Journal of Advances in Finance and Investment
Volume 5, Issue 3, 2024
pp. 1-26.
Paper type: Research paper

Forecasting volatility in Exchange Traded Funds in the Tehran Exchange (ETF) using realized volatility jump models (HAR, HAR-J, HARQ, HARQ-J)

Shiva Hallaji[1], Mahdi Madanchi Zaj[2], Fereydon Ohadi[3], Hamidreza Vakilifard[4]

Received: 18/11/2023 Accepted: 15/09/2024

Extended Abstract

Introduction

The exchange-traded fund (ETF) has been an important innovation throughout the global financial markets since the first one was launched in the Canadian stock market in 1989. Then, in 1993, this type of fund was introduced in the American market. ETFs are generally linked to some specific index and trade close to the net asset value (NAV) of that trading day. In our country, the turning point in the history of investment funds is from 1992 onwards and they grew along with other pillars of the capital market. Also, on the other hand, the most important event in this field was the beginning of the ETF, which was welcomed by the capital market. Since an ETF is made up of a portfolio, it offers the diversification benefits of just one share. ETF stocks should perform similarly to their underlying stocks, which means the same level of risk. However, due to the secondary market, there is a possibility of their divergence. This fact causes ETF shares to significantly increase their volatility (Maluf and Medeiros, 2014). The term volatility in financial discussions refers to the price change in a certain period. With this definition, standard deviation is usually considered as volatility. However, volatility and standard deviation are not the same in general. In general, in financial matters, yield volatility is very important. The two main types of volatility are implied and realized volatility (historical volatility). Implied volatility is often used in options pricing and is considered the market's expectation of the future volatility of the asset, while realized volatility measures what has happened in the past (Fallahpour and Motaharinia, 2016).

1. Department of Financial Management, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
2. Department of Financial Management, Electronic Unit, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). ma.madanchi@iau.ac.ir
3. Department of Industrial Engineering, Karaj Branch, Islamic Azad University, Karaj, Iran.
4. Department of Accounting, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.

How to cite this paper: Hallaji, S., Madanchi Zaj, M., Ohadi, F., & Vakilifard, H. (2024). Forecasting volatility in Exchange Traded Funds in the Tehran Exchange (ETF) using realized volatility jump models (HAR, HAR-J, HARQ, HARQ-J). *Advances in Finance and Investment, 5*(3), 1-26. [In Persian]

https://doi.org/10.71729/afi.2024.1088596

Literature Review

Since the significant impact of volatility risk has increased in modern risk management and pricing theories (Celik and Ergin, 2014), more and more extensive studies trying to understand the volatility of asset pricing, diversified investment and risk management (Byun and Kim, 2013). Many researchers have focused on performance evaluation among different volatility forecasting models. For example, Andersen and Bollerslev (1998), Barndorff-Nielsen and Shephard (2006) and Liu and Wan (2012) showed that the daily realized volatility (RV), as with the sum of squared returns over certain time intervals Calculated in one sampling period, it is less subject to measurement error. Many studies have researched range-based volatility (RRV) for forecasting oil price volatility (Tseng *et al*., 2009), currency markets (Wang and Yang, 2009), S&P depository receipts (Liu *et al*., 2012) and index they use S&P 500 (Chung *et al*., 2011). However, RRV, the modeling and forecasting of ETF price volatility, has received relatively little attention. Therefore, investigating the performance of different volatility forecasting models for single-country ETFs, which has been done relatively little, is very important and interesting for academics, investors and practitioners (Tseng *et al*., 2015).

Research Methodology

The method of this research is a descriptive correlation type and the data is analyzed using the econometric method. The data used in this research is minute-by-minute (every 15 minutes), daily, weekly and monthly, from the logarithmic difference in the prices of selected ETFs in the period from 2019 to 2021, to show that These methods are accurate in predicting ETF market movements, even on a weekly frequency. Daily range-based volatility estimators, which are readily available from open, high, low and close prices, also provide a useful alternative (Liu *et al*., 2012). Ghysels *et al*. (2005) suggest that examining data with different frequencies can sharpen conditional volatility estimates. In this research, the price information of six ETF funds, namely three equity funds (Amin Tadbirgaran Farda (Almas), Asman Armani Saham (Asas) and Atlas Mofid Development (Atlas)) and three fixed income funds (Etimad Afarin Parsian (Etimad) and it has been used with the fixed income of Kayan (Kian) and Amin Ikem Farda (Amin Ikem)), which had the highest performance in recent years compared to other similar funds. The price data information of these funds has been extracted on the website of TSETMC after searching for the symbol of each fund in the price history section, as described in the image below, in a ten-minute format. In this study, the analyses for each of the HAR families were performed by R software.

Results

The results showed that the HARQ-J model was the most effective HAR model for modeling and forecasting the realized volatility based on the mean square error (MSE) and quasi-likelihood (QLIKE) criteria. In addition, evidence strongly supports that models based on quadratic variations are superior to their

counterparts in predicting RV, which promises more accurate forecasts and better volatility estimation than HARQ models.

Discussion and Conclusion

This research has investigated the realized fluctuations in tradable funds in the Tehran Stock Exchange. For this purpose, six equity and fixed-income funds have been used. In this research, the jump risk of the HAR-J and HARQ-J models developed by Barndorff-Nielsen and Shephard (2004, 2006) is examined based on the criteria of fluctuations and changes of the real square power has been taken. Since the jump has a random process and has discrete movements instead of continuous movement, this research showed that despite the low volatility in fixed-income funds, only some funds, including Amin Ikam Farda, saw the risk of jumping in the form we were insignificant in the model, which indicates that in these funds, the realized volatility is not entirely caused by jumps and the series of jumps cannot be used to predict the future, while in stock funds, jumps can be predicted. It has a nose and its coefficients are significant.

Conflict of Interest

The authors of this article declared no conflict of interest regarding the authorship or publication of this article.

Keywords: Forecasting, Jump, Volatility.

JEL Classification: G15, G17, G31.

پیشرفت‌های مالی و سرمایه‌گذاری
سال پنجم، پاییز ۱۴۰۳ – شماره ۳
صفحات ۲۶-۱
نوع مقاله: پژوهشی

پیش‌بینی نوسانات در صندوق‌های قابل‌معامله در بورس تهران (ETF) با استفاده از مدل‌های پرش نوسان تحقق‌یافته (HAR, HAR-J, HARQ, HARQ-J)

شیوا حلاجی[۱]، مهدی معدنچی زاج[۲]، فریدون اوحدی[۳]، حمیدرضا وکیلی‌فرد[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۸/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۶/۲۵

چکیده

هدف: این پژوهش به بررسی پیش‌بینی نوسانات از طریق ریسک پرش در صندوق‌های قابل‌معامله در بورس تهران پرداخته است تا از طریق سازوکار پیش‌بینی نوسانات، نقش مهمی را در گزینه‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی بازی کند.
روش‌شناسی پژوهش: در این پژوهش از سه خانواده اصلی خودرگرسیون ناهمگن جهت پیش‌بینی نوسانات با لحاظ‌کردن پرش‌ها در قالب یک مدل اقتصادسنجی با تخمین مدل‌های خودرگرسیون ناهمگن پرداخته است؛ چنانچه مدل‌های مختلف را مورد مقایسه قرار دهد، داده‌های مورداستفاده برای تخمین مدل‌ها تحت مفهوم نوسانات تحقق‌یافته بر اساس داده‌های با فراوانی بالا ایجاد شده است که مقادیر دقیق و دقیق‌تری را ارائه می‌دهند. ازاین‌رو، داده‌های مورداستفاده پژوهش از طریق شش صندوق سهامی و درآمد ثابت برای یک دوره مالی ۱۳۹۹ الی ۱۴۰۱ به‌صورت روزانه و پانزده‌دقیقه‌ای جمع‌آوری شدند.
یافته‌ها: نتایج بیانگر آن است که از بین صندوق‌ها، قدرت پیش‌بینی‌کنندگی نوسانات در صندوق‌های سهامی بیش‌تر است. همچنین نتایج نشان داد که خودرگرسیون درجه دوم ناهمگن با پرش، مؤثرترین مدل خودرگرسیون ناهمگن برای مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسان تحقق‌یافته بر اساس معیارهای میانگین مربعات خطا و شبه درست‌نمایی بوده است. به‌علاوه شواهد قویاً تأیید می‌کنند که مدل‌های مبتنی بر تغییرات توان دوم نسبت به همتایان خود در پیش‌بینی نوسان تحقق‌یافته برتری دارند که نوید پیش‌بینی‌های دقیق‌تر و تخمین نوسان بهتر از مدل‌های خودرگرسیون ناهمگن درجه دوم است.
اصالت / ارزش‌افزوده علمی: این پژوهش بینشی به تفاوت بین مدل‌های خودرگرسیون ناهمگن و در گروه مدل خودرگرسیون ناهمگن ارائه داده است تا نتایج آن بتواند مورداستفاده تمامی تحلیلگران و مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری قرار گیرد.

کلیدواژه‌ها: پرش، پیش‌بینی، نوسانات.
طبقه‌بندی موضوعی: G15, G17, G31.

