

Do Futures Contracts Have Predictive Power for Future Spot Prices? Evidence from Gold Coin Futures Contracts in Iran¹

Ahmad Mohammadi², Asrin Nazari³,
Bakhtiar Javaheri⁴

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](https://doi.org/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.javaehri@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](http://10.22034/jse.2026.12482.2301).

[https:// 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

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۱/۱۲ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۳/۱۰

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۵/۱۲ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۵/۲۷

مقاله پژوهشی

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 به‌دست آمده 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 قابل ملاحظه‌ای 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

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 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: 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.

Homepage: <https://journal.seo.ir> 10.22034/jse.2026.12482.2301

مقدمه

در سال ۱۳۹۷ و همزمان با افزایش نوسانات در کل اقتصاد، قیمت‌های سکه طلا در بازار آتی^۱ بورس کالای ایران توجه فعالان بازار، سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران را به خود جلب کرد. به طور مثال، در تاریخ دوم تیرماه آن سال، در حالی که سکه تمام بهار آزادی طرح جدید در بازار نقد^۲ 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.^۳ 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^۴، 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 تیترو

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، تیترو روزنامه دنیای اقتصاد با عنوان «قیمت سکه آتی به بیش از ۳ میلیون تومان رسید»^۱ به خوبی بازتاب‌دهنده توجه فعالان اقتصادی به قیمت‌های بازار آتی بود. در واقع، استفاده از قراردادهای آتی^۲ 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^۳، ۱۹۸۶). این مطلب به بهترین شکل ممکن در اظهارنظر بن برنانکی، رئیس سابق 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» (چین و کوپیون^۴، 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^۵ 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 حالی که 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 مبنای، 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^۱ (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^۲ و تئوری هزینه حمل^۳ 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^۱) را به دو بخش تقسیم می‌نماید: بخشی از آن را به تغییراتی که به صورت 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^۲، 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 درعین حال یک جزء احتمالی صرف ریسک می‌باشد.

بر این اساس، با استفاده از مفهوم آربیتراژ به راحتی 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 مشخص شده در قرارداد آتی بی تفاوت باشند، قابل استخراج است. البته پیش فرض 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 به صورت زیر بیان نمود (چنین و کویبون، ۲۰۱۴):

$$f_{t+k,t} - s_t = d_{t+k,t} + Q_{t+k,t} \quad (1)$$

که در آن $f_{t+k,t}$ لگاریتم قیمت‌های مشاهده شده قراردادهای آتی در زمان t است که قرار است در زمان $t+k$ سررسید گردد؛ s_t لگاریتم قیمت نقد دارایی مورد نظر 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 (چنین و کویبون، 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:

$$s_{t+k} - s_t = \alpha + \beta(f_{t+k,t} - s_t) + \varepsilon_{t+k} \quad (2)$$

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 کویبون، 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^۱، ۲۰۱۷). همان‌طور که ریو و ویگفوسون (۲۰۱۱) اشاره می‌کنند در رابطه با رگرسیون بالا چهار فرضیه را می‌توان طرح نمود. فرضیه اول که چنین و کویبون (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^۲ 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^۳ 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) به‌طور کلی 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 به جای قیمت‌های نقد از قیمت‌های آتی برای تخمین قیمت‌های نقد و از این رو ساخت متغیرهای قیمت نقد و تخمین معادله بهره گرفته می‌شود ((چنین و کویبیون، ۲۰۱۴). به طور مثال به جای قیمت‌های نقد می‌توان از قیمت‌های دوره گذشته قراردادهای آتی یک‌ماهه استفاده نمود. دلایل استفاده از قیمت‌های آتی به جای قیمت‌های نقد در بخش معرفی داده‌های پژوهش شرح داده خواهد شد؛ اما به طور کلی در این حالت می‌توان به معادله زیر رسید:

$$f_{t+k,t+k-1} - f_{t+1,t} = \alpha + \beta(f_{t+k,t} - f_{t+1,t}) + \varepsilon_{t+k} \quad (۳)$$

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 از جمله بازار سهام، بازار ارز، بازار فلزات گران‌بها و بازار محصولات کشاورزی و ... انجام شده است. مرور پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد که مطالعات انجام‌شده در ایران عمدتاً هر یک تنها بر یکی از ابعاد بازار قراردادهای آتی تمرکز داشته‌اند. به طور 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-تیمرمَن^۱ 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.

