای مالی (فلزات گرانبها، نرخ ارز و شاخص بازار سهام) و بازار نفت خام. *ماهنامه علمی اکتشاف و تولید نفت و گاز*، ۱۴۰۰(۱۸۶)، ۴۸-۵۶. <http://dorl.net/dor/20.1001.1.25381652.1400.1400.186.7.2>
- توحیدی، محمد. (۱۴۰۰). ارزیابی و سنجش بروز حباب در بورس اوراق بهادار تهران. *نشریه پژوهش‌های راهبردی بودجه و مالیه*، ۱۲۸-۱۰۱، ۲(۴). <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.27171809.1400.2.4.4.6>
- سرگل‌زایی، علی، صالح‌نیا، نرگس، همایونی‌فر، مسعود و قائم ذبیحی، سید محمد. (۱۴۰۲). آیا نااطمینانی قیمت نفت، شاخص بورس اوراق بهادار تهران را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد؟ رویکرد رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک. *نشریه اقتصاد مالی*، ۶۵(۱۷)، ۵۰-۲۵. <https://doi.org/10.30495/fed.2023.707978>
- شاکری، عباس، محمدی، تیمور و نجفی جزه، حامد. (۱۳۹۵). مبانی نظری و محاسبه شاخص آسیب‌پذیری نفت برای کشورهای صادرکننده نفت (مطالعه موردی ایران). *نشریه پژوهش‌نامه اقتصاد انرژی ایران*، ۵(۱۹)، ۱۱۱-۱۷۹. <https://doi.org/10.22054/jiee.2017.7305>
- قنبریان، رضا و ثقفی، علی. (۱۳۹۴). مطالعه تجربی رابطه پویای قیمت نفت و شاخص‌های بازار سرمایه در ایران. *نشریه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۲۰(۲)، ۱۹۳-۲۰۱۶. <http://jemr.khu.ac.ir/article-1-1048-fa.html>
- قلی‌زاده، علیرضا، فلاح شمس، میر فیض و افشار کاظمی، محمدعلی. (۱۴۰۰). طراحی سیستم هشدار سریع وقوع بحران مالی در بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد درخت تصمیم. *نشریه دانش سرمایه‌گذاری*، ۱۰(۴۰)، ۵۵-۳۵. http://www.jik-ifea.ir/article_18224.html
- کریم‌پور، ساناز، قاسمی، عبدالرسول و محمدی، تیمور. (۱۳۹۹). تأثیر تحریم‌های اقتصادی ایران بر تجارت نفت خام ایران و کشورهای عضو اوپک: کاربرد مدل جاذبه تعمیم‌یافته. *نشریه پژوهش‌نامه اقتصاد انرژی ایران*، ۹(۳۴)، ۱۷۲-۱۴۳. <https://doi.org/10.22054/jiee.2021.57997.1815>
- کشاوری حداد، غلامرضا، ابو نوری، اسمعیل و جهانی، طاهره. (۱۳۹۹). نااطمینانی درآمد نفت، تحریم‌ها و نوسانات متغیرهای اقتصاد کلان. *نشریه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۵(۱۲)، ۴۲-۱. <https://doi.org/10.22054/ijer.2020.11906>
- نوروزی، مهدیه، محمد پورزندی، محمدابراهیم و مینویی، مهرزاد. (۱۴۰۱). طراحی سیستم هشداردهنده حباب قیمتی و بحران مالی در بازار سهام ایران. *نشریه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی)*، ۱۴(۵۴)، ۴۹-۳۷. <https://sid.ir/paper/1063275/fa>

References

- Al-Fayoumi, N. (2009). Oil Prices and Stock Market Returns in Oil Importing Countries: The Case of Turkey, Tunisia and Jordan. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 16(1), 86-101.