۱. گروه مدیریت مالی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
۲. گروه مدیریت مالی، واحد الکترونیکی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). ma.madanchi@iau.ac.ir
۳. گروه مهندسی صنایع، واحد کرج، دانشگاه آزاد اسلامی، کرج، ایران.
۴. گروه حسابداری، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

استناد: حلاجی، شیوا؛ معدنچی زاج، مهدی؛ اوحدی، فریدون؛ وکیلی‌فرد، حمیدرضا. (۱۴۰۳). پیش‌بینی نوسانات در صندوق‌های قابل‌معامله در بورس تهران (ETF) با استفاده از مدل‌های پرش نوسان تحقق‌یافته (HAR, HAR-J, HARQ, HARQ-J). *پیشرفت‌های مالی و سرمایه‌گذاری*، ۵(۳). ۲۶-۱.
https://doi.org/10.71729/afi.2024.1088596

۱- مقدمه

صندوق قابل‌معامله در بورس[1] نوآوری مهم در سراسر بازارهای مالی جهانی از زمانی است که اولین مورد آن در بازار سهام کانادا در سال ۱۹۸۹ راه‌اندازی شد. پس از آن، در سال ۱۹۹۳ این نوع صندوق در بازار آمریکا معرفی شد. صندوق‌های قابل‌معامله در بورس به‌طورکلی، به برخی از شاخص‌های خاص مرتبط هستند و نزدیک به خالص ارزش دارایی[2] آن روز معاملاتی معامله می‌شوند. در کشور ما نقطه عطف تاریخچه صندوق‌های سرمایه‌گذاری از سال ۱۳۹۲ به بعد است و در کنار دیگر رکن‌های بازار سرمایه رشد کردند. همچنین از طرف دیگر مهم‌ترین رویداد در این حوزه، آغاز به کار صندوق‌های قابل‌معامله در بورس بود که با استقبال بازار سرمایه مواجه شد[3]. ازآنجایی‌که صندوق قابل‌معامله در بورس از یک سبد سرمایه‌گذاری تشکیل شده است، مزایای تنوع‌بخشی را فقط با یک سهم ارائه می‌دهد. در واقع، سهام صندوق قابل‌معامله در بورس باید عملکرد مشابهی با سهام پایه خود داشته باشند که به معنای همان سطح ریسک است؛ اما به دلیل بازار ثانویه امکان واگرایی آن‌ها وجود دارد. این واقعیت باعث می‌شود سهام صندوق قابل‌معامله در بورس به طور معناداری نوسان خود را افزایش دهد (Maluf and Medeiros, 2014). اصطلاح نوسان در مباحث مالی به تغییر قیمت در یک بازه زمانی مشخص اشاره می‌نماید. با این تعریف، معمولاً انحراف معیار، به‌عنوان نوسان در نظر گرفته می‌شود؛ اگرچه در واقع نوسان و انحراف معیار به‌طورکلی یکی نیستند. به‌طورکلی در مباحث مالی، نوسان بازده از اهمیت زیادی برخوردار است. دو نوع اصلی از نوسان، نوسان ضمنی و تحقق‌یافته[4] (نوسان تاریخی) است. نوسان ضمنی اغلب در بحث قیمت‌گذاری اختیار معامله مورداستفاده قرار می‌گیرد و به‌عنوان انتظار بازار نسبت به نوسان آتی دارایی در نظر گرفته می‌شود درحالی‌که نوسان تحقق‌یافته آنچه را که در گذشته اتفاق افتاده را مورد سنجش قرار می‌دهد (Fallahpour and Motaharinia, 2016). مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات بازده دارایی در قیمت‌گذاری دارایی، بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری و مدیریت ریسک نقش اساسی دارد. معرفی و استفاده از داده‌های با فراوانی بالا، چهارچوبی را برای سنجش اصلی نوسانات فراهم می‌کند. نوسانات تحقق‌یافته، یک معیار ناپارامتریک است که به‌عنوان مجموع بازده‌های مجذور درون‌روزی محاسبه می‌شود و زمانی که فرآیند قیمت شامل ناپیوستگی‌ها یا پرش‌ها[5] باشد، یک تخمین‌گر ثابت از تغییرات درجه دوم را ارائه می‌دهد (Bu *et al*., 2023).

1. Exchange Traded Fund (ETF)
2. Net Asset Value (NAV)
3. www.sena.ir
4. Realized Volatility (RV)
5. Jump

اصطلاح پرش نیز نوعی فرآیند تصادفی است که دارای حرکات گسسته به نام پرش، با زمان رسیدن تصادفی، به‌جای حرکت مستمر است که معمولاً به‌عنوان یک فرآیند پواسون ساده یا مرکب مدل‌سازی می‌شود (Cont and Tankov, 2003). پرش در پویایی بازده دارایی، پیامدهای قابل‌توجهی برای قیمت‌گذاری دارایی (Merton, 1976) و مدیریت سبد سرمایه‌گذاری (Branger *et al*., 2008) دارد. چهارچوب تکنیک پرش که توسط باندوف – نیلسن و شپارد (Barndorff-Nielsen and Shephard, 2004, 2006) توسعه یافته است بر اساس معیارهای نوسانات و تغییرات توان دوم[1] واقعی است. اگر پرش‌ها در پویایی قیمت دارایی‌ها گسترده باشد، در این صورت صرف ریسک آن‌ها باید هم عامل انتشار[2] و هم عامل ریسک پرش را در نظر بگیرد. ریسک پرش‌ها به طور ویژه‌ای مهم هستند زیرا نمی‌توان آن‌ها را متنوع کرد؛ بنابراین، سرمایه‌گذاران ممکن است برای نگهداری دارایی‌های با چنین ریسکی، صرف ریسک زیادی را مطالبه کنند. در پویایی بازده دارایی، پرش‌ها اجازه می‌دهد تا تأثیر اخبار با ارزش اطلاعاتی قابل‌توجه به‌سرعت در فرآیند بازده از بین برود؛ اما تأثیر آن‌ها بر نوسانات به دلیل تأثیر آن‌ها بر فرآیند انتشار پایدارتر است (Odusami, 2021). پرش‌ها سابقه طولانی در امور مالی دارند و به طور سنتی از داده‌های روزانه تخمین زده می‌شوند (Andersen *et al*., 2002) و ادبیات زیادی به بررسی نقش پرش‌ها در پیش‌بینی نوسانات می‌پردازد. بااین‌حال، بسیاری از این ادبیات بر پرش‌های علامت‌دار متمرکز است و پرش‌های محدود را از پرش‌های بی‌نهایت جدا نمی‌کند (Bu *et al*., 2023). همچنین به جهت اینکه که در روند تصمیم‌گیری پیش‌بینی رویدادهای آتی نقش بسزایی ایفا می‌کند، ازاین‌رو پیش‌بینی برای بسیاری از سازمان‌ها و نهادها موردتوجه است (Bahreini *et al*., 2023). همچنین در دنیای واقعی که بشر در آن زندگی می‌کند مملو از عدم قطعیتی است که در بسیاری از مواقع بشر عاجز از پیش‌بینی رخدادهای آتی است (Samavi *et al*., 2022)؛ بنابراین، پیش‌بینی نوسانات صندوق‌های قابل‌معامله در بورس می‌تواند بسیار موردتوجه قرار گیرد و این پژوهش توانایی پیش‌بینی مدل‌های سری زمانی مختلف به‌دست‌آمده از ویژگی‌های ابتکاری خودرگرسیون ناهمگن[3] کورسی (Corsi, 2009) را ارائه می‌کند که پیش‌تر در پژوهش‌های داخلی مورد بررسی قرار نگرفته است. اکثر مطالعات نشان می‌دهند که ساختارهای خودرگرسیون ناهمگن مانند مدل‌های خودرگرسیون ناهمگن توانایی پیش‌بینی بسیار بهتری نسبت به مدل‌های نوع خودرگرسیون شرطی غیرهمسان واریانس تعمیم‌یافته[4] ارائه می‌کنند (Andersen *et al*., 2001; Andersen *et al*., 2003 and

1. Bipower Variation
2. Diffusive
3. Heterogenous Autoregression (HAR)
4. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

(Koopman *et al*., 2005). در کار جدیدتر، کورسی (Corsi, 2009) مدل خودرگرسیون ناهمگن نوسانات تحقق‌یافته[1] را پیشنهاد می‌کند و نشان می‌دهد که این مدل به طور قابل‌توجهی بهتر از مدل سنتی خودرگرسیون شرطی غیرهمسان واریانس تعمیم‌یافته و مدل خودرگرسیون تعبیه‌شده با انتگرال کسری برای نوسانات واقعی[2] در پیش‌بینی نوسانات است. چنانچه سفته‌بازان در تلاش خود برای پیش‌بینی نوسانات قیمتی آتی با سود سریع، ریسک‌های بزرگی را متحمل می‌شوند و از ابزار تحلیل تکنیکال بدین منظور استفاده می‌کنند؛ درحالی‌که در یک بازار کارا، کارایی بازار در تضاد با تحلیل تکنیکال است. این نظریه پیش‌بینی می‌کند که چنین تحلیلی بی‌فایده است؛ زیرا هیچ الگویی در سابقه گذشته قیمت سهام توسط قیمت فعلی سهام بی‌حساب نشده است. برخلاف آنچه این تحلیلگران معتقد هستند، فرآیند انتشار اطلاعات به‌سرعت اتفاق می‌اُفتد، قیمت سهام به‌سرعت تعدیل می‌شود و بنابراین هیچ روند مداومی برای شناسایی وجود ندارد (Laopodis, 2020). بااین‌حال ازاین‌رو این پژوهش در نظر دارد با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون ناهمگن به پیش‌بینی نوسانات قیمتی صندوق‌های قابل‌معامله موجود در بازار سرمایه تهران بپردازد؛ زیرا این صندوق‌ها معمولاً نقدشونده‌تر هستند و در نتیجه برای سؤال پژوهشی ما مناسب‌تر هستند؛ زیرا نوسان می‌تواند منجر به نقدشوندگی دارایی‌های نقدی بیش‌تر از سوی واسطه‌های مالی از سبد سرمایه‌گذاری خود شود (Brunnermeier, 2009) و همچنین می‌توان به‌سادگی توسط همه سرمایه‌گذاران با هزینه معاملاتی کم‌تر خریداری و به فروش رساند (Marshall *et al*., 2013). باتوجه‌به موارد مذکور، این پژوهش در نظر دارد تا بدین سؤال پاسخ دهد که پیش‌بینی نوسانات در صندوق‌های قابل‌معامله در بورس تهران با استفاده از مدل‌های پرش نوسان تحقق‌یافته چگونه است؟

نهایتاً این پژوهش با دو جنبه مهم به مطالعات مرتبط موجود کمک می‌کند؛ اول اینکه اکثر پژوهش‌های قبلی بیش‌تر به نوسانات صندوق‌های سهامی پرداختند و به نوسانات صندوق‌های درآمد ثابت نپرداختند و علاوه بر این، با وجود عدم قطعیت در بازار سهام، سرمایه‌گذاران، سیاست‌گذاران اقتصادی و تنظیم‌کننده‌های بازار تمایل دارند بر نوسانات تمرکز نمایند.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