در مطالعات خارجی بنتز^۱ (۲۰۱۵) پژوهشی با موضوع پیش‌بینی نوسانات در بازده‌های طلا تحت مدل‌های FIGARCH، EGARCH، GARCH 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^۲ (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^۳ (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 انجام نشده 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 سרدهایی 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 در زمینه کارایی بازار قراردادهای آتی و قدرت پیش‌بینی‌کنندگی این قراردادها پژوهشی انجام نشده 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^۱ 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 گرفته شده است. در گام بعدی فرضیات چهارگانه تشریح شده در بخش قبلی با استفاده از معادلات (۲) و (۳) آزمون می‌گردد. این معادلات نه تنها 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 مرکززدایی شده آن با جایگذاری باز نمونه‌گیری 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 به عنوان 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 به درستی علامت تغییرات در قیمت نقد را پیش‌بینی می‌نماید، محاسبه و مورد بررسی 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 به عبارت دیگر تغییرات در مبنا و قیمت نقد به طور مستقل توزیع شده‌اند. برای این منظور دو متغیر صفر و یک زیر را تعریف می‌کنیم:

$$v_t = 1 \quad \text{if} \quad s_{t+h} - s_t > 0; 0 \quad \text{otherwise} \quad (5)$$

$$u_t = 1 \quad \text{if} \quad f_{t,t+h} - s_t > 0; 0 \quad \text{otherwise}$$

برای بررسی این موضوع که آیا u_t می‌تواند علامت v_t را پیش‌بینی نماید آماره پسران و تیمرمن که از توزیع نرمال پیروی می‌کند به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$PT_n = \frac{\hat{P} - \hat{P}_*}{\sqrt{\hat{V}ar(\hat{P}) - \hat{V}ar(\hat{P}_*)}} \approx N(0; 1) \quad (6)$$

که در آن P نسبت تعداد دفعاتی است که علامت v_t به درستی توسط u_t پیش‌بینی گردیده است. به عبارتی دیگر:

$$P = Pr(\Delta s_{t+h,t} \times B_t > 0) = Pr(\Delta s_{t+h,t} > 0, B_t > 0) + Pr(\Delta s_{t+h,t} < 0, B_t < 0) \quad (7)$$

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 به صورت 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 $\hat{P}_u$ و $\hat{P}_v$ می‌توان از میانگین آن‌ها یعنی $\hat{P}_u = U$ و $\hat{P}_v = \bar{V}$ 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 $\hat{P}_*$ به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$Var(\hat{P}) = n^{-1} \hat{P}_* (1 - \hat{P}_*) \quad (۹)$$

$$\begin{aligned} Var(\hat{P}_*) = n^{-1} (2\hat{P}_v - 1)^2 \hat{P}_u (1 - \hat{P}_u) \\ + n^{-1} (2\hat{P}_u - 1)^2 \hat{P}_v (1 - \hat{P}_v) + 4n^{-2} \hat{P}_v \hat{P}_u (1 - \hat{P}_v)(1 - \hat{P}_u) \end{aligned}$$

با به دست آوردن مقادیر بالا امکان محاسبه آماره پسران و تیمرمن که در بالا فرمول آن توضیح داده شد میسر می‌گردد.