- Alamgir, F., & Amin, S. B. (2021). The nexus between oil price and stock market: Evidence from South Asia. *Energy Reports*, 7, 693-703. <https://doi.org/10.1016/j.egyr.2021.01.027>
- Amin, S. B. (2015). The Macroeconomics of Energy Price Shocks and Electricity Market Reforms: The Case of Bangladesh Durham University (Doctoral thesis), Durham University. <https://etheses.dur.ac.uk/11241/>

- Aminkharazian, N., Aleemran, R., Baradaran Hasanzadeh, R., & Farhang, A. (2023). Investigating the Correlation Between Crude Oil Prices and the Stock Market in Iran: A multivariate GARCH approach and wavelet. *Financial Economics*, 64(17), 141-158. [In Persian]. <https://doi.org/10.30495/fed.2023.705595>
- Asiyabiagdam, L., Rahimzadeh, A., & Rajaei, Y. (2022). The effect of economic variables on the behavior of stock prices of companies admitted to the stock exchange. *Financial Economics*, 59(16), 105-126. <https://doi.org/10.30495/fed.2022.694715> [In Persian].
- Asteriou, D., & Bashmakova, Y. (2013). Assessing the impact of oil returns on emerging stock markets: A panel data approach for ten Central and Eastern European Countries. *Energy Economics*, 38, 204-211. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2013.02.011>
- Bai, C., Gong, C., Qiu, Z., Sheng, Y., & Wu, T. (2021). The Impact of Oil Prices on the U.S. Stock Market. *Proceedings of the 2021 3rd International Conference on Economic Management and Cultural Industry (ICEMCI 2021)*. <https://doi.org/10.2991/assehr.k.211209.012>
- Basher, S. A., Haug, A. A., & Sadorsky, P. (2012). Oil prices, exchange rates and emerging stock markets. *Energy Economics*, 34(1), 227-240. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.10.005>
- Bilal, M., Aamir, M., Abdullah, S., & Khan, F. (2024). Impacts of crude oil market on global economy: Evidence from the Ukraine-Russia conflict via fuzzy models. *Heliyon*, 10(1), e23874. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e23874>
- Blanchard, O. J., & Galí, J. (2008). The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why Are the 2000s So Different from the 1970s?. in Jordi Galí, and Mark Gertler (eds). *International Dimensions of Monetary Policy*. (Chicago, IL, 2010; online edn, Chicago Scholarship Online, 21 Feb. 2013), <https://doi.org/10.7208/chicago/9780226278872.003.0008>
- Cuñado, J., & Pérez de Gracia, F. (2014). Oil price shocks and stock market returns: Evidence for some European countries. *Energy Economics*, 42(C), 365-377. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:eneeco:v:42:y:2014:i:c:p:365-377>
- Deaves, R., & Krinsky, I. (1992). The behavior of oil futures returns around OPEC conferences. *Journal of Futures Markets*, 12(5), 563-574. <https://doi.org/https://doi.org/10.1002/fut.3990120507>
- Diaz, E. M., Molero, J. C., & Perez de Gracia, F. (2016). Oil price volatility and stock returns in the G7 economies. *Energy Economics*, 54, 417-430. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.01002>
- El-Sharif, I., Brown, D., Burton, B., Nixon, B., & Russell, A. (2005). Evidence on the nature and extent of the relationship between oil prices and equity values in the UK. *Energy Economics*, 27(6), 819-830. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2005.09.002>
- El Hedi Arouri, M., Jouini, J., & Nguyen, D. K. (2011). Volatility spillovers between oil prices and stock sector returns: Implications for portfolio management. *Journal of International Money and Finance*, 30(7), 1387-1405. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2011.07.008>
- Evans, G. (1991). Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset Prices. *American Economic Review*, 81(4), 922-930. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:aea:aecrev:v:81:y:1991:i:4:p:922-30>
- Faff, R. W., & Brailsford, T. J. (1999). Oil price risk and the Australian stock market. *Journal of Energy Finance & Development*, 4(1), 69-87. [https://doi.org/10.1016/S1085-7443\(99\)00005-8](https://doi.org/10.1016/S1085-7443(99)00005-8)
- Ferreira, P., Pereira, É., & Silva, M. (2020). The relationship between oil prices and the Brazilian stock market. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 545, 123745. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.123745>
- Ghanbarian, R., & Saghafi, A. (2015). The Dynamic Relationship between the Oil Price and the Capital Market Indices in Iranian Economy [Applicable]. *Journal of Economic Modeling Research*, 6(20), 193-216. <https://doi.org/10.18869/acadpub.jemr.5.20.193> [In Persian].