ازآنجایی‌که تأثیر قابل‌توجه ریسک نوسانات در نظریه‌های قیمت‌گذاری و مدیریت ریسک نوین افزایش یافته است (Celik and Ergin, 2014)، مطالعات بیش‌تر و گسترده‌تری تلاش می‌کنند تا نوسان قیمت‌گذاری دارایی‌ها، متنوع‌کردن سرمایه‌گذاری و مدیریت ریسک را بررسی کنند (Byun

1. Heterogenous Autoregression-Realized Volatility
2. Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average-Realized Volatility (ARFIMA-RV)

and Kim, 2013). بسیاری از پژوهشگران بر ارزیابی عملکرد در بین مدل‌های مختلف پیش‌بینی نوسانات تمرکز کرده‌اند. به‌عنوان‌مثال، اندرسن و بالرسلف (Andersen and Bollerslev, 1998)، باندوف – نیلسن و شپارد (Barndorff-Nielsen and Shephard, 2006) و لیو و وان (Liu and Wan, 2012) نشان دادند که نوسانات تحقق‌یافته روزانه، همان‌طور که با مجموع بازده‌های مجذور در فواصل زمانی مشخص در یک دوره نمونه‌گیری محاسبه می‌شود، کم‌تر در معرض خطای اندازه‌گیری است. مطالعات زیادی وجود دارد که از نوسانات مبتنی بر دامنه تحقق‌یافته[1] برای پیش‌بینی نوسانات قیمت نفت (Tseng *et al*., 2009)، بازارهای ارز (Wang and Yang, 2009)، رسیدهای سپرده‌گذاری اس‌اندپی[2] (Liu *et al*., 2012) و شاخص اس‌اندپی ۵۰۰ استفاده می‌کنند (Chung *et al*., 2011). بااین‌حال، نوسانات مبتنی بر دامنه تحقق‌یافته، مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسان قیمت‌های صندوق‌های قابل‌معامله در بورس، نسبتاً کم‌تر موردتوجه قرار گرفته است؛ بنابراین، بررسی عملکرد مدل‌های مختلف پیش‌بینی نوسانات برای صندوق‌های قابل‌معامله در بورس یک کشور که کار نسبتاً کمی انجام شده است، برای دانشگاهیان، سرمایه‌گذاران و متخصصان بسیار مهم و جذاب است (Tseng *et al*., 2015). بو و همکاران (Bu *et al*., 2023) در پژوهشی نشان دادند که پیش‌بینی‌های نوسانات متوسط مدل (با استفاده از وزن‌ها و مدل‌های متغیر با زمان از مجموعه اطمینان مدل) معمولاً از پیش‌بینی‌های هر دو مدل معیار و بهترین مدل خودرگرسیون ناهمگن پیشرفته بهتر عمل می‌کنند. یی و همکاران (Ye *et al*., 2022) در پژوهشی نشان دادند که هم اندازه پرش و هم شدت ۵۰ صندوق قابل‌معامله در بورس می‌تواند دقت پیش‌بینی نوسانات ۵۰ صندوق قابل‌معامله در بورس را بهبود بخشد. پنگ و یائو (Peng and Yao, 2022) با استفاده از پرش‌های هم‌زمان و آزمون‌های پرش هم‌زمان به پیش‌بینی نوسانات صندوق‌های قابل‌معامله اس‌اندپی ۵۰۰ در سطح بخشی بدین نتیجه دست یافتند که محتوای پیش‌بینی‌کننده پرش‌های هم‌زمان بالاتر از پرش‌های خاص است که نشان می‌دهد ریسک سیستماتیک در پیش‌بینی نوسانات بیش‌تر از ریسک خاص است. اودوسامی (Odusami, 2021) در پژوهشی بدین نتیجه رسیدند که پرش‌ها و خوشه‌بندی پرش پدیده‌های رایج در بازده نهادهای سرمایه‌گذاری در املاک و مستغلات[3] هستند و پویایی آن‌ها به بهترین شکل توسط مدل‌های تصادفی توصیف می‌شود که دارای نوسانات شرطی و ضرایب پرش شرطی است. همچنین نتایج نشان داده است که ویژگی ارزش در معرض خطر[4] که شامل پرش در مدل‌های نوسانات اساسی می‌شود، به طور

1. Researched Range-based Volatility (RRV)
2. S&P
3. Real Estate Investment Trust (REIT)
4. Value at Risk (VaR)

معناداری بهتر از ارزش در معرض خطر بدون شرطی عمل کرده است. آندری و همکاران (Andrii *et al*., 2020) در پژوهشی بدین نتیجه رسیدند که باتوجه‌به سطح ریسک در بعد حساسیت به تغییرات بازده سهام، اوراق قرضه و شاخص عدم قطعیت سیاست اقتصادی می‌توان سبدهای سرمایه‌گذاری با حداقل ریسک ایجاد کرد و نتایج قابل‌تعمیم برای تصمیمات سرمایه‌گذاری است. تسنگ و همکاران (Tseng *et al*., 2015) در پیش‌بینی نوسانات صندوق‌های قابل‌معامله کشور با فرضیه ورود اطلاعات متوالی بدین نتیجه دست یافتند که عملکرد پیش‌بینی مدل خودرگرسیون ناهمگن – نوسانات مبتنی بر دامنه تحقق‌یافته – نوسانات مبتنی بر تغییرات دوگانه[1] – مدل نوسانات تجمعی[2] بهتر از مدل‌های دیگر برای پیش‌بینی‌های درون نمونه و خارج از نمونه است. میرزایی (Mirzaee, 2018) در پژوهشی بدین نتیجه رسید که تلاطم تحقق‌یافته تخمینی در بازار، به نحو مطلوبی از طریق معامله‌گرانی که به‌صورت روزانه و در چهارچوب مدل خودرگرسیون ناهمگن نوسانات تحقق‌یافته با پرش[3] فعالیت می‌کنند، توضیح داده شده است. علاوه بر این، منبعث از فرضیه مشهور بازار ناهمگن، درمی‌یابیم که در مقایسه عملکردی تمام افق‌های زمانی مطالعه، مقادیر مربوط به چهار معیار ارزیابی (شامل خطای مربعات میانگین ریشه‌ای[4]، خطای مطلق میانگین[5] و...) در مدل مذکور از مدل‌های نوسانات تحقق‌یافته خودرگرسیونی ناهمگن با پرش‌های پیوسته[6] و نوسانات تحقق‌یافته خودرگرسیونی ناهمگن[7] کم‌تر است. همچنین عملکرد پیش‌بینی درون‌نمونه‌ای در مدل خودرگرسیون ناهمگن نوسانات تحقق‌یافته با پرش و در ارتباط با متغیر تلاطم آتی شاخص بورس اوراق بهادار تهران، از آنچه در مدل‌های نوسانات تحقق‌یافته خودرگرسیونی ناهمگن و نوسانات تحقق‌یافته خودرگرسیونی ناهمگن با پرش‌های پیوسته به دست آمده است، بهتر بوده و بین تمام معیارها بیش‌ترین امتیاز را کسب کرده است. همچنین در حالت بررسی برون نمونه‌ای نیز باید گفت که فقط در افق زمانی ماهانه، مدل ساده نوسانات تحقق‌یافته خودرگرسیونی ناهمگن نسبت به دو مدل دیگر برتری داشته است. فلاح‌پور و مطهری‌نیا (Fallahpour and Motaharinia, 2016) در پژوهشی بدین نتیجه رسیدند که خطای پیش‌بینی با اضافه نمودن جزء پرش به مدل کاهش یافته است و همچنین مجزا نمودن اجزای پرش و پیوسته نوسان تحقق‌یافته نیز در بهبود کارایی پیش‌بینی تأثیرگذار است. زمردیان و همکاران (Zomorodian *et al*., 2019) در پژوهشی بدین نتیجه رسیدند که توانایی مناسب مدل‌های ارزش در معرض ریسک بر اساس رویکرد

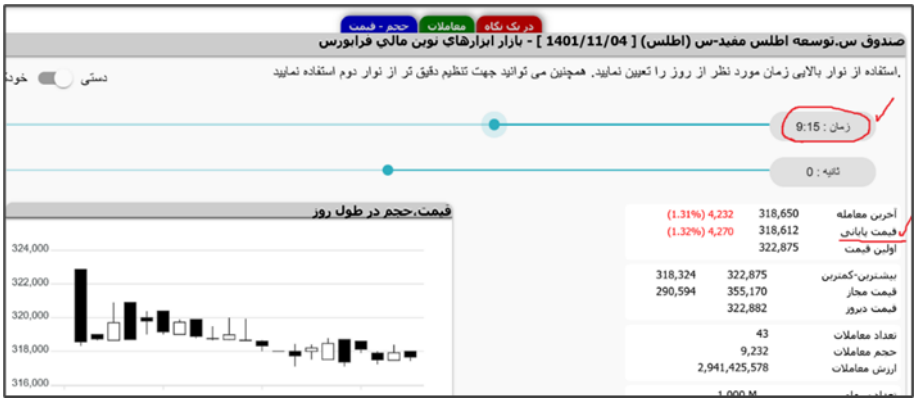
1. Realized Bipower Variation (RBV)
2. Cumulative Volatility Model
3. Heterogeneous Autoregressive-Realized Volatility with Jump (HAR-RVJ)
4. Root Mean Square Error (RMSE)
5. Mean Absolute Error (MAE)
6. Heterogeneous Autoregressive-Realized Volatility with Continuous Jumps (HAR-RV-CJ)
7. Heterogeneous Autoregressive of Realized Volatility (HAR-RV)

خودرگرسیون شرطی غیرهمسان واریانس تعمیم‌یافته است. همچنین رتبه‌بندی بر اساس تابع زیان نشان می‌دهد که صندوق‌های قابل‌معامله الماس، اطلس و آسام رتبه‌های نخست در این بررسی، کم‌ترین ریسک ممکن را دارا می‌باشند. کاویانی و همکاران (Kaviani *et al.*, 2024) در پژوهشی نشان دادند که تمامی صندوق‌های قابل‌معامله دارای سرریز بازدهی از طرف شاخص الگو به بازدهی صندوق‌های قابل‌معامله هستند. علاوه بر این، بازدهی صندوق‌های قابل‌معامله و شاخص الگو دارای پایداری در نوسان هستند و وجود نوسان نامتقارن نشان می‌دهد که در خبر منفی در مقایسه با یک خبر مثبت تأثیر بیش‌تری بر نوسان دارد.