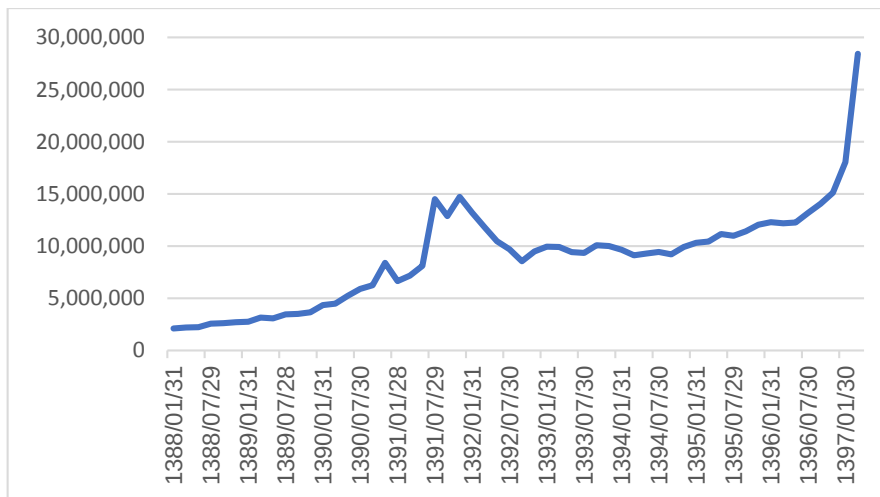
یافته‌های پژوهش

اولین معامله قرارداد آتی سکه طلا در بورس کالای ایران در تاریخ ۵ آذر سال ۱۳۸۷ انجام شده است. قیمت تسویه این قرارداد با سررسید دی ماه همان سال بالغ بر ۲,۰۰۲,۵۰۰ ریال بوده است. به طور کلی 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 به نحوی که 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 ۵۰,۵۹۵,۰۰۰ ریال برای سررسید دی ماه همان سال منعقد گردیده است.

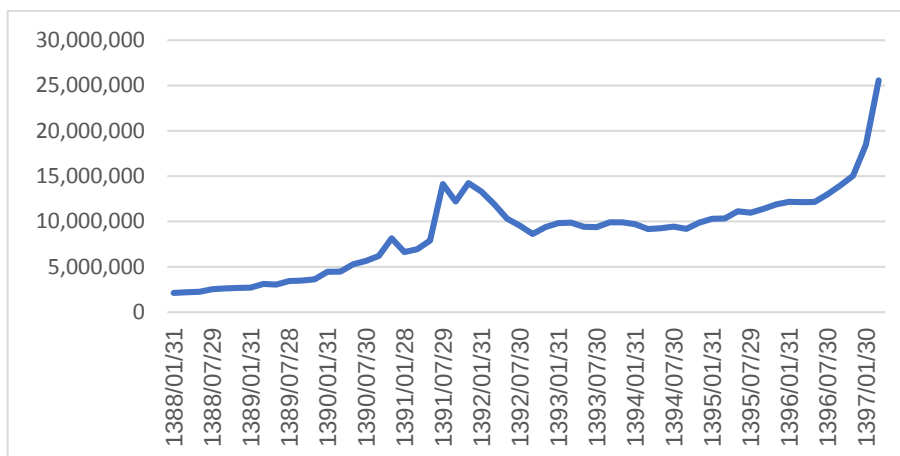
دوره معاملاتی اولین قرارداد آتی حدود ۲ ماه بوده است که به تدریج این رقم در قراردادهای بعدی افزایش یافته به نحوی که در طول دوره فعالیت‌های بازار آتی قراردادهایی با دوره‌های معاملاتی ۲، ۳، ۴، ۵، ۶، ۸، ۹ و ۱۰ ماهه مشاهده می‌گردد. در نوسانات سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ قراردادهای با دوره زمانی کمتر نیز راه‌اندازی گردیده است؛ اما به تدریج 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 هر سال 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 گرفته شده 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 منتشر شده بانک مرکزی می‌باشد. علت آنکه این دو نمودار را جدا از هم رسم کرده‌ایم آن است که کاملاً بر همدیگر منطبق هستند و در نتیجه تشخیص آن‌ها به راحتی 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 سه ساله گردیده است. در این دوره با حکم فرما شدن آرامش بر بازارهای کشور و تثبیت قیمت ارز، قیمت سکه نیز به نوعی تثبیت گردیده است. قیمت‌ها مجدداً از اواسط سال ۱۳۹۶ و شروع زمزمه‌های خروج آمریکا از توافق هسته‌ای رو به فزونی نهاده و به یکباره طی سال ۱۳۹۷ به صورت انفجاری رشد نمود.