- Gholizadeh, A., Fallahshams, M., & Afsharkazemi, M. A. (2021). The Designing Early Warning System of Financial Crisis Outbreak in Tehran Stock Exchange by Decision Tree. *Journal of Investment Knowledge*, 10(45), 35-55. http://www.jik-ifea.ir/article_18224.html [In Persian].
- Hedi Arouri, M. E., & Khuong Nguyen, D. (2010). Oil prices, stock markets and portfolio investment: Evidence from sector analysis in Europe over the last decade. *Energy Policy*, 38(8), 4528-4539. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2010.04.007>
- Huang, R. D., Masulis, R. W., & Stoll, H. R. (1996). Energy shocks and financial markets. *Journal of Futures Markets*, 16(1), 1-27. [https://doi.org/https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1096-9934\(199602\)16:1<1::AID-FUT1>3.0.CO;2-Q](https://doi.org/https://doi.org/10.1002/(SICI)1096-9934(199602)16:1<1::AID-FUT1>3.0.CO;2-Q)
- Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J., & Yoo, B. S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, 44(1), 215-238. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(90\)90080-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(90)90080-D)
- International Energy Agency. (2008). *World Energy Outlook*. OECD/IEA Paris. <https://www.almendron.com/tribuna/wpcontent/uploads/2006/02/weo2004.pdf>
- Jebran, K., Chen, S., Saeed, G., & Zeb, A. (2017). Dynamics of oil price shocks and stock market behavior in Pakistan: evidence from the 2007 financial crisis period. *Financial Innovation*, 3. <https://doi.org/10.1186/s40854-017-0052-2>
- Jones, C. M., & Kaul, G. (1996). Oil and the Stock Markets. *The Journal of Finance*, 51(2), 463-491. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb02691.x>
- karimpour, s., Ghasemi, A., & Mohamadi, T. (2020). The Impact of Iran's Economic Sanctions on Iran and OPEC Countries's Crude Oil Trade: Application of the Generalized Gravity Model. *Iranian Energy Economics*, 9(34), 143-172. <https://doi.org/10.22054/jiee.2021.57997.1815> [In Persian].
- Keshavarz Haddad, G., Abounoori, E., & Jahani, T. (2020). Oil Revenue Uncertainty, Sanctions and the Volatility of Macroeconomic Variables. *Iranian Journal of Economic Research*, 25(82), 1-42. <https://doi.org/10.22054/ijer.2020.11906> [In Persian].
- Lin, S. X., & Tamvakis, M. (2010). OPEC announcements and their effects on crude oil prices. *Energy Policy*, 38(2), 1010-1016. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:enepol:v:38:y:2010:i:2:p:1010-1016>
- Loutia, A., Mellios, C., & Andriosopoulos, K. (2016). Do OPEC announcements influence oil prices?. *Energy Policy*, 90, 262-272. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2015.11.025>
- Magazzino, C., Shahbaz, M., & Adamo, M. (2023). On the relationship between oil market and European stock returns. *Environmental Science and Pollution Research*, 30, 1-14. <https://doi.org/10.1007/s11356-023-31049-8>
- Maghyereh, A. (2004). Oil Price Shocks and Emerging Stock Markets: A Generalized VAR Approach. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 1(2), 27-40. https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:ijaeqs:v:1:y:2004:i:1_8
- Matsumoto, K. i., Voudouris, V., Dimitrios, S., Rigby, R., & Di Maio, C. (2012). Exploring crude oil production and export capacity of the OPEC Middle East countries. *Energy Policy*, 48. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2012.06.027>
- Miao, H., Ramchander, S., Wang, T., & Yang, J. (2018). The impact of crude oil inventory announcements on prices: Evidence from derivatives markets. *Journal of Futures Markets*, 38(1), 38-65. <https://doi.org/https://doi.org/10.1002/fut.21850>
- Narayan, P. K., & Narayan, S. (2010). Modelling the impact of oil prices on Vietnam's stock prices. *Applied Energy*, 87(1), 356-361. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2009.05.037>
- Norouzi, M., Pourzarandi, M. E., & Minoyi, M. (2022). Designing a warning system for price bubble and financial crisis in the Iranian stock market. *Financial knowledge of securities analysis*, 15(54), 37-49. <https://doi.org/10.30495/jfksa.2022.20588> [In Persian].