۳- روش‌شناسی پژوهش

روش این پژوهش توصیفی از نوع همبستگی است که داده‌ها با استفاده از روش اقتصادسنجی مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌گیرد. داده‌های مورداستفاده در این پژوهش به‌صورت دقیقه‌ای (هر ۱۵ دقیقه)، روزانه، هفتگی و ماهانه از اختلاف لگاریتمی در قیمت‌های صندوق‌های قابل‌معامله در بورس منتخب در دوره زمانی ابتدای سال ۱۳۹۹ الی ۱۴۰۱ به پایان می‌رسد تا نشان دهیم که این روش‌ها، حتی در یک فرکانس هفتگی، در پیش‌بینی حرکات بازار صندوق‌های قابل‌معامله در بورس دقیق هستند. تخمین‌گرهای نوسانات مبتنی بر محدوده روزانه که به‌راحتی از قیمت‌های باز، بالا، پایین و بسته به‌راحتی در دسترس هستند نیز جایگزین مفیدی را ارائه می‌دهند (Liu *et al.*, 2012). گیسلز و همکاران (Ghysels *et al.*, 2005) پیشنهاد می‌کند که بررسی داده‌ها با فرکانس‌های مختلف می‌تواند تخمین‌های نوسان شرطی را تشدید کند. در این پژوهش از اطلاعات قیمتی شش صندوق قابل‌معامله در بورس یعنی سه صندوق سهامی امین تدبیرگران فردا (الماس)، آسمان آرمانی سهام (آساس) و توسعه اطلس مفید (اطلس) و سه صندوق با درآمد ثابت اعتماد آفرین پارسیان (اعتماد) و با درآمد ثابت کیان (کیان) و امین یکم فردا (امین یکم) که نسبت به سایر صندوق‌های مشابه خود بالاترین عملکرد را در سال‌های اخیر داشتند استفاده شده است. اطلاعات داده‌های قیمتی این صندوق‌ها در سایت مدیریت فناوری بورس تهران[1] و بعد از جستجوی نماد هر صندوق در بخش سابقه قیمتی به شرح شکل (۱) به‌صورت پانزده‌دقیقه‌ای استخراج شده است. در این پژوهش تحلیل‌ها برای هر یک از خانواده‌های خودرگرسیون ناهمگن توسط نرم‌افزار R انجام شده است.

1. www.tsetmc.com



شکل (۱) نحوه استخراج داده‌های دقیقه‌ای پژوهش در تابلوی بورس

Figure (1) How to extract the minute data of the research in the Bourse

٤- تجزیه‌وتحلیل داده‌ها

آمار توصیفی ضرایب اطلاعاتی مختصری است که مجموعه داده‌های معین را خلاصه می‌کند که می‌تواند نمایشی از کل جامعه یا نمونه‌ای از یک جامعه باشد. آمار توصیفی به شاخص‌های مرکزی و معیارهای تغییرپذیری تقسیم می‌شود. شاخص‌های مرکزی شامل میانگین، میانه و مد است؛ درحالی‌که معیارهای متغیر شامل انحراف معیار، واریانس، متغیرهای حداقل و حداکثر، کشش و چولگی است. در این پژوهش به شرح جدول (۱)، آمار توصیفی شش صندوق نشان داده شده است.

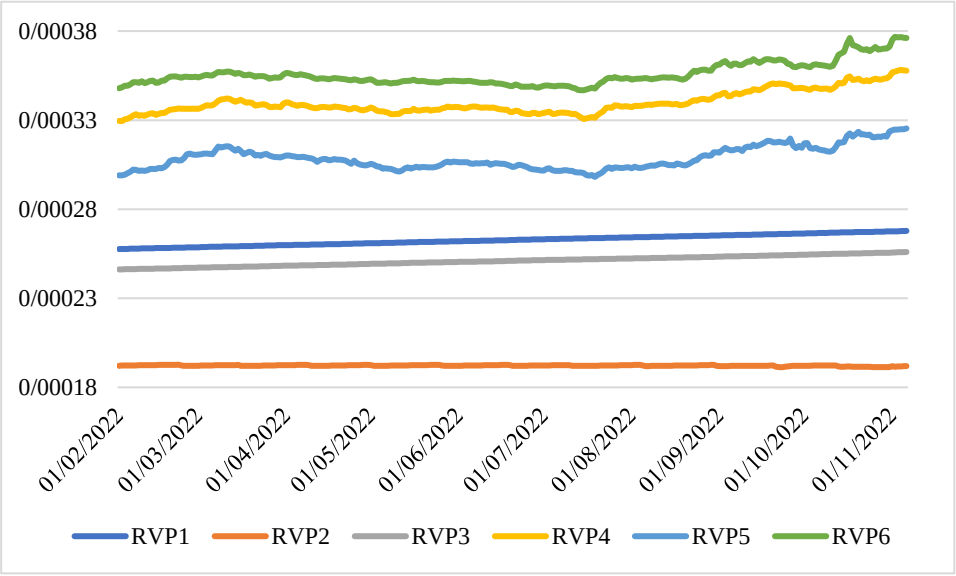
جدول (۱) آمار توصیفی

Table (1) Descriptive statistics

صندوق‌ها	میانگین	انحراف میعار	حداقل	حداکثر	چولگی	کشیدگی
کیان	۰/۰۰۰۸۶	۰/۰۰۰۰۴	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۲۹	۰/۴۳۸	۱/۱۹
امین یکم فردا	-۰/۰۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳	-۰/۰۲	۰/۰۱	۱۴/۰۷	-۳/۴۸
اعتماد آفرین پارسیان	۰/۰۰۰۰۳۲	۰/۰۰۰۳۷	-۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۳	۱۳/۳۹	-۳/۳۵
توسعه اطلس مفید	۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۳	-۰/۰۵	۰/۱	۶/۲۱	۱/۲۸
امین تدبیرگران	۰/۰۰۲۳	۰/۰۰۴	-۰/۰۷۷	۰/۰۷۴	۳/۳۵	۰/۵۳۴
آسمان آرمانی	۰/۰۰۲	۰/۰۱۴	-۰/۰۴	۰/۰۶۴	۱/۸۰	۰/۶۴۸

همان‌طوری که انتظار می‌رود ریسک و بازدهی روزانه صندوق‌های سهامی بیش‌تر از صندوق‌های با درآمد ثابت است که بالاترین ریسک مربوط به صندوق سهامی آسمان آرمانی و صندوق امین یکم با میانگین بازدهی منفی پایین‌ترین بازدهی را به خود اختصاص داده است. همچنین باتوجه‌به دامنه نوسانی ۱۰ درصدی این صندوق‌ها در طی یک روز فقط صندوق توسعه اطلس مفید توانسته ۱۰ درصد

بازدهی در یک روز ایجاد نماید و پایین‌ترین بازدهی متعلق به صندوق امین تدبیرگران که ۷/۷- درصد است.



شکل (۲) نوسانات تحقق‌یافته صندوق‌ها

Figure (2) Realized Volatility of funds

شکل (۲) نوسانات تحقق‌یافته بازده ۶ صندوق را نشان می‌دهد که طبق تعریف، تغییرات روزانه در قیمت اوراق بهادار هستند. از شکل (۲) مشخص است که نوسانات در صندوق‌های با درآمد ثابت (RVP1 الی RVP2) بسیار ناچیز است که آن هم به دلیل ریسک پایین این صندوق‌ها است. درحالی‌که در صندوق‌های سهامی (RVP4 الی RVP6) این نوسانات بیش‌تر مشهود است که بالاترین آن مربوط به آسمان آرمانی بوده است.

روش تشخیص پرش مورداستفاده در این پژوهش بر اساس روش پیشنهادی باندوف – نیلسن و شپارد (Barndorff-Nielsen and Shephard, 2004, 2006) است. در این مدل، لگاریتم قیمت‌های روزانه صندوق‌های قابل‌معامله در بورس در یک فرآیند زمان پیوسته تکامل می‌یابد که می‌توان آن را با فرآیند پرش – انتشار استاندارد که در رابطه (۱) نشان داده شده است توصیف کرد.

$$dp_t = \mu_t + \sigma_t dB_t + J_t dq_t$$ رابطه (۱)

dq_t یک فرآیند پرش پواسون با شدت پرش λ_j و لگاریتم اندازه پرش J_t است که از توزیع نرمال $J_t \tilde{} NID\ (\mu_j, \sigma_j)$ گرفته می‌شود و dB_t حرکت استاندارد براونی است. ویژگی رابطه (۱) را می‌توان تعمیم داد تا شدت پرش شرطی λ_t، میانگین پرش شرطی μ_t و واریانس پرش شرطی σ_t را زمانی که

رویدادهای پرش واقعی از داده‌ها فیلتر می‌شوند، مجاز کند. t در واحدهای زمانی روزانه اندازه‌گیری می‌شود. باتوجه‌به موارد مذکور، بازده روزانه تجمعی صندوق‌های قابل‌معامله در بورس به‌صورت رابطه (۲) تعریف می‌شود.

$$r_t = \sum_{j=1}^{M} r_{t,j.\Delta} \qquad \text{رابطه (۲)}$$

جایی که $r_{t,j}$ به ژامین بازده حین‌روزی[1] در روز t اشاره دارد و $\Delta = (1/M)$ بسامد نمونه‌گیری در هر روز است، تغییرات درجه دوم فرآیند بازده شرح داده شده در رابطه (۱) را می‌توان با نوسانات تحقق‌یافته تغییر توان دوم تخمین زد که به‌عنوان $\Delta \to 0$ یا $M \to \infty$ به مقادیر مختلف فرآیند تصادفی پایه همگرا می‌شود.

$$RV_t = \sum_{j=1}^{M} r_{t,j}^2 \to \int_{t-1}^{t} \sigma_s^2 ds + \sum_{t-1<s<t} J_s^2 \qquad \text{رابطه (۳)}$$

$$BV_t = \frac{\pi}{2}\frac{M}{M-1}\sum_{j=1}^{M} |r_{t,j}||r_{t,j-1}| \to \int_{t-1}^{t} \sigma_s^2 ds \qquad \text{رابطه (۴)}$$

پرش‌ها را می‌توان از داده‌ها با بررسی تفاوت بین تخمین نوسان تحقق‌یافته و تغییرات توان دوم استنباط کرد. بااین‌حال، هنگامی که یک پرش رخ می‌دهد، تفاوت بین معیارها با استفاده از این ویژگی‌ها ارزیابی می‌شود:

$$\frac{RV_t - BV_t}{RV_t} \xrightarrow{M\to\infty} RVJ_t \qquad \text{رابطه (۵)}$$

$$RVJ_t Z_t \qquad \text{رابطه (۶)}$$

$$Z_t = \frac{RVJ_t}{\left(\frac{\pi^2}{4}+\pi-5\right)\frac{1}{M}\left(1,\frac{TP_t}{BV_t^2}\right)} \xrightarrow{d} NID(0,1) \qquad \text{رابطه (۷)}$$

TP_t کوارتیسیتی توان سوم[2] است که برای پرش‌ها استوار[3] است و به شرح رابطه (۸) تخمین زده می‌شود.