نمودار ۱. روند زمانی قیمت‌های آتی قراردادهایی که یک ماه به سررسید آن‌ها باقی‌مانده است (ریال، منبع: بورس کالای ایران)



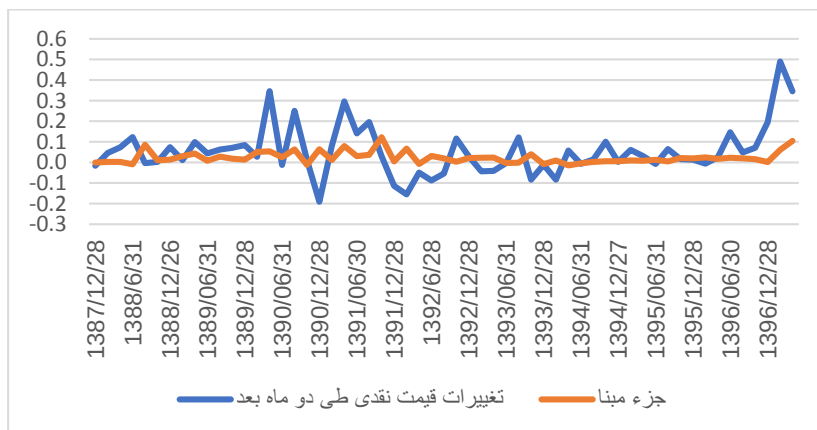
نمودار ۲. قیمت‌های ماهانه نقدی سکه (ریال، منبع: بانک مرکزی)

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. از این رو معادله (۲) به صورت زیر خواهد بود:

$$S_{t+2} - S_t = \alpha + \beta(f_{t+2,t} - S_t) + \varepsilon_{t+2} \quad (10)$$

بنابراین در اینجا تغییرات قیمت نقد طی دو ماه پیش‌رو بر جزء مبنا برای دو ماه بعد رگرسیون می‌گردد و بدین ترتیب خصوصیات جزء مبنا با تغییرات قیمت نقد طی دو ماه بعد مقایسه می‌شود. قیمت‌های مورد استفاده برای قراردادهای آتی دو ماه بعد نیز قیمت‌های انتهای ماه با توجه به دوره‌های زمانی مورد نظر خواهد بود. به طور مثال برای قرارداد آتی با تحویل اردیبهشت سال ۱۳۸۸ از قیمت‌های آخرین روز معاملاتی اسفند ۱۳۸۸ (به طور 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 $(S_{t+2} - S_t)$ نشان داده شده 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. به خصوص طی سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۲ و همچنین از اواخر سال ۱۳۹۶ به بعد این ارتباط به طور کلی بسیار ضعیف‌تر است. به طور کلی برخلاف نوسانات قابل ملاحظه‌ای که در تغییرات قیمت نقد طی دو ماه بعد مشاهده می‌گردد، نوسان کمتری در جزء مبنا به چشم می‌خورد. با توجه به اینکه نوسانات فصلی چندانی در سکه طلا وجود ندارد و در عین حال هزینه نگهداری سکه پایین است از این رو نوسان در جزء مبنا نیز قابل توجه نمی‌باشد. در بخش بعدی مشاهدات ارائه شده را به صورت دقیق‌تر با به کارگیری تکنیک‌های اقتصادسنجی مورد بررسی قرار می‌دهیم.



نمودار ۳. تغییرات قیمت نقد طی دو ماه پیش رو و جزء مبنای مربوطه (منبع: محاسبات تحقیقی)

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 قاعداً از نظر 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 مبنای $f_{t+k,t} - S_{t,t}$ 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 یا یک وقفه به‌جای قیمت‌های نقد استفاده نمود. لازم به ذکر است که از لحاظ تئوریک قیمت‌های نقد و آتی در زمان سررسید همگرا خواهند گردید زیرا بخش عمده قراردادهای آتی منجر به تحویل فیزیکی می‌گردند.