- Pazuki, P., Simkhah, M., Jamali, A., & Pazuki, N. (2021). The dynamic role of the relationship between financial markets (precious metals, exchange rate and stock market index) and crude oil market. *Scientific- Propagative Journal of Oil & Gas Exploration & Production*, 1400(186), 48-56. <http://dorl.net/dor/20.1001.1.25381652.1400.1400.186.7.2> [In Persian].
- Phillips, P. C. B., Shi, S., & Yu, J. (2014). Specification Sensitivity in Right-Tailed Unit Root Testing for Explosive Behaviour. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 76(3), 315-333. <https://ideas.repec.org/a/bla/obuest/v76y2014i3p315-333.html>
- Phillips, P. C. B., Shi, S., & Yu, J. (2015). Testing For Multiple Bubbles: Limit Theory of Real-Time Detectors. *International Economic Review*, 56(4), 1079-1134. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/iere.12131>
- Phillips, P. C. B., Wu, Y., & Yu, J. (2011). Explosive Behavior In The 1990s Nasdaq: When Did Exuberance Escalate Asset Values?. *International Economic Review*, 52(1), 201-226. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2354.2010.00625.x>
- Phillips, P. C. B., & Yu, J. (2011). Dating the timeline of financial bubbles during the subprime crisis. *Quantitative Economics*, 2(3), 455-491. <https://doi.org/10.3982/QE82>
- Ramos, S. B., & Veiga, H. (2011, 25-27 May 2011). The puzzle of asymmetric effects of oil: new results from international stock markets. *2011 8th International Conference on the European Energy Market (EEM)*. <https://doi.org/10.1109/EEM.2011.5953034>
- Resende, M. C., & Pedro, E. C. (2020). Eventos extremos e o mercado de petróleo: Abordagem de saltos condicionais. *Revista de Administração Mackenzi*, 21(2), 1-30. <https://doi.org/10.1590/1678-6971/eRAMF200086>
- Sadorsky, P. (2004). Stock Markets and Energy Prices. In C. J. Cleveland (Ed.), *Encyclopedia of Energy* (pp. 707-717). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B0-12-176480-X/00150-9>
- Salameh, M. G. (2014). *Major Geopolitical Developments that could Impact on Oil Supplies from the Arab Gulf Region*. EMC Working Papers, 42. <https://www.energymanagementcentre.eu/research/emc-working-papers/major-geopolitical-developments-that-could-impact-on-oil-supplies-from-the-arab-gulf-region/>
- Salisu, A. A., & Oloko, T. F. (2015). Modeling oil price-US stock nexus: A VARMA-BEKK-AGARCH approach. *Energy Economics*, 50, 1-12. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2015.03.031>
- Sargolzaei, A., Salehnia, N., Homayonifar, M., & Ghaem Zabihi, S. M. (2023). Does oil price uncertainty affect the Tehran Stock Exchange index? Quantile regression approach based on wavelet transform. *Financial Economics*, 65(17), 25-50. <https://doi.org/10.30495/fed.2023.707978> [In Persian].
- Sehgal, S., & Kapur, R. (2012). Relationship between Oil Price Shocks and Stock Market Performance: Evidence for Select Global Equity Markets. *Vision*, 16(2). <https://doi.org/10.1177/097226291201600201>
- Shakeri, A., Najafi, H., & najafi jezeh, H. (2016). Introducing the Theoretical Basis of Oil Vulnerability Index for Oil Exporting Countries (the Case of Iran). *Iranian Energy Economics*, 5(19), 79-111. <https://doi.org/10.22054/jiee.2017.7305> [In Persian].
- Tohidi, M. (2022). Evaluating and Measuring Bubble in Tehran Stock Exchange. *Budget and Finance Strategic Research*, 2(4), 103-130. <http://dorl.net/dor/20.1001.1.27171809.1400.2.4.4.6> [In Persian].
- Wang, T., Wu, J., & Yang, J. (2008). Realized volatility and correlation in energy futures markets. *Journal of Futures Markets*, 28(10), 993-1011. <https://doi.org/https://doi.org/10.1002/fut.20347>
- Wirl, F., & Kujundzic, A. (2004). The Impact of OPEC Conference Outcomes on World Oil Prices 1984-2001. *The Energy Journal*, 25(1), 45-62. <https://doi.org/10.5547/ISSN0195-6574-EJ-Vol25-No1-3>