1. Jthintra-Day
2. Tri-Power Quarticity
3. Robust

$$TP_t = \frac{M}{M-2}.\frac{M}{\left[2^{\frac{2}{3}}.\Gamma(\frac{7}{6})/\Gamma(\frac{1}{2})\right]^3} * \sum_{j=3}^{M} |r_{t,j}|^{\frac{4}{3}} |r_{t,j-1}|^{\frac{4}{3}} |r_{t,j-2}|^{\frac{4}{3}}$$ رابطه (۸)

پرش‌ها در فرآیند تولید داده زمانی شناسایی می‌شوند که مقادیر Z_t از مقدار بحرانی از پیش تعریف شده Φ_a که تابع توزیع تجمعی توزیع نرمال استاندارد است بیش‌تر شود؛ بنابراین، پرش‌های نوسانات RJ_t و پرش‌های بازده J_t تخمین زده می‌شوند که با این مشخصات وجود دارد:

$$RJ_t = I(Z_t \geq \Phi_a^{-1}).[RV_t - BV_t]$$ رابطه (۹)

$$J_t = sign(r_t).\sqrt{RJ_t}$$ رابطه (۱۰)

یک رویکرد کارآمد، تقویت مدل خودرگرسیون ناهمگن نوسانات تحقق‌یافته کورسی (Corsi, 2009) با متغیر پرش تحقق‌یافته است تا اثر پرش‌ها در مسیر نمونه نوسانات تحقق‌یافته را در نظر بگیرد. در چهارچوب مدل خودرگرسیون ناهمگن، نوسانات تحقق‌یافته به‌عنوان یک تابع رگرسیون حداقل مربعات معمولی[1] از نوسانات روزانه، هفتگی و ماهانه مشخص شده است. مدل خودرگرسیون ناهمگن افزوده شده که اکنون شامل متغیر پرش اضافی است به‌صورت رابطه (۱۱) مشخص می‌شود.

$$RV_{t+1} = \beta_0 + \beta_D RV_t + \beta_W RVW_{t,t-5} + \beta_W RVM_{t,t-22} + \beta_j RJ_t + \varepsilon_{t+1}$$ رابطه (۱۱)

مدل نوسانات تحقق‌یافته خودرگرسیونی ناهمگن، منعکس‌کننده ویژگی‌های نوسانات در بلندمدت است. بااین‌حال، ضریب رگرسیون جزئی تأثیر روی کل نوسانات بازار توسط معامله‌گران خاص را اندازه‌گیری کرد؛ بنابراین، اندرسن و همکاران (Andersen *et al.*, 2007) تنوع پرش ناپیوسته را به مدل نوسانات تحقق‌یافته خودرگرسیونی ناهمگن معرفی کرد و مدل خودرگرسیون ناهمگن نوسانات تحقق‌یافته با پرش را ساخت که J به واریانس پرش اشاره دارد.

باتوجه‌به رابطه (۱۱)، در آن RV_t نشان دهنده نوسان روزانه تحقق‌یافته است، $RVW_{t,t-5} = \frac{1}{5}\sum_{i=1}^{5} RV_{t-i}$ نوسانات هفتگی است و $RVW_{t,t-22} = \frac{1}{22}\sum_{i=1}^{22} RV_{t-i}$ نوسانات ماهانه است. ازآنجایی‌که نشان داده شده است که لگاریتم نوسانات تحقق‌یافته تقریباً به طور معمول توزیع شده است، پیش‌بینی‌های نوسانات تحقق‌یافته نیز از مدل لگاریتمی خودرگرسیون ناهمگن با جهش[2] با استفاده از این مشخصات مشتق شده است:

$$log\,(RV_{t+1}) = \beta_0 + \beta_D log\,(RV_t) + \beta_W log\,(RVW_{t,t-5}) + \beta_W log\,(RVM_{t,t-22}) + \beta_j log\,(1 + RJ_t) + \varepsilon_{t+1}$$ رابطه (۱۲)

1. Ordinary Least Squares (OLS)
2. Heterogeneous Autoregressive with Jumps (HAR-J)

با $\varepsilon_{t+1} \overline{1}. i. d. N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ برای تولید پیش‌بینی نوسانات تحقق‌یافته، لازم است تبدیل در رابطه (۱۲) با استفاده از رابطه (۱۳) خنثی شود.

$$RV_{t+1} = exp\ (log(RV_{t+1}) + \frac{\sigma_\varepsilon^2}{2} \quad \text{رابطه (۱۳)}$$

بالرسلف و همکاران (Bollerslev *et al.*, 2016) اخیراً یک بسط مدل خودرگرسیون ناهمگن که به‌راحتی پیاده‌سازی می‌شود و توسط حداقل مربعات معمولی تخمین زده می‌شود، مدل خودرگرسیون ناهمگن با خطای شرطی[1] نامیده می‌شود که خطای تخمین نوسانات تحقق‌یافته را با استفاده از RQ نشان می‌دهد که شامل یک عبارت تعاملی از نوسانات واقعی و کوارتیسیتی واقعی است. دلیل این اصطلاح تعاملی این است که کوارتیسیتی تحقق‌یافته معیاری برای خطای تخمین در پراکسی واریانس تحقق‌یافته در یک روز خاص است. اصطلاح تعامل منفی معمولاً وزن پیش‌بینی‌کننده مشاهدات نوسانات تحقق‌یافته را که دارای خطای اندازه‌گیری بزرگی هستند کاهش می‌دهد. مدل کامل خودرگرسیون ناهمگن با خطای شرطی را می‌توان به‌صورت رابطه (۱۴) نوشت.

$$RV_t = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_{1Q}\sqrt{RQ_{t-1}^d})RV_{t-1}^d + (\beta_2 + \beta_{2Q}\sqrt{RQ_{t-1}^w})RV_{t-1}^w + (\beta_3 + \beta_{3Q}\sqrt{RQ_{t-1}^m})RV_{t-1}^m + u_t \quad \text{رابطه (۱۴)}$$

در رابطه (۱۴)، RQ_t تخمینی از کوارتیسیتی یکپارچه است که در آن (شبیه به مدل اصلی خودرگرسیون ناهمگن) RQ_{t-1}^d، RQ_{t-1}^w و RQ_{t-1}^m به ترتیب نشان‌دهنده میزان وقفه روزانه، هفتگی و ماهانه است. بالرسلف و همکاران (Bollerslev *et al.*, 2016) دریافتند که حداقل برای پیش‌بینی کوتاه‌مدت، یک نسخه ساده‌شده مفید است:

$$RV_t = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_{1Q}\sqrt{RQ_{t-1}^d})RV_{t-1}^d + \beta_2 RV_{t-1}^w + \beta_3 RV_{t-1}^m + u_t \quad \text{رابطه (۱۵)}$$

زیرا بیش‌تر تورش در پیش‌بینی‌ها (به دلیل پایداری نوسانات تحقق‌یافته کم‌تر از متغیر کمکی مشاهده نشده) به دلیل خطای تخمین در RV_{t-1}^d است. به‌طورکلی، این چهارچوب اجازه می‌دهد تا وزن کم‌تری روی مشاهدات تاریخی نوسانات تحقق‌یافته گذاشته شود؛ زمانی که خطای اندازه‌گیری گرفته‌شده توسط مدل خودرگرسیون ناهمگن با خطای شرطی بیش‌تر باشد.

تمامی مدل‌های معیار برای شکست‌دادن مدل خودرگرسیون ناهمگن تلاش می‌کنند. اگرچه به نظر می‌رسد نسخه استاندارد مدل خودرگرسیون ناهمگن با خطای شرطی در بیش‌تر موارد از همه معیارها بهتر عمل می‌کند؛ اما مشخصات جایگزین مزایایی را در این سناریو ارائه می‌دهند. بااین‌حال،

1. Heterogeneous Autoregressive with Quadratic (HARQ)

هیچ مشخصاتی وجود ندارد که به‌تنهایی از بقیه بهتر باشد. در کل مدل خودرگرسیون ناهمگن با خطای شرطی کماکان عملکرد خوبی دارد و در قیاس با مدل خودرگرسیون ناهمگن استاندارد پیشرفت‌های واضحی ارائه می‌دهد (Bollerslev *et al*., 2015).