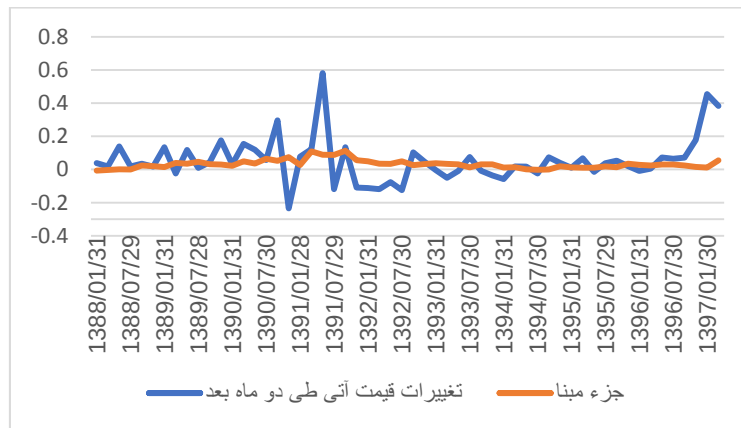
در این حالت با توجه به محدودیت‌هایی که وجود دارد لازم است که فقط بر اولین ماه‌های قبل از تاریخ سررسید قراردادهای آتی تمرکز نمود. به‌طور مثال برای سررسید اردیبهشت بر قیمت‌های قراردادهای آتی آخرین روز معاملاتی فروردین تمرکز می‌گردد. برای سایر سررسیدها نیز به همین ترتیب عمل می‌گردد. درعین حال در این حالت دوره پیش‌بینی به سه ماه افزایش می‌یابد. با توجه به این موضوع معادله (۳) به‌صورت زیر تغییر خواهد یافت:

$$f_{t+3,t+2} - f_{t+1,t} = \alpha + \beta(f_{t+3,t} - f_{t+1,t}) + \varepsilon_{t+3} \quad (11)$$

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 درعین حال قراردادهای آتی در بورس کالای ایران عموماً با سررسید ماه‌های زوج روانه بازار گردیده‌اند، از این‌رو 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) ۱۳۸۸ خواهد 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 هر سال 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 قابل محاسبه 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 کاهش یافته است. از این‌رو به نظر می‌رسد که جزء مبنا از قدرت و محتوای اطلاعاتی خاصی برای پیش‌بینی تغییرات قیمت

برخوردار نمی‌باشد. الگوی مشابهی در مطالعه چین و کویبیون (۲۰۱۴) برای بازار آتی طلا مشاهده می‌گردد. این موضوع در بخش بعدی به‌طور دقیق‌تر بررسی می‌گردد.



نمودار ۴. 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 دایلوود-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 $f_{t+2,t} - s_{t+2}$ 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 $\hat{\alpha} + \hat{\beta}(f_{t+k,t} - s_t)$ است. آماره RMSE به‌دست آمده برای این سه مدل در جدول (۱) نشان داده شده است. مقادیر موردنظر برای کل دوره موردبررسی یعنی اوایل ۱۳۸۸ تا اواسط ۱۳۹۷ به‌دست آمده است.

همان‌طور که مشاهده می‌گردد آماره RMSE مدل قراردادهای آتی و گام تصادفی نزدیک به هم بوده و از نظر 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 دایبلود- 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 دایبلود- 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 داده شده است. در اینجا نیز یک‌بار دیگر مشاهده می‌گردد که توان پیش‌بینی مدل صرف ریسک از دو مدل دیگر بهتر است. درعین حال 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 دایبلود- 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^۱ (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.^۲ 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 از لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. به عبارتی بهتر به نظر می‌رسد که جزء مبنا اطلاعات خاصی در خصوص تغییرات قیمت طی ماه‌های آتی نداشته و به‌طور کلی 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 بازاری 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 بازاری 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 $6/3$ درصد می‌باشد. پایین بودن ضریب تعیین از نوسانات قابل ملاحظه در قیمت‌های نقدی حکایت دارد که بازار آتی انتظار آن را نداشته و در نتیجه 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 بازاری برای قراردادهای آتی طلا رد گردیده است. در مطالعه چین و کویبیون (۲۰۱۴) نیز کارایی بازاری 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)

احتمال مربوطه	انحراف معیار	ضریب	
۰/۰۵۳	۰/۰۱	۰/۰۳	α
۰/۱۲۵	۰/۷۷	۱/۱۹	β
احتمال مربوطه	آماره کای دو		
۰/۸۱۱	۰/۰۵۷		فرضیه بدون تورش بودن: $\beta = 1$
۰/۰۴۱	۳/۳۶۶		آزمون فرضیه مرکب: $\beta = 1$ و $\alpha = 0$
		۰/۰۶۳	آماره ضریب تعیین تعدیل شده
		۵۷	تعداد مشاهدات