مدل خودرگرسیون ناهمگن با خطای شرطی به همان اندازه برای سایر مدل‌های معیار و همچنین بسیاری دیگر قابل‌استفاده است. در این بخش، نسخه‌های Q مدل‌های الگو خود را در نظر می‌گیریم. اصلاح مدل خودرگرسیون ناهمگن با جهش مشابه مدل خودرگرسیون ناهمگن با خطای شرطی است و مدل خودرگرسیون ناهمگن با درجه دوم و جهش[1] به‌صورت رابطه (۱۶) تعریف می‌شود.

$$RV_t = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_{1Q}\sqrt{RQ_{t-1}^d})RV_{t-1}^d + \beta_2 RV_{t-1}^w + \beta_3 RV_{t-1}^m + \beta_J J_{t-1} + u_t \quad \text{رابطه (۱۶)}$$

نهایتاً اینکه باتوجه‌به مدل‌های مذکور جهت ارزیابی پیش‌بینی، روزهای نوسانات عادی از روزهای با نوسان بالا جدا می‌شوند و از توابع زیان[2] میانگین مربعات خطا[3] و شبه درست‌نمایی[4] برای سنجش عملکرد پیش‌بینی نوسانات تحقق‌یافته استفاده می‌شود (White, 2000). پاتون (Patton, 2011) نشان داد که برخی از توابع زیان شناخته‌شده مانند خطای مطلق میانگین، خطای مطلق میانگین لگاریتمی، خطای مطلق میانگین متناسب و لگاریتم میانگین مربعات خطا به‌خوبی کار نمی‌کنند. در این پژوهش معیار میانگین مربعات خطا و شبه درست‌نمایی که در رابطه (۱۷) و رابطه (۱۸) تعریف شده‌اند و تنها کلاس توابع زیان توانمند هستند که می‌توانند مدل‌های پیش‌بینی نوسانات رقابتی را به درستی رتبه‌بندی کنند. همچنین توابع زیان نسبت به انتخاب واحدهای اندازه‌گیری تغییر نمی‌کنند.

$$MSE(RV_t, \widehat{RV_t}) \equiv (RV_t, \widehat{RV_t})^2 \quad \text{رابطه (۱۷)}$$

$$QLIKE(RV_t, \widehat{RV_t}) \equiv \frac{RV_t}{\widehat{RV_t}} - log(\frac{RV_t}{\widehat{RV_t}}) - 1 \quad \text{رابطه (۱۸)}$$

در رابطه (۱۷) و رابطه (۱۸) RV_t بیانگر RV در زمان t است و $\widehat{RV_t}$ در آن RV پیش‌بینی شده در زمان t است. توجه داشته باشید که در برخی موارد، $\widehat{RV_t}$ ممکن است منفی شود و به دلیل عمل‌گر لگاریتم و شبه درست‌نمایی تعریف نشود. با پیروی از بالرسلف و همکاران (Bollerslev *et al*., 2016)، یک رویکرد معقول برای مقابله با این موضوع، جایگزینی با میانگین نوسان (نوسانات) تحقق‌یافته

1. Heterogeneous Autoregressive with Quadratic and Jumps (HARQ-J)
2. Loss Functions
3. Mean Squared Error (MSE)
4. Quasi-Likelihood (QLIKE)

پیش‌بینی‌شده در صورتی که کم‌تر از حداقل یا بالاتر از حداکثر نوسان تحقق‌یافته در دوره تخمین باشد، است.

در این بخش با استفاده از مدل خودرگرسیون ناهمگن کورسی (Corsi, 2009) و سایر نسخه‌های انتخاب‌شده در این پژوهش به سطح انطباق مدل‌های با داده‌های لگاریتمی پرداخته شده است که نتایج در جدول (۲)، جدول (۳)، جدول (۴) و جدول (۵) برای شش صندوق سهامی و درآمد ثابت مشهود است.

جدول (۲) رگرسیون مدل خودرگرسیون ناهمگن کورسی (Corsi, 2009)

Table (2) Corsi (2009) Heterogenous Autoregression model regression

	صندوق‌های با درآمد ثابت		
	کیان	امین یکم فردا	اعتماد آفرین پارسیان
ضریب ثابت	۰/۰۰۰۰۰۰۸***	۰/۰۰۰۰۱۲***	۰/۰۰۰۰۰۰۹۲***
RV	۰/۱۹۲۸*	−۰/۰۰۲۶	۰/۱۲۶۹
RVW	۰/۰۸۴۵	−۰/۰۰۴۱	۰/۰۳۹۱۵
RVM	−۰/۵۵۲**	−۰/۰۸۸۷	−۰/۵۰۶۹
آماره F	۴/۱	۰/ ۲۴۲	۳/۰۰۶
R^2 (٪)	۲۵/۳	۲۴/۲	۲۳/۲
R^2 تعدیل‌شده (٪)	۲۴/۷	۲۲/۸	۲۲/۶
MSE	۲/۲۵۴	۹/۹۸۸	۵/۸۴
QLIKE	۲/۷۹۵	۳/۴۹۹	۲/۴۸
	صندوق‌های سهامی		
	توسعه اطلس مفید	امین تدبیرگران	آسمان آرمانی
ضریب ثابت	۰/۰۰۰۷۴	۰/۰۰۰۲۶***	۰/۰۰۰۷۴***
RV	۰/۵۲۶۶***	۰/۰۳۹۸۶	۰/۳۶۳***
RVW	۰/۷۲۷۸***	−۰/۲۱۲۹	−۰/۲۹۳۳
RVM	۰/۷۹۵۴***	۰/۵۰۱۲**	۰/۲۷۳۹
آماره F	۳۰/۰۶	۴/۶۵	۹/۸
R^2 (٪)	۴۴/۹	۲۸/۸	۲۹/۷
R^2 تعدیل‌شده (٪)	۴۴/۱	۲۷/۹	۲۸/۱
MSE	۰/۰۰۶	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۵
QLIKE	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۰۴

یادداشت‌ها:

تخمین‌های مدل حداقل مربعات معمولی رگرسیون‌های پیش‌بینی نوسانات روزانه و هفتگی و ماهانه خودرگرسیون ناهمگن را گزارش می‌کند که از سال ۱۳۹۹ الی ۱۴۰۱ به‌صورت مشاهده روزانه ایجاد شده است.

مقادیر سطح معناداری * (۹۵٪)، ** (۹۹٪) و *** (۹۹/۹٪) گزارش شده است.

جدول (۳) رگرسیون مدل خودرگرسیون ناهمگن با جهش

Table (3) Heterogeneous Autoregressive with Jumps model regression

	صندوق‌های با درآمد ثابت		
	کیان	امین یکم فردا	اعتماد آفرین پارسیان
ضریب ثابت	۰/۰۰۰۰۰۰۸***	۰/۰۰۰۰۱۲***	۰/۰۰۰۰۰۰۹۲***
RV	۰/۱۹۲۸*	۵۲۳۷۰	۰/۱۲۶۹
RVW	۰/۰۸۴۵	−۰/۰۰۲۴	۰/۰۳۹۱۵
RVM	−۰/۵۵۲**	−۰/۰۹۱۴	−۰/۵۰۶۹*
RJ	−	−۵۲۳۷۰	−
آماره F	۴/۱	۰/۳۸۹	۳/۰۰۶
R^2 (٪)	۲۹/۱	۲۵/۳	۲۶/۲
R^2 تعدیل‌شده (٪)	۲۷/۷	۲۴/۶	۲۵/۹
MSE	۲/۲۵۴	۵/۲۵۱	۲/۴۸
QLIKE	۲/۷۹۵	۱/۸۱	−
	صندوق‌های سهامی		
	توسعه اطلس مفید	امین تدبیرگران	آسمان آرمانی
ضریب ثابت	۰/۰۰۰۷۷*	۰/۰۰۰۲***	۰/۰۰۰۰۰۰۷***
RV	−۳۴۷۴	۱۵۴۳***	۶۸۷/۱
RVW	−۰/۷۵۵۷***	−۰/۱۴۶	−۰/۲۹۰
RVM	۰/۸۱۰۹***	۰/۴۷۸**	۰/۲۷۳
RJ	۳۴۷۴	−۱۵۴۳***	−۶۷۷/۷
آماره F	۲۲/۸۳	۹/۶۷	۷/۴۷
R^2 (٪)	۵۵/۲۱	۳۸/۹	۲۹/۳
R^2 تعدیل‌شده (٪)	۵۴/۹	۳۷/۷	۲۸/۷
MSE	۳/۳۰۸	۵/۲۵۱	۱/۰۳
QLIKE	۰/۰۰۵	۱/۸۱	۰/۰۰۶۷

یادداشت‌ها:

تخمین‌های مدل حداقل مربعات معمولی رگرسیون‌های پیش‌بینی نوسانات روزانه و هفتگی و ماهانه مدل خودرگرسیون ناهمگن با جهش را گزارش می‌کند. نوسانات و پرش‌های تحقق‌یافته از داده‌های پانزده‌دقیقه‌ای از ۱۳۹۹ الی ۱۴۰۱ به‌صورت مشاهده روزانه ایجاد شده است.

مقادیر سطح معناداری * (۹۵٪)، ** (۹۹٪) و *** (۹۹/۹٪) گزارش شده است.

در جدول (۲) و جدول (۳) به ترتیب برازش مدل را بر اساس مدل کورسی (Corsi, 2009) و با درنظرگرفتن پرش را نشان می‌دهد. همان‌طوری که ملاحظه می‌شود اضافه‌کردن جزء پرش به مدل، R^2 را در صندوق‌های سهامی افزایش داده است که طبق پژوهش اندرسن و همکاران (Andersen *et al.*, 2007)، اضافه نمودن جزء پرش بیانگر افزایش چشم‌گیر سطح انطباق تخمین بر داده‌ها است و فقط صندوق درآمد ثابت صندوق امین یکم و سهامی امین تدبیرگران ضرایب RJ منفی هستند. این موضوع نشان می‌دهد که همانند نتیجه‌گیری اندرسن و همکاران (Andersen *et al.*, 2007)، در صورتی که فرض شود نوسان تحقق‌یافته تماماً ناشی از پرش باشد، سری پرش‌ها قابلیت استفاده برای پیش‌بینی آینده را ندارد. همچنین پارامترهای مربوط به پرش در این دو صندوق معنادار نیستند که این موضوع نیز مؤید نتیجه پیش‌گفته می‌باشد.

جدول (۴) و جدول (۵) نتایج مدل خودرگرسیون ناهمگن بسط داده شده توسط بالرسلف و همکاران (Bollerslev *et al.*, 2016) با مدل حداقل مربعات معمولی را تخمین زده است.

جدول (۴) رگرسیون مدل خودرگرسیون ناهمگن با خطای شرطی

Table (4) Regression of Heterogeneous Autoregressive with Quadratic model

	صندوق‌های با درآمد ثابت		
	کیان	امین یکم فردا	اعتماد آفرین پارسیان
ضریب ثابت	۰/۰۰۰۰۰۰۹***	۰/۰۰۰۱۲***	۰/۰۰۰۰۰۹***
RV	۰/۰۷۸۳	۰/۰۰۰۸	۰/۰۶۴۴
RVW	۰/۰۴۸۱	−۰/۰۰۹۷	−۰/۰۳۵۲
RVM	۰/۵۷۲۲***	−۰/۱۶۶۱	−۰/۴۱۸۲**
RQ_1	۱۰۶/۲	−۱/۴۳۶	۰/۵۵۸
RQ_2	۸۳۸/۹	−۱۵/۹۲	۲۳۹/۴
RQ_3	۸۸۰/۱	۴۳/۶۰	−۸۱/۲۳
آماره F	۴/۱۶۸	۰/۲۰۹	۳/۴۱
R^2 (٪)	۲۶/۴	۲۷/۵	۲۴/۱
R^2 تعدیل‌شده (٪)	۲۵/۸	۲۶/۸	۲۳/۷
MSE	۳/۸۹	۹/۵۰۰	۳/۴۱
QLIKE	۰/۰۰۶	۳/۳۳۱	۰/۰۰۷
	صندوق‌های سهامی		
	توسعه اطلس مفید	امین تدبیرگران	آسمان آرمانی

ضریب ثابت	۰/۰۰۰۴۸	۰/۰۰۱۷**	۰/۰۰۰۶***
RV	−۰/۹۱۹۲**	−۰/۰۶۳۷	۰/۲۱۵۳
RVW	۱/۵۴۸***	۰/۰۳۰۶	۰/۳۴۸۱
RVM	۱/۵۷۸***	۰/۸۵۸۳**	−۰/۰۱۸۰
RQ_1	۴۹/۴۸***	۰/۵۵۳۹	−۲/۹۷
RQ_2	−۶۲/۴۲***	۰/۳۳۳۸	−۲۶/۷۲
RQ_3	−۱۱۹/۸۰***	−۲۱/۹۰*	۸/۹۷۷
آماره F	۲۰/۳	۵/۸۸	۴/۳۳
R^2 (٪)	۴۵/۲	۳۰/۴	۳۲/۸
R^2 تعدیل‌شده (٪)	۴۳/۱	۲۹/۹	۳۲/۷
MSE	۰/۰۴۵	۰/۰۰۱	۰/۰۲۷
QLIKE	۰/۰۱۷	۰/۰۱۹	۰/۰۳۴

یادداشت‌ها:

تخمین‌های مدل حداقل مربعات معمولی رگرسیون‌های پیش‌بینی نوسانات روزانه و هفتگی و ماهانه مدل خودرگرسیون ناهمگن با خطای شرطی را گزارش می‌کند که از داده‌های پانزده‌دقیقه‌ای از ۱۳۹۹ الی ۱۴۰۱ به‌صورت مشاهده روزانه ایجاد شده است.

مقادیر سطح معناداری * (٪۹۵)، ** (٪۹۹) و *** (٪۹۹/۹) گزارش شده است.

جدول (۵) رگرسیون مدل خودرگرسیون ناهمگن با درجه دوم و جهش

Table (5) Regression of Heterogeneous Autoregressive with Quadratic and Jumps model

	صندوق‌های با درآمد ثابت		
	کیان	امین یکم فردا	اعتماد آفرین پارسیان
ضریب ثابت	۰/۰۰۰۰۰۰۸***	۰/۰۰۰۰۱۲***	۰/۰۰۰۰۰۹***
RV	۰/۱۷۵۲	۴۷۹۹۰	۰/۱۲۰۱
RVW	۰/۸۲۱	۵۶۷/۲	۰/۰۵۰۳
RVM	−۰/۵۵۵**	۶۶۷۹	−۰/۵۲۲۳**
RQ_1	۲۲۰/۱	۲/۴۲۴	۲۱۲۳*
RJ_1	–	−۴۷۹۹۰	–
RJ_2	–	−۵۶۷	–
RJ_3	–	−۶۶۷۹	–
آماره F	۳/۱۶	۰/۲۲۴	۳/۷۲
R^2 (٪)	۲۹/۴	۲۷/۱	۲۶/۵

R^2 تعدیل‌شده (٪)	۲۸/۷	۲۵/۳	۲۴/۱
MSE	۴/۳۴	۹/۱۰۷	۱/۳۱۷
QLIKE	۰/۰۰۶	۳/۱۹۱	۰/۰۰۷
	صندوق‌های سهامی		
	توسعه اطلس مفید	امین تدبیرگران	آسمان آرمانی
ضریب ثابت	۰/۰۰۰۰۴۴	۰/۰۰۰۲**	−۱/۳۴۴**
RV	−۲۱۵۰۰***	۲۵۷۴***	۷۰۷/۲
RVW	۱۵۹۳۰	−۱۱/۲۱	−۶۱۷۱*
RVM	۲۶۴۵۰**	۵۹۱	۱۱۱۲۰***
RQ_1	۶/۴۴۴	−۱۰/۲۶***	−۹/۷۱۳
RJ_1	۲۱۵۰۰***	−۲۵۷۴***	−۷۰۶/۷
RJ_2	−۱۵۹۳۰	۱۱۲۱	۶۱۷۱*
RJ_3	−۲۶۴۵۰**	−۵۹۱	−۱۱۱۲۰***
آماره F	۲۰/۷۶	۸/۳۱	۶/۸۳
R^2 (٪)	۵۶/۱	۴۱/۸	۳۸/۱۴
R^2 تعدیل‌شده (٪)	۵۵/۲	۴۰/۴	۳۷/۸
MSE	۰/۰۲۶	۰/۰۰۳	۰/۰۲۴
QLIKE	۰/۰۱۰	۰/۰۰۴	۰/۰۲۹

یادداشت‌ها:

تخمین‌های مدل حداقل مربعات معمولی رگرسیون‌های پیش‌بینی نوسانات روزانه و هفتگی و ماهانه خودرگرسیون ناهمگن با درجه دوم و جهش را گزارش می‌کند. نوسانات و پرش‌های تحقق‌یافته از داده‌های پانزده‌دقیقه‌ای از ۱۳۹۹ الی ۱۴۰۱ به‌صورت مشاهده روزانه ایجاد شده است.

مقادیر سطح معناداری * (۹۵٪)، ** (۹۹٪) و *** (۹۹/۹٪) گزارش شده است.

همان‌طوری که ملاحظه می‌شود اضافه نمودن جزء پرش به مدل خودرگرسیون ناهمگن با خطای شرطی، مجدداً در صندوق‌های سهامی R^2 را افزایش داده است که بیانگر افزایش چشم‌گیر سطح انطباق تخمین بر داده‌ها است. ازآنجایی‌که بالرسلف و همکاران (Bollerslev *et al*., 2016) دریافتند که مدل خودرگرسیون ناهمگن با خطای شرطی برای پیش‌بینی کوتاه‌مدت، یک نسخه ساده‌شده مفید است چرا که بیش‌تر تورش در پیش‌بینی‌ها به دلیل خطای تخمین در RV_{t-1}^{d} است و با مقایسه این مدل و مدل پرشی آن با مدل‌های خودرگرسیون ناهمگن و خودرگرسیون ناهمگن با جهش ملاحظه می‌شود که ضریب تعیین افزایش خوبی داشته باشد؛ پس نتیجه می‌شود که این مدل‌ها قدرت پیش‌بینی‌کنندگی در کوتاه‌مدت را دارند.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش به بررسی نوسانات تحقق‌یافته در صندوق‌های قابل‌معامله در بورس تهران پرداخته است. بدین منظور از شش صندوق سهامی و درآمد ثابت استفاده شده است. در این پژوهش ریسک پرش از دو مدل خودرگرسیون ناهمگن با جهش و خودرگرسیون ناهمگن با درجه دوم و جهش که توسط باندوف – نیلسن و شپارد (Barndorff-Nielsen and Shephard, 2004, 2006) توسعه یافته بر اساس معیارهای نوسانات و تغییرات توان دوم واقعی می‌باشد مورد بررسی قرار گرفته است. ازآنجایی‌که پرش دارای یک فرآیند تصادفی و دارای حرکات گسسته به‌جای حرکت مستمر است، این پژوهش نشان داد که با وجود نوسانات پایین در صندوق‌های با درآمد ثابت فقط در برخی از صندوق‌های ازجمله امین یکم فردا شاهد ریسک پرش به‌صورت غیرمعنادار در مدل بودیم که بیانگر آن است در این صندوق‌ها نوسان تحقق‌یافته تماماً ناشی از پرش نیست و سری پرش‌ها قابلیت استفاده برای پیش‌بینی آینده را ندارند؛ درحالی‌که در صندوق‌های سهامی پرش‌ها قابلیت پیش‌بینی را داشته و ضرایب آن معنادار بوده است. این پژوهش به‌خوبی با تأیید نتایج پژوهش بکارت و هوروا (Bekaert and Hoerova, 2014) و کنراد و لوچ (Conrad and Loch, 2015) نشان داد که چگونه استفاده از مدل‌های مختلف پیش‌بینی مبتنی بر نوسانات تحقق‌یافته از جمله نسخه‌های مدل‌های خودرگرسیون ناهمگن با جهش، خودرگرسیون ناهمگن با خطای شرطی و خودرگرسیون ناهمگن با درجه دوم و جهش که در این پژوهش تجزیه‌وتحلیل شده‌اند، می‌تواند به طور معناداری بر تخمین‌ها تأثیر بگذارد. همچنین نتایج تخمین برون نمونه‌ای نشان می‌دهد که خودرگرسیون ناهمگن با درجه دوم و جهش بهترین مدل با بالاترین ضریب تعیین بالا و کوچک‌ترین میانگین و توابع زیان معیارهای میانگین مربعات خطا و شبه درست‌نمایی که در بهترین حالت برای صندوق سهامی توسعه اطلس مفید بالای ۳۰ درصد بوده است و از این نظر می‌توان به موفقیت پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت از سوی تحلیلگران و سفته‌بازان در بازار امیدوار بود. به‌طورکلی نتایج قدرت پیش‌بینی‌کنندگی این مدل‌ها را برای نوسانات صندوق‌های قابل‌معامله در بورس تهران را پایین تخمین زده است و ازاین‌رو می‌تواند عواقب نامناسبی برای تحلیلگران تکنیکال و سفته‌بازان در بازار به وجود آورد. این نتایج مشابه یافته‌های یی و همکاران (Ye *et al*., 2022) و اودوسامی (Odusami, 2021) بوده است. نهایتاً باتوجه‌به نتایج به‌دست‌آمده در این پژوهش پیشنهاد می‌شود که تحلیلگران و فعالان بازارهای مالی توجه نمایند که نوسانات با پیش‌بینی پایین می‌تواند عواقب بدتری نسبت به پیش‌بینی بیش از حد داشته باشد؛ درحالی‌که پیش‌بینی بیش از حد ممکن است باعث محتاط بودن بیش از حد سرمایه‌گذاران و ازدست‌دادن سودهای بالقوه در بازار