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؛ از این رو 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 تعدیل شده برابر با ۰/۰۰۷- است. منفی بودن این شاخص نشان می‌دهد که مدل برآورد شده 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 منعکس شده 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-تیرمن نیز همسو بوده و همگی بر ضعف محتوای اطلاعاتی قراردادهای آتی در پیش‌بینی تغییرات قیمت دلالت دارند.

علاوه بر این، مقدار ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰/۰۰۷- است. منفی بودن این آماره نشان می‌دهد مدل برآورد شده 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 ۴. نتایج حاصل از رگرسیون تغییرات قیمت بر جزء مبنا

احتمال مربوطه	انحراف معیار	ضریب	
۰/۱۵۳	۰/۰۳	۰/۰۴	α
۰/۵۸۷	۰/۹۹	۰/۵۴	β
احتمال مربوطه	آماره کای دو		
۰/۶۴۳	۰/۲۱۵		فرضیه بدون تورش بودن: $\beta = 1$
۰/۱۶۴	۳/۶۱۱		فرضیه کارایی بازار: $\beta = 1$ و $\alpha = 0$
		-۰/۰۰۷	آماره ضریب تعیین تعدیل شده
		۵۶	تعداد مشاهدات

منبع: یافته‌های پژوهش

توجه: در رگرسیون مربوطه برای محاسبه تغییرات قیمت نقدی طی سه ماه آینده (متغیر وابسته) از قیمت‌های قراردادهای آتی یک ماهه استفاده شده 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 بررسی شده 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 بوت‌استرپ

مقادیر واقعی پارامترها	درصد رد فرضیه (قیمت نقدی)	درصد رد فرضیه (قیمت آتی)
$\alpha = 0, \beta = 1.00$ اندازه تجربی آزمون	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^۱ 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

تعاملی^۱ 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 ۶. آزمون استحکام نتایج

ضریب		
قیمتهای آتی	قیمتهای نقدی	متغیر
۱/۱۱۰(۰/۲۴۲)	۰/۲۸۷(۰/۸۰۳)	β
-۰/۰۲۸(۰/۴۷۹)	-۰/۰۳۴(۰/۱۵۳)	متغیر مجازی پس از سال ۱۳۹۱
-۰/۴۵۸(۰/۷۰۳)	۱/۲۶۸(۰/۴۰۱)	ضریب تعاملی (متغیر مجازی * β)

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 بازاری نیز نتایج دو مشخصه مورد بررسی یکسان نیست. در حالت استفاده از قیمت‌های نقدی، فرضیه مرکب کارایی بازاری 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 پایی برای تشخیص انحراف از فرضیه

کارایی برخوردار است. از این رو، 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^۱، ۲۰۰۵). به عبارتی دیگر 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 داده شده 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 هنگامی که 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. درعین حال 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 کویبیون

(۲۰۱۴) و فرناندز (۲۰۱۷) نیز نتایج مشابهی به‌دست آمده به‌طوری‌که علامت جزء مبنا تقریباً صددرصد موارد مثبت بوده است. به‌خصوص چین و کویبیون 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 در صورتی که 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 قیمت را پیش‌بینی می‌نماید	نسبت تعداد دفعاتی که علامت جزء مبنا به‌درستی 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
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 مورد توجه بسیاری از شهروندان، فعالان بازار و سیاست‌گذاران بوده است. سکه و طلا از دیرباز به‌عنوان گزینه مناسبی برای مدیریت کردن 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 مورد توجه فعالان این بازار قرار گرفته 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 به‌دست آمده در این تحقیق نشان می‌دهد که به‌طور کلی 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 قابل ملاحظه نمی‌باشد. در عین حال 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 در خصوص تغییرات قیمت سکه در آینده، سیاست‌گذاران باید از تأکید بیش از حد 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 Autoregression مورد 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 پژوهانه 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., Siامي, 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>