شود و در این وضعیت حتی زیان‌های قابل‌توجهی دور از انتظار نیست است. بااین‌حال، اگر نوسانات پیش‌بینی نشده باشد، می‌تواند عواقب شدیدتری را به همراه داشته باشد. نهایتاً لازم به ذکر است که این پژوهش به دور از محدودیت نبوده است و یکی از محدودیت‌های اصلی پژوهش عدم دسترسی در مراکز پردازش اطلاعات مالی به داده‌های دقایقی برای سال‌های قبل است که مانع از تحلیل بیش‌تر سایر صندوق‌ها شده است. برای پژوهش‌های آتی نیز پیشنهاد می‌شود با درنظرگرفتن سایر مدل‌های رگرسیون ناهمگن برای پیش‌بینی نوسانات این صندوق‌های و سهام شرکت‌های بورسی استفاده شود.

٦- تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافع در این پژوهش وجود ندارد.

۷- منابع

Andersen, T. G., & Bollerslev, T. (1998). Answering the skeptics: Yes, standard volatility models do provide accurate forecasts. *International economic review*, *39*(4), 885-905.

Andersen, T. G., Benzoni, L., & Lund, J. (2002). An empirical investigation of continuous-time equity return models. *The Journal of Finance*, *57*(3), 1239-1284.

Andersen, T. G., Bollerslev, T., & Diebold, F. X. (2007). Roughing it up: Including jump components in the measurement, modeling, and forecasting of return volatility. *The review of economics and statistics*, *89*(4), 701-720.

Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., & Ebens, H. (2001). The distribution of realized stock return volatility. *Journal of financial economics*, *61*(1), 43-76.

Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., & Labys, P. (2003). Modeling and forecasting realized volatility. *Econometrica*, *71*(2), 579-625.

Andrii, K., Maryna, N., & Mariana, K. (2020). Complex risk analysis of investing in agriculture ETFs. *International Journal of Industrial Engineering and Production Research*, *31*(4), 579-586.

Bahreini, A., Fard, M. A., & Khoshnood, M. (2023). Developing an LSTM neural network model for predicting blocktrade transaction valuation. *Journal of Advances in Finance and Investment*, *4*(4), 145-176. [In Persian]

Barndorff-Nielsen, O. E., & Shephard, N. (2004). Power and bipower variation with stochastic volatility and jumps. *Journal of financial econometrics*, *2*(1), 1-37.

Barndorff-Nielsen, O. E., & Shephard, N. (2006). Econometrics of testing for jumps in financial economics using bipower variation. *Journal of financial Econometrics*, *4*(1), 1-30.

Bekaert, G., & Hoerova, M. (2014). The VIX, the variance premium and stock market volatility. *Journal of econometrics*, *183*(2), 181-192.

Bollerslev, T., Patton, A. J., & Quaedvlieg, R. (2016). Exploiting the errors: A simple approach for improved volatility forecasting. *Journal of Econometrics*, *192*(1), 1-18.

Bollerslev, T., Pattona, A. J., & Quaedvliegb, R. (2015). Improving Realized Volatility Forecasts using High Frequency Distribution Theory. *Aarhus Universitet*.

Branger, N., Schlag, C., & Schneider, E. (2008). Optimal portfolios when volatility can jump. *Journal of Banking & Finance*, *32*(6), 1087-1097.

Brunnermeier, M. K. (2009). Deciphering the liquidity and credit crunch 2007–2008. *Journal of Economic perspectives*, *23*(1), 77-100.

Bu, R., Hizmeri, R., Izzeldin, M., Murphy, A., & Tsionas, M. (2023). The contribution of jump signs and activity to forecasting stock price volatility. *Journal of Empirical Finance*, *70*, 144-164.

Byun, S. J., & Kim, J. S. (2013). The information content of risk-neutral skewness for volatility forecasting. *Journal of Empirical Finance*, *23*, 142-161.

Celik, S., & Ergin, H. (2014). Volatility forecasting using high frequency data: Evidence from stock markets. *Economic modelling*, *36*, 176-190.

Chung, S. L., Tsai, W. C., Wang, Y. H., & Weng, P. S. (2011). The information content of the S&P 500 index and VIX options on the dynamics of the S&P 500 index. *Journal of Futures Markets*, *31*(12), 1170-1201.

Conrad, C., & Loch, K. (2015). The variance risk premium and fundamental uncertainty. *Economics Letters*, *132*, 56-60.

Cont, R., & Tankov, P. (2003). *Financial modelling with jump processes*. Routledge.

Corsi, F. (2009). A simple approximate long-memory model of realized volatility. *Journal of Financial Econometrics*, *7*(2), 174-196.

Fallahpour, S., & Motaharinia, V. (2016). Including Jump Components in Modeling and Forecasting Realized Volatility: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Financial Engineering and Portfolio Management*, *8*(32), 171-190. [In Persian]

Ghysels, E., Santa-Clara, P., & Valkanov, R. (2005). There is a risk-return trade-off after all. *Journal of financial economics*, *76*(3), 509-548.

Kaviani, M., Gavara, M., & Nazari, Z. (2024). An Analysis of the Volatility and Return Spillover of Venture Capital ETFs in the Tehran Stock Exchange. *Journal of Advances in Finance and Investment*, *5*(1), 29-48. [In Persian]

Koopman, S. J., Jungbacker, B., & Hol, E. (2005). Forecasting daily variability of the S&P 100 stock index using historical, realised and implied volatility measurements. *Journal of Empirical Finance*, *12*(3), 445-475.

Laopodis, N. T. (2020). *Understanding investments: Theories and strategies*. Routledge.

Liu, H. C., Chiang, S. M., & Cheng, N. Y. P. (2012). Forecasting the volatility of S&P depositary receipts using GARCH-type models under intraday range-based and return-based proxy measures. *International Review of Economics & Finance*, *22*(1), 78-91.

Liu, L., & Wan, J. (2012). A study of Shanghai fuel oil futures price volatility based on high frequency data: Long-range dependence, modeling and forecasting. *Economic Modelling*, *29*(6), 2245-2253.

Maluf, Y. S., & Medeiros, O. R. (2014). Value-at-Risk of Brazilian ETFs with Extreme Value Theory Approach. *Revista de Finanças Aplicadas*, *1*(1), 1-34.

Marshall, B. R., Nguyen, N. H., & Visaltanachoti, N. (2013). ETF arbitrage: Intraday evidence. *Journal of Banking & Finance*, *37*(9), 3486-3498.

Merton, R. C. (1976). Option pricing when underlying stock returns are discontinuous. *Journal of financial economics*, *3*(1-2), 125-144.

Mirzaee, M. (2018). Analysis of Realized Volatility in Tehran Stock Exchange using Heterogeneous Autoregressive Models Approach. *Financial Research Journal*, *20*(3), 365-388. [In Persian]

Odusami, B. O. (2021). Forecasting the Value-at-Risk of REITs using realized volatility jump models. *The North American Journal of Economics and Finance*, *58*, 101426.

Patton, A. J. (2011). Volatility forecast comparison using imperfect volatility proxies. *Journal of Econometrics*, *160*(1), 246-256.

Peng, W., & Yao, C. (2022). Co-jumps, co-jump tests, and volatility forecasting: monte carlo and empirical evidence. *Journal of Risk and Financial Management*, *15*(8), 334-354.

Samavi, M. E., Nikoomaram, H., Madanchi Zaj, M., & Yaghobnezhad, A. (2022). Dynamic GAS Based Modeling for Predicting and Assessing the Value at Risk of Tehran Stock Exchange Index and Gold. *Journal of Advances in Finance and Investment*, *3*(7), 95-120. [In Persian]

Tseng, T. C., Chung, H., & Huang, C. S. (2009). Modeling jump and continuous components in the volatility of oil futures. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, *13*(3).

Tseng, T. C., Lee, C. C., & Chen, M. P. (2015). Volatility forecast of country ETF: The sequential information arrival hypothesis. *Economic Modelling*, *47*, 228-234.

Wang, J., & Yang, M. (2009). Asymmetric volatility in the foreign exchange markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *19*(4), 597-615.

White, H. (2000). A reality check for data snooping. *Econometrica*, *68*(5), 1097-1126.

Ye, W., Xia, W., Wu, B., & Chen, P. (2022). Using implied volatility jumps for realized volatility forecasting: Evidence from the Chinese market. *International Review of Financial Analysis*, *83*, 102277.

Zomorodian, G., Rahnamay Roodposhti, F., & Borzabadi Farahani, M. (2019). The ranking of Exchange-Trade Funds (ETFs); Applying the parametric value at risk approach. *Journal of Investment Knowledge*, *8*(31), 193-208. [In Persian]

COPYRIGHTS

© 2024 by the author. Published by Islamic Azad University, Esfarayen Branch. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) (http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).